
Revista de **Economia**

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

PKP

PUBLIC
KNOWLEDGE
PROJECT



Reitor

Zaki Akel Sobrinho

Vice-Reitor

Rogério Mulinari

Diretor da Editora UFPR

Gilberto de Castro

Revista de Economia, volume 40, número 2 (ano 38), Maio/Agosto 2014
Publicação quadrimestral do Departamento de Economia da UFPR

Editores-chefe

Raquel Rangel de Meireles Guimarães (UFPR)

Conselho Editorial Executivo

João Basílio Pereima, Maurício Vaz Lobo Bittencourt, José Felipe Araujo de Almeida,
Eduardo Angeli, Gustavo Pereira da Silva, Terciane Sabadini.

Editores Associados

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.ufpr.br

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

Volume 40, n. 2, (ano 38), mai./ago. 2014
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: Elivelton Pontes,

Luiz Carlos Ribeiro Neduziak, Manuela Merki, Nayara de Oliveira Marques, Rodrigo Henrique Bosco.

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, 2014
v. 40, n.2, ano 38, 2014

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, 2014

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.

Sumário

7

Determinação dos Salários num Modelo de Shirking-Matching
com Informação Assimétrica

*Wage determination in a shirking -matching model with asymmetric
information*

Rodolfo Ferreira Ribeiro da Costa

Isaac Ricarte Evangelista

Márcio Veras Corrêa

23

A Regulação do Mercado de Saúde e os Efeitos sobre a Seleção Adversa

The Market Regulation and the Health Effects on Adverse Selection

André Nunes

Fernando Antônio Ribeiro Soares

Flávio Augusto Correa Basílio

39

Microfundamentos: Hyman P. Minsky e os modelos de
fragilidade financeira

*Microfoundations: Hyman P. Minsky and the financial
fragility models*

Marília Bassetti Marcato

Análise da Influência do Mercado Financeiro sobre o Mercado Futuro Agropecuário no Brasil

Analysis of the Influence of Financial Market on Brazilian Agricultural-Futures Market

Viviane Araujo da Silva

Leonardo Bornacki de Mattos

Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da convergência da renda per capita dos estados para o período de 1994 e 2010

Income inequality in Brazil: an analysis of convergence for the period between 1994 and 2010

Mariana Camarin Gazonato

Alexandre Lopes Gomes

Raphael Roberto de Goes Reis

O Programa Bolsa Família e a Oferta de Trabalho: Evidências para o Brasil e Paraná

The program Bolsa Família and the labour supply: evidences for Brazil and Paraná

Dryelli Jales Costa

Marina Silva da Cunha

O impacto da preferência pela liquidez na disponibilidade de crédito dos municípios do Espírito Santo

The impact of the liquidity preference in credit availability of the municipalities of Espírito Santo

Edson Zambon Monte

Mirian Almeida Viana

Tabagismo e Externalidades da Alfabetização no Ceará

Smoking and Literacy Externalities: evidence from Ceará

Felipe Garcia Ribeiro

André Carraro

Determinação dos Salários num Modelo de *Shirking-Matching* com Informação Assimétrica

Rodolfo Ferreira Ribeiro da Costa¹

Isaac Ricarte Evangelista²

Márcio Veras Corrêa³

Resumo: O objetivo deste trabalho é apresentar a condição ótima para determinação do salário num modelo de *Shirking-Matching* onde o problema de *moral hazard* é presente. O cenário vigente é baseado num modelo de busca, onde as firmas e trabalhadores estabelecem o nível de salários através de um processo de barganha. As firmas são homogêneas e possuem livre entrada no mercado. Existem dois tipos de trabalhadores que vivem infinitamente: os educados/habilitados e os não-educados/não-habilitados. No equilíbrio, observa-se uma condição para equação de salário que deve proporcionar ao trabalhador um nível de renda superior o que seria obtido pelo mesmo quando ele se encontra na situação de desemprego. Ainda, a regra de determinação da função *market tightness* é dada pela seguinte condição: a contratação de um novo trabalhador deve gerar um fluxo de produto tal que o ganho proveniente de um posto de trabalho ocupado seja igual ao custo unitário de recrutamento descontado. Observou-se uma relação negativa entre o poder de barganha do trabalhador e a taxa de desemprego.

Palavras Chaves: Shirking, Matching, Risco Moral, Salários.

Classificação JEL: D82; J31; J64

¹ Graduado em Economia pela UERN, Mestre em Economia pela UFPB, Doutor em Economia pelo CAEN/UFC e Pós Doutorado em Economia pela UFRN. E-mail: rodolfofre@yahoo.com.br

² Graduado em Matemática pela UFC, Mestre em Economia pelo CAEN/UFC e Doutorado em Economia pelo CAEN/UFC. E-mail: isaac.evangelista@gmail.com

³ Graduado em Economia pela Unifor, Mestre em Economia pelo CAEN/UFC, Doutor em Economia pela Universidade Técnica de Lisboa - UTL e Pós Doutor pela University of Cambridge. E-mail: marciovcorrea@

Wage determination in a shirking -matching model with asymmetric information

Abstract: *The purpose of this paper is to present the optimal condition for the determination of wages in Shirking-matching model where the problem of moral hazard is present. The current scenario is based on a Search Model, where firms and workers set the wage level through a process of bargaining. Firms are homogeneous and have free entry. There are two types of workers who live infinitely: the educated/skilled and no-educated/no-skilled. At equilibrium, there is an equation of condition for wages that must give the employee an income level above which would be obtained by even when he is in the unemployed. Still, the rule of determining the market tightness function is given by the following condition: hiring a new employee must produce a product stream such that the gain from a busy work station is equal to the discounted unit cost of recruitment. There was a negative relationship between the bargaining power of workers and the unemployment rate.*

Key Words: *Shirking, Matching, Moral hazard, Wages.*

JEL Classification: D82; J31; J64

Introdução

Num ambiente de mercado observa-se um fluxo de contratações e demissões proporcionado pela interação econômica entre empregadores e empregados. Muito deste movimento diz respeito aos problemas de informação implícitos a relação. Questões referentes ao potencial do trabalhador, bem como a sua reputação, não são observadas pela firma contratante, de modo que o resultado gerado pelo matching pode ser ineficiente.

O ponto de partida ao se tratar deste assunto remete ao contrato que determina a jornada de trabalho e, principalmente, o salário praticado durante o período no qual a relação empregador-trabalhador for estabelecida. O objetivo deste trabalho é apresentar a condição ótima para determinação do salário num modelo de *Shirking-Matching* onde o problema de *moral hazard* é presente. O cenário vigente é baseado num mercado competitivo Walrasiano, onde as firmas e trabalhadores estabelecem o nível de salários através de um processo de barganha.

Este *paper* baseia-se nos trabalhos de Rocheteau (2002) e Charlot e Decreuse (2010). O primeiro utiliza um modelo de *Shirking-Matching* envolvendo problemas de risco moral para determinar a condição ótima que rege o montante da jornada de trabalho e os salários para um grupo de países europeus. Suas

contribuições, baseadas num ambiente constituído por contínuo de agentes homogêneos (firmas e trabalhadores), procuram destacar que em países com alta taxa de desemprego, uma redução na jornada de trabalho promove uma variação negativa sobre a referida taxa. Ainda, os salários observados numa situação de livre negociação são superiores àqueles observados sobre considerações da teoria do salário eficiente. O segundo utiliza um modelo de *Search-Matching* com seleção adversa num cenário onde existe um contínuo de firmas homogêneas e um conjunto de trabalhadores heterogêneos divididos em dois grupos: educados/habilidosos e não educados/não-habilidosos. De acordo com estes últimos autores, o fluxo de produto que é igual ao salário pago ao ocupante de um posto de trabalho depende do nível de escolaridade do empregado. Aquele setor que possui uma força de trabalho mais habilidosa, consequentemente, é mais produtivo e, assim, é capaz de oferecer um maior nível de salários. Por fim, trabalhadores não educados subvalorizam o investimento em educação, enquanto os trabalhadores educados sobrevalorizam tal tipo de investimento.

Neste trabalho tratar-se-á a relação de barganha salarial entre firmas e trabalhadores com níveis educacionais diferenciados e sobre um contexto de *moral hazard*. Assim, utilizar-se-á o modelo de Rocheteau (2002) levando em consideração a proposta de Charlot e Decreuse (2010), que enquadravam os trabalhadores de acordo com seu nível de habilidade.

Portanto, a contribuição deste artigo para literatura sobre mercado de trabalho deve-se a análise da determinação do salário num ambiente com problemas de informação (*Moral Hazard*) e indivíduos com níveis de educação heterogêneos. Por fim, admite-se que os contratos são estacionários.

Além desta seção introdutória, o trabalho possui mais três seções. A próxima seção apresenta o modelo que será utilizada para tratar a relação entre firmas e trabalhadores, no que tange a determinação do salário, sobre informação assimétrica. A segunda proporciona de forma analítica a remuneração paga por posto de trabalho ocupado de acordo com o tipo específico do trabalhador. Por fim, as considerações finais.

1. O Modelo

1.1. Agentes

A economia vigente é composta por firmas homogêneas que possuem livre entrada no mercado e dois tipos de trabalhadores que vivem infinitamente: os educados/habilidosos (h) e os não-educados/não-habilidosos (l). O

tempo é denotado por t , os agentes descontam o valor de suas dotações a uma taxa $r \in \mathbb{R}^+$.

A utilidade do trabalhador i é representada pela diferença entre a renda total (x) e a desutilidade o trabalho $e(l)$:

$$U(x, l)_i = x_i - e(l)_i \quad (1)$$

onde, i refere-se ao i -ésimo tipo do trabalhador ($i = h, l$). l como subscrito refere-se ao tipo do trabalhador, enquanto que como variável, exprime o período de tempo destinado ao trabalho. Neste último caso $l \in [0, 1]$. A desutilidade do trabalho apresenta as propriedades usuais: é estritamente convexa, crescente $e(0) = 0$. De (1), pode-se representar a utilidade do trabalhador i descontada pela taxa r como segue:

$$\int e^{-rt} U[x(t), l(t)] dt$$

O fluxo de produção, $y(l)$, apresenta retornos constantes e é estritamente côncava nas horas de trabalho. Segundo Hart (1987) quando o trabalhador é exposto a uma grande jornada de trabalho observa-se uma queda de rendimento promovida pelo efeito fadiga. Ainda, observam-se as seguintes propriedades para função de produção:

$$y(0) = 0, y'(0) = \infty \text{ e } y'(\infty) = 0, y'(1) < e'(1) \text{ e } y'(0) > e'(0)$$

A primeira igualdade é bastante óbvia. Não se pode produzir sem utilizar alguma unidade do insumo trabalho. As duas seguintes correspondem às condições de Inada. Por fim, as desigualdades implicam que $l \in (0, 1)$ e que a desutilidade do trabalho é superior ao fluxo de produção quando o indivíduo enfrenta uma carga de trabalho igual a 24 horas.

A relação entre firmas e trabalhadores é dada pela função matching, $m(v, u)$ a qual exhibe retornos constante de escala. v refere-se ao número de vagas e u diz respeito ao número de desempregados, ambos endógenos. Ainda, verifica-se que $m(0, 0) = 0$ e $m(0, \infty) = m(\infty, 0) = \infty$. A função *market tightness*, que descreve a razão entre v e u , é dada por θ . Desta definição, é possível determinar a taxa na qual as vagas são preenchidas e a taxa de saída da situação de desemprego, respectivamente:

$$q(\theta) = m(v, u)/v \text{ e } \theta q(\theta) = m(v, u)/u \quad (2)$$

onde, $q'(\cdot) < 0, q(0) = \infty$ e $q(\infty) = 0$.

A elasticidade de $q(\cdot)$ e de $\theta q(\theta)$ em relação à θ é dada, respectivamente, por:

$$\eta = \left(\frac{-q'(\theta)}{q(\theta)} \right) \theta \in [0, 1] \text{ e } 1 - \eta = \left(\frac{q(\theta) + \theta q'(\theta)}{q(\theta)} \right)$$

A destruição de um posto de trabalho é dada por um processo de Poisson com taxa de chega $\delta \in \mathbb{R}^+$. Este processo gera um fluxo de desemprego igual a $\delta(1 - u)$. No estado estacionário observa-se que este fluxo deve ser igual ao fluxo de saída da situação de desemprego. Logo,

$$\begin{aligned} u\theta q(\theta) &= \delta(1 - u) \\ u &= \left(\frac{\delta}{\delta + \theta q(\theta)} \right) \end{aligned} \tag{3}$$

e, portanto, a taxa de desemprego é decrescente em θ .

1.2. Problema de Moral Hazard

Como a economia é composta por trabalhadores de dois tipos, h e l , e a firma não observa o tipo de trabalhador que esta contratando, faz-se necessária uma *proxy* sobre as habilidades do trabalhador que ajude a identificar o seu tipo de comportamento. Por simplicidade, admita que as firmas observam o nível de escolaridade do trabalhador, sendo que aqueles trabalhadores com o nível de escolaridade mais alto, na média, são aqueles considerados educados e, portanto, sejam os mais produtivos.

O problema de *moral hazard* surge devido ao hiato de produto que pode ser observado dentro de um processo produtivo: o produto gerado por um trabalhador habilidoso, y_h , pode ser inferior a média dos trabalhadores educados, y_h , e, de forma semelhante, o produto criado pelos trabalhadores não-habilidosos, y_l , pode estar aquém da média produzida pelo seu tipo, y_l . Assim, a taxa de Shirking pode ser expressa como segue:

$$s = \left(\frac{\bar{y}(l_i) - y(l_i)}{\bar{y}(l_i)} \right)$$

Enquanto o trabalhador está melhor fazendo $s = 1$, pois ele exerce um esforço menor e ganha o mesmo salário que os demais trabalhadores do seu tipo, a firma está melhor quando $s = 0$, pois o trabalhador do tipo i exerce um esforço equivalente a média do seu grupo.

Para evitar tal transtorno, Shapiro e Stiglitz (1984) propõem um mecanismo de inspeção a ser realizado de acordo com um processo de Poisson com taxa de chegada dada por $\lambda \in \mathbb{R}^+$. Caso, $s > 0$ o trabalhador do tipo i será demitido. Portanto, além da probabilidade de demissão via destruição do posto de trabalho, δ , existe a probabilidade de demissão via inspeção, λ .

1.3. Função Valor do Trabalhador e da Firma

A função valor do trabalhador i satisfaz a seguinte equação de precificação de ativos:

$$rv_{Ei}(w_i) = \max_{s \in [0,1]} \{w_i - e((1-s)l_i) + (\lambda 1_{(0,1]}(s) + \delta)(v_{ui} - v_{Ei}(w_i))\} \quad (4)$$

onde, rv_{Ei} é a utilidade esperada de um trabalhador empregado do tipo i , v_{ui} é a utilidade esperada de um trabalhador desempregado do tipo i , w_i é o salário real do trabalhador do tipo i , $1_{(0,1]}(s)$ é uma função indicador que é igual a unidade quando o argumento é positivo e igual a zero caso contrário. A função valor do trabalhador do tipo i destaca que ele recebe uma renda w_i e, em contrapartida, incorre numa desutilidade dada por $e((1-s)y_i)$. Ainda, observa-se que ele possui uma probabilidade de se encontrar desempregado, caso o trabalho seja destruído, igual a $\delta \in \mathbb{R}^+$ e, caso seja demitido, igual a $\delta \in \mathbb{R}^+$ se $s > 0$ e 0 caso contrário.

A estratégia ótima do trabalhador do tipo i é escolher $s \rightarrow 0$ se e somente se:

$$v_{Ei}(w_i) - v_{ui} \geq \frac{e(l_i)}{\lambda} \quad (5)$$

A expressão acima representa a condição *No-Shirking* (NSC). Ela retrata que o ganho de um trabalhador estar empregado deve ser superior a desutilidade do trabalho ponderada pela probabilidade de demissão.

De forma similar, a função valor do trabalhador do tipo i que se encontra desempregado é dada como segue:

$$rv_{ui}(w_i) = b + \theta q(\theta)(v_{Ei}(w_i) - v_{ui}) \quad (6)$$

onde $b \in \mathbb{R}^+$, é valor do seguro desemprego independente do tipo do trabalhador, o segundo termo representa o ganho de capital esperado.

A função valor da firma, denotada por $v_j(w_i)$, satisfaz a seguinte equação de precificação de ativos:

$$rv_j(w_i) = \sum y(l_i) - \sum w_i + \delta \sum \{v_{Vi} - v_j(w_i)\} \quad (7)$$

O valor de uma vaga de trabalho, v_{Vi} , é dada pela seguinte equação de Bellman:

$$rv_{Vi} = -\gamma + q(\theta)\{v_j(w_i) - v_{Vi}\} \quad (8)$$

onde, γ é o custo de procura por um trabalhador, o qual é independente do tipo do trabalhador.

Tomando $v_{Vi} = 0$, temos que:

$$v_j(w_i) = \frac{\gamma}{q(\theta)} \quad (9)$$

Logo, em equilíbrio, o valor de uma vaga ocupada deve ser igual ao custo médio de recrutamento. Substituindo (9) em (7), obtém-se θ como uma função decrescente da renda real do trabalhador:

$$y(l_i) - w = (r + \delta) \frac{\gamma}{q(\theta)} \quad (10)$$

1.4. Barganha de Nash

O ambiente estudado neste trabalho baseia-se numa economia onde firmas e trabalhadores determinam o nível salarial de acordo com um processo de barganha. Uma vez determinado o salário do trabalhador do tipo i , w_i , chega-se a um contrato do tipo estacionário, ou seja, ele não muda em função do tempo.

De acordo com Rocheteau (2002), Pissarides (2000), Marimon e Zilibotti (2000) o processo de barganha deve atender a condição de *No-Shirking*, de modo que o mínimo salário deve ser tal que impeça o trabalhador de ser *Shirking*. O resultado da negociação não pode violar a NSC, caso contrário o excesso da empresa seria negativo. O resultado do processo de barganha combina a solução de Nash assimétrica com pontos que iguala os valores respectivos do empregador e trabalhador num *Search* contínuo.

Com o poder de barganha do trabalhador do tipo h e l dados, respectivamente, por $\alpha, \beta \in (0, 1)$, com $\alpha + \beta < 1$, pode-se apresentar o problema de barganha como segue:

$$\max_{w_i \in [0, y_i]} [v_{Eh}(w_h) - v_{uh}]^\alpha [v_{El}(w_l) - v_{ul}]^\beta [v_j(w_i)]^{1-\alpha-\beta}$$

Sujeito a $v_{Ei}(w_i) - v_{ui} \geq \frac{e(l_i)}{\lambda}$, com $i = h, l$.

Esta restrição pode ser reescrita, utilizando as equações (4) e (6), como:

$$w_i \geq (r + \delta) \frac{e(l_i)}{\lambda} + e(l_i) + rv_{ui}, \text{ com } i = h, l. \quad (11)$$

Admite-se que a restrição é ativa.

Uma condição necessária e suficiente para formação de um matching sobre transferência de utilidade é que:

$$v_{Ei}(w_i) - v_{ui} + v_j(w_i) = \frac{y(l_i) - e(l_i) - rv_{ui}}{r + \delta} \geq \frac{e(l_i)}{\lambda} \quad (12)$$

A solução analítica do problema de barganha pode ser obtida utilizando as equações (4), (7) e multiplicando cada termo do produto de Nash por $(r + \delta)$. Assim, as condições de primeira ordem são dadas por:

$$\alpha \left(\frac{y(l_h) - w_h}{w_h - e(l_h) - rv_{uh}} \right)^{1-\alpha} - (1 - \alpha - \beta) \left(\frac{w_h - e(l_h) - rv_{uh}}{y(l_h) - w_h} \right)^{1-\alpha-\beta} + \xi = 0 \quad (13)$$

$$\beta \left(\frac{y(l_l) - w_l}{w_l - e(l_l) - rv_{ul}} \right)^{1-\beta} - (1 - \alpha - \beta) \left(\frac{w_l - e(l_l) - rv_{ul}}{y(l_l) - w_l} \right)^{1-\alpha-\beta} + \xi = 0 \quad (14)$$

$$\xi \left(w_i - (r + \delta) \frac{e(l_i)}{\lambda} + e(l_i)rv_{ui} \right) = 0 \quad (15)$$

onde, ξ é o multiplicador de lagrange associado com a condição de *No-Shirking*.

2. Determinação do Nível de Salários

Posto todo problema enfrentado pelas firmas e trabalhadores na divisão dos ganhos do matching através de um sistema de barganha de Nash, passa-se a determinação do nível de salário e, assim, do contrato de trabalho numa situação de informação assimétrica com *moral hazard*.

Sendo a restrição do problema de maximização dos ganhos do *matching* ativa, ou seja, considerando a condição de *No-Shirking* como *binding*, verifica-se a partir da equação (14) e (15) a seguinte expressão para a renda do trabalhador empregado:

$$w_h = (r + \delta) \frac{e(l_h)}{\lambda} + e(l_h) + rv_{uh} \quad (16)$$

$$w_l = (r + \delta) \frac{e(l_l)}{\lambda} + e(l_l) + rv_{ul} \quad (17)$$

Assim, das equações (16) e (17), pode-se verificar que o salário do trabalhador do tipo i , w_i , é dado pelo fluxo de renda do trabalhador i (primeiro termo do lado direito das equações), gerado pelo problema de *moral hazard*, e por seu salário de reserva (dois últimos termos do lado direito das equações). Ainda, não se identifica uma relação entre o poder de barganha do trabalhador do tipo i , bem como, da sua produtividade, sobre salários.

A renda do trabalhador desempregado do tipo i pode ser obtida da equação (6). Logo, o valor descontado recebido por um trabalhador desempregado é dado como segue:

$$rv_{uh}(w_h) = b + \theta q(\theta) \frac{e(l_h)}{\lambda} \quad (18)$$

$$rv_{ul}(w_l) = b + \theta q(\theta) \frac{e(l_l)}{\lambda} \quad (19)$$

Substituindo a equação (18) em (16),

$$w_h = (r + \delta) \frac{e(l_h)}{\lambda} + e(l_h) + b + \theta q(\theta) \frac{e(l_h)}{\lambda} \quad (20)$$

Da mesma forma, substituindo a equação (19) em (17), temos

$$w_l = (r + \delta) \frac{e(l_l)}{\lambda} + e(l_l) + b + \theta q(\theta) \frac{e(l_l)}{\lambda} \quad (21)$$

Portanto, o salário do trabalhador do tipo i depende positivamente da sua desutilidade sobre o trabalho e da taxa de saída da situação de desemprego.

A partir de (10) e (20 e 21) obtém-se a condição de equilíbrio que determina o valor da função *market tightness*, θ :

$$\xi = w_i - \phi y(l_i) - (1 - \phi)(e(l_i) + rv_{ui}) \quad (22)$$

com $i = h, l$.

Portanto, o salário do trabalhador do tipo i depende positivamente da sua desutilidade sobre o trabalho e da taxa de saída da situação de desemprego. O salário de equilíbrio oferecido ao trabalhador do tipo i deve ser tal que o seu valor compense a sua desutilidade por trabalhar e ao valor recebido por não estar empregado.

Proposição 1 – Num equilíbrio de busca, assumindo a condição de *No-Shirking*, a quantidade de trabalho realizada pelo trabalhador do tipo i é

superior ao observado na ausência do *Shirking*.

Prova – De acordo com a condição de primeira ordem do problema de barganha, temos:

$$\xi = w_i - \phi y(l_i) - (1 - \phi)(e(l_i) + rv_{ui}) \quad (22)$$

onde, $\xi = (y(l_i) - w_i)^\phi (w_i - e(l_i) - rv_{ui})^{(1-\phi)}$ e $\phi = \alpha + \beta$

Substituindo as equações (20) e (21) em (22),

$$\xi = (r + \delta) \frac{e(l_i)}{\lambda} + e(l_i) + b + \theta q(\theta) \frac{e(l_i)}{\lambda} - \phi y(l_i) - (1 - \phi)(e(l_i) + rv_{ui})$$

Por (21) e (22),

$$\xi = (r + \delta) \frac{e(l_i)}{\lambda} + e(l_i) + b + \theta q(\theta) \frac{e(l_i)}{\lambda} - \phi y(l_i) - e(l_i) - b - \theta q(\theta) \frac{e(l_i)}{\lambda} + \phi(e(l_i) + rv_{ui})$$

$$\xi = (r + \delta) \frac{e(l_i)}{\lambda} - \phi y(l_i) + \phi(e(l_i) + rv_{ui})$$

$$\frac{\xi}{(r + \delta)} = \frac{e(l_i)}{\lambda} - \frac{\phi y(l_i) + \phi(e(l_i) + rv_{ui})}{(r + \delta)} \quad (23)$$

De (12), temos que $\xi \leq 0$. Mas isto contradiz que a condição de *No-Shirking* é *binding*. Assim, a quantidade de produto gerado com o atendimento da condição de *No-Shirking* é superior ao montante produzido quando o *Shirking* é observado. Consequentemente, um produto maior é obtido por uma maior quantidade de trabalho empregada pelo trabalhador do tipo i .

Este trabalho coloca a firma com um agente capaz de influenciar o salário e mostra que não é simplesmente aumentar o nível educacional para que o salário do trabalhador aumente como observado por Charlot e Decreuse (2010). Verifica-se que com uma firma implantando um sistema de compatibilidade em incentivos e participação, ela exerce influência sobre o nível salarial do trabalhador do tipo i .

Segundo Spence (1973) o retorno esperado sobre o investimento em educação para indivíduos com baixas qualidades é negativo, pois os mecanismos de determinação dos salários pelas firmas proporcionam um nível salarial que é inferior ao custo de um trabalhador com pouca qualificação se tornarem educados. Este resultado vai de encontro com os obtidos neste trabalho, os quais se contrapõem aos observados por Charlot e Decruese (2010).

A partir de (10) e (19) obtém-se a condição de equilíbrio que determina o valor da função *market tightness*, θ :

$$(r + \delta) \frac{\gamma}{q(\theta)} = y(l_i) - (r + \delta) \frac{e(l_i)}{\lambda} - e(l_i) - b - \theta q(\theta) \frac{e(l_i)}{\lambda} \quad (24)$$

com $i = h, l$.

A partir de (21), identifica-se a razão entre o número de postos de trabalhos ofertados e o número de trabalhadores desempregados. No equilíbrio, o valor descontado do custo unitário de recrutamento deve ser igual à diferença entre o produto gerado pelo trabalhador do tipo i , que oferece l_i horas de trabalho diário, e o custo de um posto de trabalho ocupado – formado pela soma entre a renda descontada para que o trabalhador se encontre melhor numa situação de empregado, o valor da sua desutilidade de trabalhar e o valor descontado recebido numa situação de desemprego.

De outra forma, a contratação de um novo trabalhador deve gerar um fluxo de produto tal que o ganho proveniente de um posto de trabalho ocupado seja igual ao custo unitário de recrutamento descontado. Este resultado segue a análise padrão realizada para determinação da quantidade de trabalho a ser contratada. Caso o resultado marginal da ocupação de um posto de trabalho seja positivo, a firma estaria melhor se aumentasse a quantidade de mão-de-obra. Caso contrário, se o resultado marginal for negativo, a firma encontrar-se-ia numa situação mais favorável optando por demitir alguns trabalhadores. Logo, tem-se o equilíbrio quando o resultado marginal é nulo.

De (23) e (24), temos:

$$\begin{aligned} (r + \delta) \frac{\gamma}{q(\theta)} &= y(l_i) - \xi - \phi y(l_i) + \phi(e(l_i) + rvui) - e(l_i) - b - \theta q(\theta) \frac{e(l_i)}{\lambda} \\ (r + \delta) \frac{\gamma}{q(\theta)} &= y(l_i) - \xi - \phi y(l_i) + \phi \left(e(l_i) + b + \theta q(\theta) \frac{e(l_i)}{\lambda} \right) - e(l_i) - b - \theta q(\theta) \frac{e(l_i)}{\lambda} \\ (r + \delta) \frac{\gamma}{q(\theta)} &= (1 - \phi) \left(y(l_i) - e(l_i) - b - \theta q(\theta) \frac{e(l_i)}{\lambda} \right) - \xi \end{aligned} \quad (25)$$

Proposição 2 – Num equilíbrio de busca, assumindo a condição de *No-Shirking*, uma redução no poder de barganha do trabalhador leva a uma

redução da taxa de desemprego.

Prova – A curva de oferta de postos de trabalho, dada por (25), que é ascendente na vizinhança do equilíbrio de busca, é afetada por uma modificação de ϕ .

Portanto, o poder de barganha dos trabalhadores afeta positivamente o número de vagas de trabalho demandada pelas firmas. Este resultado é diferente do verificado por Rocheteau (2002), que identificou uma correlação nula entre o poder de barganha dos trabalhadores e o número de postos de trabalho criados pelas firmas.

O equilíbrio de busca é dado pelo par (l_i, θ) tal que (24) é satisfeita. A existência e unicidade do equilíbrio de busca são demonstradas a seguir:

Proposição 3 – Sobre a seguinte condição,

$$y(l_i^*) - (r + \delta) \frac{e(l_i^*)}{\lambda} - e(l_i^*) - b - \theta q(\theta) \frac{e(l_i^*)}{\lambda} > 0 \quad (26)$$

o equilíbrio de busca com $l_i, \theta > 0$ existe e é único.

Prova – Existência: Admita que $\theta = 0$, ou seja, não existe recrutamento. Portanto, a condição de *No-Shirking* é *binding* e por (25), temos que $l_i^* = l_i$. De (26), o lucro por posto de trabalho ocupado (o produto menos o salário) é estritamente positivo. Assim, as firmas têm incentivos para entrar no mercado.

Unicidade: A intersecção entre a curva de oferta de postos trabalho (V) e a curva de trabalho ofertada pelos trabalhadores (L) estão no mesmo lado do locus de separação (S). De acordo com (25), L está situado abaixo do locus de separação quando $l_i^* \leq l_i$ e acima caso contrário. De acordo com (24), L está situado abaixo do locus de separação quando $\theta \leq \bar{\theta}$ e acima caso contrário.

Dois casos podem ser distinguidos:

- (i) A intersecção de V e L está localizada abaixo do locus de separação. V só pode cruzar o locus de separação para valores de l_i menores que l_i^* . Suponha que V e L se cruzam para algum $l_i^* \leq l_i$. Para todo $l_i^* \leq l_i$, V é negativamente inclinada e L está situado acima do locus de separação. Além disso, S vai para o infinito e V vai para 0 quando $l_i \rightarrow \infty$. Como consequência, V intercepta o locus de separação para algum $l_i^* \leq l_i$. Mas isto é impossível de acordo com a afirmação anterior. Assim, $V \cap L$ é dada para algum $l_i^* \leq l_i$.
- (ii) A intersecção de V e L está localizada acima do local de separação.

$\hat{V}$ e V cruzam o lócus de separação para alguns $l_i^* \leq l_i$. Para todo $l_i^* \leq l_i$, V é negativamente inclinada e L está situado acima do lócus de separação. Consequentemente, a intersecção de V e L também está localizada acima do local de separação.

A equação (26) afirma que uma condição necessária e suficiente para as empresas criem postos de trabalho é que os lucros esperados de um posto de trabalho ocupado, na ausência de qualquer congestionamento de outras empresas ($\theta = 0$), sejam positivos.

Considerações Finais

Analisando uma economia formada por trabalhadores heterogêneos e firmas idênticas, onde a formação dos salários é determinar de acordo com o processo de barganha entre empregadores e empregados, este trabalho se propôs determinar o nível de salários dos trabalhadores educados/habilitados e não-educados/não-habilitados baseado num modelo de *Shirking-Matching* num cenário com informação assimétrica com *moral hazard*.

No equilíbrio, observa-se uma condição para equação de salário, referente ao trabalhador do tipo i , onde o montante oferecido ao ocupante do posto de trabalho, atendendo a condição de *No-Shirking*, deve proporcionar ao mesmo um nível de renda superior o que seria obtido pelo trabalhador quando ele se encontra na situação de desemprego.

Como o trabalhador do tipo educado possui habilidades superiores ao trabalhador do tipo não-educado, um posto de trabalho ocupado por um educado proporciona um nível de produto médio superior ao observado quando o ocupante do cargo é não-educado. Consequentemente, o salário praticado entre os dois tipos de indivíduos deve ser diferente, sendo que o custo de um posto de trabalho ocupado por um trabalhador do tipo educado é superior ao observado quando a vaga é ocupada por um trabalhador do tipo não-educado.

Ainda, investir em educação não é condição suficiente para que a firma ofereça um nível salarial mais elevado como destacado por Charlot e Decreuse (2010). A realização de inspeções para verificar o comportamento produtivo do trabalhador é questão fundamental para determinação dos salários. Segundo Laffont e Martimort (2001), o mecanismo que é compatível em incentivos e atende a condição de participação é fator decisivo para determinação do valor oferecido pela firma a cada trabalhador. Contudo, aquele trabalhador de investir uma maior quantidade de recursos na sua formação tem maior probabilidade de adquirir uma maior recompensa.

A função market tightness, baseada na condição de equilíbrio apresentada na equação (20), destaca que a razão entre o número de vagas criadas e a quantidade de desempregados aumenta quando o valor gerado por uma nova contratação supera o custo médio de procura descontado. Por outro lado, quando o custo médio de procura é superior aos ganhos advindos de uma nova contratação, tem-se uma variação na criação de postos de trabalho inferior a observada pela taxa de desemprego e, assim, ocorrerá uma redução no parâmetro θ .

Ainda, destaca-se o efeito positivo do poder de barganha do trabalhador sobre a criação de novos postos de trabalho, proporcionando redução da taxa de desemprego. Resultado este não observado por Rocheteau (2002).

Por fim, recomenda-se, como uma extensão natural deste artigo, a caracterização dos trabalhadores através de um contínuo de tipos e/ou das firmas de forma heterogêneas.

Referências

- Charlot, O.; Decreuse, B. (2010). Over-education for the rich, under-education for the poor: A search-theoretic microfoundation. *Labour Economics*. n.º.17, p. 886–896, 2010.
- Charlot, O.; Decreuse, B. (2005). Self-selection in education with *matching* frictions. *Labour Economics*. n.º.15, p. 251–267, 2005.
- Gibbons, R. (1992). *Game theory for applied economists*. Princeton University Press. 1992.
- Hart, R.A. (1987). *Working time and employment*. Allen and Unwin, London. 1987.
- Laffont, J. J.; Martimort, D. (2001). *The theory of incentives: the principal-agent model*. Princeton University Press. 2001.
- Marimon, R.; Zilibotti, F. (2000). Employment and distributional effects of restricting working time. *European Economic Review*. n.º. 44, p. 1291–1326, 2000.
- Mas-Colell, A.; Whinston, M. D.; Green, J. L. (1995). *Microeconomic theory*. Oxford University Press. 1995.
- Pissarides, C. A. (2000). *Equilibrium unemployment theory*. 2nd Edition. MIT Press, Cambridge. 2000.
- Rocheteau, G. (2002). Working time regulation in a search economy with worker moral hazard. *Journal of Public Economics*. n.º. 84, p. 387–425, 2002.
- Shapiro, C.; Stiglitz, J. (1984). Equilibrium unemployment as a discipline device. *American Economic Review*. n.º. 74, p. 433–444, 1984.
- Spence, A. M. (1973). Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics*. n.º. 87, p. 355–374, 1973.

A Regulação do Mercado de Saúde e os Efeitos sobre a Seleção Adversa

André Nunes ¹

Fernando Antônio Ribeiro Soares ²

Flávio Augusto Correa Basílio ³

Resumo: O objetivo do artigo é verificar se após a adoção do novo marco regulatório para as operadoras de saúde no Brasil, com a proibição da seleção adversa, proibição da rescisão unilateral dos contratos e das limitações de carências, houve melhoria de bem-estar para os consumidores dos planos de saúde. Verificou-se que, embora ocorra seleção adversa nos dois períodos considerados, verifica-se um agravamento do problema após o advento da regulação.

Palavras-Chave: Regulação em Saúde, Seleção Adversa.

Classificação JEL: I18.

The Market Regulation and the Health Effects on Adverse Selection

Abstract: *The aim of this essay is to check if there has been improvement in the well-being of health insurance consumers after the adoption of a new regulatory mark which switched from a market of free enterprise action to a market of diverse controls and restrictions for health care providers, such as: prohibition of adverse selection, prohibition of unilateral contract annulment and limit setting. Although*

¹ Doutor em economia, professor da UnB. E-mail: andrenunes@unb.br.

² Doutor em economia, professor da UCB. E-mail: fernando.soares@ucb.br.

³ Doutor em economia, professor da UDF. E-mail: flaviobasilio@gmail.com.

adverse selection occurred in the two analyzed periods, it has been surveyed that there was an aggravation in the latter year.

Key Words: *Health regulation, adverse selection.*

JEL Classification: *I18.*

Introdução

O sistema de saúde brasileiro é pluralista em termos de formas organizacionais de atenção à saúde e das fontes de financiamento. Sua pluralidade se expressa nas quatro vias básicas de acesso da população aos serviços de saúde, que, segundo Ribeiro et al (2005), são: (a) Sistema Único de Saúde (SUS), de acesso universal, gratuito, financiado com recursos públicos; (b) Planos e seguros privados de saúde, de vinculação eletiva, financiado com recursos das famílias e/ou dos empregadores; (c) Planos e seguros destinados aos servidores públicos, civis e militares, de acesso restrito a essa clientela, financiado pelo empregador público e/ou pelos próprios servidores; (d) Provedores privados autônomos de saúde, de acesso direto mediante pagamento no ato (out-of-pocket).

Por motivos diversos, como qualidade do atendimento, tempo de espera, atendimento com médico de sua confiança e tecnologias avançadas, parcela significativa da população que pode pagar por uma assistência diferenciada prefere custear com recursos próprios suas demandas em saúde. Segundo a Agência Nacional de Saúde (ANS), o ano de 2009 encerrou-se com o registro de 42,9 milhões de vínculos de beneficiários a planos de assistência médica. É sobre esse mercado que se debruça esse trabalho.

Caso o mercado de saúde suplementar funcionasse como uma economia competitiva, haveria poucas razões para regulação, entretanto como o mercado de saúde apresenta inúmeras imperfeições, justifica-se algum tipo de regulação. Há casos em que, mesmo em mercados competitivos, a regulação pode ser utilizada para melhorar o bem-estar do consumidor: demandas por universalização, proteção à saúde, competição destrutiva ou predatória.

O mercado das operadoras de saúde se transformou de mercado com livre atuação das empresas, para um mercado com diversos controles de funcionamento e restrições para as operadoras, como: proibição da seleção adversa, proibição da rescisão unilateral dos contratos e das limitações de carências. O marco regulatório atual, com a implementação do plano-referência, reduziu os tipos de contratos ofertados. A crítica que se coloca ao atual modelo é que a regulação deveria caminhar em sentido oposto, elevando a capilaridade da oferta de planos privados e observando os desejos dos consumidores. Desta

forma, o consumidor poderia adquirir um plano privado de cobertura mínima, para atender suas necessidades primárias de saúde, como consultas, exames e procedimentos ambulatoriais e poderia utilizar o SUS para procedimentos secundários e/ou terciários, por exemplo, internações. O arranjo inverso também é factível. O consumidor adquire um plano de saúde para situações de gastos catastróficos, ficando com a atenção primária e secundária sob a responsabilidade do SUS ou a cargo do próprio cidadão. Outra hipótese é que o plano cubra apenas a realização de exames de diagnóstico e/ou laboratoriais de difícil realização pelo SUS. Ou seja, em um marco regulatório que privilegiasse a capilaridade, um grande número de combinações, que proporcionem distintas coberturas de saúde, seria possível, inclusive a inserção de algum tipo de co-pagamento no SUS, respeitada as diferenças de renda. Tal modelo pode produzir melhoria no atendimento e no bem-estar do usuário, sem elevar os custos do sistema público. A regulação teria o caráter de controlar a qualidade e monitorar a prestação contínua e integrada do mix de serviços privados e públicos.

O objetivo específico do artigo é avaliar, empiricamente, se a implantação do plano referência, que obriga a operadora a oferecer cobertura ampla ao seu segurado não produz a seleção adversa.

1. Questões relacionadas à seleção adversa no mercado de saúde

A pergunta central a ser respondida nesse artigo é: a implementação do plano-referência¹, que restringe a segmentação, produz uma melhoria no bem-estar dos consumidores? É interessante lembrar que ocorre seleção adversa quando a seguradora não consegue identificar os riscos associados aos segurados. Caso a seguradora consiga separar os segurados por seu nível de risco, revelando os custos para a seguradora, não ocorre a seleção adversa.

Seguradoras calculam os prêmios de acordo com os gastos esperados para cada indivíduo. Esse sistema de tarifação é denominado *experience rating*. Ele tem como consequência o pagamento de prêmios mais elevados por indivíduos de maior grau de risco, o que determina a exclusão de alguns grupos sociais do mercado de serviços de saúde. Duas formas usuais para se evitar a seleção adversa são as imposições de cláusulas sobre doenças preexistentes e tempo de carência para tratamentos específicos. Na tentativa de proteger os grupos sociais mais vulneráveis, a regulamentação produz algumas normas com o objetivo de evitar a discriminação. A regulação tenta induzir um rateio pela

1 Para obtenção do registro a operadora ficou obrigada a oferecer, a partir de 03/12/1999, um plano-referência a todos os atuais e futuros consumidores. O plano cobre, sem limitações, o atendimento ambulatorial e hospitalar do paciente. As operadoras podem oferecer apenas segmentos do plano-referência: plano ambulatorial, internação hospitalar, odontológico e obstétrico. Entretanto, dentro de cada segmento a cobertura deve ser completa. A lei impôs também restrições sobre a carência, mudanças de preços em função da idade e nas regras de inclusão de dependentes.

média do risco dos compradores de planos e seguros de saúde, denominada *community rating*.

Caso a regulação permita ampla segmentação, as operadoras produzirão mecanismos de discriminação de usuários, excluindo-se os de mais alto risco, como os idosos, as mulheres em idade fértil, os portadores de doenças preexistentes e de doenças crônicas. Se a regulamentação não permitir a discriminação, somente os usuários de risco mais elevado aderem aos planos, pois o mecanismo de *community rating* eleva os preços, expulsando os usuários de baixo risco, como os indivíduos jovens e saudáveis do sexo masculino.

A agência reguladora brasileira, em busca da equidade entre os contratos, estipulou que as operadoras podem oferecer apenas segmentos do plano-referência, ou seja, plano ambulatorial, internação hospitalar, odontológico e obstétrico. Dentro de cada segmento a cobertura deve ser completa, não permitindo a exclusão de doenças preexistentes, porém, permitem-se tempos de carência, pois de outra forma indivíduos que vão precisar de algum serviço de saúde, poderiam entrar no plano para utilizar o serviço e sair logo em seguida, deixando o déficit para “sinquotização” entre os outros usuários. Exemplo comum desse comportamento são as internações para procedimentos obstétricos, como o parto cesariano ou normal. Na verdade, o que as operadoras desejam é reduzir a assimetria de informações, responsável pela distribuição desigual da informação entre produtores e consumidores. Em situação de informação simétrica, consumidores e produtores têm informação completa sobre preços, características e qualidade de qualquer bem ou serviço disponível nesse mercado. Consumidores serão tão bem informados sobre o produto quanto os produtores. Entretanto, no setor saúde, as informações são quase sempre assimétricas. A seguradora não possui a informação do ‘tipo’ do segurado e o segurado não tem informação completa sobre sua condição de saúde, tratamento disponível, resultados esperados e preços cobrados por outros prestadores vis-à-vis a qualidade do serviço prestado.

Para Andrade & Lisboa (2001), a assimetria de informação gera problemas de seleção de risco, tais como seleção adversa e o *cream skinning*. No primeiro caso, os indivíduos que compõem o grupo de baixo risco saem da operadora, por não estarem dispostos a pagar mais do que o preço considerado justo, permanecendo os indivíduos de risco elevado, o que pode ter impacto negativo na estrutura de custos da empresa. O *cream skinning* ocorre em situação inversa. As operadoras conseguem segmentar o mercado e ofertar contratos diferenciados para consumidores com riscos distintos. Esses contratos são feitos de forma que o próprio indivíduo, ao escolher entre contratos diferenciados de seguro, revele seu grau de risco. A oferta de contratos não diferenciados, em geral, implica perda de bem-estar, os consumidores com risco mais baixo não poderiam desfrutar de cobertura plena, pois teriam de pagar o preço dos indivíduos de maior risco.

A principal questão da não segmentação e da criação do plano-referência

reside em perguntar se alguns consumidores não podem preferir “melhor pacote” de serviços, pagando por ele preço mais elevado, enquanto outros estariam dispostos a ter certos atributos de qualidade reduzidos em face de custos mais baixos. Conhecer a qualidade e os preços, ou seja, as informações consistem no fator-chave para que haja competição efetiva.

Os contratos de planos de saúde especificam um conjunto de eventos médicos e serviços médico-assistenciais cujos custos são pagos pelas operadoras no caso da utilização dos mesmos. A maior parte dos contratos especifica também a rede provedora, na qual o beneficiário pode utilizar os serviços. No Brasil existem dois tipos básicos de contratos comercializados: os coletivos e os individuais. Os contratos coletivos são oferecidos a indivíduos que integram um grupo específico de beneficiários, como no caso de plano coletivo oferecido por empresas privadas aos funcionários.

Dependendo da proporção de beneficiários de alto risco na população segurada e da extensão dos custos de contratação, o mercado competitivo de planos individuais de saúde pode ser instável (inexistência de equilíbrio) ou apresentar equilíbrio separador (Stiglitz & Rothschild, 1976) ². Se o equilíbrio separador existe, os beneficiários de alto risco pagam elevado prêmio por um contrato de cobertura integral dos custos médico-assistenciais, enquanto os beneficiários de baixo risco pagam prêmio reduzido por uma cobertura parcial dos custos médico-assistenciais.

A separação dos contratos ofertados em equilíbrio decorre da existência de seleção adversa em um mercado, no qual as operadoras fixam livremente os prêmios e as coberturas dos contratos oferecidos. Essa alocação é Pareto-dominada pela primeira melhor alocação do mercado, associada à existência de informação simétrica entre as operadoras e os beneficiários sobre o tipo de risco de cada beneficiário. Na primeira melhor alocação todos os beneficiários adquirem contratos com cobertura integral dos custos médico-assistenciais e ambos pagam o prêmio igual a seu custo médico-assistencial esperado.

Crocker & Snow (1985) mostraram que o conjunto de alocações Pareto-eficientes, denominadas de alocações de segunda melhor eficiência (second best efficient allocations), dominam, no sentido de Pareto, a alocação associada ao equilíbrio separador do mercado competitivo, sem intervenção regulatória³. Contudo, tais alocações não são alcançadas em um mercado competitivo, sem intervenção. Em equilíbrio, tais mercados não conseguem alcançar, simultaneamente, separação dos contratos ofertados para os beneficiários

² Sobre equilíbrio separador ver também Wilson (1977), Schut (1995) e Newhouse (1996).

³ Mais precisamente, nas alocações de segunda melhor eficiência, os contratos satisfazem às seguintes condições: i) os beneficiários de alto risco adquirem contratos com cobertura integral dos custos médico-assistenciais; ii) os beneficiários de alto risco são indiferentes entre os seus contratos e os contratos adquiridos pelos beneficiários de baixo risco; e iii) as eventuais perdas (ou ganhos) nos contratos ofertados aos beneficiários de alto risco são completamente compensadas pelos ganhos (ou perdas) nos contratos ofertados aos beneficiários de baixo risco. As alocações de segunda melhor eficiência satisfazem às restrições de recursos e também às restrições informacionais de auto-seleção ou revelação da verdade: nenhum beneficiário deve obter benefício não revelando o seu verdadeiro tipo de risco (WARNICK, 2004).

de diferentes tipos de risco e subsídio cruzado das perdas (ou ganhos) nos contratos oferecidos aos beneficiários de alto risco com os ganhos (ou perdas) nos contratos adquiridos pelos beneficiários de baixo risco. Na alocação de segunda melhor eficiência, o subsídio dos beneficiários de alto risco pelos beneficiários de baixo risco pode ser implementada em equilíbrio, pois a responsabilidade financeira assumida pelos beneficiários de baixo risco, pode ser compensada pela ampliação da cobertura dos custos médico-assistenciais. Portanto, existe amplo escopo para intervenções regulatórias, que objetivem o alcance de alocações de equilíbrio de segunda melhor eficiência (Warnick, 2004).

Nedeck & Podczech (1996) analisaram duas formas de intervenção regulatória. Na primeira, o regulador determina o oferecimento compulsório de contratos com cobertura parcial ou integral dos custos médico-assistenciais, especifica os prêmios e obriga as empresas privadas a aceitarem todos os beneficiários que desejarem tais contratos. Na segunda, o regulador especifica o nível mínimo de cobertura a ser oferecido, em qualquer contrato ofertado no mercado. A primeira forma de intervenção não gera alocação de segunda melhor eficiência e desestabiliza o mercado (inexistência de equilíbrio e bancarrota das empresas que não conseguem ofertar o contrato especificado). Portanto, a eficiência alocativa do equilíbrio separador, sem intervenção regulatória, não é ampliada. A segunda forma de intervenção gera um equilíbrio que não pertence ao loci de alocações de equilíbrio de segunda melhor eficiência.

O modelo de agente-principal é bastante utilizado para tratar questões de seleção adversa. Nesse modelo, o principal não possui toda a informação e o agente conhece perfeitamente as suas características. Na saúde suplementar, pode-se dizer que a seguradora faz o papel de principal, ela não conhece os riscos associados à venda do seguro, enquanto o segurado, ou agente, conhece o seu estado de saúde.

Arkerlof (1970) demonstrou que se todas as seguradoras do mercado não tiverem informação sobre os riscos associados ao produto que vendem, o mercado de seguros pode não existir, caso exista, será ineficiente. Para resolver esse problema, as seguradoras procuram discriminar os preços, associando o custo mais elevado ao segurado de maior risco (*experience rating*).

A forma usual de análise empírica de seleção adversa é através de uma base de dados que acompanhe os indivíduos ao longo do tempo, permitindo observar os efeitos de uma mudança na cobertura do seguro de saúde, de acordo com as características de risco. Cutler & Zeckhauser (1997) analisaram a presença de seleção adversa, utilizando dados longitudinais da cobertura por seguro de saúde dos empregados da Universidade de Harvard. Os resultados apontaram a conveniência de mudança do sistema de subsídios generosos, para um sistema de divisão de pagamento igual do prêmio de seguro entre empregados e empregadores, o que resultou em significativa resposta por parte dos consumidores aos novos incentivos. Os empregados passaram a optar por

planos menos generosos, o que gerou a queda substancial dos prêmios para esses tipos de planos, enquanto os planos mais generosos tiveram aumentos sucessivos em seus preços. Em três anos, os planos mais generosos deixaram de ser oferecidos nesse mercado, fato explicado pela seleção adversa nos planos de cobertura mais ampla, onde apenas segurados com taxa de risco mais elevada permanecem.

Sapelli & Vial (2003) analisaram a presença de seleção adversa no sistema de saúde do Chile. A seleção é mensurada por característica de risco observável e não observável. O risco está associado à elevação da utilização do serviço de saúde, ou seja, a análise da seleção não observável é sinalizada por uma correlação positiva entre a probabilidade de ter plano e a utilização dos serviços de saúde. Os resultados, no modelo que considera a utilização de dias de internação como proxy de utilização, indicam a presença de seleção para atributos não observáveis contra as seguradoras para trabalhadores independentes e contra o seguro público para dependentes.

Mellor (2004), descreve inúmeras consequências da seleção adversa para consumidores e seguradoras de saúde e as soluções que podem ser implementadas pelo empregador em programas patrocinados pelo governo. Finkelstein & McGarry (2003) demonstram que os mercados de seguro sofrem consequências negativas em termos de eficiência, causadas pela seleção adversa. Andrade & Maia (2005) investigaram a presença de seleção adversa no sistema de saúde suplementar brasileiro. A base de dados foi a PNAD 98. Os principais resultados indicam que atributos de risco observáveis, como sexo e idade são importantes tanto na decisão de adquirir o plano de saúde, quanto na categoria do plano. As características de risco não observáveis não foram significativas.

Alves (2004) adapta o teste de seleção adversa de Chiappori e Salanié (2000) para estimar seleção adversa nos planos de saúde no Brasil. Na equação de probabilidade de escolha, o indivíduo opta entre adquirir um plano de saúde tipo amplo em contraposição a um tipo mínimo. A variável de utilização é construída por um índice que incorpora diferentes dimensões de utilização de serviços (internações, consultas, exames). Os resultados do teste indicam ausência de seleção adversa no mercado de saúde suplementar no Brasil.

Stiglitz & Rothschild (1976) desenvolveram um modelo que propõe um mecanismo de auto-seleção, neste os indivíduos revelam as suas características quando escolhem os contratos oferecidos pela seguradora. A seguradora oferece amplo menu de contratos, com diferentes níveis de cobertura, com o objetivo de que os segurados revelem suas características. O indivíduo de risco mais elevado tende a escolher um contrato que dá direito a uma cobertura mais ampla. Esta forma de contratos se mostrou do ponto de vista da eficiência, superior àqueles que cobravam o preço médio. Outras informações adicionais, como idade, conhecimento do prontuário do segurado, seu histórico de vida, hábitos associados a riscos de saúde (fumante, sedentário) podem ser

utilizadas como mecanismos reveladores do custo do segurado.

2. O Modelo de Equilíbrio Competitivo de Stiglitz & Rothschild

No caso do seguro saúde, a riqueza dos indivíduos pode ser dada por $W_1 = W$ caso o indivíduo não tenha nenhuma enfermidade. Caso ocorra alguma enfermidade, sua riqueza fica diminuída dos custos associados à enfermidade (d). Então, sua riqueza será $W_2 = W_1 - d$. Caso o indivíduo compre um seguro-saúde, pagando um prêmio de α_1 , a seguradora se compromete, no caso de doença, a indenizá-lo como valor α'_2 . Então, a riqueza do indivíduo com o seguro será $W_1 = W - \alpha_1$ e $W_2 = W - \alpha_1 + \alpha'_2 - d$. Sabendo que $\alpha_2 = \alpha'_2 - \alpha_1$, e que a probabilidade de ocorrência da doença é dada por p pode-se dizer que o indivíduo maximiza suas preferências ($V(\cdot)$) com relação a (α_1, α_2) pela equação a seguir:

$$V = (p, \alpha_1, \alpha_2) = (1 - p)U(W - \alpha_1) + pU(W - \alpha_1 + \alpha_2 - d)$$

O modelo pressupõe que as seguradoras são neutras ao risco, que os indivíduos são avessos ao risco e que os segurados não alteram o seu comportamento após a compra do seguro de saúde (não existe perigo moral). O lucro da seguradora em um contrato vendido a um segurado com probabilidade p é dado um par de (α_1, α_2) , tal que:

$$\pi(p, \alpha_1, \alpha_2) = (1 - p)\alpha_1 - p(\alpha_2 - \alpha_1) = (1 - p)\alpha_1 - p\alpha_2$$

O conjunto de equilíbrio de contratos é definido como: i) os consumidores maximizando sua utilidade esperada; ii) nenhum contrato no equilíbrio pode ter lucro negativo, e; iii) nenhum contrato fora do equilíbrio, se oferecido, produz lucro positivo.

Há dois tipos de equilíbrio possíveis: o equilíbrio agregador (*pooling*) e o equilíbrio separador. No equilíbrio de *pooling*, ambos os grupos compram o mesmo contrato e $(1 - p_m)\alpha_1 - p_m\alpha_2 = 0$. No equilíbrio separador, cada grupo distinto compra contratos distintos. Então, os contratos adquiridos são: $(1 - p_a)\alpha_1 - p_a\alpha_2 = 0$, para o segurado 'a' e $(1 - p_b)\alpha_1 - p_b\alpha_2 = 0$ para o segurado 'b'. Stiglitz & Rothschild (1976) mostram que o equilíbrio agregador é sempre superado por um contrato que forneça lucros positivos. Então, o único equilíbrio possível é o equilíbrio separador, no qual dois tipos

de contratos são oferecidos (A e B), respectivamente, para os segurados de alto risco e de baixo risco. Quando os dois tipos de contratos são oferecidos, vale a condição de compatibilidade de incentivos e, então:

$$V(p_a, \alpha_a) \geq V(p_a, \alpha_b) \text{ e } V(p_b, \alpha_b) \geq V(p_b, \alpha_a)$$

O agente de alto risco (a) comprará contratos completos e o agente de baixo risco (b) comprará contratos com menor nível de cobertura. A existência desse equilíbrio depende da proporcionalidade entre os agentes, caso fiquem no mercado apenas agentes de um único tipo, não haverá equilíbrio.

3. Testando a Seleção Adversa pré e pós-Regulação

Chiappori e Salanié (2000) elaboraram um teste para verificar a presença de seleção adversa, no mercado de seguro de automóveis na França. Alves (2004) aplicou o teste de Chiappori e Salanié no mercado de seguros no Brasil, utilizando dados da PNAD de 1998. Nesse ensaio, utiliza-se o teste de Chiappori e Salanié, ex-ante e ex-post a implantação do plano-referência, com dados baseados na PNAD (suplemento de saúde) do ano de 1998 e de 2003.

Chiappori e Salanié (2000) identificaram as seguintes predições teóricas do modelo de equilíbrio competitivo desenvolvido por Stiglitz & Rothschild (1976): (a) compradores e vendedores estão diante de amplo menu de contratos dentre o qual a escolha é livre; (b) os contratos de cobertura mais ampla possuem preços maiores que os de cobertura básica; (c) os compradores que têm maior probabilidade de utilização do seguro estão dispostos a comprar os contratos de cobertura mais ampla.

A suposição (a) é bastante abrangente, pois a escolha do contrato ótimo pelo agente depende não apenas do risco (ou custo do segurado), mas de outras características como: o nível de renda, as preferências (escolhas pessoais sobre um determinado médico) e da aversão ao risco do comprador. Identificar a parcela relativa às diferenças baseadas no risco requer a construção de outros pressupostos mais fortes. A predição da letra (b) demandaria o conhecimento prévio sobre as políticas de preços e da função de produção, como o conhecimento dos custos e da tecnologia empregada pelas seguradoras. Considerando as dificuldades inerentes a essas duas assertivas, opta-se por um teste que relacione a escolha dos contratos à sua probabilidade de utilização. Assim, não é necessário fazer hipóteses adicionais sobre a tecnologia adotada e as preferências dos consumidores (Alves, 2004).

O teste tem o objetivo de verificar a independência condicional entre a escolha dos contratos de cobertura ampla e a sua utilização. Sejam: $i = 1, \dots, n$ os indivíduos; X_i = vetor que representa o conjunto de variáveis exógenas

para o indivíduo i .

Sejam as Variáveis Endógenas Dicotômicas: $y_i = 1$ se i compra o contrato com cobertura ampla (plano completo); $y_i = 0$ se i compra o contrato com cobertura mínima (plano simples); $z_i = 1$ se i tem alta utilização (elevado número de consultas ou internações); $z_i = 0$ se i não tem alta utilização (reduzido número de consultas ou internações).

Serão estimados dois modelos *probits* (*binary probit*), um para a escolha da cobertura e outro para utilização do contrato. Serão computados os resíduos das regressões: ε_i e η_i .

Então, por exemplo, para y_i teremos:

$$\varepsilon_i = E(\varepsilon_i / y_i) = \frac{\phi(X_i \beta)}{\Phi(X, \beta)} y_i - (1 - y_i) \frac{\phi(X_i \beta)}{\Phi(X, \beta)},$$

onde ϕ e Φ denotam a função de densidade e a função de distribuição acumulada da $N(0, 1)$. Em seguida, seja a estatística W^4 definida como:

$$W = \frac{\left(\sum_{i=1}^n \varepsilon_i \eta_i \right)^2}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 \eta_i^2}$$

Gorieroux et al. (1987) mostraram que sob a hipótese nula da independência condicional, a $\text{cov}(\varepsilon_i, \eta_i) = 0$ e W possui distribuição $\chi^2(1)$, ou seja, não há correlação entre os resíduos das duas *probits*. Esse é, então, o teste proposto por Chiappori e Salanié (2000): a rejeição da hipótese nula, de que os erros não estão correlacionados ($\text{cov} = 0$) indica a presença de seleção adversa, ou seja, os erros são independentes. Em outras palavras, quando há probabilidade de W ser zero é elevada há seleção adversa, quando W é significativamente diferente de zero não podemos afirmar a presença de seleção adversa. Então: *Ho*: $\text{cov}(\varepsilon_i, \eta_i) = 0$, o que implica que os erros não estão correlacionados, portanto são independentes entre si, o que indica a presença de seleção adversa. *Ha*: $\text{cov}(\varepsilon_i, \eta_i) \neq 0$, o que implica que os erros são correlacionados, portanto são dependentes entre si, o que indica a ausência de seleção adversa. Por exemplo, para um W de 0,25, com distribuição $\chi^2(1)$, o valor limite tabelado é 3,84, com 95% de probabilidade de ocorrência, o que indica que

4 A estatística W original do modelo de Chiappori e Salanié é $W = \left(\sum_{i=1}^n w_i \varepsilon_i \eta_i \right)^2 / \sum_{i=1}^n w_i^2 \varepsilon_i^2 \eta_i^2$, onde w representa o peso do número de dias ano cobertos pelo seguro. No modelo aqui apresentado, o peso não foi considerado, pois as perguntas utilizadas da PNAD não possibilitam a captura dessa variável.

não se pode rejeitar H_0 (a hipótese da independência), ou seja, de ocorrência da seleção adversa.

A aplicação desse arcabouço no mercado de seguros de saúde exige algumas adaptações. A base de dados que suporta a análise é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD/1998 e PNAD/2003). Nesses dois anos, foram incluídas informações de saúde nas PNADs -o suplemento de saúde-, o que possibilitou a análise do setor de saúde suplementar. A metodologia de construção do modelo, similar ao proposto por Alves (2004), está descrita em três etapas: a construção da variável de escolha; a construção da variável de utilização e a criação das variáveis exógenas.

Decididas qual a variável de escolha (E), ela foi definida da seguinte forma: $E = 1$, se o indivíduo possui um contrato do tipo completo, seguro amplo; e $E = 0$, se o indivíduo possui um contrato simples ou seguro mínimo.

O tipo de plano é a *proxy* da escolha do cliente, que se divide em duas categorias, os planos simples e os completos. Os planos completos são aqueles que permitem reembolso de pagamento a médicos, hospitais, laboratórios ou outros serviços credenciados ou dão direito a medicamentos fora de internação, além das demais coberturas dos planos simples. Os planos simples são definidos por exclusão.

Na prática, fez-se uma combinação de duas perguntas da PNAD sobre cobertura do plano de saúde, para definir se os segurados possuem cobertura de planos definidos como completos ou simples. Para cada observação da PNAD, com resposta positiva à pergunta “tem direito a algum plano de saúde particular” combinada com a “o titular é quem paga a mensalidade”, ou seja, tem plano de saúde custeado com recurso próprio, o modelo probit separa-as em planos simples ou completos.

O próximo passo foi à construção da variável de utilização. No modelo original a variável utilização é trivial, associada à utilização ou não do seguro do automóvel (ocorreu ou não o sinistro). No caso do seguro saúde, a mera utilização do seguro não é uma boa resposta, pois um segurado que utilizou seu seguro para realizar uma consulta preventiva (um *check-up*) não pode ser considerado como um segurado de risco. O trabalho constitui em criar uma *proxy* que represente um grau elevado ou não de utilização do plano. Para tal foram utilizados dois modelos. O primeiro modelo utiliza-se das internações como *proxy* de consumo e o segundo faz das consultas a *proxy* de consumo em saúde.

O terceiro passo é a criação das variáveis exógenas de controle, sendo selecionadas cinco variáveis: a renda (*log_renda*), anos de estudo (*log_estudo*), idade (*log_idade*), morador ou não de região metropolitana e sexo. As primeiras três variáveis são contínuas e as duas últimas discretas e dicotômicas.

Os resultados dos testes de seleção adversa (teste W - Tabela 1) mostraram-

-se muito sensíveis ao que se define como número de internações utilizadas para estipular o quanto seria uma utilização elevada em saúde. Quando se utiliza uma internação para definir um elevado consumo em saúde, o modelo mostra aderência com as hipóteses teóricas, pois não há ocorrência de seleção adversa em 1998 e, após a regulação, em 2003, ela passa a aparecer. Entretanto, para qualquer proxy que considere um número maior do que uma internação, nos dois períodos considerados, não se pode rejeitar a presença de seleção adversa. Uma possível explicação seria a de que até uma internação, em 1998, havia alguma previsibilidade por parte do consumidor do plano e, sendo assim, ele comprava o plano completo quando previa a ocorrência de até uma internação, fato até razoável, pois a previsão de um número mais elevado é bastante improvável.

Ao fazer das internações a *proxy* do modelo de utilização, os resultados dos testes de W e da probabilidade do valor conter o zero, ou seja a $\text{cov}(\varepsilon_i, \eta_i) = 0$, que implica a ocorrência de seleção adversa, podem ser observados na Tabela 1.

TABELA 1: ESTATÍSTICAS DE W E PROBABILIDADE QUIQUADRADO PARA O MODELO DE UTILIZAÇÃO DE INTERNAÇÕES, PNADS 1998 E 2003

Quantidade de Internações	W para 1998	Prob W (1998)	W para 2003	Prob W (2003)
1	9,3878	0,0021	1,0209	0,3122
2	2,4101	0,1205	2,8352	0,0922
3	0,2661	0,6059	0,0001	0,9899
4	0,0325	0,8568	0,0092	0,9235
5	1,2868	0,2566	0,0746	0,7846
6	1,0612	0,3029	0,0956	0,7571
7	1,0612	0,3029	0,0488	0,8250
8	0,1508	0,6977	0,0488	0,8250
9	0,1265	0,7219	0,0488	0,8250

Fonte: elaboração do autor.

Os resultados apontam para não existência de seleção adversa, no ano de 1998, apenas quando a *proxy* considera a ocorrência de uma internação. Para todos os demais valores de W, com distribuição $\chi^2(1)$, com 95% de probabilidade de ocorrência, não se pode rejeitar H_0 (a hipótese da independência), ou seja, não se pode rejeitar a ocorrência da seleção adversa nos dois períodos, para o número de internações variando entre duas e nove internações.

Verifica-se que, a partir de três internações realizadas, os valores de W, para o ano de 2003, são estatisticamente muito diferentes de zero, o que pode ratificar a sugestão de uma exacerbação da seleção adversa após a implantação da regulação.

Os resultados da Tabela 2, modelo que tem as consultas como *proxy* de utilização, apontam para a não existência de seleção adversa em dois períodos analisados, em 1998, para 10 consultas, e, em 2003, para 5 consultas. Nos demais modelos testados, não se pode afirmar que $\text{cov}(\varepsilon_i, \eta_i) \neq 0$, ou seja, que não ocorre seleção adversa.

Entretanto, em 1998, para um número igual ou superior a sete consultas, quando se afrouxa o nível de significância dos testes de W, com distribuição $\chi^2(1)$, para 90%, não se pode rejeitar H_a (a hipótese da dependência), ou seja, não se pode rejeitar a ausência da seleção adversa. A questão passa a ser a identificação de um padrão de consumo de consultas que possa ser considerado elevado.

TABELA 2: ESTATÍSTICAS DE W E PROBABILIDADE QUIQUADRADO PARA O MODELO DE UTILIZAÇÃO DE CONSULTAS, PNADS 1998 E 2003

Quantidade de Internações	W para 1998	Prob W (1998)	W para 2003	Prob W (2003)
1	0,7274	0,3937	0,3252	0,5684
2	0,0172	0,8954	0,5478	0,4591
3	1,3600	0,2435	1,8548	0,1732
4	0,4699	0,4929	2,0735	0,1498
5	1,0620	0,3027	4,4766	0,0343
6	2,1342	0,1440	2,7941	0,0946
7	2,7815	0,0953	1,8647	0,1720
8	2,8453	0,0916	1,6763	0,1954
9	2,3614	0,1243	2,2366	0,1347
10	4,6652	0,0307	0,7985	0,3715

Fonte: elaboração do autor.

Valendo-se das estatísticas descritivas, pode-se encontrar uma *proxy* de consumo elevado de consultas. Para o ano de 1998, a moda para as consultas é 1, a mediana é 2, a média é de 4,79. Para o ano de 2003, modifica-se apenas a média que é de 4,90. Então, considerando o padrão médio de, aproximadamente, cinco consultas por ano, pode-se dizer que sete consultas é um consumo “exagerado” desse procedimento. Associando-se sete consultas a consumo exagerado, observa-se que, para esse número ou mais, há também um agravamento da seleção adversa para o ano de 2003, quando comparado com o ano de 1989, repetindo o padrão de exacerbação da seleção adversa pós-regulação, observado no modelo de internações.

Uma possível interpretação, para que o modelo que considera sete consultas um consumo exagerado, indique a ausência de seleção adversa, é que os com-

pradores de planos de saúde que “consomem muito” (sete ou mais consultas), possuíam razoável expectativa a respeito do número de consultas que iriam realizar e, assim, em 1998, optavam por um plano completo. Entretanto, com o advento da regulação, houve um agravamento da seleção adversa e as seguradoras têm, em 2003, mais dificuldades para vender planos completos aos consumidores que mais utilizam o que eleva o risco no mercado de saúde suplementar.

4. Considerações Finais

Na intenção de proteger os grupos mais vulneráveis, o regulador implantou o modelo do plano referência, que impõe uma redução do menu de contratos, pois garante que, dentro de cada segmento de plano a cobertura seja completa. Com essa nova estrutura, as seguradoras passam a induzir um rateio pela média do risco dos compradores elevando o preço médio para todos os segurados. O problema dessa solução é que os indivíduos de baixo risco podem não querer pagar o novo prêmio de seguro, saindo do mercado. Se isso ocorrer, ficam no mercado apenas os de mais alto risco, o que produz impactos na estrutura de custos da seguradora, o que eleva os preços para o novo número de segurados, mais reduzido.

Utilizando os dados da PNAD/ suplemento saúde de 1998 e 2003 realizou-se o teste de Chiappori & Salanié para seleção adversa. Os resultados, sensíveis ao modelo de utilização empregado, apontam para existência de seleção adversa, em quase todo o período analisado. Ao empregar o modelo de internações como proxy de utilização, observa-se que para o ano de 1998, com emprego de uma internação como proxy de utilização, não há evidências de seleção adversa. Para os demais modelos, que se utilizam de um número maior de internações, não se pode afirmar a ausência de seleção adversa, parecendo haver uma exacerbação do problema em 2003. Finalmente, o modelo que traz as consultas como proxy de utilização, aponta também para existência de seleção adversa em ambos os períodos. Não obstante, quando se considera um número igual ou superior a sete consultas e se relaxa o nível de significância para 90%, o modelo indica um agravamento da seleção adversa no período pós-regulação.

Referências

- Alves, S. L. (2004). *Estimando Seleção Adversa em Planos de Saúde*. In Economia: Selecta do XXXII Encontro Nacional de Economia da ANPEC. João Pessoa, PB.
- Andrade, M.V. & Lisboa, M.B. (2001). Economia da Saúde no Brasil. In *Microeconomia e Sociedade no Brasil* (Lisboa, M. & Menezes F. N., orgs.), p. 285-331, Rio de Janeiro: FGV/RJ.

- Andrade, M.V; Maia A.C. (2005). *A Seleção Adversa no Sistema de Saúde Suplementar Brasileiro*. Relatório final de projeto: estudos em métodos quantitativos aplicados a defesa da concorrência e a regulação econômica. SDE/IPEA/ANPEC: Brasília.
- ANS (2010). Cadastro de Beneficiários e Operadoras da ANS/MS. Acessível em: <<http://www.ans.gov.br/portal/site/consultas/consultas.asp>>.
- Chiappori, P. A. (2000). *Econometric models of insurance under asymmetric information*. Handbook of Insurance, pages 365-393.
- Chiappori, P. A. & Salanié, B. (2000). Testing for asymmetric information in insurance markets. *Journal of Political Economy*, 108:56-78.
- Crocker, J. A. K.; Snow, A. (1985). A simple tax structure for competitive equilibrium and redistribution in Insurance Markets with Asymmetric Information. *Journal of Public Economics*, n. 26, p. 207-219.
- Cutler, D., Zeckhauser, R. (1997). *Adverse selection in health insurance*. NBR working paper (working paper 6107). Cambridge MA.
- Finkelstein, A; McGarry, K. (2003). *Private information and its effect on market equilibrium: New evidence from long-term care insurance*. National Bureau of Economic Research (NBER). Working paper, n. 9957, Massachusetts.
- Gourieroux C. & Monfort A. & Renault E. (1987). *Consistent m-estimators in a semi-parametric model*. CEPREMAP Working Papers (Couverture Orange) 8720, CEPREMAP.
- Mellor, J. M. (2005). *Illustrating adverse selection in health insurance markets with a classroom game*. Department of Economics, College of William and Mary. Working paper, n. 11. Williamsburg.
- Nedeck, W.; Podczek, K. (1996). Adverse selection and regulation in health insurance markets. *Journal of Health Economics*, n. 15, p. 387-408.
- Sapelli, C. & Vial, B. (2003). Self-selection and moral hazard in Chilean health insurance. *Journal of Health Economics* 830. p.1-18.
- Stiglitz, J. E.; Rothschild, M. (1976). Equilibrium in competitive insurance markets: as essay in the economics of imperfect information. *Quarterly Journal of Economics*, n. 90, v. 4, p. 629-649.
- Warnick, T. S. (2004). *Seleção adversa, ajustamento ótimo de risco e regulação dos contratos individuais de planos de saúde*. IPEA. Prêmio em Economia da Saúde. Mimeo.

Microfundamentos: Hyman P. Minsky e os modelos de fragilidade financeira

Marília Bassetti Marcato¹

Resumo: Este artigo tem como objetivo apresentar a ponte de intermédio entre as esferas micro e macroeconômica, sob a perspectiva de Hyman P. Minsky, considerando sua Hipótese de Instabilidade Financeira. Dessa forma, foram analisados os aspectos microeconômicos que fundamentam as interações dinâmicas dos agentes. Para além da análise de suas obras, buscou-se expor algumas contribuições recentes, em especial os modelos de fragilidade financeira de Crotty e Goldstein e de Chiarella e Di Guilmi.

Palavras-Chave: Minsky, Hyman P., Instabilidade financeira, Microfundamentos.

Classificação JEL: B22; B59

¹ Doutoranda em Economia (UNICAMP). E-mail: ma_bassetti@hotmail.com

Microfoundations: Hyman P. Minsky and the financial fragility models

Abstract: *This article aims to present the intermediate bridge between the micro and macroeconomic levels, from the perspective of Hyman P. Minsky, considering his Financial Instability Hypothesis. Thus, we analyzed the microeconomic aspects that underlie the dynamic interactions of agents. In addition to the analysis of his works, we sought to expose some recent contributions, in particular models of financial fragility of Crotty and Goldstein and Chiarella and Di Guilmi.*

Key Words: *Minsky, Hyman P., Financial instability, Microfoundations.*

JEL Classification: B22; B59.

Introdução

As variáveis financeiras desempenham um papel fundamental na análise da dinâmica macroeconômica sob a perspectiva keynesiana recente. Segundo Fazzari *et. al.* (2000) um dos aspectos que define a macroeconomia keynesiana é que mudanças na demanda agregada causam flutuações no produto e no emprego. Tais flutuações normalmente tomam a forma de ciclos econômicos, ou seja, a trajetória do produto apresenta estágios bem definidos de recessão e crescimento. Segundo os autores, pouco é o esforço de pesquisa visto, dentro da perspectiva keynesiana, que se volta para entender o que gera um processo cíclico. Nesse sentido, o trabalho de Hyman P. Minsky é uma exceção.

A contribuição de Hyman P. Minsky para a compreensão dos determinantes financeiros da instabilidade do investimento é inegável. O autor optara por não desenvolver modelos matemáticos para embasar suas hipóteses e nesse sentido, um imenso progresso tem sido verificado. Além disso, pode-se dizer que não se encontra uma preocupação explícita em suas principais obras em fundamentar seus pressupostos sob alicerces microeconômicos. Segundo Crotty e Goldstein (1992), diversos autores têm concentrado seus esforços na criação de modelos que tratem dos ciclos abordados por Minsky e incorporem as interações entre as variáveis financeiras e de investimento ao nível macroeconômico ou de equilíbrio geral.

Segundo Fazzari *et. al.* (2000), a teoria de Minsky enfatiza o financiamento

do investimento através da geração interna de fluxo de caixa¹ e de dívidas². Apesar das expectativas apresentarem um papel fundamental tanto na teoria de Keynes, quanto na de Minsky, não se verifica um grau de formalização suficiente.

O grau de fragilidade sistêmica envolve uma análise ao nível microeconômico. Segundo Taylor e O'Connell (1985), uma das possíveis razões pela qual o trabalho de Minsky tenha sido tão negligenciado é sua completa ausência de formalidade quanto às questões algébricas. No entanto, segundo Chiarella e Di Guilmi (2011) esse não é mais o caso³, já que, recentemente, uma gama de pesquisadores tem buscado associar as questões de microfundamento da macroeconomia a agentes heterogêneos e em evolução. Nesse sentido, diversos são os trabalhos que buscam elaborar modelos com um fundamento microeconômico satisfatório.

A relevância dos aspectos microeconômicos em um modelo minskyano não pode ser meramente associada a uma tentativa de maior adequação aos padrões *mainstream*. Segundo Chiarella e Di Guilmi (2012), essa questão é tão central que toda interpretação de Minsky acerca de Keynes “*can be summarized as a theory of the determination of the effective budget constraints. The economics of the determination of the budget constraint logically precedes and sets the stage for the economics of the selection of particular items of investment and consumption.*” (Minsky, 2008, p.129, *apud* Chiarella e Di Guilmi, 2012, p.6)

Este trabalho aborda a base microeconômica minskyana. A quase inexistência de uma matematização formal de suas proposições acaba por elevar o grau de dificuldade em expor de maneira detalhada e coerente os aspectos microeconômicos de sua contribuição. Nesse sentido, buscou-se apresentar os principais microfundamentos presentes na teoria financeira a respeito dos ciclos de investimento de Minsky. Além disso, a ausência de um rigor matemático satisfatório, independente da relativização entre os benefícios e malefícios dessa ausência, acaba por dar margem à contribuição posterior de diversos autores. Nesse sentido, como será visto adiante, um enorme progresso pode ser verificado especificamente valendo-se dos pressupostos de Minsky.

Antes de uma exposição acerca de alguns trabalhos recentes que empreendem o esforço citado acima, cabe uma breve apresentação do contexto geral do qual provêm tais esforços. Ou seja, apresentar o quadro geral, revisitando algumas obras de Minsky e algumas análises das mesmas, faz-se necessário. Destaque para sua emérita obra de 1986 - *Stabilizing an Unstable Economy*,

1 Segundo os autores, o fluxo de caixa como uma fonte interna de recursos apresenta um custo de oportunidade menor para a firma se comparado à geração de dívidas.

2 O fluxo de novos financiamentos via dívida seria um múltiplo do fluxo de caixa, sendo que o tamanho do multiplicador dependeria das dívidas correntes e das expectativas em relação à economia.

3 Segundo os autores, Masanao Aoki (1996, 2002) merece destaque ao proporcionar uma contribuição relevante, permitindo o desenvolvimento analítico da teoria de Minsky, incorporando fundamentos microeconômicos essenciais.

ressaltando a Hipótese de Instabilidade Financeira⁴; as análises de sua tese de doutorado, *Induced Investment and Business Cycles*, e de sua obra de 1975 - *John Maynard Keynes*.

A estrutura deste artigo encontra-se dividida da seguinte forma: além desta introdução; o primeiro item apresenta a construção de um quadro geral, composto pelas contribuições do próprio Hyman P. Minsky, tendo em vista a Hipótese de Instabilidade Financeira e dos elementos microeconômicos de algumas de suas obras, conforme as análises de Jan Toporowski, Thomas Palley e James Crotty; o segundo item apresenta a evolução dos microfundamentos minskyanos, em específico o modelo de Crotty e Goldstein e o modelo de Chiarella e Di Guilmi; e o terceiro item apresenta a conclusão deste trabalho.

1. O quadro geral

1.1. Hyman P. Minsky e a análise de fragilidade financeira: a Hipótese de Instabilidade Financeira

“As boas teorias são abstrações pertinentes, e a pertinência se altera quando a história evolui” (Chick, 1983, p.3)

Hyman P. Minsky compõe uma geração de economistas que viveram o impacto da Grande Depressão sobre sua formação acadêmica. E como elucidado na paráfrase de Victoria Chick, o ambiente econômico e as especificidades históricas certamente explicam o mérito da contribuição e pertinência de determinada teoria econômica que se sobrepõe ao tempo. Assim, as formulações de Minsky se sustentarem em um ambiente de economia fechada não o torna menos expressivo. Tal conveniência era comum à maioria dos economistas da época e, além disso, o ambiente econômico em que viviam favorecia tal abordagem. O cenário econômico era marcado pela estabilidade das transações internacionais oriunda do acordo de *Bretton Woods* e pelo relativo fechamento da economia estadunidense, além do fato dessa dispor da posição do dólar como moeda internacional.

Diante de suas diversas contribuições, um elemento central de seu legado é a Hipótese de Instabilidade Financeira (HIF). Essa sofrera significativa variação⁵ ao longo do tempo e tem como principais proposições, segundo o próprio Minsky (1994): 1) Uma economia capitalista que opere sem restrições e que

4 Há, entretanto, o desprendimento em não aprofundar a análise quanto à dinâmica dos agentes e o papel das instituições, além da percepção de que há ainda diversos aspectos da contribuição de Minsky que não devem ser ignorados.

5 Para maiores detalhes acerca da historicidade da Hipótese de Instabilidade Financeira, ver Lourenço (2006).

possua um sistema financeiro sofisticado, complexo e em contínua evolução – a economia de “*Wall Street*”- alterna períodos de estabilidade e períodos de turbulência (mesmo que a situação inicial seja de estabilidade); 2) Tais comportamentos econômicos são endógenos às economias capitalistas; 3) A turbulência pode assumir a forma de bolhas especulativas, inflações interativas ou profundas deflações de débitos inter-relacionadas; 4) Tais formas apresentam-se com movimento próprio e serão findadas por uma série de restrições – sejam realizadas por instituições ou práticas, por intervenções políticas que afetem a estrutura institucional ou por propriedades de auto-organização dos mercados, de tal forma que se conduz à estabilidade; 5) Provavelmente, o período que se segue é marcado por baixos níveis de atividade econômica; 6) A expansão toma forma novamente, dada a busca por interesses próprios dos agentes econômicos, levando à especulação e à baixa inflação.

A instabilidade seria inerente ao sistema capitalista, não estando relacionada apenas a choques externos⁶ ou a possíveis políticas conduzidas erroneamente. Tal incerteza tenderia a se ampliar, sendo papel das instituições e da política econômica redirecionar a instabilidade à estabilidade.

Os principais aspectos da HIF⁷ se fundamentam tanto sobre aspectos empíricos, quanto teóricos. Nesse sentido, empiricamente, observa-se a ocorrência na economia capitalista de períodos de inflação e deflação de ativos e débitos, que podem ter seus efeitos ampliados, dada a reação da economia.

Já no campo teórico, o caminho que se constrói de uma situação econômica robusta para outra de completa fragilidade inicia-se com um período substancial de ausência de dificuldades financeiras sérias. Esse período, por sua vez, conduz à formação de uma economia eufórica, na qual o aumento do financiamento de curto prazo de posições de longo prazo torna-se uma ação rotineira. Ou seja, as estruturas de passivos desejadas pelas unidades econômicas que atuam como intermediários financeiros alteram-se, dada a euforia econômica. Para Minsky (1986), esses momentos de euforia constituem uma parte do processo endógeno multifacetado. Nesse sentido, não se pode dissociar o passado do presente ou do futuro, pois essas esferas estão interligadas não apenas pelas características dos bens de capital e da força de trabalho, mas também pelas relações financeiras.

Segundo Minsky (1986), os esforços no sentido de práticas financeiras inovadoras seriam uma das raízes da instabilidade financeira inerente ao capitalismo. Tal dinâmica tem como origem as atividades de *profit-seeking* realizadas pelas famílias, pelas empresas e pelos bancos. Esses últimos, especificamente, irão buscar novas formas de aumentar o retorno de seus ativos ou de reduzir

6 Minsky considera a possibilidade do fato catalisador de uma crise financeira ser um “evento externo”, porém, como será exposto adiante, tal evento não estaria nos moldes do que, segundo a teoria neoclássica, se faria um choque exógeno. Além disso, Minsky reforça que a razão pela qual um “choque” possui o poder de alterar o *status quo* da economia é energeticamente endógena.

7 Minsky (1992).

o custo de seus passivos, contando com novos instrumentos, novas espécies de contratos e novas instituições. Daí, tem-se o afrouxamento da articulação entre as políticas do Banco Central e o volume de financiamento disponível, dada as inovações para se captar recursos. Como resultado, as autoridades econômicas em busca de resultados tendem a cometer excessos, trazendo a economia para um estado cada vez mais próximo de uma crise financeira. Cada inovação financeira teria como consequência o financiamento de uma demanda adicional por capital e por ativos financeiros, conduzindo a níveis maiores de investimento. Dessa forma, tem-se um aumento no preço dos ativos, o que, por sua vez, aumentaria o preço de demanda por investimento atual e aumentaria o financiamento disponível para investimento.

Porém, não se trata apenas da tendência em inovar endogenamente, mas também dos ganhos potenciais. Tais ganhos aumentam endogenamente, na forma de oportunidades de arbitragem, gerados por um estado financeiro saudável. Esse aumento, segundo a interpretação de Arestis e Glickman (1999), pode ser visto sob três formas:

(a) 'in an economy with a robust financial structure, short-term interest rates (...) will be significantly lower than the yield from owning capital.' (1986, p.211); (b) 'interest and principal payments on longer-term private debts, which are synchronized to their pay-outs on quasi-rents that capital assets are expected to yield, will be low relative to these quasi-rents' (ibid.); and (c) 'the interest rate on short-term money-like liabilities of firms and financial institutions will be lower than on the longer-term liabilities used in hedge-financing positions in capital assets' (ibid). (Arestis e Glickman, 1999, p. 6)

Além disso, reforça-se a ideia de que não se trata apenas de incentivos a alterar o portfólio das empresas, mas também das famílias e das instituições financeiras, inclusive o governo e as unidades internacionais. Arestis e Glickman (1999) apontam ainda para a noção de que não seria simplesmente devido à mudança na fonte de financiamento das firmas para uma forma de débito de longo-prazo que caracterizaria essas como uma unidade de financiamento especulativa. No entanto, uma unidade que empresta no curto prazo para financiar a aquisição de ativos no longo prazo seria financeiramente especulativa em ambos os sentidos distinguidos por Minsky. E seria esse o fator primário que injetaria fragilidade para a estrutura financeira, caracterizando-se como um “fenômeno endógeno”. Sob o referencial keynesiano, o autor reforça a ideia de que a especulação domina a unidade, de tal forma que as preferências agora buscam ganhos financeiros imediatos, em detrimento dos ganhos financeiros de menor risco e de maior prazo.

Para Minsky (1986), o determinante central do comportamento do sistema

financeiro seria o nível de lucro. Valendo-se da visão de Kalecki e Levy, na qual o lucro seria determinado pela estrutura de demanda agregada, em uma estrutura mais complexa, o lucro agregado seria igual ao investimento agregado somado aos gastos do governo. Assim, as expectativas de lucro estão interconectadas ao nível de investimento futuro e os lucros realizados seriam um subproduto do investimento corrente. A situação das obrigações financeiras, portanto, dependerá do nível de investimento.

Nesse sentido, Hyman P. Minsky utiliza uma taxonomia própria para caracterizar como as obrigações financeiras estão relacionadas à instabilidade financeira, realçando o papel dos fluxos de caixa das unidades financeiras e os compromissos de pagamentos do endividamento. Se os fluxos de renda, que seriam os salários e os pagamentos de produtos intermediários e finais, fazem-se suficientes para cumprir com todas as obrigações, a unidade será denominada *hedge*. Se as receitas dos rendimentos forem menores que os fluxos de passivos, haverá a necessidade de postergar o pagamento da dívida - seria a unidade especulativa. Já havendo a necessidade de aumentar o endividamento, tem-se a unidade *Ponzi*. É preciso observar que as unidades especulativas e *Ponzi* dependem das condições do mercado financeiro para honrar as suas dívidas, utilizando-se de transações de portfólio para tanto. Já uma unidade *hedge* pode se transformar em especulativa, caso haja uma insuficiência da renda.

Dito de outra forma, um sistema financeiro será considerado frágil ou não de acordo com o tamanho e a força das margens de segurança⁸ e da probabilidade de ampliação das turbulências iniciais. Segundo Summa (2005), a “instabilidade financeira” seria decorrente da deterioração dos balanços das diversas unidades financeiras em momentos de *boom*. Ou seja, aparece quando a economia torna-se financeiramente mais frágil durante a expansão econômica. E essa definição, extremamente geral, tem como ponto positivo a possibilidade de incorporar diversos fenômenos, inclusive, fatores decorrentes da abertura da economia.

A combinação das três unidades financeiras diz muito sobre a condição de estabilidade de determinada economia. A dominação da posição *hedge* faz com que o padrão da taxa de juros permita a elevação do lucro via especulação. Dessa forma, há um aumento na demanda por ativos, elevando seus preços e possibilitando ganhos de capital. Forma-se um ambiente com ganhos de capital possíveis e esperados, ou seja, um ambiente compatível com o aumento das posições especulativa e *Ponzi*. Assim, as possibilidades de lucro, dada uma estrutura financeira saudável, levam tal estrutura à fragilidade de

8 A margem de segurança, segundo Kregel (1998), é um conceito que Minsky tomara emprestado de Benjamin Graham. Essa seria uma proporção que torna a unidade capaz de absorver mudanças não previstas nas entradas e saídas de capital. Ou seja, a capacidade de gerar lucros acima das necessidades de pagamentos de juros e de reembolso do principal.

forma puramente endógena⁹. Essa ideia pode ser vista em:

(I)n a world of uncertainty, given capital assets with a long gestation period, (...) the successful functioning of an economy within an initially robust financial structure will lead to a structure that becomes more fragile as time elapses. Endogenous forces make a situation dominated by hedge finance unstable (...). (Minsky 1986, p.213)

Um sistema financeiro frágil pode ter seu funcionamento interrompido por alguns eventos não necessariamente incomuns. Segundo Minsky (1986), essa quebra no funcionamento regular da economia apresenta-se sempre que há alguma alteração nas relações de valor-presente. Normalmente, isso ocorre após o aumento na demanda financiada por capital especulativo elevar sua taxa de juros, os salários da força de trabalho e o preço dos materiais utilizados, de tal forma que as margens de lucro e, então, a habilidade de validar o passado são erodidas.

Esses eventos citados são endógenos ao processo. Dito de outra forma, e como destacado por Kregel (1998), mudanças nas variáveis macroeconômicas podem levar a alterações nas posições financeiras. Por exemplo, uma mudança na política monetária doméstica que cause aumento na taxa de juros possui dois efeitos sobre os projetos financeiros alavancados - primeiro, há uma queda no valor presente dos fluxos de capital que se espera realizar, dado os projetos financeiros; segundo, há um aumento no fluxo de caixa comprometido com as taxas de financiamento quando o empréstimo é primariamente de curto prazo ou de base ajustável. Porém, segundo Arestis e Glickman (1999), Minsky também alerta para a possibilidade de serem eventos externos, ainda que sob uma ótica oposta à ideia neoclássica de choque exógeno, os responsáveis pela interrupção da estabilidade¹⁰.

O desenvolvimento de um novo ambiente institucional coloca em questão até que ponto a HIF, sob sua forma tradicional, seria ainda capaz de analisar a dinâmica financeira.¹¹ O efeito do saldo de transações correntes, via lucro empresarial, por exemplo, fora um ponto incorporado à sua análise. No entanto, não restam dúvidas que os esforços de Minsky no sentido de incorporar alguns aspectos de economias abertas não foram satisfatórios. Hyman P. Minsky faleceu em 1996, antes de incorporar outros diversos aspectos relevantes ao novo ambiente econômico, deixando em aberto, inclusive, questões como a formalização dos microfundamentos de sua análise.

9 Dado o caráter endógeno da instabilidade na economia, haveria alguns mecanismos que evitariam que as depressões fossem recorrentes. Esses mecanismos, o Big Bank e o Big Government, podem ser analisados em Minsky (1957), Minsky (1982) e Minsky (1986).

10 Para maiores detalhes acerca das possíveis interações presentes na interpretação de Minsky sobre as crises financeiras, ver o modelo desenvolvido por Taylor e O'connell (1985).

11 Segundo Arestis e Glickman (1999), um fato que possa ter contribuído para a não utilização da base minskyana na análise da crise do sudeste asiático é o modelo de Minsky ser embasado em uma economia fechada, contrastando as economias abertas dos países do sudeste asiático.

1.2. Os microfundamentos de Hyman Minsky: as análises de Toporowski, Palley e Crotty

Hyman P. Minsky escrevera sua tese de doutorado, *Induced Investment and Business Cycles*, sob a orientação de Joseph Schumpeter e posteriormente de Wassily Leontief. Diferente do que se pode esperar de um autor cuja notoriedade se deu, dentre outros, pela pesquisa acerca da fragilidade financeira do sistema capitalista, Minsky constrói uma série de reflexões tendo como base a microeconomia e os aspectos metodológicos da ciência econômica. Apesar dos aspectos microeconômicos de sua obra serem pouco explorados, Toporowski (2006) retoma as construções de Minsky em sua tese, considerando a maior parte do trabalho desenvolvido em Harvard como um exame prolongado das consequências dos passivos financeiros sobre o comportamento do investimento das firmas.

Segundo Toporowski (2006), o tratamento dado ao monopólio por Minsky é digno de destaque, dada sua rejeição à análise de concorrência imperfeita que emergira dos trabalhos de Chamrberlin e Joan Robinson, por volta de 1930. Segundo Minsky, essas teorias seriam dignas de crítica por manterem o pressuposto tradicional das firmas em concorrência perfeita maximizarem seus lucros. Além disso, a adoção de tal pressuposto lhe parecia um meio de alcançar equações tratáveis, simplificando a análise.

Minsky remonta a um conjunto de ideias que compõem a noção de “monopólio condicional”, formulado por Alfred Marshall em seu livro *Industry and Trade*, mostrando-se extremamente seletivo quanto ao uso do trabalho de Marshall.

Marshall had recognized that, apart from natural or legal monopolies (such as land-ownership), firms with a dominant position in their respective markets do not usually plunder their customers for the maximum profit that they can secure, if only because such high profits will attract other firms into the market. (Toporowski, 2006, p.9)

Ou seja, os monopólios se mantêm nesta condição estabelecendo preços baixos o suficiente para desencorajarem qualquer competição potencial. Daí, caminha-se para uma discussão acerca de como as firmas sobrevivem sob diferentes condições de financiamento e de mercado e sob a ameaça de vulnerabilidade a uma queda na demanda por seus produtos ou um aumento da concorrência. Segundo Toporowski (2006), a originalidade de Minsky está na forma como o autor incorporou os custos de financiamento em várias curvas de custo, para que o tradicional aparato marshalliano de curvas de custo de curto, médio e longo prazo se torne mais complexo, considerando os financiamentos que as firmas devem fazer para realizar investimentos. Introduz-se, então, a noção da firma como um balanço de ativos e passivos em oposição à noção da firma como um empresário tomando decisões em relação à produção.

Haveria, então, uma inconsistência no trabalho de Minsky aparente apenas no seu trabalho de doutorado. Segundo Toporowski (2006), ao mesmo tempo em que adotar o princípio da maximização do lucro quanto ao comportamento da firma seria errado por poder confundir a economia positiva com a normativa, sugerir que as curvas de custo e receitas possam ser obtidas ao imputar dados do balanço em plantas de custo e receitas é ilógico, pois pressupõe que decisões independentes estão sendo feitas ao nível da planta.

Ao investigar os mecanismos de transmissão da esfera financeira para o investimento, a abordagem da Teoria de investimento “*q*” dá relevância aos aspectos financeiros, dando ao mercado de ações um importante papel no processo de acumulação de capital. Palley (1999) sugere uma distinção entre a teoria do “*q*” real e a teoria do “*q*” financeiro. Nesse sentido, Minsky (2008,1986) pode ser associado a uma versão fraca de “*q*”, na qual o mercado de ações afeta o custo do capital, mas não fornece sinais coerentes acerca da eficiência marginal do capital.

A determinação do investimento, nos termos de Minsky, se dá a partir da seguinte comparação:

The theoretical argument of how investment is determined involves a comparison of the [demand] price of capital assets and [the supply price] of investment output. In a corporate capitalist economy with a stock exchange, the market's valuation of a firm's capital assets and market position substitutes for the [demand] price) of capital assets. (Minsky,1986, p. 186, apud Palley, 1999, p.8)

Minsky (1986) acredita que a determinação de preços no mercado financeiro não poderia ser explicada por uma teoria do valor essencial¹² das firmas, mas sim pela analogia do “concurso de beleza” de Keynes. Tal ideia é apresentada, no capítulo 12, em sua *Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*, no qual Keynes faz uma comparação entre o comportamento dos participantes de um concurso de beleza com o comportamento do mercado financeiro.

Para variar um pouco de metáfora, o investimento por parte de profissionais pode ser comparado aos concursos organizados pelos jornais, onde os participantes têm de escolher os seis rostos mais belos entre uma centena de fotografias, ganhando o prêmio o competidor cuja seleção corresponda, mais proximamente, à media das preferências dos competidores em conjunto; assim, cada concorrente deverá escolher não os rostos que ele próprio considere mais bonitos, mas os que lhe parecem mais próprios a reunir as preferências dos outros concorrentes, os quais encaram o problema do mesmo ponto de vista.[...] Alcançamos o terceiro grau, no qual empregamos a nossa inteligência em antecipar o que a opinião geral espera que seja a opinião geral. E há

¹² Este valor “fundamental” seria o valor presente esperado descontado os fluxos de lucro atual e futuro da firma. Segundo essa interpretação, as expectativas quanto aos lucros futuros seriam convertidas a um equivalente valor presente.

peessoas, segundo creio, que vão até o quarto e o quinto grau, ou mais longe ainda. (Keynes, 1936, p.129)

Tal comportamento dá margem à possibilidade de ondas de especulação e de pessimismo, o que poderia alterar o equilíbrio dos preços.

Palley (1999) estabelece uma comparação entre o q de Brainard e Tobin (1968, 1977) e o q de Minsky, indicando que tais autores compartilham a mesma visão acerca do mecanismo de transmissão q ao acreditar que o equilíbrio dos preços possui relevância para a determinação do investimento. Entretanto, há de se fazer uma ressalva. Tais autores possuem diferentes visões acerca da racionalidade do mercado de ações como regulador da acumulação de capital.

Both believe that equity prices value the existing capital stock, and both believe equity prices impact the “incentive” to invest through a cost of capital channel. They differ regarding the equity valuation process. (Palley, 1999, p.9)

Como já dito, Minsky adota o conceito do concurso de beleza de Keynes. Nesse sentido, a significância do bem-estar social dos sinais econômicos providos pelo mercado financeiro que seria a maior preocupação, e não a lógica causal do q em si. Tais sinais podem ser contaminados pela especulação e, dada a lógica do concurso de beleza, eles não conteriam nenhuma informação acerca da eficiência marginal do capital.

Ao tentar compreender por que diversos pós-keynesianos de renome desenvolveram teorias de investimento baseadas em uma única causa a respeito da origem da instabilidade macroeconômica¹³, Crotty (1990) critica a obra de Minsky. Segundo o autor, assim como Keynes (1936), em seu décimo - segundo capítulo, Minsky vê a origem da instabilidade apenas no setor financeiro. Além disso, o autor se aproximaria da interpretação de Tobin ao considerar os proprietários e os gerentes como agentes econômicos idênticos. Enquanto, na verdade, haveria uma hierarquia na qual o proprietário apresenta-se no topo e o gerente como subserviente. Já que os primeiros seriam os iniciadores das decisões econômicas, enquanto os segundos seriam apenas os agentes passivos da decisão ao cumprir ordens¹⁴.

Crotty (1990) apresenta um Minsky ainda cru quanto à sua teoria dos determinantes do lucro em *John Maynard Keynes*. Para o autor, algumas relações de determinação fundamentais, tais como as relacionadas à taxa de juros, não foram trabalhadas. Já em Minsky (1986) vê-se a adoção da teoria do lucro de Michal Kalecki, na qual os investimentos gerariam renda enquanto os mecanismos de preço determinam simultaneamente a parcela de lucro e a porcentagem da renda que é poupada. Sob a visão de Kalecki, o exógeno “grau

13 Segundo Crotty (1990), o elemento-chave da instabilidade para tais autores pós-keynesianos seria exclusivamente o comportamento financeiro.

14 Para maiores detalhes ver Crotty (1990).

de monopólio” determina o *markup* que as empresas aplicam para determinar preços, o que por sua vez determina a parcela de lucro. O lucro dos capitalistas seria determinado propriamente pelos investimentos. Além disso, há uma relação causal unilateral na qual os gastos autônomos dos capitalistas em investimentos criam automaticamente o seu próprio financiamento no modo de uma poupança de igual valor. A poupança não financiaria investimento, não havendo uma poupança *ex-ante*, já que essa seria um fluxo de rendimentos simultâneo ao investimento. Cada nível de investimento é autossustentado. Nas palavras de Crotty (1990):

Moreover, the assumed constancy of the markup and profit share guarantees that the rate of profit on investment is likewise constant, no matter what the level of investment. This means that the high rate of investment of the boom can never initiate a chain of real-sector developments [...] that lower the rate of profit, and therefore cause a decline in the rate of investment, production, and employment. There are no real-sector mechanisms that can disrupt the pace of investment spending. (Crotty, 1990, p.11)

Minsky (1986) enfatiza a não determinação mútua de investimento e lucro. Seria preciso primeiramente uma queda no investimento para se induzir uma queda subsequente nos lucros. Seguindo tal lógica, Minsky é incapaz de observar no setor real da economia um impedimento ao crescimento estável, o que, segundo Crotty (1990), constitui sua limitação em observar que as origens da instabilidade estão no mercado financeiro.

2. Microfundamentos e a construção de modelos de fragilidade financeira

2.1. O modelo de Crotty e Goldstein

No que diz respeito à evolução dos fundamentos microeconômicos da teoria de Minsky, segundo Crotty e Goldstein (1992), uma das razões para esse desalinhamento do progresso teórico ao nível microeconômico seria a adoção por Minsky da “Teoria q-Tobin”. Outra possível razão é que as suposições centrais da teoria keynesiana, tais como que o futuro seria uma incógnita e que o investimento se faz substancialmente irreversível, dificultam a formalização teórica. Crotty e Goldstein (1992) avançaram na construção de uma teoria acerca da decisão de investir que incorporasse tais dimensões da teoria keynesiana.

Diferente de Keynes, que considerava as diferenças qualitativas entre os acionistas e os gerentes da empresa, Minsky aceita o aspecto da Teoria q-Tobin que considera proprietários e gerentes como agentes econômicos idênticos,

não havendo qualquer independência no processo de decisão da firma. Crotty e Goldstein (1992) criaram um modelo que poderia ser utilizado para sustentar a teoria de Minsky acerca da instabilidade do investimento. Os autores irão seguir a abordagem de Keynes, já que essa seria, segundo eles, mais consistente com o espírito do modelo de Minsky, já que o mesmo rejeita as considerações neoclássicas a respeito da incerteza. Nesse sentido, seria lógico considerar a existência de informação assimétrica.

De maneira geral, Crotty e Goldstein (1992) consideram primeiramente que a firma maximiza uma função de preferência $O(G, S)^{15}$, na qual “G” corresponderia aos objetivos de “*growth-profit*” da empresa e “S”¹⁶ seria a preocupação gerencial acerca da segurança financeira da firma, e então, pela sua própria autonomia de decisão, ou seja, seria o objetivo de “*security-autonomy*” financeira. Nesse sentido, ambas as variáveis seriam funções da trajetória do estoque de capital pelo horizonte de planejamento de longo prazo dos gerentes das empresas.

Ao considerar o investimento como irreversível, sob outra perspectiva vê-se que os compromissos financeiros também se fazem irreversíveis. Assim, com expectativas frustradas, os gerentes vivem uma ameaça a sua autonomia de decisão, sendo que se seus compromissos com os credores não forem cumpridos, poder-se-ia chegar à falência da empresa. A incerteza quanto ao futuro torna a acumulação, enquanto necessária para alcançar o crescimento, simultaneamente perigosa para os gerentes.

No modelo desenvolvido, o investimento é afetado por três aglomerados de variáveis distintos – variáveis que refletem atitudes gerenciais subjetivas, que refletiriam o otimismo dos gerentes em relação ao crescimento futuro do mercado e a confiança desses em sua habilidade em prever significativamente; variáveis que descrevem o status financeiro da firma, tais como o estoque de débito inicial, a liquidez de seus ativos e a taxa de juros; e a margem de lucro determinada pelo setor real da economia. Segundo os autores, considerando a restrição de espaço, a discussão a respeito do papel do modelo no ciclo de Minsky limitou-se ao comportamento do investimento no momento final da expansão do ciclo (“*onset-of-crises stage*”). Porém, o modelo desenvolvido poderia ainda ser reproduzido em outras fases do ciclo econômico de Minsky e o grupo de determinantes do investimento seria rico o suficiente para explicar os ciclos econômicos sob diferentes padrões.

Assim, caminhou-se para um maior aprimoramento dos aspectos microeconômicos da teoria financeira de Minsky acerca dos ciclos de investimento, incorporando variáveis financeiras e subjetivas.

15 Para maiores detalhes, ver Crotty e Goldstein (1992).

16 Segundos os autores, “S” seria um indicador da probabilidade que o gerente irá vivenciar uma ameaça a sua autonomia. Essa ameaça advém do fato do crescimento ser obtido apenas através da acumulação de capital ilíquido, e que tal acumulação deve ser financiada. Dessa forma, o débito financeiro cria uma conexão explícita e legal dos compromissos de fluxo de caixa em relação aos seus credores.

2.2. O modelo de Chiarella e Di Guilmi

Chiarella e Di Guilmi (2011) utilizaram duas abordagens diferentes no seu estudo da macrodinâmica. A primeira seria baseada no agente, considerando um alto grau de heterogeneidade, e a segunda, seria uma aproximação estocástica, formulada a partir das ferramentas de agregação de Masanao Aoki.

Segundo Chiarella e Di Guilmi (2011), Aoki (1996, 2002) utiliza ferramentas analíticas originalmente desenvolvidas em mecanismos estatísticos. Sob a perspectiva de Aoki, não se poderia saber exatamente qual agente, dado o grande número de agentes diferentes, encontra-se em qual situação ou se tal agente irá mudar sua condição. Mas, seria possível saber a possibilidade presente para uma dada situação. A ideia básica seria introduzir um nível mediano de agregação, agrupando os agentes em *clusters* de acordo com uma variável passível de medida. Seria, então, a dinâmica do número de firmas em cada *cluster* o que definiria a evolução de toda economia, a qual é identificável ao se especificar algumas considerações gerais acerca da evolução estocástica dessas quantidades.

Os autores buscaram criar um modelo de fragilidade financeira, segundo os termos de Minsky (2008) e Taylor e O'Connell (1985), contando com firmas que interagem entre si e são heterogêneas. Primeiro utilizou-se uma simulação numérica do *agent model* e então se comparou tal solução com a obtida pela técnica de agregação dinâmica estocástica. Nesses termos, observaram que seria possível formular uma análise mais profunda dos mecanismos de transmissão dos choques do setor financeiro para a economia real.

Para os autores, um dos pontos de contradição do trabalho original de Minsky seria a presença de firmas heterogêneas e a desconsideração de um nível de detalhamento microeconômico maior. Diferente do que pode ser visto nos originais, os autores irão afirmar que as equações expressas fazem referência ao nível microeconômico das firmas heterogêneas. Outra mudança no modelo proposto é considerar que a valoração dos ativos financeiros vem do mercado de ações, no qual os investidores apresentam expectativas heterogêneas a respeito dos futuros lucros da firma. Tais expectativas estariam conectadas à estratégia dominante do mercado de ações. E uma terceira alteração diz respeito à criação de um modelo que conectara o “*endogenous money*” ao montante total de ativos financeiros, não o tratando como um múltiplo da base monetária, como usualmente é feito na literatura. Na visão dos autores, este tratamento seria mais consistente com as ideias de Minsky.

Com relação às hipóteses comportamentais, Chiarella e Di Guilmi (2011) modelam a demanda por ativos líquidos de forma semelhante à apresentada por Minsky (2008). Ou seja, seriam os motivos keynesianos usuais para a preferência à liquidez (transação, precaução e especulativo). Assume-se que os agentes financeiros agem de acordo com um paradigma de racionalidade limitada, classificando-os de acordo com duas categorias – os grafistas e os

fundamentalistas. Pode-se dizer que um fundamentalista, em média, irá focar seus investimentos em firmas hedges, enquanto os grafistas talvez prefiram ações mais arriscadas. Variações na proporção dos tipos de operadores não são dependentes do desempenho da firma e são simplesmente governadas por uma lei estocástica.

O modelo desenvolvido, então, ao considerar o caráter heterogêneo das firmas, em relação ao tamanho e às condições financeiras, acaba por gerar duas dinâmicas. Enquanto uma é uma aproximação estocástica que pode ser resolvida analiticamente, a outra é baseada no agente e permite uma solução numérica que replica alguns fatos estilizados da economia real.

Segundo Chiarella e Di Guilmi (2011), algumas considerações formuladas no nível microeconômico foram fundamentais para o embasamento do modelo proposto. Tais são:

- a) Considera-se a presença de informação imperfeita nos mercados de capital. Assim, as firmas preferem financiar seus investimentos com seus próprios lucros retidos, e apenas no caso desses não serem suficientes, busca-se, então, a emissão de novas dívidas.
- b) As firmas são classificadas em dois grupos, agrupando no mesmo grupo as firmas especulativas e Ponzis. Define-se, então, como especulativa (grupo 1) as firmas que precisam financiar seus investimentos com dívidas e como hedge (grupo 2) as firmas que conseguem financiar todo seu investimento com lucros retidos.¹⁷
- c) A cada período a firma tem como meta um investimento específico. O novo nível de capital determinará, então, a demanda por trabalho e produto. O investimento é decidido tendo como base o “*shadow price*”¹⁸ do capital, no qual o parâmetro “a” mede a sensibilidade das firmas em relação ao valor corrente dos ativos.
- d) As firmas produzem um bem que pode ser utilizado tanto para seu consumo quanto para seu investimento. O preço final é obtido aplicando-se um *mark-up* (u) ao custo direto de produção: $P(t) = (1+u)w(t)b$. Tais quantidades seriam iguais para todas as firmas.
- e) Todos os salários são consumidos e a unidade salarial varia em cada período para garantir o equilíbrio no mercado do produto.
- f) O montante de trabalho necessário é residualmente determinado, uma vez que o nível ótimo de investimento, e então de capital, é quantificado, dado que as firmas utilizam tecnologias com coeficientes constantes. A oferta de trabalho é infinitamente elástica.
- g) As firmas financiam a parte do investimento que elas não conseguem

¹⁷ Essa classificação será a base da solução analítica proposta pelo modelo.

¹⁸ $\dot{P}(t) = aPK^j(t)$

cobrir com seus recursos próprios. Portanto, a dependência em relação à taxa de juros reflete o fato de que em períodos com uma alta taxa de juros preferem-se ações.

h) O cronograma de todo o processo apresenta-se da seguinte forma: no primeiro estágio as expectativas do mercado determinam o “*shadow price*” do capital e o nível de investimento desejado. No próximo período, as firmas implementam a decisão, produzindo o bem final. O produto é, então, vendido no período seguinte.

i) A probabilidade de uma nova firma entrar é diretamente proporcional a variação na produção agregada, em relação ao período anterior.

Um elemento-chave dos estudos de Taylor e O’Connell (1985) é o fator “ ρ ”, que representa a diferença entre o retorno de capital esperado e seu valor presente (“ r ”). Diferente do que fora proposto por Taylor e O’Connell (1985), a proposta de Chiarella e Di Guilmi (2011) é tornar ρ endógeno, o definindo como uma função das estratégias do mercado de ações. Dito de outra forma, ρ seria uma função da proporção de investidores adotando uma estratégia fundamentalista ou grafista com um choque multiplicador idiossincrático. O caráter heterogêneo de ρ , segundo os autores, implica heterogeneidade nos níveis de investimento das firmas, e como consequência, no seu tamanho e na sua necessidade de buscar recursos financeiros externos.

...the variable ρ plays a key role in the entire story, as it incorporates expectations that emerge in financial markets into the decision process of firms about investment. Taylor and O’Connell(1985) introduce it in order to better isolate the effect of the difference between the anticipated return and the current profit rate, an effect that in the original treatment of Minsky (1975) is directly incorporated in the shadow price P_k . (Chiarella e Di Guilmi, 2011, p.5)

Como o foco central é analisar as transmissões dos choques no setor financeiro para a economia real, o papel de ρ acaba sendo semelhante ao “ q de Tobin”. Dado o escopo deste trabalho, faz-se impossível explorar todos os pormenores do modelo desenvolvido por Chiarella e Di Guilmi (2011). No entanto, sua contribuição para a evolução de um modelo que apresente aspectos micro-econômicos bem fundamentados e considere os pressupostos de Minsky é evidente. Nesse sentido, suas simulações¹⁹ mostraram-se consistentes com as considerações de Minsky.

...there are boom periods, in which the economy grows at a rate significantly higher than its long run trend. At the same time the availability of credit leads firms to take on more debt. When the units in the worst condition begin to fail the process reverses, causing a depression. This pattern reproduces itself cyclically, revealing a structural fragility of the system. The economy can be stabilised by reducing its capacity

19 Para maiores detalhes ver Chiarella e Di Guilmi (2011), p. 10

to create endogenous money and the maximum debt ratio allowed. (Chiarella e Di Guilmi, 2011, p.17)

Considerações Finais

Como sugerido por Weintraub (1977), os fundamentos microeconômicos apropriados para a teoria macroeconômica permanece uma questão em aberto. De forma geral, para alguns pós-keynesianos, como Kregel (1976), os microfundamentos da macroeconomia não podem ser formulados em termos de equilíbrio geral, pois a macroeconomia trataria essencialmente de agregados econômicos e para explicá-los a abordagem econométrica não seria suficiente.

The post-Keynesians prefer, for explanations, to let macroeconomics determine the microeconomic pricing mechanism: the long-run relationship between the price level and unit labor costs shapes their view of the microeconomics of price. This survey cannot attempt an evaluation of the post-Keynesian point of view. For such economists who believe that explanations for macroeconomic phenomena must be simple, historical, institutional, and based on the behavior of "representative" agents, general equilibrium analysis in any form simply misses the point. (Weintraub, 1977, p.7)

Com o intuito de relativizar tal visão, é preciso observar que, sob a visão de Weintraub (1977), as análises de equilíbrio geral têm ido muito além da tipologia walrasiana, considerando diversos aspectos tais como os custos de informação, a especulação, os ajustes imperfeitos e as estruturas do mercado.

Especificamente, os dilemas provenientes da aproximação entre as esferas micro e macroeconômica da teoria econômica, sob a perspectiva das obras de Hyman Minsky, deixam enalços de uma investigação econômica acalorada e que vem ganhando amplitude. Nesses termos,

The most interesting recent developments in macroeconomic theory seem to me describable as the reincorporation of aggregative problems such as inflation and the business cycle within the general framework of "microeconomic" theory. If these developments succeed, the term 'macroeconomic' will simply disappear from use and the modifier 'micro' will become superfluous. We will simply speak, as did Smith, Ricardo, Marshall and Walras, of economic theory. (Lucas, 1987; p.107-108, apud Aoki e Yoshikawa, 2007; p.2)

A ideia da necessidade de um aparato microeconômico para dar sustentação aos pressupostos e relações causais da teoria minskyana fora defendida exaustivamente. Nesse sentido, a evolução do processo de investigação econômica tem se amparado em construções algébricas, ausentes em sua origem, mas que pouco sentido fariam se fossem limitadas à efêmera matematização.

A magnitude da contribuição de Minsky para um melhor entendimento da economia capitalista é arrebatadora. Potencialmente abrangente, suas formulações pouco matematizadas em nada impediram sua considerável influência a diversos autores²⁰. Dessa forma, distante de transformar as contribuições de Minsky em dogmas irrefutáveis, as construções apresentadas reconhecem sua autoridade sem mitificá-lo, avançando para além de apenas “*as did Minsky*”.

Referências

- Aoki, M. (1996). *New Approaches to Macroeconomic Modeling*. Cambridge University Press, 1996.
- Aoki, M. (2002). *Modeling Aggregate Behaviour and Fluctuations in Economics*. Cambridge University Press, 2002.
- Aoki, M.; Yoshikawa, H. (2007). Non-Self-Averaging in Macroeconomic Models: A Criticism of Modern Micro-founded Macroeconomics, *Economics Discussion Papers / Institut für Weltwirtschaft*, No. 2007-49, <http://hdl.handle.net/10419/17972>, 2007.
- Arestis, P.; Glickman, M. (1999). Financial crises in south east Ásia: dispelling illusion the minskyan way. *UEL, Department of Economics - University of East London, Working Paper 22*, December, 1999.
- Brainard, W.; Tobin, J. (1968). Pitfalls in Financial Model Building. *American Economic Review*, 58, 1968, p. 99-122.
- Brainard, W.; Tobin, J. (1977). Pitfalls in Financial Model Building “Asset Markets and the Cost of Capital,” in *Economic Progress, Private Values, and Public Policy: Essays in Honor of William Fellner*, ed. by B. Belassa and R. Nelson, New York: North Holland Publishing Co., 1977.
- Chiarella, C.; Di Guilmi, C. (2011). The financial instability hypothesis: a stochastic microfoundation framework. *Journal of Economic Dynamics & Control* 35, 2011.
- Chiarella, C.; Di Guilmi, C. (2012). *A reconsideration of the formal Minskyan analysis: microfoundations, endogenous money and the public sector*. Disponível em: < <http://ssrn.com/abstract=1939619> >, 2012.
- Chick, V. (1983). *Macroeconomics after Keynes: a reconsideration of the General Theory*. Oxford: Philip Allan, 1983. Trad. Port. *Macroeconomia após Keynes: um reexame da Teoria Geral*. Rio de Janeiro: Forense Universitária, 1993.
- Crotty, J. R.; Goldstein, J.P. (1992). *The investment decision of the post Keynesian firm: a suggested microfoundation for Minsky's investment instability thesis*. Levy Economic Institute, The. Nº 79, 1992.
- Crotty, J.R. (1990). “Owner-Manager Conflict and Financial Theories of Investment Instability: a Critical Assessment of Keynes, Tobin, and Minsky,” *Journal of Post Keynesian Economics*, 12 (Summer 1990), 1990. p.519-42.

²⁰ Como exemplo, segundo Taylor e O'Connell (1985), pode-se considerar a conhecida obra de Kindlerberger (1978) – *Manias, Panics and Crashes* – obtém seu fundamento teórico das ideias de Minsky sobre crises financeiras.

- Fazzari, S.; Ferri, P.; Greenberg, E. (2000). *Bounded rationality and Keynes-Minsky fluctuations*. August, < <http://www.cfeps.org/events/pk2002/confpapers/fazzariferrigreenberg.pdf>>.
- Felix, D. (1999). *Open Economy Minsky-Keynes and Global Financial Crises*. Apresentado na 9ª Hyman P. Minsky Conference on Financial Structure, Jerome Levy Economics Institute, April 21-23, 1999.
- Keynes, J. M. *The general theory of employment, interest and money*. London: Macmillan, 1936.
- Kindleberger, C. (2005). *Manias Panics and Crashes: A History of Financial Crises*, fifth ed. Wiley, 2005.
- Kregel, J. Economic Methodology in the Face of Uncertainty, *Econ. J.*, 86 (342), pp.209-25, Jun, 1976.
- Kregel, J. (1998). Yes, 'it' did happen again: a Minsky crisis happened in Asia. Jerome Levy Institute, 1998. (Working Paper, n. 235).
- Lourenço, A. (2006). O pensamento de Hyman P. Minsky: alterações de percurso e atualidade. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 15, n. 3, dez. 2006.
- Lucas, R.E. *Models of Business Cycles*, New York: Blackwell, 1987.
- Minsky, H.P. (2008). *John Maynard Keynes*. Columbia University Press, New York, 1975. Ed, 2008.
- Minsky, H. (1982a) Central Banking and Money Market Changes, in *Quarterly Journal of Economics*, n. 71, 1957a, maio. Reimpresso em Minsky, H. Can It Happen Again ? *Essays on Instability and Finance*. Nova York: M. E. Sharp, 1982a.
- Minsky, H.P. (1982). Can it happen again? In: CARSO, E. (Org.). *Banking and monetary studies*. Homewood: R.D. Irwin, 1963. Reimpresso em Minsky, 1982.
- Minsky, H.P. (1986). *Stabilizing an Unstable Economy*, New Haven: Yale University Press, 1986.
- Minsky, H.P. (1994). Integração financeira e política monetária. *Economia e Sociedade*, Campinas, n. 3, dez. 1994.
- Palley, T. I. (1999). The stock market and investment: another look at the micro-foundations of "q" theory. *Forthcoming Cambridge Journal of Economics*, 1999.
- Pech, W.; Milan, M. (2009). Behavioral economics and the economics of Keynes. *The Journal of Socio-Economics* 38, 2009. 891-902p.
- Summa, R. F. (2005). Um modelo dinâmico de fragilidade financeira para economia aberta. *VIII Encontro de Economia da Região Sul*. Anpec Sul, 2005.
- Taylor, L.; O'Connell, S.A. (1985). A Minsky crisis. *The Quarterly Journal of Economics* 100, 1985. 871-885p.
- Toporowski, J. (2006). Methodology and Microeconomics in the Early Work of Hyman P. Minsky. Working paper 480, *The Levy Economics Institute Working Paper Collection*, 2006.
- Weintraub, E.R. (1977). The microfoundations of Macroeconomics: a critical survey. *Journal of Economic Literature*, vol. 15, N.1, Mar, 1977, p 1-23. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2722711>.

Análise da Influência do Mercado Financeiro sobre o Mercado Futuro Agropecuário no Brasil

Viviane Araujo da Silva¹

Leonardo Bornacki de Mattos²

Alexandre Bragança Coelho³

Resumo: A trajetória altista dos preços das *commodities*, iniciada em 2002, tem sido acompanhada pelo aumento do volume de negociações nos mercados futuros. Nesse contexto, a migração de investimentos dos mercados financeiros para os mercados futuros tem sido apontada como um dos fatores responsáveis pelo aumento dos preços e da volatilidade no mercado de alimentos. Isto posto, objetivou-se neste trabalho analisar a influência do mercado financeiro sobre o mercado futuro agropecuário no Brasil. Os resultados mostram ter ocorrido transmissão de volatilidade do mercado financeiro internacional para o mercado futuro de milho, café arábica e soja; e do mercado financeiro nacional para o mercado futuro de milho. Com exceção da relação Ibovespa-mercado futuro de boi gordo, não há relação de causalidade entre a volatilidade dos mercados, assim como não há relação linear causal partindo da variação de volume de contratos futuros negociados em direção aos retornos dos preços.

Palavras-Chave: Mercado futuro, volatilidade, commodities agropecuárias.

Classificação JEL: Q13; Q14.

¹ Mestra em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail:araujo.24@gmail.com

² Doutor e Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. Professor adjunto da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: lbmattos@ufv.br

³ Bel. em Economia, 1999, USP; M.S. Teoria Econômica, 2002, USP; D.S. Economia Aplicada, 2006, UFV; Professor Adjunto III (Economia dos Recursos Naturais, Teoria Microeconômica. E-mail: acoelho@ufv.br

Analysis of the Influence of Financial Market on Brazilian Agricultural Futures Market

Abstract: *The upward trend in commodity prices that began in 2002, has been accompanied by increased trading volume in future markets. In this context, the migration of investments from financial markets for the future markets has been identified as one of the factors responsible for the increase in these prices and volatility in the food market. Thus, this study aimed to analyze the influence of financial markets on the agricultural futures markets in Brazil. Results show that there has been transmission of volatility from international financial markets toward corn, coffee and soybeans future markets; and from the domestic financial market toward corn future market. The causality-in-variance test indicates that, except for the Ibovespa-cattle future market relation, there is no evidence of causality between the financial market and the future market volatility. There is no linear causal relationship from the variation in volume of futures contracts traded towards returns of prices.*

Keywords: *Future market, volatility, agricultural commodities.*

JEL Classification: Q13; Q14.

Introdução

Ao longo das últimas décadas, os preços das *commodities* registraram vários períodos de grande oscilação, tanto com tendência de baixa quanto de alta. O último movimento observado iniciou-se no ano de 2002 e, contrariando as expectativas, mostrou-se persistente e abrangente, atingindo tanto as *soft commodities*, que são os produtos cultivados, quanto as *hard commodities*, que são os produtos extraídos ou minerados. Com exceção de breves e esporádicos períodos, os preços mantiveram sua trajetória ascendente no decorrer da década.

Várias explicações têm sido apresentadas para justificar o *boom* dos preços no mercado de *commodities*, fundamentando-se, principalmente, na existência de uma oferta contraída em face de uma demanda crescente. Esse cenário estaria sendo fomentado, entre outros fatores, pelo crescente aumento da demanda mundial, destacando-se China e Índia, pelo aumento da utilização de cereais para a produção de ração animal e pelo incentivo à produção de biodiesel, enquanto que, atuando do lado da oferta, estariam as mudanças climáticas e a manutenção de baixos estoques.

Outro fator abordado pela literatura, e que se encontra no cerne deste estudo,

é o aumento da atividade especulativa no mercado futuro de *commodities*. Defende-se que este mercado estaria recebendo um influxo anormal de dinheiro, aplicado em sua grande parte por especuladores que, pessimistas quanto às aplicações financeiras tradicionais, estariam buscando a melhora da relação risco-retorno de suas carteiras de investimento. Esse processo, caracterizado pelo aumento do fluxo de investimentos vindos dos mercados financeiros tradicionais em direção aos mercados futuros de *commodities*, tem sido denominado por alguns autores¹ como “financeirização do mercado de *commodities*”.

Vários estudos (Abanomey & Mathur 2001; Erb & Harvey 2006; You & Daigler 2007; Smimou 2010) comprovam que a diversificação de portfólios pode gerar aos investidores benefícios maiores quando contratos futuros de *commodities* são adicionados ao conjunto de investimentos de uma carteira, proporcionando maiores retornos e diminuição do risco. Gorton & Rouwenhorst (2006) analisam o desempenho das *commodities* como ativos financeiros e verificam que as mesmas apresentam correlação negativa com outros ativos e que, em determinadas situações, como em períodos inflacionários, registram, na média, um desempenho melhor que títulos e ações.

Masters (2008) é enfático ao afirmar que o aumento dos preços das *commodities* em geral, observado principalmente no período da crise financeira do *subprime* (2007-2008), é decorrente do crescimento da utilização de *commodities* como ativos de investimento pelos chamados investidores institucionais. O aumento da participação de investidores que só comercializam em futuros, não tendo qualquer ligação com o mercado físico, estaria provocando o aumento, tanto das cotações futuras, quanto dos preços nos mercados físicos.

Nos EUA, de acordo com Irwin & Sanders (2011), o investimento em ativos financeiros ligados aos mercados futuros de *commodities*, incluindo ativos comercializados dentro e fora do país, foi de aproximadamente US\$ 200 bilhões, no final de 2004, alcançando US\$ 250 bilhões, em meados de 2008, chegando a US\$ 300 bilhões no segundo semestre de 2010. Domanski & Heath (2007) ressaltam que, embora esses investimentos sejam pequenos em relação ao mercado financeiro global, é grande em relação à produção no mercado físico.

A tendência de crescimento das negociações nos mercados futuros também pode ser observada no Brasil. Entre os anos de 2000 e 2008, o segmento de derivativos agropecuários da BM&FBOVESPA registrou crescimento sucessivo no número de contratos negociados, sendo que, em 2008, auge da crise financeira do *subprime*², o setor registrou recorde de negociações, chegando

1 Domanski & Heath (2007), Mayer (2009), United Nations Conference on Trade and Development – UNCTAD, em seu Trade and Development Report (2009), Baffes & Hanriotis (2010), Tang & Xiong (2010), entre outros.

2 Nesta pesquisa, os anos de 2007 e 2008 são considerados como anos de início e fim da crise financeira do *subprime*, o que não quer dizer que a mesma, necessariamente, tenha iniciado e acabado nesse período. Trata-se unicamente de uma hipótese metodológica para atender ao objetivo da pesquisa.

a 3.279.827 contratos transacionados. No pós-crise, apesar de uma queda do volume comercializado, as médias mantiveram-se acima das verificadas no período pré-crise.

Entretanto, não é possível afirmar que o crescimento do volume de comercialização de contratos de *commodities* seja exclusivamente reflexo do aumento da participação de investidores (oriundos do mercado financeiro) nos mercados futuros. No Brasil, dados disponibilizados pela BM&FBOVESPA mostram que, no segmento agropecuário, considerando o período 2002-2011, foi pequeno o incremento da participação de investidores institucionais nacionais³ e investidores estrangeiros na comercialização de contratos futuros.

Ressalta-se, todavia, que a dificuldade está em classificar as operações realizadas por *hedgers* daquelas realizadas por investidores sem ligação com a comercialização no mercado físico, ou seja, os especuladores, visto que até aqueles investidores tidos como *hedgers* podem especular nos mercados futuros. Outro ponto importante a ser considerado é que, ao analisar a alta de preços das *commodities* agropecuárias, é imprescindível diferenciar a mudança na tendência de preços, referente às alterações estruturais de oferta e demanda, a médio e longo prazo, da volatilidade, referente às mudanças na taxa de variação dos preços em períodos ininterruptos.

Nesta pesquisa, a relação entre o mercado financeiro e o mercado futuro de *commodities* agropecuárias é abordada sob a perspectiva da volatilidade, uma vez que existe a hipótese de que a ação especulativa de investidores no mercado futuro de alimentos esteja produzindo uma bolha, responsável em grande parte pelo aumento da volatilidade dos preços.

Deste modo, considerando o exposto, objetivou-se, por meio da análise do processo de transmissão de volatilidade entre os mercados financeiros, internacional e nacional, e o mercado futuro agropecuário, assim como pela investigação da existência de causalidade entre as volatilidades desses mercados, estudar a influência do mercado financeiro sobre o mercado futuro agropecuário no Brasil.

Da mesma forma, partindo-se da hipótese de que o aumento do volume de negociações nos mercados futuros esteja causando a elevação dos preços das *commodities* agropecuárias, verifica-se a existência de relação causal entre o volume de contratos futuros negociados e os preços desses contratos.

Este trabalho é composto por três seções, além desta parte introdutória. A primeira seção apresenta o referencial teórico. A segunda seção é reservada para a apresentação da metodologia. Na terceira seção, são apresentados e discutidos os resultados alcançados. Por fim as conclusões.

3 Um investidor institucional é uma instituição financeira ou estatal que investe no mercado de capitais, podendo ser agrupado em: sociedades seguradoras, entidades de previdência privada, clubes de investimento, fundos mútuos de investimento, entre outros.

1. Referencial Teórico

Nesta seção objetiva-se fundamentar, sob a perspectiva teórica, a migração de capitais dos mercados financeiros, internacional e nacional, para o mercado de *commodities* agropecuárias, assim como estabelecer relação entre as variações no volume e nos preços dos contratos futuros, dada a chegada de novas informações no ambiente de negociação.

1.1 A Moderna Teoria do Portfólio

O investimento financeiro nos mercados futuros de *commodities* tem se tornado gradativamente mais significativo, revelando a nova dinâmica que se configura no mercado financeiro internacional. O aumento do fluxo especulativo nas bolsas de mercadorias retrata a nova tendência dos investidores, cujo comportamento está fundado sobre os preceitos da moderna teoria de seleção de carteiras, idealizada por Markowitz (1952).

De acordo com Markowitz, é possível reduzir o risco de uma carteira de investimento sem comprometer seu retorno, combinando-se ativos que apresentem correlação negativa entre seus rendimentos individuais. Sedimentado nesse princípio, Bergstrom (1975) apresenta a teoria da diversificação internacional de portfólio, na qual defende que a inclusão de ativos comercializados em outros países melhora a relação risco-retorno das carteiras de investimento, benefício decorrente do fato de os retornos dos ativos domésticos apresentarem baixa correlação com os ativos estrangeiros.

Ademais, estudos demonstram que a eficácia da diversificação de portfólios pode ser aumentada com a adição de *commodities* ao rol de investimentos de uma carteira, melhorando a gestão do risco, o que justifica o investimento em contratos futuros negociados em outros países.

Deve-se considerar ainda que, a escolha do portfólio ótimo, que possibilita a maximização do retorno e a minimização do risco, vai acabar por determinar a demanda por ativos específicos e, consequentemente, seu preço. Um dos modelos convencionais mais utilizados na alocação de ativos em carteiras de investimento é o modelo CAPM⁴.

1.2 Modelo de Negociação de Ativos

A financeirização tem sido apontada como um dos fatores responsáveis pela

4 O Capital Asset Pricing Model (CAPM) é um modelo derivado da Teoria do Portfólio de Markowitz (1952). Segundo o modelo CAPM, cujos pressupostos básicos foram disseminados pelos trabalhos pioneiros de Sharpe (1964) e Lintner (1965), os investidores tendem a exigir maior retorno quanto maior for o risco do investimento.

instabilidade dos mercados futuros de alimentos. Segundo essa hipótese, o aumento da atividade especulativa nos mercados futuros de *commodities* estaria produzindo uma bolha, responsável em grande parte pelo incremento do volume de transações e pela inflação dos preços dos alimentos.

Um dos modelos que aborda a dinâmica envolvida no processo de funcionamento do mercado financeiro, no que tange ao volume transacionado e ao comportamento dos preços, foi desenvolvido por Copeland (1976) que, apesar de não tratar especificamente de mercado futuro, fornece subsídios para a compreensão do comportamento deste.

O modelo considera a entrada sequencial de informações no mercado, assumindo que, antes da chegada dessas informações, todos os participantes apresentam curvas de demanda homogênea.

A partir da incorporação da nova informação pelos *traders*, ocorre o reequilíbrio do mercado, que se divide em dois estágios: I) todos os participantes do mercado, tantos os informados quanto os não informados, detêm quantidades positivas de ativo e II) todos os participantes desinformados vendem a totalidade de seus ativos aos participantes informados.

O modelo ainda indica a existência da relação entre o volume de ativos negociados e o número de participantes atuantes no mercado, demonstrando que o volume de negociações (V_t) é uma função logarítmica crescente do número de participantes (N) e da força da nova informação disponível. Quanto maior a divergência entre as opiniões dos participantes (diferença entre otimistas e pessimistas diante da nova informação), menor a variação no volume transacionado.

A variação nos preços dos ativos vai depender do comportamento de cada participante perante a informação; alguns vão encarar as notícias com pessimismo, outros reagirão com otimismo. Além da força da nova notícia e de sua influência sobre o comportamento e a formação de expectativa individual do participante, a mudança de preços vai depender da oferta de ativos e, logicamente, do tamanho do mercado e do número de participantes. Assim sendo, o modelo prevê correlação positiva entre o valor absoluto da mudança de preços e o volume transacionado.

2. Metodologia

Nesta seção são descritos os procedimentos adotados na pesquisa para analisar a influência do mercado financeiro sobre o mercado futuro de *commodities* agrícolas.

2.1.1 Transmissão de volatilidade entre mercados

O estudo do processo de transmissão de volatilidade entre os mercados financeiros, internacional e nacional, e o mercado futuro de contratos agropecuários no Brasil, está baseado na análise da volatilidade dos retornos dos preços⁵. O modelo considerado para essa análise é o modelo BEKK (Baba, Engle, Kraft & Kroner), pertencente à classe dos modelos GARCH multivariados. Este modelo é utilizado por permitir a captação das inter-relações dinâmicas entre as variâncias e covariâncias das séries financeiras, que são informações importantes, devendo ser consideradas no processo de seleção de portfólios de investimento. O modelo BEKK pode ser representado da seguinte forma:

$$H_t = C' C + \sum_{i=1}^q A_i \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A_i + \sum_{j=1}^p B_j H_{t-j} B_j \quad (1)$$

em que: H_t é a matriz de variâncias e covariâncias (VAR-COV) dos retornos do índice financeiro e do contrato futuro no tempo t , C é uma matriz triangular inferior $K \times K$, A_i é uma matriz $K \times K$ dos coeficientes do termo ARCH, B_j é uma matriz $K \times K$ dos coeficientes dos termos GARCH, ε_t é um vetor de termos de erro que segue um processo M-GARCH, k é o número de séries utilizadas e q e p são as ordens dos termos ARCH e GARCH, respectivamente⁶.

Nesta pesquisa, é estimado um modelo bivariado⁷ ($K=2$), com $p=q=1$, utilizando duas variáveis expressas sob a forma de taxas de retorno, sendo que o mercado financeiro internacional tem como *proxy* o índice acionário S&P500 (DLOGSP500)⁸, enquanto que o mercado financeiro nacional tem como *proxy* o índice Ibovespa (DLOGIND)⁹. O mercado de derivativos brasileiro é representado pelas séries de retornos referentes a quatro contratos futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA: boi gordo (DLOGBGI), café arábica (DLOGICF), milho¹⁰ (DLOGCCM) e soja (DLOGSFI). O número de

5 A taxa de retorno é expressa como: $R_{j,t} = \ln(j,t / j - 1)$

6 Na literatura pode-se encontrar a notação GARCH (p,q), ao invés de GARCH (q,p). Isto se deve à definição da ordem em que os termos aparecem na expressão. Nesta pesquisa, o software utilizado na estimação usa a notação (q,p).

7 A modelagem das séries financeiras é realizada aos pares, utilizando um índice financeiro e um contrato futuro de cada vez.

8 O S&P500 é um índice de avaliação das mudanças das condições do mercado acionário tendo como base o desempenho médio das 500 maiores empresas dos EUA. Autores como Harris (1982), Jegadeesh & Subrahmanyam (1993), e Lopes (2006) utilizam esse índice em seus estudos como proxy para o mercado financeiro internacional.

9 IND é o código utilizado pela BM&FBOVESPA para designar o índice Ibovespa. O Índice Bovespa é o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado acionário brasileiro. Sua relevância advém do fato do Ibovespa retratar o comportamento dos principais papéis (ações) negociados na BM&FBOVESPA.

10 A BM&FBOVESPA comercializa dois tipos de contrato futuro de milho, o contrato de base de preço de milho e o contrato de milho, que passou a ter liquidação financeira em 19/09/2008. Nesta pesquisa, considerou-se apenas o antigo contrato com opção de entrega física e o atual contrato com liquidação financeira. As commodities agropecuárias açúcar cristal e etanol não puderam ser utilizadas devido à falta de informações referentes à comercialização em futuros para determinados períodos.

parâmetros a serem estimados é 11.

Na análise da transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro e o mercado de derivativos agropecuários, a significância individual dos coeficientes GARCH b_{12} indicará se parte da variância da série de retornos dos contratos futuros agropecuários, no período corrente, pode ser explicada pela variância do índice financeiro, no período anterior.

2.1.2 Causalidade entre a volatilidade dos retornos dos índices financeiros e a volatilidade dos retornos do mercado futuro agropecuário no Brasil

Para testar se a volatilidade dos retornos do índice S&P500 e do Ibovespa causaram a volatilidade dos retornos dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, no período 2002-2011, foi utilizado o teste de causalidade proposto por Cheung & Ng (1996).

O primeiro estágio do teste envolve a estimação de modelos GARCH univariados para cada série de retornos, X_t e Y_t (retorno do índice financeiro e retorno do mercado futuro). Uma vez obtida as variâncias, por meio dos modelos GARCH, o segundo estágio consiste na construção da série dos quadrados dos resíduos padronizados proveniente dessa estimação. A correlação cruzada na defasagem (lag) k , $r_{uv}(k)$, é dada por:

$$r_{uv}(k) = \frac{c_{uv}(k)(c_{uu}(0)c_{vv}(0))^{-\frac{1}{2}}}{\sqrt{T}} \quad (2)$$

onde $C_{uv}(k) = T^{-1} \sum_{t=1}^T (U_t - \bar{U})(V_t - \bar{V})$; $K = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$, $c_{uu}(0)$ e $c_{vv}(0)$ são variâncias de u e v , respectivamente, e T é o tamanho da amostra.

O teste de Cheung & Ng (1996), deste modo, é baseado na avaliação da significância da Função de Correlação Cruzada (FCC) dos resíduos padronizados ao quadrado $r_{uv}(k)$, sendo u (correspondente à equação dos retornos do índice financeiro) e v (correspondente à equação dos retornos do mercado futuro), visando detectar relações causais e identificar a direção da causalidade. Para o teste de causalidade em cada defasagem k , compara-se $\sqrt{T}\hat{r}_{uv}(k)$ com uma distribuição normal padronizada.

A partir dos resultados obtidos, é possível constatar se há evidências de que a volatilidade do mercado financeiro causa a volatilidade do mercado futuro agropecuário no Brasil, no período compreendido entre os anos de 2002 e 2011, visto que o incremento das negociações com derivativos agropecuários sugere que o fluxo de investimentos advindo do mercado financeiro internacional e nacional esteja atuando de forma a aumentar a volatilidade dos mercados futuros.

2.1.3 Relação entre volume negociado e retorno dos preços

Para detectar potencial relação causal entre o volume de contratos futuros negociados na BM&FBOVESPA, no período 2002-2011, e os retornos das cotações desses contratos, utiliza-se análise baseada no modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR), cujas variáveis são o volume diário de negociação dos contratos futuros de, boi gordo (VOL_BGI), milho (VOL_CCM), café arábica (VOL_ICF) e soja (VOL_SFI) e os retornos das cotações futuras diárias desses contratos, boi gordo (DLOGBGI), milho (DLOGCCM), café arábica (DLOGICF) e soja (DLOGSFI). O modelo pode ser representado pelas seguintes equações:

$$V_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_{1,i} V_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_{1,j} R_{t-j} + \epsilon_1 \quad (3)$$

$$R_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^m \beta_{2,i} R_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_{2,j} V_{t-j} + \epsilon_2 \quad (4)$$

em que V_t corresponde ao volume diário comercializado de cada contrato futuro agropecuário, R_t corresponde ao retorno dos preços desses contratos, α , β e γ são os parâmetros a serem estimados, ϵ_1 e ϵ_2 são as perturbações aleatórias não correlacionadas entre si e m corresponde ao número de defasagens selecionadas segundo os critérios de Akaike e Schwarz.

Utilizando o método proposto por Granger (1969), as equações (3) e (4) permitem a identificação de relação linear causal entre volume e os retornos dos preços, que vai depender da significância estatística dos coeficientes estimados γ_1 da equação (3) e γ_2 da equação (4).

2.2 Fonte de dados

Utilizam-se nesta pesquisa dados referentes às cotações de ajuste¹¹ do índice S&P500, obtidas no site do YAHOO-Finanças, às cotações médias¹² do índice Ibovespa¹³ e às cotações médias e volume transacionado dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja, ambos obtidos no site da BM&FBOVESPA.

11 Cotação de ajuste é aquela referente ao último negócio registrado durante o call de fechamento, que ocorre nos últimos minutos de negociação do pregão diário. Foram utilizadas as cotações de ajuste do S&P500 ao invés das cotações médias, porque as últimas não estavam disponíveis.

12 Cotação média é o preço médio do contrato registrado no decorrer do pregão diário.

13 Os retornos do Índice S&P500 e do Ibovespa são calculados tendo como base sua cotação, apresentada como "ponto", que é uma medida de valor absoluto, cuja função é a de servir de instrumento de comparação, permitindo a análise de variação do valor de uma carteira de ativos ao longo do tempo. A rentabilidade, portanto, é representada pela variação dos pontos do índice.

A princípio, a variável a ser utilizada para representar o mercado financeiro internacional seria o volume de capital estrangeiro entrante no mercado futuro agropecuário brasileiro, no entanto, como a mesma não está disponível, foi utilizado o índice da *Standard and Poor's* (S&P500), que tem sido adotado pela literatura, devido a sua importância, como *proxy* para o mercado financeiro internacional. A seleção do índice Ibovespa como variável representativa do mercado financeiro nacional seguiu o mesmo critério adotado para o S&P500 e está baseada na sua importância como indicador do desempenho do mercado acionário brasileiro.

A periodicidade dos dados é diária, desconsiderando-se os dias em que não houve negociação nas bolsas nacional e internacional (sábados, domingos e feriados). Os dados referem-se ao período compreendido entre 02/01/2002 e 29/12/2011, com exceção do contrato futuro de soja, cuja série se inicia em 11/10/2002, já que a BM&FBOVESPA não registrou negociação de contrato futuro de soja entre 13/06/2001 e 11/10/2002.

A seleção dos contratos baseou-se nos vencimentos com maior volume de negociação diária, ou seja, para cada dia de pregão foram considerados os contratos mais negociados, independente do mês de vencimento. Apesar de, geralmente, nas análises que contemplam os mercados futuros, a seleção dos contratos se basear nos primeiros vencimentos destes, nesta pesquisa deu-se prioridade à demanda diária pelos contratos, já que nem sempre os contratos para o primeiro vencimento foram os mais negociados do dia.

3. Resultados e Discussão

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados da pesquisa provenientes da aplicação dos modelos e procedimentos econométricos descritos anteriormente.

3.1 Transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro internacional e o mercado futuro agropecuário no Brasil

Na tabela 1 encontram-se os resultados da estimação do modelo BEKK¹⁴ (Equação 1) para os retornos do mercado financeiro internacional e os retornos do mercado futuro agropecuário brasileiro, no período 2002-2011¹⁵. A significância estatística dos coeficientes GARCH indica que houve transmissão de volatilidade do mercado financeiro internacional para os mercados futuros de milho, café arábica e soja.

14 A ordem que se mostrou mais adequada para a estimação dos modelos foi o BEKK (1,1), uma vez que as ordens superiores a estas não apresentaram coeficientes estatisticamente significantes.

15 Os resultados detalhados referentes às saídas do modelo BEKK estão disponíveis em Autor (2012).

TABELA 1: RESULTADOS DO MODELO BEKK PARA OS RETORNOS DO ÍNDICE S&P500 E DOS CONTRATOS FUTUROS, PERÍODO 2002-2011

Merca do futuro	Transmis-são de volatilidade	C o e f i - c i e n t e s G A R C H (σ_{t-1}^2)	Valor	p-value
Boi gordo	MF → MFI	b(2, 1)	-0.002037	0.8169 NS
	MFI → MF	b(1, 2)	0.003546	0.1162 NS
Milho	MF → MFI	b(2, 1)	0.005321	0.6563 NS
	MFI → MF	b(1, 2)	-0.003092	0.0786 *
Café arábica	MF → MFI	b(2, 1)	0.020771	0.1763 NS
	MFI → MF	b(1, 2)	-0.018528	0.0988 *
Soja	MF → MFI	b(2, 1)	-0.011471	0.2853 NS
	MFI → MF	b(1, 2)	0.006999	0.0683 *

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Notas: MF = Mercado Futuro, MFI = Mercado financeiro internacional.

*** denota significância estatística em nível de 1%, ** denota significância estatística em nível de 5%, * denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante.

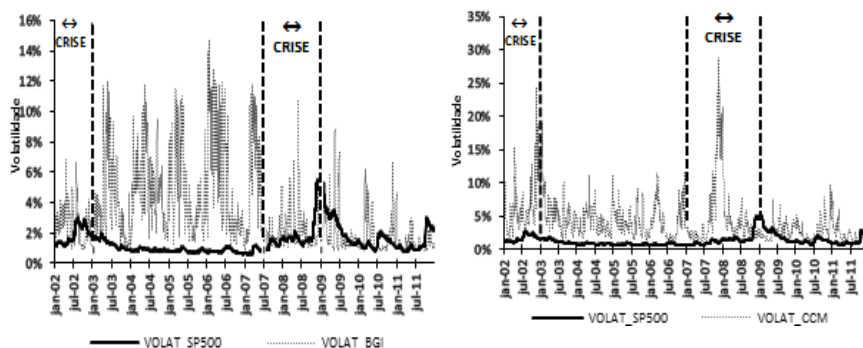
Em relação ao mercado futuro de boi gordo, a significância estatística dos coeficientes GARCH estimados apontam para a inexistência de transmissão direta de volatilidade, em qualquer direção. Entre os fatores que podem ter contribuído para estes resultados, as especificidades pertinentes à comercialização das *commodities* são relevantes.

No Brasil, o mercado futuro de boi gordo é caracterizado pelo baixo nível de participação dos investidores estrangeiros, principalmente em comparação aos investidores nacionais, motivo que pode estar associado ao fato de os contratos futuros de boi gordo, até o ano de 2011, permitirem o encerramento por entrega física, o que podia gerar para as partes do contrato (principalmente para o investidor internacional) problemas decorrentes dos altos custos de transação inerentes a este tipo de liquidação.

Por sua vez, a soja, o milho e o café arábica têm maior inserção no mercado internacional. Nos últimos anos, o milho é o derivativo agropecuário que vem apresentando o crescimento mais expressivo do número de negociações entre as *commodities* comercializadas na BM&FBOVESPA, enquanto que o mercado de café arábica é o que registra maior participação de investidores estrangeiros. A importância da soja também não pode ser desprezada, já que consiste em um dos principais produtos de exportação do país.

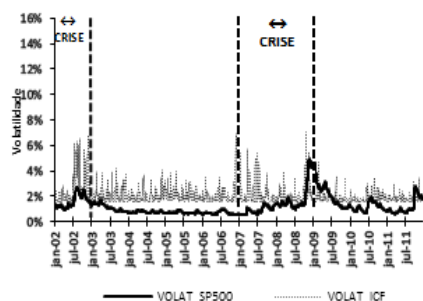
Na Figura 1, encontram-se as volatilidades diárias estimadas a partir do modelo BEKK, para os retornos do mercado financeiro internacional e os retornos dos contratos futuros agropecuários, entre os anos de 2002 e 2011.

FIGURA 1: VOLATILIDADE DIÁRIA DOS RETORNOS DO ÍNDICE S&P500 E DOS CONTRATOS FUTUROS DE BOI GORDO, MILHO, CAFÉ ARÁBICA E SOJA, NO PERÍODO 2002-2011

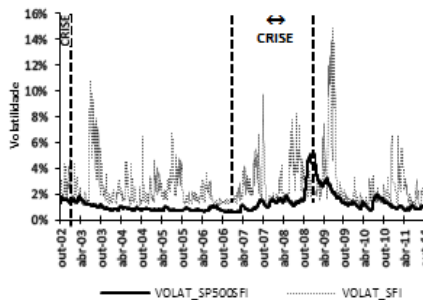


a) S&P 500 - boi gordo

b) S&P500 – milho



c) S&P500 – café arábica



d) S&P500 – soja

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Tanto no mercado financeiro internacional, quanto no mercado futuro de boi gordo, milho e café arábica, observa-se maior incidência de choques de volatilidade no ano de 2002, início do ciclo altista dos preços das *commodities*, e no biênio 2007-2008, período da crise financeira do *subprime*. No mercado futuro de soja, por sua vez, os maiores picos de volatilidade foram anotados nos anos de 2003 e 2009, refletindo certa demora de resposta do mercado de soja aos efeitos das crises internacionais.

Considerando todo o período analisado (2002-2011), apesar de durante a crise financeira do *subprime* (2007-2008) terem sido detectados alguns choques de volatilidade, as médias diárias não ficaram muito distantes das verificadas

no período pré-crise. No pós-crise, há uma queda dos níveis de volatilidade, principalmente no mercado agropecuário, embora, a partir de 2010, já seja possível detectar o início de uma nova onda de inquietação, com a incidência de picos de volatilidade que, apesar de apresentarem menor magnitude dos que os verificados nos anos precedentes, podem estar refletindo os primeiros sinais da crise financeira europeia, iniciada na Grécia, em 2009.

A análise subsequente examinou a transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro nacional, representado pelo índice acionário Ibovespa, e o mercado futuro agropecuário no Brasil. Os resultados encontram-se na Tabela 2.

TABELA 2: RESULTADOS DO MODELO BEKK PARA OS RETORNOS DO ÍNDICE IBOVESPA E DOS CONTRATOS FUTUROS, PERÍODO 2002-2011

Merca do futuro	Transmis- são de vola- tilidade	Coeficien- tes GAR- CH (σ_{t-1}^2)	Valor	p-value
Boi Gordo	MF → MFN	b(2, 1)	0.0194531	0.0198 **
	MFN → MF	b(1, 2)	-0.0015947	0.7373 NS
Milho	MF → MFN	b(2, 1)	0.0033270	0.7580 NS
	MFN → MF	b(1, 2)	0.0044765	0.0794 *
Café arábica	MF → MFN	b(2, 1)	-0.0206385	0.2364 NS
	MFN → MF	b(1, 2)	0.0223102	0.2125 NS
Soja	MF → MFN	b(2, 1)	-0.0137923	0.1922 NS
	MFN → MF	b(1, 2)	-0.0032462	0.5674 NS

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Notas: MF = Mercado Futuro, MFN = Mercado financeiro nacional.

*** denota significância estatística em nível de 1%, ** denota significância estatística em nível de 5%, * denota significância estatística em nível de 10%. NS = Indica estatisticamente não significante.

A significância estatística dos coeficientes GARCH indica a ocorrência de transmissão de volatilidade do mercado financeiro nacional apenas para o mercado futuro de milho (ao nível de 5%), enquanto que no mercado futuro de boi gordo, inesperadamente, a transmissão se dá na direção oposta, do mercado futuro para o mercado financeiro nacional (ao nível de 10%). Não há indícios de transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro nacional e os mercados futuros de café arábica e soja, em qualquer direção.

A ocorrência de transmissão de volatilidade do mercado futuro de boi gordo em direção ao mercado financeiro é, até certo ponto, surpreendente. Apesar

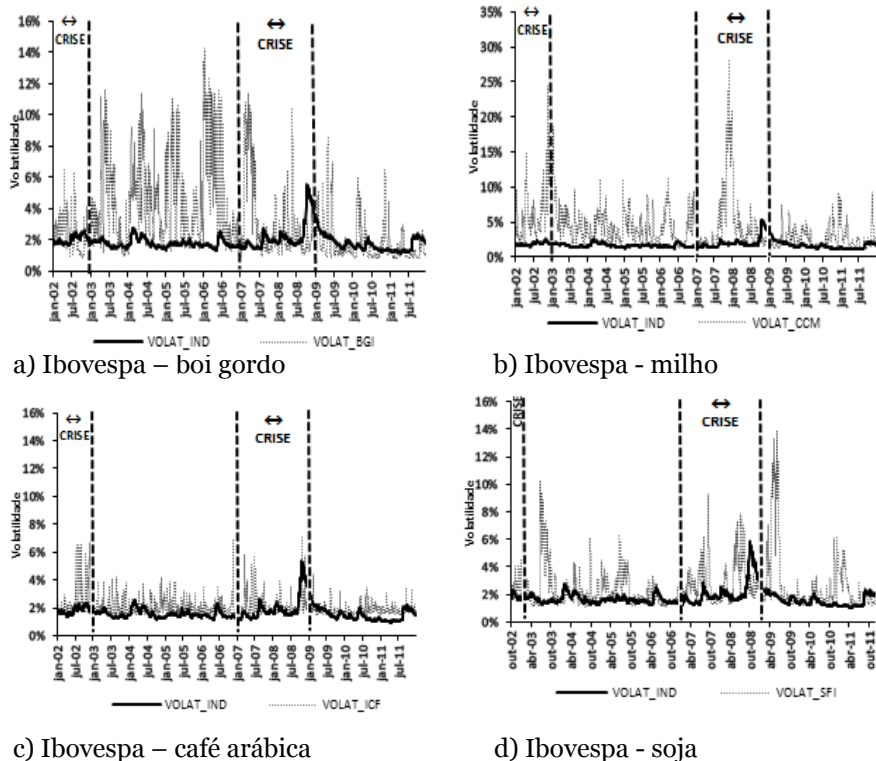
de o mercado bovino ser representado no Ibovespa por empresas líderes do segmento de produção e processamento de proteína animal (JBS-Friboi e Marfrig), que juntas somam aproximadamente 1,8% das ações que compõem esse índice, esta não é uma evidência forte o suficiente para justificar o resultado alcançado.

Considerando os resultados da análise, cabe ressaltar que a significância estatística dos coeficientes GARCH b_{12} (milho, café arábica e soja), na análise com o mercado financeiro internacional, se dá apenas ao nível de 10%. Enquanto que, na análise com o mercado financeiro nacional, a significância estatística dos coeficientes b_{21} (boi gordo) e b_{12} (milho), se dão apenas ao nível de 5% e 10%, respectivamente. Tal fato pode ser efeito das limitações da *proxy* utilizada, que abrange apenas o mercado acionário, não refletindo as atividades nos demais segmentos, como os mercados de títulos e derivativos financeiros, por exemplo.

Na Figura 2, são apresentadas as volatilidades diárias estimadas para as séries do Ibovespa (VOLAT_IND) e do mercado futuro de boi gordo (VOLAT_BGI), milho (VOLAT_CCM), café arábica (VOLAT_ICF) e soja (VOLAT_SFI).

Observa-se que os retornos do índice Ibovespa, assim como os retornos do S&P500, apresentaram menor volatilidade diária do que os retornos dos contratos futuros agropecuários. A média diária de volatilidade do Ibovespa, no período 2002-2011, ficou em torno de 1,9%, com o maior pico de volatilidade ocorrendo no segundo semestre de 2008, auge da crise financeira do *subprime*, chegando a 5,5%.

FIGURA 2: VOLATILIDADE DIÁRIA DOS RETORNOS DO ÍNDICE IBOVESPA E DOS CONTRATOS FUTUROS DE BOI GORDO, MILHO, CAFÉ ARÁBICA E SOJA, NO PERÍODO 2002-2011



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

No pós-crise, a volatilidade diária do mercado financeiro nacional reduziu-se paulatinamente, chegando a níveis inferiores aos registrados no período pré-crise. Porém, a partir do segundo semestre de 2009, observou-se a ocorrência de pequenos choques, caracterizando comportamento semelhante ao verificado no mercado financeiro internacional e nos mercados futuros.

É possível verificar que, a partir da crise financeira do *subprime*, não foi verificado aumento significativo dos níveis de volatilidade, contrariando os pressupostos da teoria da financeirização, que defende que o mau desempenho dos ativos financeiros tradicionais, principalmente em tempos de crise, tem provocado uma migração de investimentos em direção aos mercados futuros, gerando uma bolha especulativa, responsável pela elevação da volatilidade dos preços nos mercados de alimentos.

3.2 Relação causal entre a variância dos mercados financeiros e a variância dos mercados futuros

A análise realizada nesta seção utiliza o teste de causalidade proposto por Cheung & Ng (1996) para verificar se a volatilidade dos retornos dos mercados financeiros, internacional e nacional, causou a volatilidade dos retornos dos contratos futuros agropecuários, no período 2002-2011.

As Tabelas 3 e 4 trazem, respectivamente, os resultados do teste de causalidade para o mercado financeiro, internacional e nacional, e os mercados futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja.

TABELA 3: RESULTADOS DO TESTE DE CAUSALIDADE DE CHEUNG E NG (1996) PARA AS VOLATILIDADES DOS RETORNOS DO ÍNDICE S&P500 E DOS CONTRATOS FUTUROS DE BOI GORDO, MILHO, CAFÉ ARÁBICA E SOJA COMERCIALIZADOS NA BM&FBOVESPA, PERÍODO 2002-2011

Causalidade na variância	Resultados
MFin → MFBGI	Não há causalidade
MFin → MFCCM	Não há causalidade
MFin → MFICF	Não há causalidade
MFin → MFSFI	Não há causalidade
MFBGI → MFin	Não há causalidade
MFCCM → MFin	Não há causalidade
MFICF → MFin	Não há causalidade
MFSFI → MFin	Não há causalidade

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Notas: H_0 = não-causalidade da variância. MFin = Mercado financeiro internacional, MFBGI = Mercado futuro de boi gordo, MFCCM = Mercado futuro de milho, MFICF = Mercado futuro de café arábica, MFSFI = Mercado futuro de soja.

As estatísticas para o teste, baseadas na Função de Correlação Cruzada (FCC), com exceção da relação MFnac MFBGI (Tabela 4), não se mostram significativas, levando a concluir que não houve correlação entre os retornos em períodos diferentes. Desta forma, não se rejeita a hipótese de não-causalidade entre as variâncias dos retornos do mercado financeiro e dos retornos dos contratos futuros agropecuários.

TABELA 4: RESULTADOS DO TESTE DE CAUSALIDADE DE CHEUNG E NG (1996) PARA AS VOLATILIDADES DOS RETORNOS DO ÍNDICE IBOVESPA E DOS CONTRATOS FUTUROS DE BOI GORDO, MILHO, CAFÉ ARÁBICA E SOJA COMERCIALIZADOS NA BM&FBOVESPA, PERÍODO 2002-2011

Causalidade na variância	Resultados
MFnac → MFBGI	Há causalidade
MFnac → MFCCM	Não há causalidade
MFnac → MFICF	Não há causalidade
MFnac → MFSFI	Não há causalidade
MFBGI → MFnac	Não há causalidade
MFCCM → MFnac	Não há causalidade
MFICF → MFnac	Não há causalidade
MFSFI → MFnac	Não há causalidade

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Notas: H_0 = não-causalidade da variância. MFnac = Mercado financeiro nacional, MFBGI = Mercado futuro de boi gordo, MFCCM = Mercado futuro de milho, MFICF = Mercado futuro de café arábica, MFSFI = Mercado futuro de soja.

A causalidade demonstrada entre a variância do mercado financeiro nacional e a variância do mercado futuro de boi gordo (Tabela 4) nas defasagens $k = -4, -3$, indica que a variância dos retornos do Ibovespa, em t_{-3} e t_{-4} , causaram a variância dos retornos do contrato futuro de boi gordo no período t^{16} . A detecção desta relação de causalidade, a princípio, é inusitada e de difícil justificação, uma vez que as empresas do setor pecuário, como já explicado, respondem por pequeno percentual do índice Ibovespa¹⁷(1,8%).

Com exceção da relação MFnac MFBGI, os resultados obtidos se assemelham aos resultados alcançados por Galvão *et al.* (2000), que não encontraram relação causal entre as variâncias dos retornos diários do índice Ibovespa e a variância dos retornos diários dos contratos referenciados em índice Ibovespa. Maciel *et al.* (2010), que analisaram o impacto da variância dos contratos futuros de Ibovespa na variância dos índices Ibovespa, FGV-100, IBrX-50, IGC, SMLL, MLCX e Ibovespa Futuro também não puderam estabelecer relação causal entre a variância dos mesmos.

Por conseguinte, o caráter instabilizador atribuído aos mercados financeiros, apontado como principal fator gerador de incerteza aos participantes do mercado futuro agropecuário, não foi confirmado pelos resultados desta

16 Os resultados detalhados referentes a essa análise podem ser consultados em Autor (2012).

17 Essa é uma participação inexpressiva, principalmente comparada às empresas de outros segmentos, como as dos setores de petróleo e mineração que respondem, respectivamente, por 14,7% e 14,5% do total de ações que compõem o índice Ibovespa.

pesquisa, o que não permite afirmar que a volatilidade dos retornos do mercado financeiro seja responsável pela volatilidade dos retornos do mercado futuro agropecuário no Brasil.

3.3 Relação entre volume e variação dos preços futuros

Os resultados provenientes da estimação do modelo VAR (Equações 3 e 4) para o volume de contratos futuros negociados e os retornos dos contratos futuros de boi gordo, milho, café arábica e soja podem ser visualizados na Tabela 5.

Os dados indicam que não há relação causal partindo da variação do volume de contratos futuros negociados em direção aos retornos dos preços de nenhum dos contratos. No entanto, considerando a análise da relação causal partindo dos retornos dos contratos futuros em direção ao volume comercializado, os resultados foram divergentes.

Nos mercados futuros de boi gordo e soja não foi detectada relação causal, enquanto que nos mercados futuros de milho e café arábica ficou comprovado que os retornos dos preços futuros dos contratos precedem temporalmente o volume negociado. Deve-se considerar que esta análise não permite avaliar a existência de correlação contemporânea entre as variáveis¹⁸.

TABELA 5: RELAÇÃO LINEAR CAUSAL ENTRE VOLUME COMERCIALIZADO E RETORNOS DOS CONTRATOS FUTUROS AGROPECUÁRIOS, NO PERÍODO 2002-2011

Análise	Boi gordo (BGI)	Milho (CCM)	Café arábica (ICF)	Soja (SFI)
Relação linear causal entre volume comercializado e retornos dos contratos futuros	Não há relação	DLOGCCM → VOL_CCM	DLOGICF → VOL_ICF	Não há relação

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Notas: DLOGCCM = retornos dos preços do contrato futuro de milho; DLOGICF = retornos dos preços do contrato futuro de café arábica; VOL_CCM = volume comercializado de contratos futuros de milho; VOL_ICF = volume comercializado de contratos futuros de café arábica.

As constatações provenientes desta análise estão de acordo com as apresentadas por outros trabalhos existentes na literatura, como os realizados por James & Edmister (1983), Wood *et. al.* (1985) e Ajayi *et al.* (2009)¹⁹, por exemplo, estudaram a relação causal linear entre volume e preços em

¹⁸ As saídas provenientes da estimação do modelo VAR estão disponíveis em Autor (2012)

¹⁹ Estes trabalhos tiveram como objeto de análise o mercado de ações.

10 bolsas de valores localizadas na Europa²⁰, constatando inexistência de relação causal entre volume e preço em quatro mercados (Holanda, Noruega, Portugal e Suíça), relação causal unidirecional em outros quatro mercados (Bélgica, Noruega, Espanha e Turquia) e relação causal bidirecional nas bolsas da Dinamarca e Grécia.

Com base nos resultados obtidos na presente pesquisa, não se pode afirmar que, em decorrência do aumento do volume de negociações com contratos futuros, verificado especialmente durante a crise financeira do *subprime* (2007-2008), tenha ocorrido aumento significativo da volatilidade dos preços futuros das *commodities* agropecuárias. Da mesma forma, não se pode concluir que a intensificação da comercialização de contratos futuros no Brasil esteja causando o aumento dos preços das *commodities*.

Com exceção da relação Ibovespa-Mercado Futuro de Boi Gordo, não há evidência de que a volatilidade dos mercados financeiros esteja causando a volatilidade dos mercados futuros de alimentos.

Considerações Finais

A análise da transmissão de volatilidade permite afirmar que, no período 2002-2011, houve transmissão de volatilidade do mercado financeiro internacional para o mercado futuro de milho, café arábica e soja. Com relação ao mercado financeiro nacional, os resultados apontam para transmissão de volatilidade deste mercado apenas para o mercado futuro de milho, enquanto que, no mercado futuro de boi gordo, a transmissão se dá na direção oposta, do mercado futuro para o mercado financeiro nacional. Não há indícios de transmissão de volatilidade entre o mercado financeiro internacional e o mercado futuro de boi gordo e o mercado financeiro nacional e os mercados futuros de café arábica e soja, em qualquer direção.

No entanto, convém destacar que a significância estatística dos termos GARCH b_{12} (milho, café arábica e soja), na análise com o mercado financeiro internacional, se dá apenas ao nível de 10%. Enquanto que, na análise com o mercado financeiro nacional, a significância estatística dos coeficientes b_{21} (boi gordo) e b_{12} (milho), se dão apenas ao nível de 5% e 10%, respectivamente. o que pode estar associado às limitações da *proxy* utilizada.

O teste de causalidade entre a variância dos retornos dos mercados financeiros, internacional e nacional, e a variância dos retornos dos mercados futuros indicou que, com exceção da relação Ibovespa-mercado futuro de boi gordo, não há evidências de causalidade entre a volatilidade dos retornos desses mercados, em nenhuma direção.

²⁰ Os dados referentes aos preços e volume de transação das bolsas de valores analisadas por Ajayi et. al. são diários e referem-se ao período compreendido entre 04 de janeiro de 1982 e 12 de fevereiro de 1996.

Os resultados também indicam não haver relação linear causal partindo da variação de volume de contratos futuros negociados em direção aos retornos dos preços. Na análise da relação causal partindo dos retornos dos preços dos contratos futuros em direção ao volume comercializado, os resultados indicam que nos mercados futuros de boi gordo e soja não há relação causal, enquanto que, nos mercados futuros de milho e café arábica, os retornos dos preços futuros precedem temporalmente o volume negociado. Deve-se considerar que esta análise não permite avaliar a existência de correlação contemporânea entre as variáveis.

Com base nesta pesquisa, não é possível confirmar a hipótese de que, no Brasil, no período 2002-2011, o aumento do volume de comercialização de contratos futuros esteja contribuindo para o aumento da volatilidade e ascensão dos preços das *commodities* agropecuárias. Contudo, deve-se considerar que esses resultados podem ser reflexos das características próprias atinentes ao mercado futuro agropecuario brasileiro, como o desenvolvimento ainda incipiente e o baixo volume de negociações, se comparado aos mercados internacionais, o que faz desse um mercado ainda pouco atraente aos investidores, principalmente aos estrangeiros.

Referências

- Abanomey, Walid.S., Mathur, Ike (2001). "International portfolios with commodity futures and currency forward contracts." *The Journal of Investing* 10 (3): 61-68.
- Ajayi, Richard A., Mehdian, Seyed., Mougoue, Mbodja (2009). "The Empirical Relation between Price Changes and Trading Volumes: Further Evidence from European Stock Markets." *Alliance Journal of Business Research*. URL[On line]: <http://migre.me/b7Btr>. Acesso em: 02 de julho de 2011.
- Baffes, J., Haniotis, T. (2010). "Placing the 2006/2008 Commodity Price Boom into Perspective". *Policy Research Working - Paper* 5371: 1-40.
- Bergstrom, G.L. (1975). "A New Route to Higher Returns and Lower Risk." *The Journal of Portfolio Management* 2: 30-38.
- Bm&Fbovespa - Mercadorias E Futuros – Boletim – "Resumo Estatístico do Pregão." URL[On line]: <http://migre.me/ba3Ah>. Acesso em 30 de outubro de 2011.
- Bm&Fbovespa - Mercadorias E Futuros. "Recuperação de Informações." URL[On line]: <http://www2.bmf.com.br/>. Acesso em 30 de outubro de 2011.
- Cheung, Y.W.; Ng, L.K. (1996). "A causality in variance test and its application to financial market prices." *Journal of Econometrics* 72: 33-48.
- Copeland, Thomas E. (1976). "A model of Asset Trading Under the Assumption of Sequential Information Arrival." *The Journal of Finance* 31(4): 1148-168.
- Domanski, Dietrich, Heath, Alexandra (2007). "Financial Investors and Commodity Markets." *Journal BIS Quarterly Review*: 53-67.
- Erb, Claude B., Harvey, Campbell R. (2006). "The Tactical and Estrategic Value of Commodity Futures." *Financial Analysts Journal* 62 (2): 69-97.

- Galvão, Ana Beatriz C.; Portugal, Marcelo S.; Ribeiro, Eduardo P. (2000). "Volatilidade e Causalidade: Evidências para o Mercado à Vista e Futuro de Índice de Ações no Brasil." *Revista Brasileira de Economia* 54 (1): 37-56.
- Gorton, Gary, Rowenhorst, K.G. (2006). "Facts and fantasies about commodity futures." *Financial Analysts Journal* 62: 47-68.
- Granger, C. W. J. (1969). "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models." *Econometrica* 37: 424-38.
- Harris, L. (1982). *A theoretical and empirical analysis of the distribution of speculative prices and of the relation between absolute price change and volume*. Chicago: tese de doutorado, University of Chicago.
- Irwin, Scott H.; Sanders, Dwight (2011). "Index Funds, Financialization, and Commodity Futures Markets." *Applied Economic Perspectives and Policy* 33(1): 1-31.
- James, C.; Edmister, R.O. (1983). "The Relation between Common Stock Returns Trading Activity and Market Value." *Journal of Finance* 38: 1075-86.
- Jegadeesh, Narasimhan; Subrahmanyam, Avanidhar (1993). "Liquidity Effects of the Introduction of the S&P500 Index Futures Contract on the Underlying Stocks." *The Journal of Business* 66(2): 171-87.
- Lintner, J. (1965). "The valuation of risks assets: the selection of risk investments in stock portfolios and capital budgets." *Review of Economics and Statistics* 47 (1): 13-37.
- Lopes, Daniel Costa (2006). *Análise Quantitativa da Volatilidade entre os Índices Dow-Jones, Ibovespa e S&P500*. Porto Alegre: dissertação de mestrado, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Programa de Pós-Graduação em Economia.
- Maciel, Leandro dos Santos *et al.* (2010). "Impacto dos Contratos Futuros de Ibovespa na Volatilidade dos Índices de Ações no Brasil: Uma análise na Crise do Subprime". URL[On line]: <http://migre.me/b7BfQ>. Acesso em 02 de setembro de 2011.
- Markowitz, Harry (1952). "Portfolio Selection." *The Journal of Finance* 7 (1): 77-91.
- Masters, Michael W. (2008). "Testimony before the Committee on Homeland Security and Government Affairs." URL[On line]: <http://migre.me/b7BdS>. Acesso em: 24 de setembro de 2012.
- Mayer, Jörg (2009). "The Growing Interdependence Between Financial and Commodity Markets." *UNCTAD/OSG/DP - Discussion Papers* 195.
- Smimou, Kamal (2010). "Stock Market and Agricultural Futures Diversification: An International Perspective." *The Journal of Alternative Investments* 12(4): 36-57.
- Sharp, Willian F. (1964). "Capital assets prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk." *The Journal of Finance* 19(3): 425-42.
- Tang, Ke; Xiong, Wei (2010). "Index Investing and the Financialization of Commodities." Working Paper, *Department of Economics, Princeton University*.
- United Nations Conference On Trade And Development – Unctad (2009). "Trade and Development Report". URL[On line]: <http://www.unctad.org>. Acesso em 12 de setembro de 2011.
- Wood, R.A *et al.* (1985). "An investigation of Transactions Data for NYSE Stocks." *Journal of Finance*, 60: 723-39.

Yahoo Finanças. URL[On line]: <http://br.finance.yahoo.com>. Acesso em: 28 de novembro de 2011.

You, Leyuan, Daigler, Robert T. (2007). “Enhancing Diversification by Adding Commodity Futures.” URL[On line]: <http://migre.me/b7B81>. Acesso em 03 de abril de 2011.

Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da convergência da renda *per capita* dos estados para o período de 1994 e 2010

Mariana Camarin Gazonato¹

Alexandre Lopes Gomes²

Raphael Roberto de Goes Reis³

Resumo: Este artigo investiga a hipótese de convergência absoluta e condicional do PIB *per capita* entre os estados brasileiros no período de 1994 a 2010. A metodologia se divide em duas etapas. Na primeira etapa utiliza a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para verificar a existência de autocorrelação espacial, por meio da estatística I de Moran. Os resultados indicam presença de autocorrelação espacial nos dois anos analisados. Na segunda etapa do trabalho foi utilizado o modelo de convergência para verificar a existência de convergência absoluta e condicional. A análise de convergência absoluta e condicional mostrou a existência de convergência no período. Sendo que a velocidade de convergência absoluta foi de 1,04% ao ano e o número de anos necessários para que haja convergência é de 67 anos. Portanto, nota-se que mesmo sendo um país com grande desigualdade, as políticas aplicadas neste período contribuíram para a redução das desigualdades entre os estados brasileiros.

Palavras-chave: convergência, desigualdade regional e análise espacial.

Classificação JEL: R-12.

¹ Mestranda em Economia Aplicada pela UFSCAR - Sorocaba. Email: mariana_gazonato@hotmail.com

² Professor Adjunto do Departamento de Economia da UFSCAR - Sorocaba. Email: algomes@ufscar.br

³ Mestrando em Economia Aplicada pela UFSCAR - Sorocaba. Email: reisraphael@uol.com.br

Income inequality in Brazil: an analysis of convergence for the period between 1994 and 2010

Abstract: *This paper investigates the hypothesis of absolute and conditional convergence of income among the Brazilian states from 1994 to 2010. The methodology is divided without two steps. The first step uses the Exploratory Spatial Data Analysis to verify the existence of spatial auto-correlation by Moran's I statistic. The results indicate the presence of spatial auto-correlation in the two years analyzed. In the second stage the convergence model was used to verify the existence of absolute and conditional convergence. The analysis of absolute and conditional convergence showed the existence of convergence in the period. Since absolute convergence rate was 1.04 % per year and the number of years necessary to allow convergence is 67 years. Therefore, we note that even if a country with high inequality, the policies implemented during this period contributed to the reduction of inequalities in the country.*

Keywords: *Convergence, Regional inequality and spatial analysis .*

JEL Classification: R-12.

Introdução

O ano de 2010 foi caracterizado como um período de recuperação econômica da forte crise financeira que atingiu o mundo em 2008. Dados divulgados pelo Fundo Monetário Internacional, para o ano de 2010, apontaram um crescimento do PIB mundial da ordem de 5,1%. Grande parte dessa recuperação ocorreu graças às expressivas taxas de crescimento dos países emergentes, os quais em conjunto cresceram 7,4%. Dentre eles, destacaram-se o crescimento da China (10,4%) e da Índia (10,1%). Os países desenvolvidos, por sua vez, cresceram, em média, apenas 3%.

O Brasil também foi um dos destaques neste cenário pós-crise. Em 2010, seu Produto Interno Bruto (PIB) atingiu R\$ 3,770 trilhões (IPEA, 2013), o que colocou o país na sétima posição do ranking das maiores economias do mundo¹. Além disso, este valor representou um crescimento de 7,5% em relação a 2009, fazendo com que o desempenho brasileiro fosse superior à média

¹ Os dados apresentados com citação do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA são dados primários do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Portanto, vale destacar que o IPEA apenas compila os dados do IBGE.

mundial e à média do próprio conjunto dos países em desenvolvimento. A taxa de crescimento verificada em 2010 foi o maior incremento na economia brasileira desde 1986, ano de vigência do Plano Cruzado, no governo José Sarney (1985-1990), quando apresentou o mesmo índice de crescimento. O setor primário, que abrange a agropecuária, respondeu por 5,77% do indicador total, a indústria, classificada como setor secundário, representou 26,82% e o setor de comércio e serviços, 67,41%. (IPEA, 2013).

Em termos relativos, o PIB per capita alcançou, em valores correntes, R\$19.016,00, uma variação de 6,5% em relação ao ano anterior. O ano de 2010 também foi marcado pela geração de 2,5 milhões de novos postos de trabalho, um aumento superior a 150% na comparação com 2009 (IPEA, 2013).

Apesar destes resultados favoráveis ao cenário socioeconômico brasileiro, o país ainda convive com uma forte desigualdade no padrão de vida de seus habitantes. Um dos principais indicadores utilizados para medir esta disparidade é o coeficiente de Gini, que mede o grau de desigualdade na renda domiciliar *per capita* dos indivíduos. Seu valor varia entre 0 e 1, sendo que quanto mais próximo de zero menor é a desigualdade de renda no país, ou seja, melhor sua distribuição. O coeficiente alcançado em 2010 foi de 0,531. Embora este tenha sido o menor índice desde 1960, ele ainda caracteriza o Brasil como um dos países mais desiguais do mundo. A distribuição regional da renda, ilustrada na Tabela 1, permite verificar este padrão de desigualdade.

TABELA 1: DISTRIBUIÇÃO POPULACIONAL E DA RENDA NACIONAL ENTRE AS REGIÕES (1994 E 2010)

Região	Porcentagem da População em 2010	Porcentagem na Renda Nacional	
		1994	2010
Centro-Oeste	7,40%	6,10%	9,30%
Nordeste	27,80%	12,87%	13,46%
Norte	8,30%	5,09%	5,34%
Sudeste	42,10%	57,27%	55,39%
Sul	14,40%	18,67%	16,51%

Fonte: Dados do IBGE 2010 obtidos a partir do <http://www.ipeadata.gov.br/>.

Nota-se que, apesar da região Nordeste, em 2010, apresentar 27,8% da população do país, ela se apropriava apenas de 13,4% da renda nacional. O mesmo vale para a região Norte, que tem grande extensão territorial, é responsável por 8,3% da população e responde por apenas 5,3% da renda nacional. Por outro lado, temos a região Sudeste que, nos dois anos analisados, contribuiu com mais da metade da renda nacional. Somente o estado de São Paulo, teve

uma participação, em ambos os períodos, de aproximadamente 34% do total da produção no país. Para se ter uma ideia da magnitude desta contribuição estadual, as porcentagens das regiões Nordeste e Sul somadas (segunda e terceira em termos populacionais), totalizaram 31,54% em 1994 e 29,97% no ano de 2010.

É importante destacar, todavia, que embora a desigualdade na distribuição de renda entre as regiões esteja presente em ambos os períodos, no ano de 2010 ela foi menos acentuada. Este fato pode ser evidenciado pela análise da variação das participações de cada região na renda nacional, descrita na Tabela 2.

TABELA 2: VARIAÇÃO DA PARTICIPAÇÃO NA RENDA NACIONAL DAS CINCO REGIÕES BRASILEIRAS (1994-2010)

Região	Variação da Participação
Centro-Oeste	52,46%
Nordeste	4,58%
Norte	4,91%
Sudeste	-3,28%
Sul	-11,57%

Fonte: IPEA, 2013.

O Sudeste e o Sul, líderes em contribuições em 1994, foram as únicas regiões cujas participações diminuíram ao longo do período. Juntas, em 1994, elas representavam 75,94% da renda nacional. Em 2010, este valor caiu para 71,91%. Embora, seja uma queda de apenas quatro pontos percentuais, provavelmente, ela já é resultado da ocorrência das deseconomias de aglomeração. Este fenômeno está relacionado ao aumento do preço dos imóveis, dos custos de produção, e a questões como congestionamento, poluição e violência nos grandes conglomerados urbanos como a Região Metropolitana de São Paulo. Este conjunto de fatores faz com que os agentes se desloquem para áreas com menores concentrações demográficas e de atividades produtivas, como algumas cidades nordestinas, por exemplo.

A Tabela 2 aponta, ainda, variação positiva das demais regiões do país. Neste contexto, destacou-se o Centro Oeste, cujo aumento foi de 52,46%. Esta evolução está vinculada, principalmente, ao desenvolvimento da atividade agropecuária e ao aparecimento de indústrias associadas ao agronegócio na região. Vale ressaltar que as diferenças entre as participações de cada região da renda nacional, apesar de terem reduzido neste período, ainda se mostram bastante significativas. Um fenômeno necessário para houvesse menor desigualdade na distribuição da renda, seria um queda mais acentuada na participação da região Sudeste que é responsável por mais de 40% da produção de todo o país.

Além da análise destas participações regionais, o cenário de desigualdade de renda no país pode ser verificado pelos distintos níveis de renda *per capita* entre as regiões brasileiras, expostos na Tabela 3.

TABELA 3: RENDA PER CAPITA DO BRASIL E SUAS REGIÕES, EM R\$ DE 2000 (1994 E 2010)

Região	Renda per capita (mil reais)	
	1994	2010
Centro-Oeste	6,01	11,13
Nordeste	2,94	4,27
Norte	4,61	5,67
Sudeste	8,75	11,59
Sul	8,15	10,14
Brasil	6,52	8,82

Fonte: IPEA, 2013.

No ano de 1994, a renda *per capita* do Brasil foi de R\$ 6.522,60. A região Centro-Oeste foi aquela cujo valor mais se aproximou da média nacional. As regiões Sudeste e Sul, por sua vez, apresentaram níveis de renda *per capita* superiores ao nacional, em detrimento, do Nordeste e Norte. No referido ano, a renda *per capita* do Sudeste foi, aproximadamente, três vezes a do Nordeste.

Em 2010, a renda *per capita* nacional atingiu R\$ 8.819,72. Este valor representou uma variação de 35% em relação ao ano de 1994. Dentre os fatores que contribuíram com esse aumento estão a estabilidade econômica pós Plano Real, a expansão da demanda mundial por commodities, a partir do ano de 2003, e as políticas de transferência de renda, especialmente o Bolsa Família. No ano de 2010, além do Sudeste e Sul, a renda *per capita* do Centro-Oeste também superou a média brasileira. As regiões Nordeste e Norte, mais uma vez, apresentaram níveis inferiores ao nacional.

Embora ainda se constatem elevadas discrepâncias regionais, alguns pontos importantes em termos de diminuição da desigualdade foram observados. A Tabela 4 aponta a variação da renda *per capita* em cada região no período considerado.

TABELA 4: VARIAÇÃO DA RENDA *PER CAPITA* DO BRASIL E DAS CINCO REGIÕES BRASILEIRAS (1994-2010)

Região	Variação da renda per capita
Centro-Oeste	85,40%
Nordeste	45,11%
Norte	22,92%
Sudeste	32,50%
Sul	24,36%
Brasil	34,60%

Fonte: IPEA, 2013.

O expressivo aumento da renda *per capita* no Centro-Oeste, da ordem de 85,4%, fez com que ele se tornasse a segunda região do país em termos desta variável, superando o Sul, cuja variação foi de 24,36%. O Nordeste também apresentou um crescimento significativo, em detrimento do Norte, região com a menor variação. O crescimento do Sudeste foi de 32,50%. Nota-se, dessa forma, que com exceção do Norte, as regiões com níveis de renda *per capita* relativamente baixos em 1994 foram as que tiveram as maiores variações no período.

Os resultados acima descritos podem ser melhor detalhados através da análise da renda *per capita* dos estados brasileiros. As Figuras 1 e 2 ilustram a distribuição estadual da renda *per capita* nos anos de 1994 e 2010.

FIGURA 1: RENDA *PER CAPITA* DOS ESTADOS BRASILEIROS EM 1994 (EM R\$ DE 2000)

Quantile: PIPPC_94

[1599:3354] (9)

[3538:5902] (9)

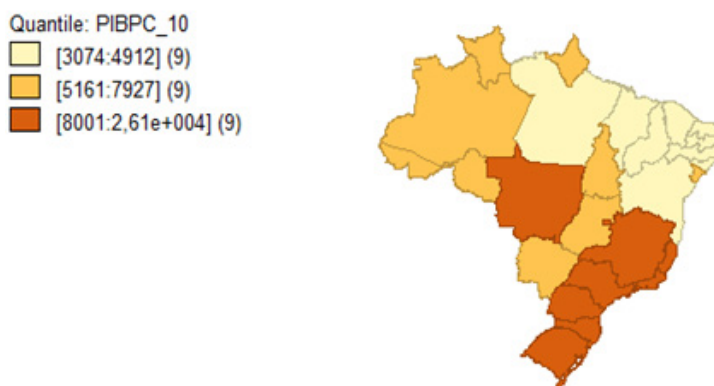
[6104:1,106e+004] (9)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEA, 2013.

As regiões Norte e Nordeste foram as que apresentaram, em 1994, os menores níveis desta variável. Tradicionalmente, são as áreas mais pobres do país, as quais apresentam graves problemas em setores como educação e saúde. Os estados do Maranhão e do Piauí foram aqueles com as menores rendas *per capita*, da ordem de R\$ 1.598,54 e R\$ 1.754,13, respectivamente. Nota-se também, que os estados do Sudeste e Sul concentravam, quase que exclusivamente, as rendas *per capita* mais elevadas do país. São exceção desta regra o Amazonas e o Distrito Federal, cujo produto *per capita* foi o maior do país no período.

FIGURA 2: RENDA *PER CAPITA* DOS ESTADOS BRASILEIROS EM 2010 (EM R\$ DE 2000)

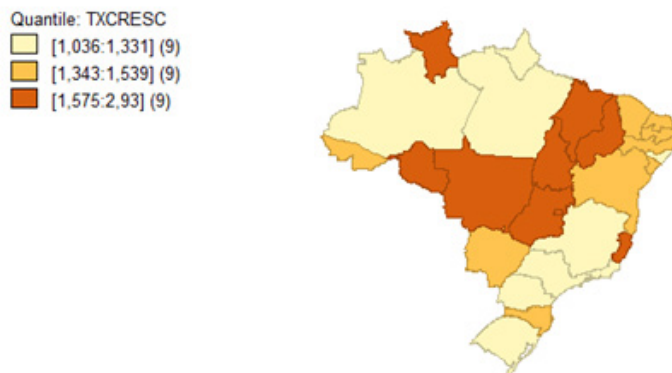


Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEA, 2013.

Tomando-se como referência a Figura 2 pode-se constatar que, embora os níveis da renda *per capita* tenham aumentado no período de 1994 a 2010, ainda são evidentes as disparidades inter-estaduais: os estados do Sudeste e do Sul continuaram com os maiores níveis de renda *per capita* do país, cenário oposto aos do Norte e Nordeste. A ascensão do Centro-Oeste, impulsionada pelo desenvolvimento do agronegócio, pode ser percebida pela entrada do estado do Mato Grosso no grupo das maiores rendas *per capita* do país. O estado detém o título de maior produtor nacional de grãos. Dados da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab) indicaram que na safra 2011/2012 sua produção foi de 40,4 milhões de toneladas, valor superior a soma colhida nos estados do Norte, Nordeste e Sudeste juntos.

A visualização das taxas de crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros mostra-se importante para verificar se há alguma tendência de diminuição das disparidades no período, isto é, se estados mais pobres cresceram relativamente mais que os ricos. Estas informações estão ilustradas na Figura 3.

FIGURA 3: TAXA DE CRESCIMENTO DA RENDA *PER CAPITA* DOS ESTADOS BRASILEIROS (1999-2010)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEA, 2013.

Os estados das regiões Sudeste e Sul foram aqueles com as menores variações da renda *per capita* no período. A maioria dos estados com altas taxas de crescimento pertenciam às regiões Norte e Nordeste. Neste grupo, estão, inclusive, os dois estados mais pobres do país em 1994: Maranhão e Piauí. Conclui-se desse modo que os estados que possuíam níveis de renda *per capita* iniciais baixos, foram, em sua maioria, os mesmos que apresentaram as maiores taxas de crescimento no período. Este cenário de estados que tinham menores rendas *per capita* crescerem relativamente mais do que aqueles que tinham maiores renda *per capita* pode ser um indício da existência de convergência absoluta da renda *per capita* no período.

Pode-se perceber, portanto, que entre os anos de 1994 e 2010 houve no Brasil uma tendência de amenização no quadro de desigualdade de renda, evidenciada pelo aumento da participação das regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte na renda nacional, além da expressiva elevação da renda *per capita* em regiões tradicionalmente menos favorecidas, como o Nordeste. Neste contexto, o presente trabalho busca averiguar se o cenário socioeconômico construído pós Plano Real atuou no sentido de reduzir as desigualdades entre os estados brasileiros.

2. Metodologia

2.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Instrumentos da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) foram utilizados para avaliar os efeitos do espaço na dinâmica das variáveis presentes neste estudo. De um modo geral, a AEDE utiliza dados georeferenciados para a identificação de padrões como a heterogeneidade e a dependência espaciais. (Perobelli, et al., 2006). A primeira se refere à instabilidade estrutural, que pode ocorrer na forma de coeficientes diferentes ou de variâncias não constantes dos termos de erro no espaço. O segundo efeito, de acordo com Anselin e Griffith (1988, p.15) ocorre “quando os valores da variável dependente e/ou dos termos de erros em um local são correlacionados com os valores das observações correspondentes nas localidades vizinhas”. No âmbito deste trabalho, serão analisados os efeitos desta última interação espacial. Informações com maior nível de detalhe sobre este método, os procedimentos utilizados para a construção das matrizes de vizinhança e das variáveis defasadas podem ser obtidas em Moran (1950), Gelfand et. al. (2010) e Diggle (2013).

Para o cálculo dos indicadores de autocorrelação espacial, primeiramente, faz-se necessária a estimação de uma matriz de pesos espaciais. Segundo Dassow (2010, p.55) “a ideia de efeitos espaciais de uma localidade sobre as demais é utilizada por ponderações, através da matriz de pesos ou matriz de ponderação espacial”. Na versão mais simples, W é uma matriz simétrica em que cada elemento w_{ij} assume o valor 1 se as localidades i e j forem vizinhas, e o valor 0 caso contrário. Geralmente, a matriz W é padronizada, através da divisão de cada elemento w_{ij} pela soma dos elementos da sua respectiva linha. A regra de contigüidade adotada neste trabalho foi a da Rainha (Queen), em que são considerados como vizinhas as unidades que possuem fronteiras ou vértices comuns (Dassow, 2010).

Após a estimação da matriz de pesos espaciais, pode-se efetuar o cálculo das medidas de autocorrelação espacial. Como o número de localidades analisadas neste estudo é relativamente pequeno, apenas os indicadores globais de associação mostram-se suficientes. Estes índices fornecem uma única medida para o conjunto de todos os estados, caracterizando toda a região do estudo. A estatística I de Moran (Moran, 1950) foi a escolhida para detectar a presença deste tipo de dependência espacial. Formalmente, ela é definida pela equação 1:

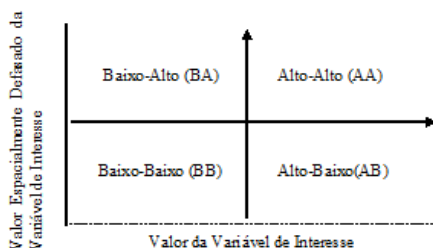
$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

em que n é o número de localidades, y_i é o valor do atributo em análise, w_{ij} é o peso espacial para os pares de localidades i e j .

A hipótese nula a ser testada é a de aleatoriedade espacial e a hipótese alternativa, a de presença de dependência espacial nos dados. Caso a hipótese nula seja rejeitada ao nível de significância de 5%, é necessário averiguar se a autocorrelação é positiva ou negativa. Valores de I maiores (menores) que o valor esperado $E(I) = -1/(n-1)$ implicam em autocorrelação global positiva (negativa).

A visualização desta associação espacial pode ser verificada no Diagrama de Dispersão de Moran (Figura 4), o qual contém o valor do atributo estudado para cada localização no eixo horizontal e sua defasagem espacial (média do atributo nos vizinhos) no eixo vertical.

FIGURA 4: REPRESENTAÇÃO ESQUEMÁTICA DO DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN



Fonte: Russo et. al. (2012).

O diagrama é dividido em quatro quadrantes (AA, BB, AB, BA), sendo cada um deles correspondente a um padrão de associação local espacial entre o estado e seus vizinhos. As localidades dos quadrantes AA e BB possuem autocorrelação espacial positiva, isto é, formam clusters com valores dos atributos similares. As regiões pertencentes aos outros dois quadrantes, por sua vez, apresentam autocorrelação espacial negativa, ou seja, são clusters com valores distintos (RUSSO, et al., 2012).

2.2 Convergência de Renda

Para verificar se o panorama da economia brasileira no período 1994-2010 contribuiu para a redução das desigualdades no país foi testada a existência da convergência da renda *per capita* dos estados brasileiros, baseando-se nos estudos de Barro e Sala-i-Martin (1992) e Barro e Sala-i-Martin (2004). Mais precisamente, testou-se a presença da β -convergência, que ocorre quando

existe uma relação negativa entre o PIB *per capita* inicial e seu crescimento ao longo do período estudado. Para que o fenômeno da convergência ocorra, o coeficiente β_1 deve apresentar sinal negativo e ser estatisticamente significativo ao nível de 5% de significância. É importante ressaltar que este valor-p será o adotado em todo o trabalho, uma vez que se trata de um nível de significância comumente usado na literatura.

A metodologia utilizada para testar a β -convergência absoluta é semelhante à empregada por Barro e Sala-i-Martin (1992). A variável explicativa é o nível inicial do PIB *per capita* estadual divulgado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A variável dependente é a taxa de crescimento média do PIB *per capita* dos estados brasileiros no período 1994-2010. Esta relação é dada pela equação 2, que se aplica a cada estado e em cada período $(0; T)$:

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{Y_0 + T}{Y_0}\right) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_0) + \varepsilon_{0,T} \quad (2)$$

em que Y_{0+T} é o PIB per capita do estado i , no período $0 + T$; Y_0 é o PIB *per capita* no período inicial; T é o número de anos entre o início e o fim do período estudado; α é uma constante; $\varepsilon_{0,T}$ é o termo de erro aleatório e β_1 o parâmetro que indicará a presença ou ausência da convergência de renda. Para que este fenômeno ocorra, o coeficiente β_1 deve apresentar sinal negativo e ser estatisticamente significativo ao nível de 5% de significância.

Além da análise da convergência absoluta, foi estimado também um modelo condicional. Neste tipo de modelagem são incluídas variáveis representativas das economias, com o intuito de diferenciá-las. Deste modo, ao contrário da primeira abordagem, as localidades convergem para estados estacionários distintos, os quais estão condicionados aos valores iniciais do atributo incluso no modelo (Barro e Sala-i-Martin, 2004).

A variável utilizada para caracterizar as localidades foi o Índice Municipal de Desenvolvimento Humano (IDH-M) dos estados brasileiros de 1991, disponibilizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Para a composição deste indicador são levados em consideração os seguintes aspectos: renda familiar per capita média dos municípios, taxa bruta de frequência à escola, taxa de alfabetização da população de 15 anos ou mais e esperança de vida ao nascer. Quanto mais próximo de 1 o valor deste índice, maior será o nível de desenvolvimento do município. Embora não existam dados desta variável para o ano de 1994, uma vez que sua disponibilidade está atrelada aos anos do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, sua utilização mostrou-se extremamente pertinente. Em primeiro lugar, ela caracteriza as distintas unidades da federação em dimensões essenciais para o processo de crescimento econômico. Além disso, como para sua composição são coletadas informações específicas dos municípios e não do estado como

um todo minimizam-se os efeitos da generalização dos dados. Deste modo, apesar de certa defasagem temporal, a inclusão no modelo condicional do IDH-M das unidades da federação no ano de 1991 mostrou-se uma alternativa bastante útil para ilustrar a situação socioeconômica dos estados brasileiros no início do período analisado neste trabalho.

Também foi incluída na modelagem condicional uma *dummy* de intercepto para os estados do Nordeste, região com o menor nível de renda per capita em 1994. A inclusão desta variável foi o mesmo procedimento adotado por Azzoni (2001) para distinguir as diferentes regiões do Brasil e ilustrar a presença de estados estacionários distintos no país. Sendo assim, para testar a β -convergência condicional utilizou-se a equação 3:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{Y_0 + T}{Y_0} \right) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_0) + \beta_2 X_i + \beta_3 D_i + \varepsilon_{o,T} \quad (3)$$

Nela, estima-se uma regressão linear múltipla, em que β_2 é o parâmetro da variável X_i , que corresponde ao IDH-M estadual em 1991 e, o parâmetro da *dummy* dos estados da região Nordeste. Como na abordagem anterior, a convergência condicional ocorrerá caso o parâmetro β_1 apresente sinal negativo e seja estatisticamente significativo a 5% de significância.

A partir das equações (2) e (3) é possível calcular o período de tempo necessário para que ocorram as convergências absoluta e condicional nos estados brasileiros, tal como proposto por Barro e Sala-i-Martin (2004):

$$\beta = - \frac{(1 - e^{-v\Delta t})}{\Delta t} - 1/T < \beta \leq 0 \quad (4)$$

em que β é o coeficiente estimado para a variável do logaritmo da renda per capita inicial, v é a velocidade de convergência e Δt corresponde ao intervalo de tempo presente nas observações.

Por meio de manipulações algébricas da equação 4, é possível obter a velocidade de convergência diretamente, tal que:

$$v = \frac{\ln(1 + \beta T)}{-T} \quad (5)$$

Considerando a velocidade estimada, o número de anos para que a renda

per capita inicial se torne metade do nível de seu estado estacionário é dado pela equação 6:

$$t = \frac{\ln(2)}{v} \quad (6)$$

em que t é o tempo de meia vida².

3. Resultados e Discussão

3.1 Dependência Espacial

Inicialmente, foi testada a hipótese da aleatoriedade espacial do PIB *per capita* dos estados brasileiros, isto é, verificou-se estatisticamente se, nos anos de 1994 e 2010, o PIB *per capita* de cada estado do Brasil independia do PIB *per capita* de seus vizinhos. Os resultados do indicador I de Moran Global são apresentados na Tabela 5:

TABELA 5: I DE MORAN GLOBAL DO PIB PER CAPITA DOS ESTADOS BRASILEIROS (1994/2010)

Ano	Variável	I de Moran	Valor Esperado	Probabilidade
1994	PIB per capita	0,5023	-0,0385	0,001
2010	PIB per capita	0,2828	-0,0385	0,008

Fonte: Elaboração própria, por meio do software GEODA.

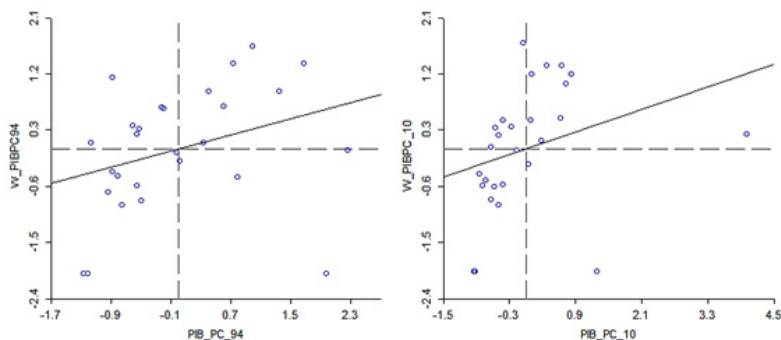
A probabilidade associada ao I de Moran Global permite rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade espacial do PIB *per capita* tanto no ano de 1994, quanto no ano de 2010. Uma vez que o valor calculado de I é maior que seu valor esperado há presença de autocorrelação espacial positiva nos dois anos analisados. Isto indica que estados com altos (baixos) níveis do PIB *per capita* tendem a estar próximos de estados que também apresentam altos (baixos) valores desta variável. A dependência espacial nos valores do PIB *per capita* tem implicações bastante significativas em termos do desenvolvimento econômico das regiões brasileiras. Uma vez que esta dependência existe, a adoção de políticas públicas capazes de melhorar a situação socioeconômica de determinado estado acaba beneficiando também suas regiões vizinhas. Este

² De acordo com Barro e Sala-i-Martin (2004), o tempo t no qual $[\log(\hat{Y})]$ está no meio do caminho entre $[\log(\hat{Y}(0))]$ e $[\log(\hat{Y}^*)]$ satisfaz a condição $e^{-\rho t} = 1/2$. Desta forma, o tempo de meia-vida é igual a $t = \frac{\ln(2)}{\rho}$.

efeito de transbordamento das políticas governamentais pode ser considerado um fator importante para a diminuição das desigualdades regionais e para o próprio processo de convergência de renda no país.

As estimativas referentes à esta autocorrelação espacial do PIB per capita dos estados brasileiros podem ser ilustradas através do Diagrama de Dispersão de Moran, conforme mostra a Figura 5:

FIGURA 5: DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA O PIB *PER CAPITA* DOS ESTADOS BRASILEIROS (1994/2010)



Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

Conforme mencionado no item 2.2, o Diagrama de Dispersão de Moran mostra a relação entre a variável defasada espacialmente (média dos valores dos vizinhos) e a variável observada. Neste caso a variável analisada é o PIB *per capita*. Portanto, no eixo vertical tem-se o PIB *per capita* dos vizinhos de cada unidade espacial analisada e no eixo horizontal observa-se a variável da unidade em questão.

Nos diagramas acima, é possível observar presença de autocorrelação global positiva, ou seja, a maior parte das observações encontra-se nos quadrantes AA e BB. Pode-se afirmar também que no território brasileiro predomina a ocorrência de estados com baixo PIB *per capita* apresentando vizinhos com baixa ocorrência desta variável (quadrante BB). Por outro lado, observa-se também estados com alta renda *per capita* que apresentam vizinhos com alta renda *per capita* (quadrante AA). Este tipo de ocorrência está presente em estados das regiões Centro-Sul.

Entre os estados localizado no quadrante BB, vale destacar que, no ano de 1994, se enquadravam neste padrão de associação global os estados da região Nordeste, além do Amapá, Pará e Tocantins. Em 2010, passaram a fazer parte deste aglomerado os estados do Acre, Rondônia e Roraima.

Em relação às unidades pertencentes ao primeiro quadrante (AA), caracte-

rístico de estados com altos valores do PIB *per capita*, rodeados por vizinhos com as mesmas características deste atributo, não houve qualquer alteração no período, isto é, os estados que possuíam este padrão de associação em 2010 são os mesmos que o tinham em 1994. Fazem parte deste grupo todos os estados das regiões Sudeste e Sul, além do Distrito Federal e do Mato Grosso do Sul.

3.2. Convergência da renda *per capita* dos estados brasileiros

A Tabela 6 apresenta as estimativas obtidas através da estimação por Mínimos Quadrados Ordinários da equação 2, referente ao modelo de convergência absoluta.

TABELA 6: ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DO PIB *PER CAPITA* PARA OS ESTADOS BRASILEIROS (1994-2010)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	P-Valor
Constante	0,1183467	0,04038116	2,930741	0,0071268
ln (PIB inicial)	-0,0112301	0,004808969	-2,335244	0,0278556

Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

O parâmetro β -convergência apresenta sinal negativo e é estatisticamente significativo ao nível de 5%, ou seja, de acordo com o modelo, os estados com menores níveis iniciais de renda *per capita* apresentaram taxas de crescimento superiores aos dos estados mais ricos no período. Para verificar a eficácia destas estimativas, é necessário realizar o diagnóstico do modelo estimado. Estas informações são apresentadas na Tabela 7:

TABELA 7: DIAGNÓSTICO DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DO PIB PER CAPITA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS (1994-2010)

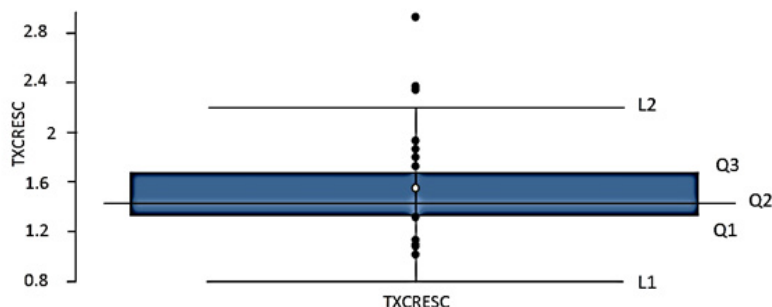
R ²	0,179073	R ² ajustado	0,146236
Critério de Akaike	-154,355	Critério de Schwarz	-151,763
Estatística F	5,453	Prob(Estatística F)	0,0278556
Teste Jarque Bera	31,299733	Prob(Jarque-Bera)	0,0478811
Teste Breusch-Pagan	0,0478811	Prob(Breusch-Pagan)	0,5175814
N.º de observações	27	N.º de condição multicolinearidade	31,299733

Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

De acordo com o teste Breusch-Pagan, o modelo apresenta variância constante nos termos do erro, isto é, os resíduos são homocedásticos. Uma vez que seu número de condição é inferior a 100, a multicolinearidade é considerada fraca, não constituindo problema sério para a análise (Gujarati, 1995). Os critérios de Akaike e Schwarz, assim como o coeficiente de determinação e a estatística F também não apontam qualquer tipo de problemática na regressão. Em contrapartida, o teste Jarque Bera indica que os erros não são normalmente distribuídos. Tal fato pode ser explicado pelo pequeno número de observações da análise. Uma vez que a normalidade dos resíduos é pressuposição essencial para que os resultados da regressão linear sejam confiáveis, algum tipo de ajuste no modelo de convergência absoluta deve ser realizado.

A presença de *outliers* nos dados é considerada uma das principais causas da ausência de normalidade nos resíduos. *Outliers* são observações discrepantes, atípicas, que não são bem ajustadas pelo modelo. Para verificar se esta seria a razão do problema, foi analisada, através de um Box Plot (Figura 6), a distribuição dos dados referentes às taxas de crescimento do PIB *per capita* entre os anos de 1994 e 2010.

FIGURA 6: BOX PLOT DAS TAXAS DE CRESCIMENTO DO PIB PER CAPITA DOS ESTADOS BRASILEIROS (1994-2010)



Fonte: Elaboração própria, por meio do Software Geoda.

Os resultados apontaram três localidades com taxas de crescimento discrepantes no período. São elas o Distrito Federal e os estados de Roraima e Tocantins. A significativa variação do PIB *per capita* nestes dois últimos estados, possivelmente está vinculada ao fato deles apresentarem valores extremamente baixos desta variável em 1994, de modo que qualquer aumento mostra-se bastante significativo em termos das taxas de crescimento. A presença destes *outliers*, provavelmente, justifica a falta de normalidade nos resíduos no modelo de convergência absoluta.

A fim de solucionar este problema, foi estimada uma nova regressão, na qual incluiu-se uma *dummy* representativa dos *outliers* identificados. A Tabela 8 apresenta as estimativas encontradas e a Tabela 9, o diagnóstico do modelo:

TABELA 8: ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DO PIB PER CAPITA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS CORRIGIDAS ATRAVÉS DA INCLUSÃO DE UMA DUMMY REPRESENTATIVA DOS OUTLIERS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO (1994-2010)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	P-Valor
Constante	0,1004041	0,02478936	4,05029	0,000464
ln (PIB inicial)	-0,0095265	0,00294561	-3,23415	0,0035355
Dummy	0,03300325	0,005023961	6,569168	0,0000009

Fonte: Elaboração própria, por meio do software GEODA.

TABELA 9: DIAGNÓSTICO DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DO PIB PER CAPITA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS CORRIGIDA ATRAVÉS DA INCLUSÃO DE UMA DUMMY REPRESENTATIVA DOS OUTLIERS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO (1994-2010)

R ²	0,706611	R ² ajustado	0,682162
Critério de Akaike	-180,136	Critério de Schwarz	-176,249
Estatística F	28,9013	Prob(Estatística F)	0,000000
Teste Jarque Bera	0,4797505	Prob(Jarque-Bera)	0,7867260
Teste Breusch-Pagan	0,3965665	Prob(Breusch-Pagan)	0,8201375
N.º de observações	27	N.º de condição multicolinearidade	32,875984

Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

As informações da Tabela 9 indicam que a inclusão da *dummy* não só corrigiu o problema da ausência de normalidade nos erros, como melhorou significativamente o coeficiente de determinação do modelo. Não sendo verificado mais nenhum problema no diagnóstico apresentado, infere-se que as estimativas da regressão de convergência absoluta apresentadas na Tabela 8 são confiáveis.

Deste modo, como o parâmetro associado ao PIB *per capita* inicial tem sinal negativo e é estatisticamente significativo ao nível de 5%, é possível constatar a existência de um processo de convergência da renda *per capita* entre os estados brasileiros no período de 1994 a 2010, isto é, os estados mais pobres cresceram mais que os mais ricos, de tal forma que a hipótese de β -convergência absoluta da renda *per capita* pode ser aceita como verdadeira.

Através dos coeficientes obtidos na Tabela 8, é possível inferir que a velocidade de convergência é de 1,04% ao ano e a meia vida de 67 anos, isto é, estima-se que seriam necessários, aproximadamente, 67 anos para que a desigualdade da renda entre os estados brasileiros se reduzisse a metade. Em relação ao

tempo de meia vida, observa-se que o valor encontrado para o período 1994-2010 é bem menor do que o verificado em outros trabalhos sobre o processo de convergência da renda *per capita* dos estados brasileiros. A meia vida calculada para o período 1939-1995 por Azzoni (2001) é de 102 anos, valor similar aos 103 anos encontrados por Carvalho e Santos (2007) para o período 1980-2002. Neste sentido, é possível constatar que o cenário pós Plano Real, caracterizado pela estabilização dos preços, pelo aumento real do salário mínimo e por políticas de transferência de renda, como o Bolsa Família, foi favorável ao processo de amenização das disparidades interestaduais.

A literatura tem identificado algumas variáveis parcialmente correlacionadas com o processo de crescimento econômico e que afetariam, portanto, o fenômeno da convergência da renda. Neste sentido, para verificar a influência do IDH-M dos estados neste processo, são apresentadas na Tabela 10 as estimativas para a equação da convergência condicional e na Tabela 11, o diagnóstico do modelo.

TABELA 10: ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA CONDICIONAL DO PIB PER CAPITA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS APÓS INCLUSÃO DA DUMMY REPRESENTATIVA DA REGIÃO NORDESTE (1994-2010)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	P-Valor
Constante	0,3072679	0,05216794	5,889976	0,0000053
ln (PIB inicial)	-0,0462557	0,00875485	-5,283441	0,0000232
IDH-M	0,239082	0,06444051	3,71012	0,0011522
Dummy Nordeste	-0,0118037	0,00543230	-2,17288	0,0403412

Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

TABELA 11: DIAGNÓSTICO DA REGRESSÃO DE CONVERGÊNCIA CONDICIONAL DO PIB PER CAPITA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS, ENTRE OS ANOS DE 1994 E 2010, APÓS INCLUSÃO DA DUMMY REPRESENTATIVA DA REGIÃO NORDESTE (1994-2010)

R ²	0,563598	R ² ajustado	0,506676
Critério de Akaike	-167,415	Critério de Schwarz	-162,232
Estatística F	9,90122	Prob(Estatística F)	0,000220625
Teste Jarque Bera	2,515181	Prob(Jarque-Bera)	0,2843383
Teste Breusch-Pagan	6,324514	Prob(Breusch-Pagan)	0,0968462
N.º de observações	27	N.º de condição multicolinearidade	86,085612

Fonte: Elaboração própria, por meio do software Geoda.

Antes de analisar os coeficientes estimados e suas implicações, é necessário averiguar se o diagnóstico do modelo, apresentado na Tabela 11, garante que os parâmetros encontrados são eficientes e confiáveis. Através dos testes Jarque-Bera e Breusch-Pagan, observa-se que os resíduos são normalmente distribuídos e homocedásticos. A diminuição da probabilidade associada a este último teste em relação aos modelos anteriores, provavelmente está relacionada à perda de graus de liberdade decorrente da inclusão de mais uma variável dependente na estimativa. O número de condição indica a presença de multicolinearidade fraca, o que não representa problema grave para a estimação. Além disso, o coeficiente de determinação e a estatística F apontam um bom ajustamento da variável IDH-M e da *dummy* ao modelo de convergência. Como não foi detectado nenhum problema no diagnóstico da regressão, é possível realizar inferências a partir de seus coeficientes, expostos na Tabela 10.

A variável explicativa IDH-M apresenta sinal positivo e é estatisticamente significativa a 5%. Estes resultados apontam a influência positiva do desenvolvimento dos municípios nas taxas de crescimento do PIB *per capita* de seus estados. Como para a composição deste índice são levados em consideração aspectos relacionados à educação e à longevidade, os resultados do modelo evidenciam a importância de fatores como a qualidade do ensino e o bem-estar e saúde da população no crescimento econômico dos estados. Neste sentido, investimentos públicos em tais setores nas regiões mais pobres do país podem ser um meio eficiente de promover o crescimento das mesmas, contribuindo, dessa forma, para a diminuição das disparidades interestaduais.

Assim como na abordagem absoluta, o parâmetro β -convergência no modelo condicional também é estatisticamente significativo e negativo. No entanto, este resultado não implica em diminuição da desigualdade de renda no país. Ele sugere, apenas, que estados de mesmo nível de IDH-M, isto é, com características semelhantes, estão convergindo, no longo prazo, para o mesmo

estado estacionário. O fato da *dummy* ser estatisticamente significativa comprova este resultado, pois indica que os estados do Nordeste convergem para níveis de renda *per capita* diferentes das demais regiões do país. Desta forma, no longo prazo, pode persistir no Brasil um alto grau de desigualdade interestadual, em que as economias ricas permanecerão ricas, e as pobres, continuarão pobres.

A velocidade de convergência neste modelo condicional é de 9% ao ano, o que representa uma meia vida de, aproximadamente, 8 anos, isto é, são necessários 8 anos para que as disparidades de renda entre os estados de mesmo nível de IDH-M se reduzam à metade.

É importante ressaltar que esta constatação já havia sido detectada em outros trabalhos na literatura. Penna e Linhares (2009) verificaram a presença da convergência condicional nos estados brasileiros ao analisarem os níveis de desenvolvimento tecnológico de cada unidade federativa entre os anos de 1939 e 2006. Este tipo de convergência também foi detectado no trabalho de Azzoni (2001) para o período 1939-1995. Observa-se, no entanto, que a velocidade de convergência encontrada neste último estudo, da ordem de 1,29%, é significativamente inferior à do presente trabalho. Um dos motivos de tal discrepância pode ser o fato da estimativa de Azzoni (2001) incluir somente a *dummy* representativa da região Nordeste e nenhuma outra variável representativa das características de cada estado.

Considerações Finais

Através da utilização de dados referentes à situação socioeconômica dos estados brasileiros na década de 1990, este estudo teve como objetivo principal analisar se o cenário pós Plano Real contribuiu para a diminuição das desigualdades interestaduais no país. Para isto, foi testada a presença das convergências de renda absoluta e condicional no período. Adicionalmente, com a utilização de técnicas da econometria espacial, avaliaram-se os efeitos da dinâmica espacial do PIB *per capita* nos anos de 1994 e 2010.

Os valores positivos do I de Moran Global para o PIB per capita nos dois anos analisados indicaram a existência de autocorrelação positiva entre os estados brasileiros no período. A ocorrência da dependência espacial implica que o nível da renda *per capita* de cada estado no país não é independente dos valores observados desta variável para seus vizinhos. Conforme discutido, a presença destes efeitos de transbordamento pode ser vista como um fator relevante para a amenização das desigualdades regionais e para o próprio processo de convergência de renda.

No caso da convergência absoluta, o primeiro modelo estimado, baseado na

metodologia utilizada por Barro e Sala-i-Martin (1992), apresentou ausência de normalidade na distribuição dos resíduos. Uma vez que este problema implica em estimadores ineficientes e poucos confiáveis, foi necessário incluir na regressão uma *dummy* representativa dos *outliers* de crescimento econômico, isto é, dos estados que apresentaram taxas de crescimento excessivamente elevadas no período. Como este procedimento não só resolveu a questão da normalidade nos erros, como melhorou o coeficiente de determinação da regressão. Suas estimativas confirmam a hipótese da convergência absoluta da renda per capita no Brasil após 1994. Além disto, indicam que seriam necessários 67 anos para que as disparidades entre os estados brasileiros se reduzissem a metade.

Em relação ao modelo condicional, foi utilizada uma regressão que estimou o comportamento da taxa de crescimento do produto *per capita* dos estados no período em função do produto *per capita* estadual em 1994, do IDH-M dos estados em 1991 e de uma *dummy* representativa dos estados do Nordeste. O parâmetro associado ao IDH-M além de ser estatisticamente significativo, apresentou sinal positivo, comprovando a importância dos aspectos representados por este indicador no processo de crescimento da renda estadual. O modelo também apontou a presença da convergência condicional, de tal modo que estados com características diferentes não estão, necessariamente, convergindo para o mesmo estado estacionário no longo prazo. Este cenário de diferentes níveis finais de renda *per capita* no país foi comprovado, ainda, pelo fato da *dummy* adicionada no modelo ser estatisticamente significativa, ilustrando que os estados do Nordeste convergem para um estado estacionário distinto das demais regiões brasileiras.

Uma vez que os aspectos representados pela variável IDH-M são extremamente importantes para o processo de crescimento econômico dos estados brasileiros, os resultados da análise condicional podem ser considerados mais precisos que os da abordagem absoluta. Desta forma, nota-se que, embora o cenário pós Plano Real apresente alguns avanços significativos em termos da equalização do nível de renda no país, como o aumento da participação das regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte na renda nacional, além da expressiva elevação da renda *per capita* em regiões tradicionalmente menos favorecidas, como o Nordeste, as estimativas da convergência condicional indicam uma tendência de permanência das desigualdades interestaduais, associadas às distintas características estruturais dos estados brasileiros. Logo, para que este processo de equalização ocorra no Brasil, é fundamental a redução das disparidades socioeconômicas entre seus estados. Nesse sentido, políticas governamentais em localidades menos favorecidas, com foco em setores-chave como o da educação, da saúde e da renda, mostram-se essenciais para a construção de um país mais igualitário.

Referências Bibliográficas

- Anselin, L.; Griffith, D. A. (1988). Do spatial effects really matter in regression analysis? *Papers of the Regional Science Association*, v. 65, p. 11-34.
- Azzoni, C. R. (2001). Economic growth and regional income inequality in Brazil. In: Regional Science, 1. Alemanha. *The Annals of Regional Science*. Alemanha: p. 133-152.
- Barro, R. J.; Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 100, n. 2, p. 223-251.
- Barro, R. B.; Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*. The MIT Press, Cambridge, MA.
- Brasil. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). *Acompanhamento da Safra Brasileira*. Brasília, jun. 2013, 31 p.
- Bertussi, G. L.; Figueiredo, L. (2009). Hipótese de Convergência: uma análise para a América Latina e o Leste Asiático entre 1960 e 2000. *Texto para Discussão No. 354 CEDEPLAR/UFMG*.
- Carvalho, C. G. P.; Oliveira, V. R.; Cruz, C. D.; Casali, V. W. D. (1999). Análise de trilha sob multicolinearidade em pimentão. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 34, n.4, p.603-613.
- Dassow, C. (2010). Crescimento Econômico Municipal em Mato Grosso: uma análise de autocorrelação espacial. 2010. 157 f. Tese (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Universidade Federal do Mato Grosso, Cuiabá.
- Diggle, P. J. (2013). *Statistical Analysis of Spatial and Spatio-Temporal Point Patterns*. 1.ed. Chapman and Hall.
- Fundo Monetário Internacional (FMI). *Data and Statistics*. Disponível em <www.imf.org>. Acesso em 30 de agosto de 2013.
- Gelfand, A. E.; Diggle, P. J.; Fuentes, M.; Guttorp, P. (2010). *Handbook of Spatial Statistics*. Chapman and Hall, CRC Press.
- Gujarati, D. (1995). *Basic Econometrics*. 1. ed. Londres: McGraw-Hill.
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Base de Dados Regional. Disponível em <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em 10 de agosto de 2013.
- Penna, C. M; Linhares, F. C. (2009) Convergência e Formação de Clubes no Brasil sob a hipótese de Heterogeneidade no Desenvolvimento Tecnológico. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, p. 781-796.
- Perobelli, F. S; Ferreira, P. G; Faria W. R. (2006). Análise de Convergência Espacial do PIB per capita em Minas Gerais: 1975- 2003. In: *XI Encontro Regional de Economia*, Fortaleza. Nordeste: Estratégias de Desenvolvimento Regional. Fortaleza: BNB.
- Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Desenvolvimento Humano e IDH. Disponível em < http://www.pnud.org.br/>. Acesso em 30 de agosto de 2013.
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena, *Biometrika*, vol. 37, n. 1/2, p. 17-23.

Russo, L. X.; Santos W. O.; Parré J. L. (2012). Uma Análise da Convergência Espacial do PIB per capita para os Municípios da Região Sul do Brasil (1999-2008). In: *Encontro de Economia da Região Sul*, Porto Alegre.

Santos, C. M.; Carvalho, F. M. A. (2007). Dinâmica das disparidades regionais da renda per capita nos estados brasileiros: uma análise de convergência. *Economia e Desenvolvimento*, Santa Maria, v. 1, p. 1-10.

O Programa Bolsa Família e a Oferta de Trabalho: Evidências para o Brasil e Paraná

Dryelli Jales Costa¹

Marina Silva da Cunha²

Resumo: O Programa Bolsa Família (PBF) afirmou-se no decorrer de uma década como um dos principais programas de transferência de renda condicionada no mundo, tendo como objetivo fundamental o fornecimento de condições para redução da pobreza e desigualdade de renda de curto e longo prazo. Todavia questionamentos quanto à eficácia do programa só podem ser solucionados com mecanismos pertinentes de avaliação. Para tal, utilizou-se amostras da PNAD 2006 para identificar os domicílios que foram beneficiados pelo PBF e também estabelecer diferenciações entre os gêneros de posições domiciliares diversificadas no Paraná e Brasil. Ao utilizar o método de Pareamento pelo Escore de Propensão, os resultados revelam que O PBF não reduz a participação no mercado de trabalho para as mulheres, e este efeito é mais predominante para as cônjuges. Desse modo, evidencia-se que o PBF não representa um fator de desestímulo ao trabalho, tendo em vista que a probabilidade de participação no mercado de trabalho não é reduzida para os beneficiários em grande parte dos subgrupos analisados.

Palavras chave: Programa Bolsa Família, mercado de trabalho, Pareamento pelo Escore de Propensão.

Classificação JEL: H54; R22; R53.

¹ Graduada em Ciências Econômicas na Universidade Federal de Viçosa– UFV (2012) e mestre em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Maringá- UEM (2014). E-mail: dry_jales@hotmail.com

² Doutora em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo– Esalq/USP e pós- doutorado pela Universidade de Brasília- UNB. Professora titular da Universidade Estadual de Maringá- UEM. E-mail: mscunha@uem.br

The Bolsa Família Program and the labour supply: evidences for Brazil and Paraná

Abstract: *The Bolsa Família Program (BFP) said in the course of a decade as one of the main programs of conditional cash transfers in the world, with the ultimate goal of providing conditions for reducing poverty and income inequality in the short and long term. However questions about the effectiveness of the program can only be solved with relevant evaluation mechanisms. To this end, we used samples from PNAD 2006 to identify households that benefited from the BFP and also establish differences between genders diversified household positions in Paraná and Brazil. By using the method of pairing the propensity score, the results reveal that the BFP does not reduce participation in the labor market for women, and this effect is most prevalent for spouses. Thus, it is evident that the BFP is not a discouraging factor to work, given that the probability of participation in the labor market is not reduced for beneficiaries in most subgroups analyzed.*

Keywords: *Bolsa Família Program; labor market; Propensity Score Matching.*

JEL Classification: H54; R22; R53.

Introdução

As políticas públicas de caráter assistencialista no Brasil e na maioria dos países da América Latina seguiram uma tendência de maior focalização durante a última década. Objetivando alcançar melhorias significativas na qualidade da aplicação dos recursos o Governo Federal passou a investir, principalmente a partir dos anos 2000, em ações formais mais sólidas de identificação e classificação das famílias com perfil necessário para ingresso em seus programas de políticas públicas, sendo que o maior expoente atualmente é o Programa Bolsa Família (PBF) de 2003.

Apesar dos níveis de desigualdade ainda estarem em patamares elevados, nos últimos anos eles têm sofrido uma queda expressiva e contínua. Grande parte desse declínio pode ser explicado pelas transferências governamentais, como apontado por Barros *et al.* (2007). Segundo o autor, o PBF teve uma participação correspondente a 12% na queda da desigualdade medida pelo Índice de Gini no período de 2001 à 2005.

Estudos a respeito dos programas de transferência de renda condicionada ajudam a interpretar os resultados dos incentivos e desestímulos desencadeados com o seu recebimento, especialmente quanto ao mercado laboral.

O primeiro problema encontrado em estudos empíricos desse tipo é sobre a queda voluntária no número de horas trabalhadas para que a renda atinja o critério de elegibilidade por parte dos indivíduos, como tratado por Bichir (2010). Já a segunda problemática deve-se à presença de efeitos diferenciados entre os membros que recebem o benefício e suas posições no grupo familiar. De acordo com Teixeira (2010), a exigência de que os filhos entre 6 e 15 anos tenham frequência escolar pode fazer com que horas a mais sejam liberadas para maior participação no mercado de trabalho por parte dos pais ou responsáveis.

A averiguação a respeito dos efeitos do PBF na participação do mercado de trabalho no Brasil e Paraná é o foco principal desse estudo. Para maior aprofundamento partiu-se da suposição de que rendas desvinculadas ao trabalho, como as provenientes dos programas assistencialistas, podem gerar efeitos na função de produção domiciliar, além de representar um choque na renda interna da família. Assim, tendo em vista a amplitude dos choques orçamentários, cabe esclarecer questões quanto ao recebimento do PBF e se este pode influenciar na elevação da participação dos membros do domicílio no mercado de trabalho.

Para avaliar os objetivos será utilizado como metodologia o Pareamento por Escore de Propensão, que identifica os grupos de beneficiários e não beneficiários com características mais próximas um do outro. Este trabalho se divide em sete sessões. A primeiramente a introdução, seguida da primeira sessão que trata sobre a Teoria da alocação do tempo, renda e estrutura familiar. A segunda sessão fala sobre o Programa Bolsa Família (PBF) e a construção da base de dados. O tópico três expõe detalhes sobre o método de análise de causalidade, o tópico quatro trata sobre o pareamento pelo escore de propensão, o tópico cinco que evidencia o efeito do PBF na participação de homens e mulheres no mercado de trabalho e a última sessão que traz as considerações finais.

1. Teoria da alocação do tempo, renda e estrutura familiar

De acordo com Becker (1976) e Gronau (1986) o salário total, valor da hora de trabalho, renda desvinculada com o trabalho e a divisão intradomiciliar são fatores preponderantes para a decisão do tempo que será alocado com trabalho. Desse modo, alterações na composição da renda do domicílio podem modificar a quantidade de trabalho ofertada por seus membros. Aumentos na renda acarretam choques positivos para o domicílio, todavia o PBF não representa um choque de renda vinculado ao trabalho.

Partindo da teoria da alocação do tempo de Becker (1965) e da produção domiciliar de Becker (1976), é possível analisar a função de oferta de traba-

lho individual. A teoria sugere que a decisão de alocação temporal envolve o tempo dedicado aos afazeres domésticos, tais como educação dos filhos e ao trabalho remunerado. Na função de produção domiciliar, o tempo dedicado aos afazeres domésticos torna-se uma variável importante para transformação de bens e serviços adquiridos em produtos prontos para o consumo. Este tempo colabora para o aumento do bem-estar, gerando utilidade.

Modificações na renda, como um choque provocado pelo PBF, gera novas alocações para o tempo entre afazeres domésticos e trabalho remunerado. Aumentos súbitos não provenientes do trabalho elevam o tempo despendido com afazeres domésticos comparado com o tempo gasto com trabalho remunerado. Assim, como discutido por Paker e Skoufias (2000), programas de transferência de renda podem gerar desincentivos ao trabalho remunerado (efeito-renda), já que pode criar paralelamente incentivos ao trabalho doméstico ou lazer.

Todavia, a uniformidade da sensibilidade ao choque orçamentário acarretado com as transferências monetárias entre os domicílios não é esperada, uma vez que cada membro toma suas decisões de alocação do tempo baseado normalmente nos demais membros.

A divisão do trabalho no domicílio implica também o compartilhamento de recursos e do tempo total disponível. Gronau (1977) cita dois modelos que ajudam a explicar o processo de tomada de decisão a respeito das escolhas de consumo e oferta de trabalho dos membros familiares, são eles: modelos unitário e coletivo. No primeiro, presume-se que a família maximiza sua utilidade conjuntamente, levando em conta a restrição orçamentária de todos os membros e descartando as preferências individuais. Já o segundo afirma que a interação das preferências distintas quanto ao consumo e lazer leva a um resultado eficiente no sentido de Pareto¹.

Estudos a respeito do conceito de “efeito trabalhador adicional” na dinâmica familiar foram desenvolvidos por Duryea *et al.* (2003) e Stephens (2001). O conceito trata da substituição por parte dos membros do domicílio do tempo alocado em trabalho remunerado e em afazeres domésticos. Entretanto, o efeito do trabalhador adicional sustenta a ideia de que a substituição intradomiciliar obedece à uma “hierarquia” entre os membros da família, sendo que fatores como sexo, idade e papéis no domicílio ajudam a definir mais detalhadamente a dinâmica para faixas de renda diferenciadas.

Cardoso (1999), ao tratar do mercado de trabalho, ressaltou o fato da interação entre produção doméstica e oferta de trabalho se elevar à medida que o trabalho se torna menos formalizado. Isto ocorre principalmente quando há predominância do trabalho por conta própria, já que as atividades domésticas se confundem com a produção. Desse modo, não basta olhar a destinação do benefício exclusivamente para o consumo, que por si só já representa uma

¹ Para maiores detalhes ver CHIAPPORI (1992).

melhoria na qualidade de vida das famílias beneficiadas, outros destinos dados aos valores recebidos permitem pensar em impactos positivos na oferta de trabalho individual.

Programas de transferências de renda podem gerar efeitos diversificados à medida que aumentam a renda domiciliar e diminuem a renda individual, contudo apesar dessas hipóteses serem factíveis, a afirmação a respeito da participação no mercado de trabalho não pode ser conclusiva de acordo com Ehrenberg e Smith (2003), já que há possibilidade de substituição da produção doméstica pelos cônjuges, o que justifica o estudo dos efeitos do PBF sobre cada membro e sua posição no domicílio.

Ferrario e Cunha (2012) evidenciam o trabalho de Becker (1981) sobre o tratado da família, em que se observou que as estruturas familiares vêm se alterando, especialmente a partir da década de 1950. Becker (1981) aponta ainda, como exemplificação, o caso americano sobre crescimento dos divórcios e elevação das famílias chefiadas por mulheres e o número de crianças em famílias com um responsável apenas. A queda acentuada da taxa de natalidade também foi destacada como um dos pontos que mais colaborou na redução do tamanho das famílias e com a maior participação da mulher nas atividades econômicas.

Contudo, Brito (2008) salienta a disparidade do crescimento populacional entre os diferentes grupos sociais, devido a transição demográfica que vem ocorrendo desde a segunda metade do século, em que as taxas de fecundidade e mortalidade diminuíram. Desse modo, categorias de renda inferior têm probabilidade mais alta de terem nascido na primeira metade desse século. O autor ainda destaca o nível de fecundidade maior entre as mulheres com menor nível de renda *per capita*, assim, famílias mais numerosas e com mais filhos estão associadas na maioria das vezes a famílias mais pobres e conseqüentemente as que mais recorrerão aos programas assistenciais.

2. O Programa Bolsa Família e a Construção da base de dados

A partir da criação do PBF em 2003, possibilitaram-se duas evoluções significativas no sistema brasileiro de proteção social: o primeiro refere-se a programas similares já existentes e sua unificação, uma vez que a maioria operava separadamente, eliminando lacunas e ineficiências; já o segundo trata da elevação da cobertura social, com destaque para a população pobre em idade ativa, especificamente as crianças.

A partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 2006, ano adotado neste estudo, iniciou-se a construção da base de dados levando em conta os critérios de elegibilidade do programa. A escolha da

pesquisa básica desse ano deu-se pelo fato da mesma vir acompanhada de um suplemento que mostra as características de acesso a transferências de renda de programas sociais². Desse modo se permitiu a identificação de pelo menos um morador do domicílio que era beneficiário do PBF, utilizando a variável V2403 da PNAD.

Inicialmente, a estimativa para identificar a probabilidade de participação do PBF é realizada por dois grupos com distinção apenas do sexo dos moradores do domicílio. A análise é efetuada tanto para o Brasil quanto para o Estado do Paraná. Posteriormente é verificado mais especificamente dois grupos contendo o sexo e a posição familiar dos membros. O primeiro grupo é composto por mulheres e homens de referência ou chefes no domicílio; e o segundo grupo engloba as mulheres e homens cônjuges. É utilizado o programa STATA 11.2 para obter as estimações necessárias para as avaliações.

A amostra selecionada abrange domicílios com renda *per capita* compreendida entre R\$1,00 e R\$200,00. A utilização de um *cut-off* mais elevado do que os R\$120,00 necessários para que se obedeça ao critério de elegibilidade do PBF se dá pela tentativa de inclusão de beneficiários que declararam no Cadastro Único uma renda mais baixa do que a que consta na PNAD, o que os torna elegíveis incorretamente. Desse modo o valor de R\$200,00 foi escolhido aleatoriamente estando compreendido entre R\$260,00, que corresponde ao valor do salário mínimo em setembro de 2006 e os R\$120,00, fundamentais para obedecer aos critérios do programa.

TABELA 1: DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Variável	Descrição
TREAT	Recebe tratamento (PBF=1) e não recebe tratamento (PBF=0)
Participa	Participa do mercado de trabalho
Idade	Idade dos membros entre 15 e 65 anos
idade2	Idade ao quadrado
Raça	Raça do membro familiar (nbranca=0; branca=1)
estudo1	Sem instrução ou com menos de 1 ano frequentado
estudo2	Com pelo menos 4 anos de escolaridade
estudo3	Com pelo menos 8 anos de escolaridade
estudo4	Com pelo menos 11 anos de escolaridade
rural	Domicílios de áreas rurais
Metro	Domicílios de áreas metropolitanas

Fonte: Elaborado na pesquisa.

2 O questionário com suplemento sobre programas sociais foi aplicado pela PNAD 2004, todavia não foi utilizado neste estudo.

Foram selecionadas apenas pessoas entre 15 e 65 anos, ou seja, indivíduos que se beneficiam das transferências monetárias do PBF, uma vez que elas próprias podem ser elegíveis ou compartilhem o domicílio com crianças ou adolescentes que sejam.

As variáveis que determinam a participação no PBF são as características domiciliares. Neste sentido, elencou-se um conjunto de variáveis sociais, de localização geográfica e de características observáveis dos indivíduos. Os impactos do PBF sobre as variáveis foram investigados a partir de dois recortes iniciais e quatro recortes secundários: o primeiro foi composto por homens e mulheres no Brasil; e o seguinte foi estruturado por mulheres e homens chefe e mulheres e homens cônjuges. A descrição das covariáveis que compõe o modelo que mensura a probabilidade de participação de seleção do programa (escore de propensão) estão na Tabela 1 acima.

3. Método de Análise de Causalidade

Inicialmente, para identificar o efeito do benefício do PBF sobre a participação no mercado de trabalho é estimado um modelo logite. Desse modo, partindo do ponto central desse trabalho, que é o de discutir sobre a relação causa-efeito entre o recebimento de transferências de renda e a participação na oferta de trabalho dos indivíduos, faz-se necessário um maior aprofundamento empírico a respeito da análise de causalidade. Os fatores envolvidos na alteração das horas trabalhadas podem ser diversos, todavia cabe a identificação da forma como o recebimento do PBF está atrelado à essas alterações e não aos demais fatores.

De acordo com Brady (2003) para estabelecer a causalidade, apenas a identificação entre causa e efeito não bastam. A direção da relação causal se torna imprescindível, assim como a unicidade da causa. Para discutir a respeito desta, a Teoria Contrafactual é a que mais se adéqua ao desenho do PBF. De acordo com Brady (2008), esta teoria baseia-se no pressuposto de que quando ocorre a causa, o efeito também ocorre, caso contrário ambas situações não serão percebidas³. A causalidade está assegurada sob a hipótese de que as duas situações sejam idênticas.

Desse modo pode-se compreender que o impacto será a diferença observada na variável de interesse quando a causa estiver presente e quando ela não estiver. Seja $T_n(1)$ a participação no mercado de trabalho na presença da causa, ou seja o choque orçamentário proveniente de transferências de renda do PBF, e $T_n(0)$ a participação no mercado de trabalho na ausência das transferências, tem-se o seguinte impacto:

3 De acordo com Brady (2008), para o cumprimento da causalidade tem-se: a) quando A ocorre, B ocorre; e b) quando A não ocorre, B não ocorre.

$$\Delta T_n = T_n(1) - T_n(0) \quad (1)$$

Tratando-se de um experimento, quando os indivíduos são expostos à uma distribuição aleatória da causa há garantia que, na média, os grupos expostos à causa sejam equivalentes ao grupo dos que não foram. Neste caso, a diferença entre a variável resposta média estimada para o grupo tratamento (T_{nt}) e a resposta média para o grupo comparação (T_{nc}) nos dá o Efeito Médio do Tratamento⁴ (ATE).

$$ATE = E[T_{nt} - T_{nc}] \quad (2)$$

Ao restringir a análise ao grupo de tratados, o resultado passa a designar-se Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (ATT). Dessa forma, sendo t uma binária que indica sobre a participação no programa, tem-se:

$$ATT = t[T_{nt} - T_{nc}] \quad (3)$$

O impacto do programa pode ser comprometido caso as características dos grupos não sejam idênticas na média, o que pode influenciar no efeito gerando um viés na mensuração. Dessa forma, há uma atenção especial para pontos que envolvem as características individuais determinantes na participação no mercado de trabalho, sendo que o PBF seria apenas uma das causas para o possível efeito na participação no mercado de trabalho, sendo necessário um tratamento adequado das causas nos dados disponíveis.

De acordo com Przerwoski (2007) a garantia da identificação da causa no contexto de quase-experimentos é dada por duas condições, a saber: a homogeneidade e a independência média condicionada. A primeira alega que dois domicílios terão o mesmo comportamento frente à causa caso eles tenham as mesmas características observáveis e não observáveis. Já a segunda pressupõe que as características não observáveis não são fonte de viés, ou seja, são irrelevantes na identificação da causa.

Przerwoski (2007) afirma que a variável resposta é a soma dos resultados para os grupos de tratados e controle, assim:

$$T_n = tT_n(1) + (1 - t)T_n(0) \quad (4)$$

4 Average Treatment Effect

Sendo:

t : presença do tratamento $t = 1$;

$T_n(t)$: variável resposta horas de trabalho;

O efeito médio condicionado às covariadas pode ser representado da seguinte forma:

$$E[T_n | H, R] = E[T_n | H] + U \quad (5)$$

Sendo que, H : Vetor de covariadas observáveis determinantes do recebimento do tratamento; R : Vetor de covariadas não observáveis; U : efeito de em Y .

Substituindo (5) em (4), tem-se:

$$\begin{aligned} T_n &= t(E[T_n(1) | H] + U(1)) + (1 - t)(E[T_n(0) | H] + U(0)) \\ T_n &= E[T_n(0) | H] + U(0) + t(E[T_n(1) | H] - E[T_n(0) | H] + U(1) - U(0)) \\ T_n &= E[T_n(0) | H] + t(E[T_n(1) - T_n(0) | H]) + tU(1) - tU(0) + U(0) \\ T_n &= E[T_n(0) | H] + t(E[T_n(1) - T_n(0) | H]) + U \end{aligned} \quad (6)$$

A participação no mercado de trabalho é calculada encontrando a média dos grupos de tratamento e controle, quando o choque orçamentário não estiver presente, somada à alteração desencadeada na participação no mercado de trabalho do grupo que foi afetado pela causa e aos fatores não observáveis. O impacto do tratamento ΔT_n nos tratados é então, representado da seguinte forma:

$$ATT = tE[T_n(1) - T_n(0) | H] \quad (7)$$

Para que as variáveis não observáveis não estejam correlacionadas com o efeito, é necessário que as condições de homogeneidade, independência média condicionada e $E(U) = 0$ sejam satisfeitas, validando assim a expressão acima.

A suposição de independência dos grupos tratado e controle se faz necessário a medida que se passa a acreditar que desta maneira o resultado obtido não seja subestimado (ou superestimado no caso de o grupo de controle reagir no sentido contrário ao tratamento), evitando assim o viés decorrente do contato dos grupos.

Dentre os métodos amplamente usados para análise empírica embasados na Teoria Contrafactual, pode-se destacar o Escore de Propensão e o Pareamento por Escore de Propensão. Ambos são apresentados na sessão seguinte.

4. Pareamento pelo Escore de Propensão

A necessidade de um método que viabilizasse o pareamento com um número mais elevado de variáveis fez com que o conceito de Escore de Propensão fosse desenvolvido. Bryson *et al.* (2002) faz alusão ao método de pareamento dentro da amostra, em que domicílios mais semelhantes o possível dos que receberam o benefício são selecionados, sendo comparados posteriormente, dois a dois, de acordo com as características observáveis. Pares suficientemente semelhantes devem ser encontrados, mesmo que haja domicílios heterogêneos entre os grupos de controle e tratamento.

O pareamento é um procedimento não paramétrico que corresponde ao condicionamento de efeito nas covariadas observáveis. De acordo com a Teoria Contrafactual, para que sejam satisfeitas as condições para identificação da causa, $[D(t) \perp T_n(t) | H]$, as condições de homogeneidade, independência média condicionada e não correlações das variáveis não observáveis com o efeito devem ser satisfeitas. Desse modo, a distribuição do tratamento $D(t)$ determinado pelas características observáveis é o pressuposto essencial para identificação da causa.

De acordo com Dehejia e Wahba (2002) a existência de critérios ajuda a garantir um pareamento adequado. O critério do suporte comum dos tratados e controle é um desses, pois colabora para que haja um percentual suficiente de domicílios em ambos os grupos, contendo cada uma das características relevantes. Já o outro critério é o de balanceamento que utiliza testes para estabelecer se o grupo de controle tem na média as mesmas probabilidades de ser beneficiado que o grupo tratado. Os testes são feitos tentando assegurar a ortogonalidade entre as covariadas e a variável dependente, já que se corrige para o Escore de Propensão.

De acordo com Imbens (2000), sendo $D(t)$ a distribuição do tratamento; t um indicador de domicílios que recebem o benefício, em que $t = 0$ corresponde à não beneficiários e $t = 1$ são os beneficiários do programa; $T_n(t)$ a variável

resposta, participação no mercado de trabalho, em função de receber ou não o PBF; e $P(H) = pr(t = 1 | H = h)$ a probabilidade de receber o tratamento condicional às covariadas observáveis determinantes da distribuição do tratamento relacionadas ao domicílio.

Portanto, o efeito do tratamento na variável de resultado, que é a participação laboral, é obtido da seguinte forma:

$$ATT = tE[T_n(1) - T_n(0) | P(H)] \quad (8)$$

De acordo com Becker e Ichino (2002), as metodologias que mais se destacam na literatura de avaliação são: Pareamento pelo Vizinho Mais Próximo (*Nearest Neighbor Matching*); Pareamento pelo raio (*Radius matching*); Pareamento Estratificado (*Stratification matching*); e o Pareamento de Kernel (*Kernel Matching*).

As diferentes soluções propostas para o *trade off* entre qualidade e quantidade dos pareamentos, propostos pelas metodologias citadas, leva à conclusão de que não há hierarquia entre elas. Logo, a utilização conjunta dessas metodologias oferece uma ferramenta importante para comparar a robustez das estimativas.

Optou-se pela utilização do Método de Kernel⁵. A escolha desse estimador não paramétrico deu-se devido à sua metodologia, que calcula a diferença de média entre tratados e controle ponderando pelo escore de propensão. Dessa forma, famílias do grupo de controle que são muito semelhantes a famílias do grupo de tratamento, ou seja, que apresentem elevado escore de propensão recebem peso maior no momento da estimação do efeito do tratamento, uma vez que representam melhor as famílias do tratamento. Além disso, o fato de empregar todas as observações da amostra faz com que sua variância seja menor que a dos outros estimadores (Caliendo; Kopeinig, 2008).

5. Evidências do efeito do Programa Bolsa Família na participação de homens e mulheres no mercado de trabalho

5.1 Análise do modelo lógico

A partir da seleção das diversas variáveis relacionadas aos recursos familiares, realizaram-se testes para se obter o modelo mais adequado para o procedi-

⁵ Para comparação do impacto do PBF outros métodos também foram estimados (Método do Raio, Método de Estratificação, Método do Vizinho Mais Próximo). Para maiores detalhes ver Becker e Ichino (2002).

mento de pareamento pelo escore de propensão. Este estudo baseia-se em um modelo logíte, com dois desdobramentos, que foram obtidos a partir de grupos distintos: mulheres chefe no domicílio e mulheres cônjuges; e homens de referência e homens cônjuges. Os resultados dos modelos logíte apontaram que a maioria das variáveis são estatisticamente significativas.

A especificação final do modelo logíte do escore de propensão, observado na tabela 2, satisfaz a hipótese do balanceamento (*Balancing Hypothesis*) das variáveis específicas incluídas, ou seja, as médias de todas as variáveis não apresentaram diferença significativa entre os grupos de tratamento e controle, além disso, os resultados dos coeficientes estimados pelo modelo para grande parte das variáveis apresentaram os sinais esperados.

Em relação às mulheres chefes no Brasil, ao nível de significância de 1% os dados apontam relação positiva para as variáveis idade, estudo1, estudo2, estudo3, e nbranco com o recebimento do PBF. Dessa forma, domicílios compostos por mulheres chefes que participam do PBF e apresentam membros com idade mais elevada (comparado com os homens chefes), com nível de escolaridade de até oito anos, não brancos e habitam regiões metropolitanas, prevalecem como características principais.

Por outro lado, os dados acusaram relação negativa entre as mulheres chefes que recebem recursos do PBF e habitação em áreas rurais, ao nível de significância de 5% para o Brasil. As regiões metropolitanas também apresentam relação negativa em todas as posições domiciliares analisadas, obtendo um nível de significância de 1%.

TABELA 2: ANÁLISE LÓGITE PARA MULHERES E HOMENS, BRASIL E PARANÁ

Variável	BRASIL			PARANÁ			
	Mulheres Chefe	Mulheres Cônjuges	Homens Chefe	Homens Cônjuges	Mulheres Chefe	Mulheres Cônjuges	Homens Chefe
Idade	0,399* (0,011)	0,402* (0,008)	0,209* (0,02)	-0,016 0,055	0,466* 0,088	0,425* 0,064	0,331* 0,128
idade2	-0,005* 0,000	-0,005* 0,000	-0,002* 0,000	0,001 0,001	-0,006* 0,001	-0,006* 0,001	-0,004* 0,002
Nbranco	0,284* 0,046	0,328* 0,031	-0,017 0,080	0,236 0,284	0,020 0,284	0,268 0,179	0,186 0,381
estudo1	1,638* 0,333	1,300* 0,211	1,241 1,008	1,370* 0,994	1,760* 1,605	0,990 1,082	1,603* 1,120
estudo2	1,617* 0,33	1,272* 0,21	1,499 1,005	1,383* 0,932	1,748* 1,599	1,019 1,067	1,564* 1,060
estudo3	1,469* 0,330	0,992* 0,210	1,222 1,006	1,393* 0,877	1,705* 1,569	0,990 1,082	1,578* 1,062
estudo4	0,829** 0,331	0,421** 0,211	0,850 1,011	1,373* 0,915	1,636* 1,552	1,019 1,067	1,429* 1,552
Rural	-0,009 0,058	0,454* 0,031	0,152** 0,081	0,019 0,287	-0,159 0,418	0,585 1,069	0,464 0,388
Metro	-0,444* 0,044	-0,618* 0,036	-0,426* 0,100	-0,221 0,277	-0,129 0,281	0,318** 1,082	-0,369 0,472
_cons	-1,306* 0,386	-9,404* 0,257	-9,317* 1,074	-19,381 -	-26,898 -	-9,126* 1,516	-26,07* 2,702

Legenda: * Significativo em nível de 1%; ** Significativo em nível de 5%.

Fonte: Elaborado com base na PNAD 2006.

Analisando o modelo para mulheres cônjuges no Brasil que recebem bolsa, observa-se a relação positiva entre as variáveis idade, estudo1, estudo2, estudo3 e rural com 1% de significância. Em relação aos homens chefes beneficiários do PBF no Brasil, apenas a variável idade e metro demonstraram-se significativas à 1%. A habitação em áreas rurais teve um nível de significância de 5%. As demais variáveis não foram significativas. Já para os homens cônjuges as variáveis estudo1, estudo2, estudo3, estudo4 apresentaram-se com 1% de significância.

Na análise para o Paraná os níveis de escolaridade demonstraram-se significativos a 1% tanto para as mulheres chefes quanto para os homens. No caso das mulheres cônjuges apenas as variáveis idade e metro foram significativas a 1% e 5%, respectivamente. A análise para os homens não pode ser concluída devido à restrição da amostra.

5.2 Estabelecendo relações: o PBF e o mercado de trabalho

Afim de obter melhores resultados, ampliou-se a especificação da análise realizada neste trabalho. Decidiu-se criar desdobramentos a partir da posição domiciliar ocupadas por homens e mulheres, tanto no Brasil quanto no Paraná. A posição domiciliar declarada à PNAD 2006 e utilizada nas análises são as dos chefes e cônjuges.

Focalizando nas mulheres chefes, os resultados mostram que a proporção das que participam do mercado de trabalho e que são beneficiárias do PBF apresentou-se significativo para o Método de Kernel e o Método do raio=0,001. Pode-se ver que o PBF acarreta um aumento na participação do mercado de trabalho de 2,3 pontos percentuais (Tabela 5) das mulheres chefes do domicílio, sendo que foi considerado apenas o Método de Kernel por motivos já especificados anteriormente. Em relação aos homens chefes, nota-se que o PBF elevou mais intensamente a proporção no mercado de trabalho comparando-se com as mulheres. Os 4,8 pontos percentuais (Tabela 5) representam a relação de homens beneficiários do programa que participam do mercado de trabalho.

Analisando apenas o gênero dos beneficiários no Brasil, vê-se pela tabela 8 que tanto as mulheres quanto os homens apresentaram um *ATT* significativo, todavia o nível de significância apresentado pelas mulheres foi bem mais elevado. Desse modo, as mulheres beneficiárias elevam sua participação no mercado de trabalho em 1,8 pontos percentuais, já os homens elevam em 4,6 pontos percentuais.

TABELA 3: ESTIMADOR DO TESTE DE DIFERENÇAS ENTRE MÉDIAS (ATT), BRASIL

Método	Mulheres				
	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	11248	34715	0,018	0,001	13,019
Estratificação	11248	34715	0,005	0,005	0,999
Raio=0,001	11248	34689	0,023	0,006	3,600
Raio=0,0001	11210	31595	-0,008	0,007	-1,199
Raio=0,00001	11140	30245	-0,029	0,006	-5,081
Vizinho mais Próximo	11248	30197	0,001	0,001	0,953

Método	Homens				
	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	797	40071	0,046	0,010	4,494
Estratificação	797	40071	0,007	0,011	0,647
Raio=0,001	797	39876	0,013	0,004	1,765
Raio=0,0001	718	36987	-0,005	0,003	-1,045
Raio=0,00001	679	34562	-0,027	0,007	-7,043
Vizinho mais Próximo	797	18594	-0,003	0,004	-0,645

Fonte: Elaborado com base na PNAD 2006.

Tratando-se do Paraná, conclui-se que as diferenças nas médias de participação no mercado de trabalho entre as mulheres cônjuges segundo participação no PBF são estatisticamente significativas, como observado na tabela 8, com elevação da participação no mercado de trabalho em 3,1 pontos percentuais. No caso dos homens os valores não são significativos, o que sugere que não há efeitos na participação no mercado de trabalho por parte dos beneficiários na atividade laboral do Estado.

TABELA 4: ESTIMADOR DO TESTE DE DIFERENÇAS ENTRE MÉDIAS (ATT), PARANÁ

Método	Mulheres				
	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	248	1182	0,031	0,010	2,978
Estratificação	248	1182	0,026	0,034	0,761
Raio=0,001	239	703	0,013	0,036	0,365
Raio=0,0001	172	259	-0,060	0,058	-1,042
Raio=0,00001	129	166	-0,039	0,045	-0,863
Vizinho mais Próximo	248	274	-0,032	0,036	-0,885

Método	Homens				
	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	30	1006	-0,009	0,043	-0,203
Estratificação	30	1006	-0,006	0,064	-0,093
Raio=0,001	30	599	-0,024	0,056	-0,440
Raio=0,0001	24	107	0,056	0,080	0,699
Raio=0,00001	18	38	0,023	0,062	0,379
Vizinho mais Próximo	73	1933	0,014	0,016	0,853

Fonte: Elaborado com base na PNAD 2006.

A significância para o método principal evidenciado, no caso das mulheres e homens chefes, pode ser explicado a partir da participação do cônjuge nos domicílios entrevistados, que no caso dos homens demonstrou-se bem menos significativo, como se pode observar nas tabelas 5 e 6. Na maioria dos grupos domésticos, a postura da mãe em relação à saúde, educação e tudo que se trate dos filhos é mais presente do que a dos homens, uma vez que as atividades domésticas são praticadas majoritariamente pelas mulheres. Desse modo, as mulheres permanecem um número de horas maior nos domicílios quando comparado com os homens e isso pode explicar o motivo pela qual a participação das mulheres apresentou um valor pouco mais baixo do que os homens chefes quando se trata de participação do mercado de trabalho brasileiro.

TABELA 5: EFEITO MÉDIO DO TRATAMENTO SOBRE OS TRATADOS (ATT), BRASIL

Método	Mulheres chefes				
	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	3327	18383	0,023	0,003	6,935
Estratificação	3327	18383	0,006	0,010	0,611
Raio=0,001	3327	18270	0,029	0,011	2,574
Raio=0,0001	2683	14771	-0,040	0,015	-2,701
Raio=0,00001	1983	13176	-0,070	0,013	-5,465
Vizinho mais Próximo	3357	12935	0,002	0,004	0,405

Método	Homens chefes				
	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	774	37756	0,048	0,011	4,222
Estratificação	774	37756	0,007	0,011	0,654
Raio=0,001	774	37756	0,020	0,009	2,328
Raio=0,0001	774	33100	0,012	0,011	1,064
Raio=0,00001	772	20276	-0,032	0,014	-2,322
Vizinho mais Próximo	774	17192	0,003	0,004	0,625

Fonte: Elaborado com base na PNAD 2006.

Os resultados significativos também podem ser atribuídos às condicionalidades, uma vez que a exigência de frequência escolar para que as famílias recebam os benefícios libera horas com atividades de cuidado com os filhos, permitindo a participação mais ativa no mercado de trabalho, especialmente das mulheres.

Também se pode apontar a ocorrência de um efeito substituição, já que muitas das crianças exercem trabalho remunerado desde cedo para complementar a renda familiar. Com a redução da renda proveniente do trabalho infantil, homens e mulheres chefes vêem a necessidade de elevar as horas de trabalho, para compensar ou fornecer um acréscimo ao benefício recebido.

Em relação às mulheres e homens cônjuges, a Tabela 6 revela que apenas para as mulheres cônjuges o efeito foi significativo. Há uma elevação de 2,5 pontos percentuais na participação no mercado de trabalho das beneficiárias do programa. Esse resultado pode ser explicado devido ao fato da maioria dos

domicílios apresentar uma estrutura familiar monoparental e com pessoas além da estrutura nuclear preferencial. Na maioria dos domicílios o cônjuge (marido ou companheiro) está ausente, o que torna a composição dos grupos domésticos e o cumprimento das condicionalidades do PBF, tarefa das mulheres, diante à ausência de outro representante da família.

TABELA 6: EFEITO MÉDIO DO TRATAMENTO SOBRE OS TRATADOS (ATT), BRASIL

Método	Mulheres cônjuges				
	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	8172	25543	0,025	0,002	14,349
Estratificação	8172	25543	0,010	0,006	1,705
Raio=0,001	8172	25480	0,050	0,007	7,674
Raio=0,0001	8127	22410	0,022	0,009	2,610
Raio=0,00001	8071	21061	0,013	0,007	1,843
Vizinho mais Próximo	8172	20939	0,002	0,002	1,062

Método	Homens cônjuges				
	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	73	15272	-0,076	0,057	-1,327
Estratificação	73	15272	-0,046	0,059	-0,790
Raio=0,001	72	15102	-0,097	0,075	-1,305
Raio=0,0001	72	13492	-0,077	0,075	-1,032
Raio=0,00001	72	4781	0,077	0,072	1,071
Vizinho mais Próximo	73	1933	0,014	0,016	0,853

Fonte: Elaborado com base na PNAD 2006.

Em suma, os impactos do programa sobre os homens cônjuges se revelaram não significativos, em contraponto no caso das mulheres o efeito mais expressivo deu-se justamente para a posição de cônjuge, já que a maioria das mulheres ocupa essa posição nos domicílios. A posição de pessoa de referência para ambos os sexos foi significativa, sendo mais representativo no caso das mulheres. Em geral, os efeitos do programa sobre a participação no mercado de trabalho foram altamente positivos para ambos os sexos, especialmente para os chefes dos domicílios.

TABELA 7: EFEITO MÉDIO DO TRATAMENTO SOBRE OS TRATADOS (ATT), PARANÁ

Método	Mulheres chefes				
	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	69	390	0,018	0,013	1,387
Estratificação	68	391	0,021	0,056	0,368
Raio=0,001	55	114	0,091	0,093	0,982
Raio=0,0001	25	36	-0,040	0,120	-0,333
Raio=0,00001	21	27	-0,094	0,086	-1,090
Vizinho mais Próximo	69	69	0,043	0,062	0,705

Método	Homens chefes				
	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	30	954	-0,009	0,040	-0,213
Estratificação	30	954	-0,011	0,058	-0,193
Raio=0,001	30	531	-0,022	0,048	-0,465
Raio=0,0001	24	124	0,030	0,074	0,400
Raio=0,00001	16	35	-0,005	0,066	-0,082
Vizinho mais Próximo	30	51	-0,033	0,076	-0,439

Fonte: Elaborado com base na PNAD 2006.

Analisando o Estado do Paraná, as mulheres e homens chefes (Tabela 7) obtiveram um *ATT* não significativo. Apenas as mulheres cônjuges do Estado apresentaram valores do Método de Kernel significativo, com um *ATT* que representa uma elevação de 3,1 pontos percentuais na participação no mercado de trabalho.

Para os homens cônjuges no Paraná os valores dos métodos de pareamento não puderam ser obtidos devido a restrição nos números da amostra.

TABELA 8: EFEITO MÉDIO DO TRATAMENTO SOBRE OS TRATADOS (ATT), MULHERES CÔNJUGES, PARANÁ

Método	Número tratados	Número controle	ATT	Erro padrão	t
Kernel	180	911	0,031	0,015	2,086
Estratificação	180	911	0,012	0,043	0,273
Raio=0,001	174	446	-0,014	0,050	-0,287
Raio=0,0001	107	152	0,039	0,068	0,574
Raio=0,00001	86	97	-0,063	0,053	-1,202
Vizinho mais Próximo	180	185	-0,011	0,050	-0,222

Fonte: Elaborado com base na PNAD 2006.

Desse modo, pode-se afirmar a importância do programa tanto no âmbito nacional quanto no regional. A análise para as mulheres apresentou-se mais significativa tanto para o Brasil quanto para o Paraná. À medida que as posições domiciliares foram sendo incluídas, comprovou-se que apenas para as mulheres chefes no Paraná, que recebem o PBF, a participação não foi alterada com a presença dos recursos.

Estendendo a análise para os homens, o fato de ser cônjuge dentro da posição domiciliar, faz com que a participação no mercado de trabalho não seja alterada com recebimento do PBF, isso para o Brasil. Já para o Paraná a amostra não foi suficiente para realizar os métodos necessários, devido ao número de homens que se declaram cônjuges no Estado.

Contatou-se então que o PBF pode, na maioria dos casos analisados e principalmente no caso das mulheres, orientar a uma maior participação para o mercado de trabalho. Foi confirmado também que a participação varia de acordo com o sexo e posição do membro no domicílio. Assim, o PBF pode modificar ou reforçar a divisão intradomiciliar do trabalho e, devido ao desenho do programa que favorece as mulheres como beneficiárias oficiais pode criar meios de inserção ao mercado de trabalho e elevar a segurança de renda nos domicílios.

Em geral, os resultados desse trabalho sugerem que o efeito do PBF para a participação no mercado de trabalho dos homens é maior, todavia há mais resultados estatisticamente significativos quando se trata das mulheres. Ao realizar a desagregação, viu-se que o impacto do PBF para mulheres cônjuges comparado com às chefes, tanto no Brasil como no Paraná, também é mais elevado.

Considerações Finais

Neste trabalho foram investigados os impactos do PBF sobre a participação no trabalho brasileiro levando-se em conta o sexo e a posição domiciliar dos membros. Assumiu-se o pressuposto que acréscimos da renda provenientes de transferências do governo levariam à desestímulo ao trabalho, acarretado pelo efeito renda e que a retirada de crianças do trabalho infantil e o seu envio à escola pode ter repercutido como uma queda na renda familiar, ocasionando o efeito substituição.

A metodologia utilizada foi a do Pareamento pelo Escore de Propensão que é capaz de gerar, a partir de inúmeros algoritmos, grupos de controle correspondentes com o grupo de tratados para cada família. Estes grupos são capazes de reunir famílias que têm probabilidade de participar do programa semelhante às que já participam. A metodologia tem como ponto fundamental a redução do viés resultante da comparação de famílias com variáveis distintas. Neste estudo, o Pareamento pelo Escore de Propensão analisou os efeitos do PBF sobre a participação de mulheres e homens, diferenciando-os pela posição que ocupam dentro do domicílio.

Para o Brasil, os resultados desse estudo sugerem que o PBF impactou de forma positiva na participação no mercado de trabalho das mulheres, tanto das chefes quanto das cônjuges, por sua vez, para o Paraná, apenas no caso das mulheres cônjuges foram obtidos valores significativos. Notou-se que o PBF contribui também para a participação de homens chefes no Brasil, o que já não ocorre no Paraná. Contudo, para os homens cônjuges no Brasil e os homens chefes no Paraná não foram obtidas estimativas estatisticamente significativas, apontando que não há diferenças relevantes na participação entre os beneficiários e não beneficiários do PBF.

Para o Paraná não foi possível identificar métodos de pareamento para os homens cônjuges devido a restrição na amostra para as características analisadas. Cabe ressaltar, por sua vez, que a maioria dos domicílios declara os homens como pessoas de referência sendo que o número de homens cônjuges é reduzido comparado com o número de mulheres que declaram esta mesma posição no domicílio.

Com a utilização do Método de Kernel se buscou uma maior robustez à análise e, com ele pode-se notar a significância estatística tanto para as mulheres chefes quanto para os homens no Brasil. Com um *ATT* mais elevado do que o observado nas mulheres chefes, todavia com uma significância mais baixa, os homens chefes que recebem recursos do PBF têm a capacidade de elevar a participação no mercado de trabalho em 4,8 pontos percentuais. Já para as mulheres chefes beneficiárias do programa o efeito na participação é de 2,3 pontos percentuais. Para as mulheres cônjuges o efeito é de 2,5 pontos percentuais com um alto nível de significância. Os homens cônjuges não

obtiveram valores significativos, não apresentando efeitos na participação no mercado de trabalho.

No Paraná apenas as mulheres cônjuges obtiveram valores significativos, com um *ATT* equivalente a 3,1 pontos percentuais de elevação na participação laboral das beneficiárias do PBF. Já as mulheres e homens chefes não obtiveram significância estatística e os homens cônjuges não apresentaram amostra suficiente para a análise.

O efeito substituição pode ocorrer nos casos observados, já que como os valores das transferências não são elevados, eles apenas serviriam para incrementar a renda. Como entre as condicionalidades há a obrigatoriedade da frequência de crianças e adolescentes, muitas dessas deixam o trabalho infantil e com ele a renda para a família. A partir daí, pode-se haver uma necessidade maior por parte dos membros de complementar a renda domiciliar perdida com a mão de obra infantil e consequente aumento na participação no mercado de trabalho.

Outro ponto importante para entender o comportamento dos membros beneficiários do PBF diante o mercado de trabalho está na liberação de horas ao enviar as crianças à escola. A partir da diminuição do tempo de cuidado doméstico com os filhos, permite-se a elevação da participação de atividades de trabalho. Como o benefício é dado preferencialmente às mulheres, pode-se notar elevados níveis de significância na análise para mulheres chefes e cônjuges no Brasil e para mulheres cônjuges no Paraná.

Desse modo as perguntas feitas no início deste trabalho foram esclarecidas. Confirmou-se que a participação laboral varia de acordo com o sexo e com o tipo de posição domiciliar do membro. Os resultados mostram que as mulheres são mais sensíveis a oscilações na renda se comparando com os homens, principalmente às do Brasil. As mulheres cônjuges beneficiadas pelo PBF no Paraná são as que se destacam ao se tratar de participação do mercado de trabalho. Logo, o programa pode reforçar a divisão intradomiciliar do trabalho, já que o benefício é dado preferencialmente para as mulheres. Desse modo, é importante considerar dentro da dinâmica do PBF as posições dos membros, de modo a facilitar a inserção cada vez maior de mulheres no mercado de trabalho, fato que já vem ocorrendo de forma bem intensa, comprovando que a crítica de que o PBF pode gerar dependência dos beneficiários não é pertinente.

Referências

- Barros, R. P.; Foguel, M. N.; Ulyssea, G. *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA. 2 v. 2007.
- Becker, G. S. *The economic approach to human behavior*. Chicago: The University of Chicago Press, p. 92, 1976.

- Becker, G. Stanley. *A Theory of Allocation of Time*. The Economic Journal, Vol. 75, No. 299. p. 493-517. 1965.
- _____. *A treatise on the family*. Cambridge: Harvard Univ. 1981.
- Becker, S. O. Ichino, A. "Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores," *The Stata Journal*, 2, 358–377. 2002.
- Bichir, R.m. O Bolsa Família na berlinda? Os desafios atuais dos programas de transferência de renda. *Revista Novos Estudos – CEBRAP*, Nº 87. São Paulo, julho 2010.
- Brady, H, E. *Models of causal inference: going beyond the neyman-rubin-holland theory*. Chicago: Political Science Association Annual Meeting, 2003.
- Brady, Henry. 2008. "Models of Causal Inference: Going Beyond the Neyman-Rubin-Holland Theory." In Janet M. Box-Steffensmeier, Henry E. Brady, and David Collier, editors, *The Oxford Handbook of Political Methodology* New York: Oxford University Press.
- Brito, Fausto. Transição demográfica e desigualdades sociais no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, São Paulo, v.25, n.1, p.5-26, jan./jun.2008.
- Bryson, Alex; Dorsett, Richard; Purdon, Susan., *The use of propensity score matching in the evaluation of active labour market policies*. Londres: Department for Work and Pensions, 2002. (Research Working Paper, 4).
- Caliendo, M.; Kopeinig, S. *Some practical guidance for the implementation of propensity score matching*. IZA Discussion 1588, Institute for the Study of Labor. 2008.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.
- Cardoso, José Celso Jr. *Estrutura setorial-ocupacional do emprego no brasil e evolução do perfil distributivo nos anos 90*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. (Working Paper, 655).
- Chiappori, P.a. Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*, 100: 437-467, 2002.
- Dehejia, Rajeev H.; WAHBA, Sadek. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 84, n. 1, p. 151-161, Feb. 2002.
- Duryea, Suzanne, David Lam, and Deborah Levison (2003). *Effects of economic shocks on children's employment and schooling in Brazil*. PSC report 03-541. Michigan: Population Studies Center, University of Michigan.
- Ehrenberg, R.; Smith, R. *Modern Labor Economics – Theory and Public Policy*. New York: Addison- Wesley.2003.
- Ferrario, M.n.; Cunha, M.s. Estrutura e renda familiar no Brasil. *Ensaios FEE*, Porto Alegre, v.33, n.1, p.123-142, maio 2012.
- Ferro, A. R.; Nicollela, A. C. *The impact of conditional cash transfer programs on household work decisions in Brazil*. Presented at the IZA/World Bank Conference on Employment and Development in 2007. Available at: http://www.iza.org/conference_files/worldb2007/ferro_a3468.pdf.
- Foguel, M. N.; Barros, R. P. de. *The effects of conditional cash transfer programmes*

- on adult labor supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section.* XXXVI Encontro Nacional de Economia.
- Gronau, R. (1977): Leisure, Home Production and Work- The Theory of the Allocation of Time Revisited. *Journal of Political Economy*, 85: 1099-1124.
- Gronau, Reuben. Home production – a survey. In: ASHENFELTER, Orley; LAYARD, P. R. G. *Handbook of labor economics*. Amsterdam: 1986-1999. v. 1, cap. 4.
- Heckman, J. J. *Causal parameters and policy analysis in economics: A Twentieth Century Retrospective*. Department of Economics, University of Chicago and the American Bar Foundation. June, 1999.
- Heckman, J. J.; Ichimura, H.; Todd, P. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program. *Review of Economic Studies*. no. 64, p. 605–654. 1997.
- Imbens, Guido. The role of the propensity score in estimating dose-response functions, *Biometrika*, London, v. 87, n. 3, p.706-710, Sep. 2000.
- IPEA. Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD) 2006: primeiras análises. Brasília: IPEA, 2006.
- Parker, S.w.; Skoufias, E. (2000): The Impact of Progresa on Work, Leisure, and Allocation. *Final Report*, International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- Przeworski, Adam. Is the Science of Comparative Politics Possible? In: BOIX, Carles; STOKES, Susan Carol. *The Oxford handbook of comparative politics*. New York: Oxford University, 2007. (The Oxford handbooks of political science)
- Rosenbaum, P.; Rubin, D. B. *The Central Role of Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*. *Biometrika*. 70, 41–55. 1983.
- Stephens, J. R. M. Worker displacement and the added worker. *NBER*, Cambridge, 2001. Working Paper, n. 8260.
- Teixeira, C. G. Análise da heterogeneidade do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho dos homens e das mulheres. *Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios/IPEA*. Volume 2, capítulo 4. Brasília, 2010.

O impacto da preferência pela liquidez na disponibilidade de crédito dos municípios do Espírito Santo

Edson Zambon Monte¹

Mirian Almeida Viana²

Resumo: este trabalho teve como objetivo geral identificar quais os impactos da preferência pela liquidez do público (PLP) e dos bancos (PLB) na disponibilidade de crédito nos municípios do Espírito Santo. Adotou-se a técnica econométrica de dados em painel *pooled* (empilhado). Os resultados obtidos para o período de 2005 a 2010 confirmaram que a PLB e a PLP afetam negativamente a oferta de crédito nos municípios do Espírito Santo, com maior influência da PLB do que da PLP. Além disso, verificou-se que a disponibilidade de crédito é maior nos municípios mais dinâmicos, ou seja, mais desenvolvidos. No mais, há evidências de que a preferência pela liquidez é um importante fator na explicação da tendência à concentração regional do crédito nos municípios capixabas.

Palavras-chave: preferência pela liquidez, crédito, Espírito Santo.

Classificação JEL: C23; E51; R11.

¹ Professor da Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Departamento de Ciências Econômicas. E-mail: edsonzambon@yahoo.com.br.

² Economista. E-mail: mirian.av@hotmail.com.

The impact of the liquidity preference in credit availability of the municipalities of Espírito Santo

Abstract: *the objective of this paper was to estimate the impact of the liquidity preference of public (PLP) and banks (PLB) in credit availability in the municipalities of Espírito Santo. The study was based on the polled panel data technique. According to the results, the PLB and the PLP affects negatively the credit supply in the municipalities of Espírito Santo. The PLB effect was bigger than PLP effects. Moreover, the availability of credit is higher in dynamic cities, i.e., cities more developed. Furthermore, there is evidence that the liquidity preference is an important factor in explaining the tendency to regional concentration of credit in the municipalities of the Espírito Santo.*

Key-words: *liquidity preference; credit; Espírito Santo.*

JEL Classification: C23; E51; R11.

Introdução

A estratégia de atuação dos bancos é definida pela busca contínua de adequação de seus ativos a uma relação entre lucro e liquidez, frente à conjuntura econômica vigente e às expectativas que formam sobre o futuro econômico (Nogueira; Crocco; Figueiredo, 2009). Dentro dos moldes da operação bancária surge uma importante característica de atuação financeira que é a preferência pela liquidez (PL), que se fundamenta na decisão dos agentes em reterem mais ou menos moeda em função das condições em que se encontra o ambiente econômico dado o grau de incerteza.

Assim, ao avaliar o portfólio de um banco, percebe-se que, quando suas expectativas forem mais otimistas quanto ao futuro ou quanto à uma determinada região, os bancos valorizam mais a rentabilidade em troca de liquidez, elevando prazos e submetendo-se a maiores riscos ao aumentar a oferta de crédito regional. Dessa forma, ocorre um crescimento da participação dos ativos de maior risco na composição de sua estrutura ativa, por exemplo, com maior parcela de empréstimos de maior maturidade (Fraga, 2009). Em contrapartida, em momentos de expectativas ruins quanto ao futuro, os bancos irão privilegiar sua liquidez e proteger-se dos riscos financeiros.

As instituições bancárias podem afetar a circulação de moeda na economia de acordo com suas decisões. Os bancos podem preferir realizar compra de ativos na circulação financeira, ou seja, títulos públicos, ou então na circu-

lação industrial, financiando os investimentos das empresas. Como agentes especulativos, os bancos obtêm lucros através da diferença entre as taxas de juros pagas a seus ativos e as obrigações que refletem os diferentes prêmios de liquidez associados a cada classe de contrato (Carvalho, 1996).

Embora os bancos tenham uma natureza particular e específica, eles são igualmente empresas inovadoras e dinâmicas em busca da ampliação de seus lucros como qualquer outro agente privado (Freitas, 2009). A sensibilidade dos bancos em relação às demandas de crédito por parte do público não bancário depende das preferências que orientam essas decisões de portfólio em perspectiva de maiores lucros. Portanto, a disponibilidade de crédito seria, nesta lógica, um resultado das escolhas bancárias em relação à alocação de seus recursos (Carvalho, 1996).

Nogueira, Crocco e Figueiredo (2009) enfatizam que os bancos apresentam táticas de atuação diferenciadas para cada região. Para isso, o sistema bancário assumiria a hipótese de que a preferência pela liquidez é distinta no espaço e, através de suas expectativas quanto ao futuro de determinada região, dado seu grau de desenvolvimento, tomaria suas decisões quanto à alocação de recursos.

Segundo Dow e Fuentes (2006), a preferência pela liquidez não afeta apenas o comportamento dos bancos, mas também o comportamento do público. A moeda representa, aos olhos do público, poder de compra, um direito sobre bens e serviços disponíveis ou a serem produzidos. Neste caso, uma maior preferência pela liquidez encoraja o público a adotar portfólios mais líquidos que garantam conversões mais prontamente realizáveis e sem detrimentos.

O aumento na preferência pela liquidez por agentes regionais em regiões periféricas pode, então, causar um fluxo de recursos financeiros em direção a regiões centrais, o que pode reduzir a disponibilidade local de crédito. A fuga de recursos afeta a disponibilidade de crédito, dependendo do efeito que tais atividades regionais têm sobre a preferência pela liquidez regional dos bancos (Dow; Fuentes, 2006).

Considerando esses aspectos, pode-se dizer que a consolidação do setor bancário no Brasil foi acompanhada por uma concentração regional do crédito nas duas últimas décadas. Conforme Silva (2011) a oferta de crédito do Sistema Financeiro Nacional (SFN) é muito concentrada nas Unidades Federativas mais desenvolvidas. Freitas e Paula (2010) exemplificam a evidência de concentração bancária através do ponto de vista regional, com a relação de crédito estadual entre os diferentes estados brasileiros. Conforme os autores, este comportamento de concentração bancária regional pode ser reflexo da aquisição de bancos, com forte atuação local, por grandes aglomerados bancários sediados na Região Sudeste.

No que se refere ao Espírito Santo, Caçador e Monte (2011) investigaram a relação entre financiamento e crescimento econômico nos municípios capi-

xabas. Os resultados demonstraram que as operações de crédito impactam o Produto Interno Bruto (PIB) total dos municípios de forma significativa. Também se verificou a ocorrência de estatísticas significativas para o PIB industrial, PIB agropecuário e para o setor terciário. Quanto à preferência pela liquidez, contudo, não se verificou na literatura econômica regional local análises para o Espírito Santo.

Ainda, Caçador e Monte (2011) descrevem que o Espírito Santo, que representa 0,86% do total das operações de crédito do país, possui características que o distingue dos demais estados brasileiros quanto ao sistema financeiro regional, a saber: a) é uma das poucas Unidades da Federação em que o governo estadual ainda é controlador de um banco estadual, o Banco do Estado do Espírito Santo (Banestes); b) possui um fundo constitucional de financiamento, o Fundo de Recuperação Econômica do Estado do Espírito Santo (Funres); c) possui um banco de desenvolvimento estadual, o Banco de Desenvolvimento do Espírito Santo (BANDES); e, d) o norte do Espírito Santo é integrado à área de abrangência de Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (Sudene).

Nesse contexto, dado que (i) a preferência pela liquidez pode alterar as decisões do público e dos bancos quanto às estratégias de alocação de ativos e passivos; (ii) que o Espírito Santo possui particularidades bancárias em relação à outras Unidades da Federação, como a presença de um Banco de Desenvolvimento; (iii) que não existem estudos que analisam o impacto da preferência pela liquidez do público e dos bancos na oferta de crédito em nível capixaba; e, (iv) que a oferta de crédito tende a impactar significativamente no crescimento de uma região, o objetivo geral deste trabalho foi verificar como a preferência pela liquidez do público e dos bancos afeta a oferta de crédito nos municípios do Espírito Santo. De forma específica, estimou-se regressões complementares a fim de captar os efeitos das variáveis PIB, depósitos à vista, depósitos a prazo e uma *dummy* regional sobre a oferta de crédito dos municípios capixabas.

1. Revisão de literatura

Diversas são as correntes teóricas para a discussão do papel da moeda e dos mercados financeiros na economia regional. Os trabalhos têm sido ampliados e diversificados para investigar como as variáveis financeiras podem ou não influenciar a macroeconomia e qual a relação intrínseca entre moeda e o desenvolvimento regional (Cavalcante; Crocco; Jayme Jr., 2006). Sob esta interpretação serão apresentados os principais resultados teóricos que fundamentam o papel da moeda na economia regional.

A teoria ortodoxa da firma bancária considera que o problema fundamental enfrentado pelos bancos consiste na escolha entre um conjunto de ativos ren-

táveis e com baixa liquidez e um conjunto de ativos com baixa rentabilidade e alta liquidez. Definido por Oreiro (2005), a ortodoxia justifica esse problema pelo fato do volume total de depósitos à vista ser uma variável aleatória, de tal forma que o banco está sujeito ao risco de ocorrência de uma redução súbita e inesperada do volume dos depósitos em consideração. Nesta lógica, o banco está subordinado a manter ativos pouco rentáveis em carteira por precaução, contra a possibilidade de ter que recorrer ao mercado interbancário ou ao redesconto do Banco Central, para obter a liquidez necessária para atender aos saques de seus correntistas.

Para os monetaristas a economia regional lida com uma oferta de moeda horizontal dada uma taxa de juros que, por sua vez, é fixada em mercados nacionais ou internacionais. De acordo com Cavalcante, Crocco e Jayme Jr. (2006) existiria uma livre movimentação de capitais entre as regiões com um caráter indireto de atuação da moeda, que influenciaria na renda regional apenas por meio de seus efeitos na renda nacional ou de outras variáveis reais.

A economia macromonetária também tem dado grandes contribuições para o entendimento do poder da moeda em economias regionais. De acordo com Cavalcante, Crocco e Jayme Jr. (2006), o modelo neoclássico busca desenvolver trabalhos para verificar uma antiga discussão: a neutralidade da moeda. Para Crocco, Cavalcante e Barra (2003) a corrente teórica define a moeda apenas como um meio de troca, não sendo capaz de afetar as variáveis reais da economia. Desta forma, a moeda atuaria na economia como mero intermediário entre as relações financeiras.

Keynes (1936) apresentou em sua obra, *Teoria Geral*, a abordagem de preferência pela liquidez, contribuindo para a discussão da neutralidade da moeda. Keynes conceitua a moeda como um ativo com atributos particulares: elevado prêmio pela liquidez frente às outras classes de ativos e elasticidade de produção igual à zero, ou inelástica. Esses fatores se dão em decorrência da impossibilidade da classe empresarial em poder aplicar mão de obra em uma produção crescente de moeda à medida que seu preço sobe em termos de unidades de salários e, porque, quando seu valor de troca aumenta, não existe nenhuma tendência para substituí-la por algum outro fator. Tais características fazem com que a moeda satisfaça a preferência pela liquidez dos agentes, pois, em determinadas circunstâncias, estas peculiaridades farão com que a taxa de juros permaneça insensível, particularmente abaixo de certo nível, a um aumento substancial na quantidade de moeda proporcionalmente às outras formas de riquezas.

Para Keynes (1985), os baixos níveis de manutenção da moeda fazem com que o público aumente seu estoque de moeda, pois, desta forma, não se corre o risco de prejuízo como os outros ativos. Logo, em qualquer estado de expectativa, há na mente do público o interesse em conservar dinheiro líquido em quantidade superior a necessária as transações financeiras. O estado de confiança, ou seja, o grau de confiança que as instituições de crédito concedem

às pessoas que nelas procuram empréstimo, é um dos principais fatores que determinam a disposição de investimentos e as condições de crédito. Portanto, uma queda da confiança pode levar a um violento enfraquecimento do crédito.

Já os pós-keynesianos constituem uma escola de pensamento econômico que busca a construção de uma nova interpretação da economia. Para tanto, introduzem em sua nova análise o tempo e a incerteza, baseando-se em pressupostos keynesianos (Fraga, 2009). Para os pós-Keynesianos a moeda é não exógena, entrando no sistema econômico por intermédio do crédito gerado pelos bancos e induzido pela sua demanda. Assim, como expõe Crocco et al. (2003), o crédito permite determinar o investimento tornando a moeda parte integrante do processo econômico e não neutra.

A possibilidade de que o futuro traga consigo choques imprevisíveis gera um ambiente de incerteza. Este ambiente, por sua vez, faz com que os indivíduos prefiram manter suas escolhas abertas até que o ambiente se torne mais seguro para se tomar decisões. Como a acumulação de riqueza é uma atividade voltada para o futuro, os agentes preferirão, a princípio, manter seus ativos líquidos, porque ninguém sabe como será o futuro (Carvalho, 1996).

A preferência pela liquidez seria o elemento fundamental para determinar a estratégia dos bancos quanto à composição de seus balanços (Oreiro, 2005). Portanto, espelhando-se na abordagem de preferência pela liquidez, os bancos buscam a maximização do lucro, direcionando seus portfólios de acordo com suas expectativas quanto ao futuro. Nos períodos de expectativas boas quanto ao futuro, os bancos buscarão privilegiar a rentabilidade em troca de maior liquidez. Nos momentos de expectativas ruins, a liquidez será preferencial nas decisões bancárias (Fraga, 2009).

Estendendo a análise da corrente teórica pós-keynesiana, é importante ressaltar que a teoria se distingue das demais por abordar tanto o lado da oferta quanto o da demanda no mercado de crédito regional. Crocco, Cavalcante e Barra (2002) descrevem que a oferta e demanda de crédito são interdependentes e afetadas pela preferência pela liquidez, vinculada à expectativa que os agentes formam em um ambiente de incerteza. Em análise de Crocco et al. (2003), do ponto de vista dos bancos, a preferência pela liquidez afetará negativamente a sua disposição a emprestar a uma região caso possuam expectativas pessimistas sobre a mesma. No lado do público, a preferência pela liquidez afetará suas respectivas definições de portfólio. Portanto, quanto maior for a preferência pela liquidez maior às posições em ativos líquidos e menor a disposição de crédito (Dow, 1999).

Com isso, regiões menos desenvolvidas, com bancos em menores estágios de desenvolvimento, têm menor capacidade de criação de crédito, pois estão mais suscetíveis as baixas de poupança e depósitos. Considerando tais aspectos, a incerteza tem um papel fundamental na determinação da preferência pela liquidez dos agentes, sendo maior quanto mais remota for à região e quanto

mais distante estiver o emprestador do tomador de crédito. A preferência pela liquidez ainda pode ser influenciada pela expectativa regional de crescimento da renda, instabilidade da região e expectativas quanto à direção das políticas monetárias coordenadas pelo Banco Central (Cavalcante; Crocco; Jayme Jr., 2005).

Dessa forma, baixas expectativas em relação à economia regional levam ao aumento da preferência pela liquidez, o que deprime a demanda por fundos, uma vez que investidores se tornam mais precavidos e não querem se endividar. Por outro lado, altas expectativas regionais aumentariam a demanda por crédito, tanto porque os bancos também se tornam mais otimistas e ofertam mais crédito, quanto porque investidores estão mais propensos a tomar recursos (Cavalcante; Crocco; Jayme Jr., 2006).

Vale destacar que, uma visão detalhada da influência dos bancos e do sistema financeiro na economia, a partir de uma abordagem keynesiana, pode ser vista em Paula (2014). No primeiro capítulo, o autor descreve sobre os determinantes do comportamento dos bancos em uma economia monetária, a partir da abordagem da preferência pela liquidez. O segundo capítulo é relativo ao comportamento dos bancos e do crédito no ciclo minskiano. No terceiro capítulo discorre-se sobre financiamento da economia, funcionalidade do sistema financeiro e estruturas financeiras. Por fim, o autor fala a respeito do financiamento da inovação, buscando integrar uma perspectiva keynesiana, institucionalista e schumpeteriana.

Por fim, é importante mencionar a corrente formada por autores pós-keynesianos horizontalistas, segundo a qual a oferta de crédito é perfeitamente elástica. Logo, fixada a taxa de juros de mercado, os bancos comerciais irão ofertar empréstimos de acordo com a demanda existente. Conforme Paula (2014), para esta corrente, os bancos não têm preferência pela liquidez, o que leva ao não racionamento de crédito pelos mesmos. Detalhes e discussões sobre a abordagem horizontalista podem ser consultados em Moore (1988), Costa (1993), Carvalho (1993) e Costa (1994).

2. Resultados e discussões

2.1 Dados em painel *polled*¹

A abordagem em dados em painel (ou dados longitudinais) permite combinar dados de séries temporais (*time-series*) com dados de corte transversal (*cross-section*) no mesmo modelo. Conforme Hill, Griffiths e Judge (2010), o método geral de dados em painel pode ser representado pela equação 1:

¹ Alguns pontos deste item tomam como referência Griffiths, Hill e Judge (1993). Detalhes adicionais podem ser consultados em Wooldridge (2002) ou Greene (2000).

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \beta_{3it}X_{3it} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + \mu_{it} \quad (1)$$

em que Y_{it} é a variável dependente; X_{it} , variáveis explicativas; β_1 , intercepto; $\beta_2 \dots \beta_k$, coeficientes parciais de inclinação; μ_{it} , termo de perturbação estocástico; i , diferentes indivíduos; e, t , período de tempo considerado. Em forma matricial a equação 1 pode ser expressa por:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} Y_{i1} \\ Y_{i2} \\ \vdots \\ Y_{iT} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 & X_{1i1} & X_{2i1} & \cdots & X_{ki1} \\ 1 & X_{1i2} & X_{2i2} & \cdots & X_{ki2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 1 & X_{1iT} & X_{2iT} & \cdots & X_{kiT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1it} \\ \beta_{2it} \\ \vdots \\ \beta_{kit} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \\ Y &= X \beta + u \\ T \times 1 & \quad K \times T \quad K \times 1 \quad T \times 1 \end{aligned} \quad (2)$$

em que Y é o vetor coluna $T \times 1$ de observações sobre a variável dependente Y ; X , matriz $K \times T$, representando as variáveis explicativas do modelo, sendo que a primeira coluna de 1s expressa o termo de intercepto; β , vetor coluna $K \times 1$ dos parâmetros desconhecidos, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$; e, u , vetor coluna $T \times 1$ das T perturbações μ .

Nota-se, pela equação 2, que neste modelo geral os interceptos e os parâmetros podem diferir entre os indivíduos e de período para período de tempo. Dessa forma, o modelo não pode ser estimado em sua forma original, uma vez que existem mais parâmetros desconhecidos do que observações (Hill, Griffiths e Judge, 2010). Assim, hipóteses simplificadoras devem ser tomadas de forma a estimar os parâmetros desconhecidos. Dentre os modelos de estimação utilizados estão: *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios (ou modelo de componentes de erro).

Neste trabalho foi adotado o modelo agregado *pooled*, tomando como base o estudo de Cavalcante, Crocco e Jayme Jr. (2006). O modelo pode ser expresso por:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \mu_{it} \quad (3)$$

ou em forma matricial:

$$\begin{bmatrix} Y_{i1} \\ Y_{i2} \\ \vdots \\ Y_{iT} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{1i1} & X_{2i1} & \cdots & X_{ki1} \\ 1 & X_{1i2} & X_{2i2} & \cdots & X_{ki2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 1 & X_{1iT} & X_{2iT} & \cdots & X_{kiT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \quad (4)$$

O modelo com dados agrupados (*pooled*) pode ser estimado pelo método de MQO caso os pressupostos do modelo de regressão linear clássico sejam válidos, tais como: homocedasticidade e ausência de autocorrelação dos erros. Caso contrário, sugere-se a utilização do método de mínimos quadrados generalizados (MQG).

2.2 Apresentação das variáveis

As variáveis utilizadas nas estimativas econométricas estão descritas no quadro 1. Essas variáveis foram adotadas para atender ao objetivo geral da pesquisa e para estimação das regressões complementares (mais detalhes no item 4.2). A análise compreende o período de 2005 a 2010² (dados anuais), considerando os 78 municípios do Espírito Santo, contemplando um total de 468 observações. Quando necessário, as séries foram deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) como no caso das variáveis: CRED, DEPvista, DEPprazo.

Os dados foram coletados no Banco Central do Brasil, por intermédio do programa de Estatística Bancária por Município, que inclui algumas contas do ativo e do passivo do balancete dos bancos comerciais e dos bancos múltiplos brasileiros por município com mais de três agências. Foi utilizado o saldo do mês de dezembro de cada ano para representar o saldo anual das operações ativas e passivas dos bancos. Entre as contas disponíveis foram adotadas: “operações de crédito”, que reflete a parte do ativo dos bancos que possui menor liquidez, incluindo contas de financiamento e repasses governamentais para investimento. Já as contas “depósitos à vista”, “depósitos de poupança” e “depósitos a prazo” pertencem ao passivo do balanço dos bancos e proporcionam a percepção do comportamento do público em geral, tendo os bancos como intermediários.

A conta operação de crédito reflete as operações ativas realizadas pelos bancos com o intuito de aplicar seus recursos. Desta forma a conta operações de crédito irá representar no presente trabalho a proporção de investimento realizado pelos bancos em forma de oferta de crédito nos municípios do Espírito Santo. Representando a variável dependente da pesquisa, ou seja, a variável (Y) que será explicada pelas regressões estimadas.

² Esse período foi escolhido com o intuito de compreender os oito anos do governador Paulo César Hartung Gomes, que foi de 1º de janeiro de 2003 até 31 de dezembro de 2010. No entanto, para os anos de 2003 e 2004 não existem informações (dados) para alguns municípios. Logo, o período de estudo foi de 2005 a 2010.

QUADRO 1: VARIÁVEIS UTILIZADAS

VARIÁVEL DEPENDENTE	DESCRIÇÃO	SIGLA	UNIDADE DE MEDIDA	FONTE
Operações de crédito	Representa, em certo grau, a atividade de captação de recursos de agentes superavitários e empréstimos a agentes deficitários.	CRED	Milhões (R\$)	ESTBAN (BACEN)
VARIÁVEIS INDEPENDENTES	DESCRIÇÃO	SIGLA	UNIDADE DE MEDIDA	FONTE
Preferência pela liquidez dos bancos	Representa a decisão do sistema bancário em alocar seus recursos entre ativos de maior e menor liquidez. Considerando as contas operações de crédito e depósitos a vista.	PLB	Índice	Elaboração do autor através dos dados do ESTBAN (BACEN)
Preferência pela liquidez do público	Representa a decisão do público em geral, de alocação de seus recursos entre as contas: depósito a vista, poupança e depósito a prazo.	PLP	Índice	Elaboração do autor através dos dados do ESTBAN (BACEN)
Depósitos à vista	Operações bancárias passivas de maior grau de liquidez para o público tomador de crédito.	DEPvis-ta	Milhões (R\$)	ESTBAN (BACEN)
Depósitos a prazo	Operações bancárias passivas com maior prazo de maturidade para resgate.	DEP-prazo	Milhões (R\$)	ESTBAN (BACEN)
PIB	Participação relativa do PIB municipal no PIB estadual segundo os municípios do Espírito Santo. Segundo valores de mercado.	PIB	%	IJSN
Dummy regional	Tem o intuito de captar o grau de desenvolvimento regional do estado. Distinguindo a microrregião Metropolitana do Espírito Santo das demais microrregiões.	DREG	—————	Elaboração do autor

Fonte: elaborado pelos autores.

Dentre as operações passivas de captação de recursos do sistema bancário estão os depósitos à vista e os depósitos a prazo. Depósitos a prazo de forma simples, representam os depósitos efetuados em um determinado banco, com data prefixada para o seu resgate, sobre o qual o depositante recebe juros. Contrariamente, os depósitos à vista são um tipo de conta bancária onde o prazo de maturidade não é pré-fixado, ou seja, o público depositante pode resgatar o montante aplicado a qualquer momento, de forma mais específica, se trata de uma operação de maior liquidez para o público.

A partir das contas descritas foram construídos dois índices que pudessem refletir a preferência pela liquidez dos bancos e a preferência pela liquidez do público. Em relação à variável preferência pela liquidez do público, foi calculado um índice que reúne a proporção entre depósitos à vista e depósitos totais, sendo os depósitos à vista a soma dos depósitos à vista do setor privado mais depósitos à vista do governo. Por outro lado, os depósitos totais representaram a soma dos depósitos à vista mais depósitos de poupança e depósitos a prazo. Quanto maior o valor desse índice maior será a preferência pela liquidez do público, ou seja, maior será a decisão em ficar com seus ativos líquidos, dado o ambiente de incerteza,

$$PLP = \frac{\text{depósitos à vista}}{\text{depósitos totais}} \quad (5)$$

No que tange a preferência pela liquidez dos bancos, como a decisão dos bancos também varia de acordo com a relação institucional do sistema bancário, para verificar como os bancos alocam seus recursos entre ativos de maior ou menor liquidez, levando em conta o grau de desenvolvimento da região, foi calculado o índice PLB. As contas utilizadas para este fim foram os depósitos à vista de forma a representar a principal fonte de recursos dos bancos, e operações de crédito, que, em certo grau, representam a disposição bancária em emprestar dinheiro, ou tornar seus ativos menos líquidos. Consequentemente, quanto maior o valor deste índice maior será a preferência pela liquidez dos bancos,

$$PLB = \frac{\text{depósitos à vista}}{\text{operações de crédito}} \quad (6)$$

Por fim, ressalta-se que, com o intuito de captar os efeitos regionais sobre a oferta de crédito por grau de desenvolvimento, como sugere a bibliografia adotada, foi criada uma *dummy* regional (DREG) que representa a microrregião Metropolitana do Espírito Santo. A variável *dummy* assume o valor um no caso dos municípios que compõem a microrregião Metropolitana: Cariacica, Fundão, Guarapari, Serra, Viana, Vila Velha e Vitória; e, zero, para os demais municípios.

2.3 Análise das estimativas econométricas

Este item contempla os principais resultados da análise empírica conduzida neste trabalho, seguindo a metodologia proposta por Cavalcante, Crocco e Jayme Jr. (2006). Nas estimativas as variáveis quantitativas foram transformadas em logaritmos. Os resultados das estimações estão contidos nas tabelas 1, 2, 3 e 4 e foram feitas pelo método de MQG (*Cross-Section Weights*) em *pooled*, com estimação do erro-padrão robusto por *White Cross-Section*³.

Conforme já mencionado, além da estimação da regressão que atende o objetivo principal deste trabalho, ou seja, como a PLB e PLP afetam o crédito, também se estimou regressões complementares. Uma das propostas destas regressões complementares se embasa no intuito de constatar o efeito do crescimento municipal sobre o crédito através da participação relativa do PIB municipal no PIB estadual. Além disso, pretendeu-se conferir de que forma os depósitos à vista e depósitos a prazo alteram a oferta de crédito capixaba. Desta forma, o modelo estimado admite que as operações de crédito sejam função da preferência pela liquidez dos bancos, preferência pela liquidez do público, depósito a prazo, depósitos à vista e participação relativa do PIB municipal no PIB estadual. Também foi estendido um modelo utilizando uma variável *dummy* regional.

As equações estimadas foram as seguintes:

$$LOG(CRED_{it}) = c + \beta_1 LOG(PIB_{it}) + u_{it}, \quad (7)$$

$$LOG(CRED_{it}) = c + \beta_1 LOG(DEPvista_{it}) + \beta_2 LOG(DEPprazo_{it}) + u_{it}, \quad (8)$$

$$LOG(CRED_{it}) = c + \beta_1 LOG(PLB_{it}) + \beta_2 LOG(PLP_{it}) + u_{it}, \quad (9)$$

$$LOG(CRED_{it}) = c + \beta_1 LOG(PLB_{it}) + \beta_2 LOG(PLP_{it}) + \beta_3 DREG + u_{it} \quad (10)$$

De acordo com os resultados expostos na tabela 1, nota-se que a variável PIB é estatisticamente significativa ao nível de 1%. Considerando os coeficientes estimados, uma variação na participação relativa do PIB municipal no PIB estadual proporciona um aumento de 1,01% no crédito. O sinal do coeficiente para a regressão com o PIB foi positivo, o que é condizente empiricamente, ou seja, uma região mais desenvolvida, que possui valores maiores para o PIB, apresenta variações positivas entre crédito e PIB.

³ Estas correções foram utilizadas com o objetivo de corrigir a heterocedasticidade e a autocorrelação. Para verificar a heterocedasticidade foi realizado o teste de White e para verificar a autocorrelação foi feito o teste de Breusch Godfrey.

TABELA 1: OPERAÇÕES DE CRÉDITO E PIB NOS MUNICÍPIOS DO ESPÍRITO SANTO

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	E R R O - PADRÃO	VALOR - T	P-VALOR
C(Intercepto)	4,583208***	0,152946	2,996625	0
LOG(PIB)	1,016922***	0,006807	1,493926	0
$R^2 = 0,811792$		$\bar{R}^2 = 0,811388$		
Valor - P Estatística F=0,000000				

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) (***) Significativo a 1%; 2) Utilizou-se o método Mínimos Quadrados Generalizados (cross-section Weights), por pooling; 3) L = variável em logaritmo.

Os resultados da tabela 2⁴ referem-se aos depósitos à vista e a prazo tomando como variável dependente as operações de crédito. Ambas as variáveis apresentaram-se estatisticamente significativas ao nível de 1%. Em relação ao volume de depósitos, percebe-se maior influência dos depósitos a prazo do que dos depósitos à vista, considerando que a variação de 1% nos depósitos a prazo provoca um aumento de 0,41% no crédito e uma variação de 1% nos depósitos à vista proporciona uma variação de 0,36%. O aumento dos depósitos a prazo significa que mais recursos do passivo estão em posições menos líquidas e que, assim, há maiores opções de investimentos para os bancos, que podem aumentar o prazo dos recursos do seu ativo, ou seja, podem tornar-se menos líquidos e aumentar a disponibilidade de crédito.

TABELA 2: OPERAÇÕES DE CRÉDITO, DEPÓSITOS À VISTA E A PRAZO NOS MUNICÍPIOS DO ESPÍRITO SANTO

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	E R R O PADRÃO	VALOR - T	P-VALOR
C(Intercepto)	1,976784***	0,224376	8,810144	0
LOG(DEPvista)	0,361426***	0,072585	4,979378	0
LOG(DEPprazo)	0,411090***	0,051517	7,979659	0
$R^2 = 0,801051$		$\bar{R}^2 = 0,800192$		
Valor - P Estatística F=0,000000				

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) (***) Significativo a 1%; 2) Utilizou-se o método Mínimos Quadrados Generalizados (cross-section Weights), por pooling; 3) L = variável em logaritmo.

A conta depósitos à vista é positivamente relacionada ao volume de recursos

4 Esta equação tem como diferencial o emprego do método dados em painel não balanceado (unbalanced), como forma de desconsiderar a falta de dados para a conta depósitos a prazo para o município Ponto Belo nos anos 2005 e 2006. Desta forma, a regressão utilizou um total de 466 observações.

emprestados, já que, independentemente do destino dos recursos, esses são computados como depósitos à vista para os agentes receptores de crédito. Ao receberem o crédito os agentes econômicos o disponibilizam, num primeiro momento, de forma mais líquida, ou seja, na conta de depósitos à vista.

Quanto à estimativa da tabela 3, esta toma como variáveis explicativas para operações de crédito a PLB e a PLP. Tanto a PLB quanto a PLP foram significativas estatisticamente ao nível de 1%. Os índices de preferência pela liquidez apresentaram coeficientes negativos tanto para a PLB quanto para a PLP, ou seja, o aumento da preferência pela liquidez significa diminuição do crédito para o período. A variação de 1% na preferência pela liquidez dos bancos leva a uma diminuição de 1,06% no crédito. Já a variação de 1% na PLP leva a uma diminuição de 0,98% no crédito. Em termos de PLB e PLP, o resultado mostrou-se condizente com o arcabouço teórico abordado anteriormente, porém, percebe-se maior influência da PLB do que da PLP, fato que pode ser explicado pelo período abordado compreender a fase de efeitos da crise internacional que alterou as expectativas dos bancos quanto ao cenário econômico nacional e estadual.

Este resultado ressalta a importância dos bancos na criação do crédito. O maior impacto apresentado pela variável PLB reflete a ação dos bancos como principal componente na criação do crédito. A PLB apresentou elasticidade significativamente maior do que a PLP, o que reforça a argumentação de que demanda por crédito possui pouca importância no volume de crédito ofertado em uma região. Isso se deve ao fato do crédito representar menor participação no lucro dos bancos brasileiros. Desta forma, a decisão de emprestar ou não seria pouco afetada pela variação na demanda por crédito, fato que seria indiretamente captado pela PLP.

TABELA 3: OPERAÇÕES DE CRÉDITO, PLB E PLP NOS MUNICÍPIOS DO ESPÍRITO SANTO

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	E R R O	VALOR - T	P-VALOR
		PADRÃO		
C(Intercepto)	-4,438132***	0,092762	-4,784441	0
LOG(PLB)	-1,067018***	0,053649	-1,988899	0
LOG(PLP)	-0,980973***	0,069914	-1,403115	0
$R^2 = 0,602452$		$\bar{R}^2 = 0,60074$		
Valor - P Estatística F=0,000000				

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) (***) Significativo a 1%; 2) Utilizou-se o método Mínimos Quadrados Generalizados (cross-section Weights), por pooling; 3) L = variável em logaritmo.

A tabela 4 traz a relação dos índices de preferência pela liquidez com a dis-

ponibilidade de crédito, diferenciando a Microrregião Metropolitana das demais microrregiões do Espírito Santo. Ressalta-se que todas as variáveis apresentaram significância estatística a 1%. Os resultados reforçam o argumento teórico, uma vez que, o aumento de 1% na PLB causaria uma redução de 1,35% na oferta de crédito, da mesma forma que um aumento de 1% na PLP levaria a uma queda de 0,66% no crédito.

O fato dos índices de preferência pela liquidez se mostrarem importantes na disponibilidade de crédito é ainda mais forte regionalmente, dado o valor do coeficiente da variável *dummy* (3,043827). De fato, a preferência pela liquidez tende a ser maior em regiões menos desenvolvidas, corroborando também o argumento teórico de preferência pela liquidez distinta por região. Nos municípios considerados mais desenvolvidos no estado, a oferta de crédito é consideravelmente superior aos demais municípios capixabas, dado o menor grau de preferência pela liquidez do público e dos bancos.

TABELA 4: OPERAÇÕES DE CRÉDITO, PLB, PLP E *DUMMY* NOS MUNICÍPIOS DO ESPÍRITO SANTO

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	E R R O	VALOR-T	P-VALOR
		PADRÃO		
C(Intercepto)	-4,514037***	0,076362	-5,911396	0
LOG(PLB)	-1,359149***	0,038008	-3,575946	0
LOG(PLP)	-0,665477***	0,041912	-1,587807	0
DREG	3,043827***	0,02314	1,315381	0
$R^2 = 0,740166$		$\bar{R}^2 = 0,738486$		
Valor - P Estatística F=0,000000				

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) (***) Significativo a 1%; 2) Utilizou-se o método Mínimos Quadrados Generalizados (cross-section Weights), por pooling; 3) L = variável em logaritmo.

2.4 Ranking dos municípios em relação à algumas variáveis do estudo

Pode-se observar no quadro 2 que os municípios que recebem maior montante de crédito são justamente aqueles que apresentam maior PIB, ou seja, os dados comprovam a teoria de que os municípios mais desenvolvidos apresentam maior oferta de crédito. Além disso, regiões mais desenvolvidas apresentam maiores volumes de depósitos à vista e de depósitos a prazo, o que também se verifica na classificação dos municípios do Espírito Santo de acordo com a média dos anos de 2005-2010. Vale ressaltar que os municípios da microrre-

gião Metropolitana destacam-se com grande volume de depósitos tanto à vista quanto a prazo. Na média dos anos de 2005 a 2010 a região Metropolitana apresentou cerca de R\$ 8,78 milhões de crédito, R\$ 7,57 milhões de depósitos à vista, R\$ 28,55 milhões de depósitos a prazo.

Em relação à preferência pela liquidez, pode-se constatar que os municípios com maiores PLB e PLP são justamente os municípios com menor grau de desenvolvimento. A maioria dos municípios que compõem a classificação das variáveis PLB e PLP praticamente não aparece nas outras colunas de classificação referente às outras variáveis. Com isso, pode-se confirmar que os municípios menos desenvolvidos, com menor participação no PIB estadual e menor proporção de depósitos, apresentam maior grau de incerteza. Desta forma, tanto o público quanto os bancos tendem a manter seus ativos mais líquidos. Consequentemente, esses municípios recebem menor proporção de crédito dentro do estado, tendo em vista a maior incerteza regional e maior preferência pela liquidez.

O menor grau de PLP e PLB nos municípios da microrregião Metropolitana deve-se a maior proporção do PIB destes municípios, assim como localização geográfica litorânea que favorece o setor comercial e exportador destas localidades. Segundo estudo realizado por Leite e Magalhães (2012) o município da Serra, por exemplo, apresentou o maior índice de investimentos previstos entre o período de 2008 a 2013, demonstrando a ocorrência de padrões de concentração setorial nos investimentos realizados e previstos no estado. Do mesmo modo, nota-se a ocorrência de significativa concentração da população do estado em um número relativamente reduzido de cidades, estando estas cidades localizadas na microrregião Metropolitana da Grande Vitória (Leite; Magalhães, 2012).

QUADRO 2: RANKING DOS MUNICÍPIOS DO ESPÍRITO SANTO POR VARIÁVEL

RANKING	CREDE	PLB	PLP	DEPvista	DEPprazo	PIB	POPULAÇÃO
1º	Vitória	Rio Bananal	Ponto Belo	Vitória	Vitória	Vitória	Vila Velha
2º	Vila Velha	Mariândia	Alto Rio Novo	Vila Velha	Vila Velha	Serra	Serra
3º	Cachoeiro de Itapemirim	Fundão	Mucurici	Serra	Cachoeiro de Itapemirim	Vila Velha	Cariacica
4º	Serra	Alto Rio Novo	Ecoporanga	Cariacica	Serra	Cariacica	Vitória
5º	Cariacica	Ponto Belo	Brejetuba	Cachoeiro de Itapemirim	Aracruz	Aracruz	Cachoeiro de Itapemirim
6º	Colatina	Laranja da Terra	São Domingos do Norte	Colatina	Colatina	Cachoeiro de Itapemirim	Linhares
7º	Linhares	Brejetuba	Rio Bananal	Linhares	Cariacica	Linhares	Colatina
8º	São Mateus	Agua Branca	Ibitirama	Aracruz	Linhares	Anchieta	Guarapari
9º	Guarapari	São Domingos do Norte	Mantenópolis	Guarapari	Guarapari	Colatina	São Mateus
10º	Barra de São Francisco	Itapemirim	Apiacá	São Mateus	São Mateus	São Mateus	Aracruz
11º	São Gabriel da Palha	Apiacá	Irupi	Baixo Guanabara	Nova Venécia	Viana	Viana
12º	Nova Venécia	Mantenópolis	Divino de São Lourenço	Nova Venécia	São Gabriel da Palha	Guarapari	Nova Venécia
13º	Aracruz	João Neiva	Agua Doce do Norte	Viana	Montanha	Conceição da Barra	Barra de São Francisco
14º	Montanha	Serra	Piuma	Castelo	Castelo	Jaguare	Castelo
15º	Santa Teresa	Mucurici	Baixo Guandu	Barra de São Francisco	Barra de São Francisco	Itapemirim	Marataízes

Fonte: elaboração dos autores através dos dados coletados no ESTBAN (2012) e no IPEADATA (2012).

Considerações Finais

O presente estudo teve como objetivo principal verificar o impacto da preferência pela liquidez do público e dos bancos na oferta de crédito nos municípios do Espírito Santo. Também foram estimadas equações complementares com o intuito de constatar a influência das variáveis PIB, depósitos à vista, depósitos a prazo e de uma *dummy* regional na preferência pela liquidez. Os modelos estimados foram baseados no estudo de Cavalcante, Crocco e Jayme Jr. (2006), adotando-se método de dados em painel *pooled* como técnica econométrica.

No que se refere à regressão com PIB, os resultados demonstram que o aumento do PIB dos municípios aumenta a oferta de crédito nos mesmos. Esse resultado reforça a teoria de que municípios mais dinâmicos, ou seja, mais desenvolvidos, tendem a ter uma maior oferta de crédito. Em relação às contas do passivo dos bancos, verificou-se que o aumento dos depósitos à vista e a prazo elevou a oferta de crédito regional, sendo fortemente impactado pelos depósitos de maior prazo de maturidade.

Quando se considerou a preferência pela liquidez, os resultados revelaram que o aumento da PLB e da PLP reduz a oferta de crédito nos municípios do Espírito Santo. Em regiões com maior grau de incerteza econômica e menor grau de desenvolvimento, tanto o público quanto os bancos optam por manter seus ativos mais líquidos, ou seja, a região passa a dispor de menor quantidade de recursos para promover empréstimos ou financiamentos. Espera-se que, em um sistema de bancos, em que as operações de crédito sejam a principal fonte de lucratividade, a PLB e a PLP se relacionem inversamente com o volume de crédito.

No mais, os resultados da regressão, incluindo uma variável *dummy* regional, mostraram que as regiões mais desenvolvidas tendem a ter maior oferta de crédito. Ressalta-se que, na microrregião Metropolitana do Espírito Santo, estão concentrados os municípios com maior proporção de operações de crédito do estado (Cariacica, Serra, Vila Velha e Vitória).

Nesse contexto, a formulação de políticas públicas voltadas para maior disponibilidade de crédito para as regiões menos desenvolvidas é de fundamental importância, uma vez que o crescimento da oferta de crédito pode contribuir para o desenvolvimento destas regiões, proporcionando a interiorização do desenvolvimento, que muitas vezes é um dos principais objetivos dos governos. No caso específico do Espírito Santo, além das possíveis contribuições dos bancos públicos federais, o governo pode se utilizar dos bancos públicos, Banestes e BANDES.

Por fim, para trabalhos empíricos futuros sugere-se a aplicação de métodos econométricos mais robustos que os utilizados neste trabalho, como por

exemplo, a metodologia de equações simultâneas, uma vez que as variáveis estudadas podem se relacionar de forma bilateral. Também, sugere-se um estudo que tente captar as diferenças em termos de oferta de crédito para todas das microrregiões capixabas, uma vez que neste trabalho a atenção foi voltada para a microrregião Metropolitana.

Referências

- Caçador, S. B.; Monte, E. Z. (2011). “Crédito e crescimento econômico: o caso dos municípios do Espírito Santo”. In: IX Encontro Nacional Da Associação Brasileira De Estudos Regionais E Urbanos, Natal. *Anais...* Natal: ABER.
- Carvalho, F. C. (1993). “Sobre a endogenia da oferta de moeda: réplica ao Professor Nogueira da Costa”. *Revista de Economia Política*, 13(3): 114-121.
- Carvalho, F. C. (1996). “Sobre a centralidade da teoria da preferência pela liquidez na macroeconomia pós-keynesiana”. *Ensaio FEE* 17 (2): 42-77.
- Cavalcante, A.; Crocco, M.; Jayme Jr., F. G. (2006). “Preferência pela liquidez, sistema bancário e disponibilidade de crédito regional”. In: Crocco, M; Jayme Jr., F. G. (Orgs.). *Moeda e território: uma interpretação da dinâmica brasileira*. Belo Horizonte: Autêntica, pp. 295-315.
- Cavalcante, A.; Crocco, M.; Jayme Jr., F. G. (2005). *Preferência pela liquidez, sistema bancário e disponibilidade de crédito regional. Texto para Discussão*. Belo Horizonte: Cedeplar.
- Costa, F. N. (1993). “(Im)propriedades da moeda”. *Revista de Economia Política*, 13 (2): 61-75.
- Costa, F. N. (1994). “Sobre o “horizontalismo” da oferta da moeda: tréplica ao Professor Cardim de Carvalho. *Revista de Economia Política*, 14 (1): 142-146.
- Crocco, M.; Barra, C.; Cavalcanti, A.; Munhoz, V. C. V. (2003). “Desenvolvimento econômico, preferência pela liquidez e acesso bancário: um estudo de casos das mesorregiões de Minas Gerais”. *Revista Análise Econômica* 21 (40): 39-64.
- Crocco, M.; Cavalcante, A.; Barra, C. (2002). “Polarização regional, sistema financeiro e preferência pela liquidez: uma abordagem pós-keynesiana”. In: XXX Encontro Nacional de Economia, 2002, Nova Friburgo. *Anais...* Nova Friburgo: ANPEC.
- Crocco, M.; Cavalcante, A.; Barra, C. (2003). “Polarização regional, sistema financeiro e preferência pela liquidez: uma abordagem pós-keynesiana – novos conceitos”. In: VIII Encontro de Economia Política, 2003, Florianópolis. *Anais...* Florianópolis: SEP, 2003.
- Dow, S. C. (1999). “The stages of banking development and the spatial evolution of financial systems”. In: MARTIN, R. (ed.). *Money and the Space Economy*, London: Wiley, pp. 31-48.
- Dow, S. C.; Fuentes, C. J. R. (2006). “Um “survey” da literatura de finanças regionais”. In: Crocco, M.; Jayme Jr., F. G. (Org.). *Moeda e território: uma interpretação da dinâmica brasileira*. Belo Horizonte: Autêntica, pp. 39-75.

- Fraga, J. S. (2009). “Uma abordagem pós-keynesiana de preferência pela liquidez: o sistema bancário e a concessão de crédito”. *Revista de Administração, Contabilidade e Economia* 8 (1): 155-174.
- Freitas, M. C. P. (2009). “Os efeitos da crise global no Brasil: aversão ao risco e preferência pela liquidez no mercado de crédito”. *Estudos avançados* 23 (66): 125-145.
- Freitas, A. P. G.; Paula, L. F. R. (2010). “Concentração regional do crédito e consolidação bancária no Brasil: uma análise pós-real”. *Revista de Economia* 11 (1): 97-123.
- Greene, W. H. (1993). *Econometrics analysis*. 2. ed. New York: MacMillan. 802 p.
- Griffiths, W. E.; Hill, R. C.; Judge, G. G. (1993). *Learning and practicing econometrics*. New York: John Wiley & Sons Inc. 866 p.
- Hill, C.; Griffiths, W.; Judge, G. (2010). *Econometria*. 3. ed. São Paulo: Saraiva. 471p.
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. 1 ed. Londres: Macmillan.
- Keynes, J. M. (1985). *Teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. 2. ed. São Paulo: Nova Cultural.
- Leite, M. L.; Magalhães, M. A. (2012). “Desigualdades intrasetoriais no Espírito Santo”. *Revista de Economia* 38 (1): 55-92.
- Moore, B. (1988). *Horizontalists and verticalists: the macroeconomics of credit money*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Nogueira, M.; Andrade, C. M. C.; Crocco, M.; Santos, F. (2009). “Rentabilidade das agências bancárias: um estudo para os municípios brasileiros”. In: II Encontro Internacional Da Associação Keynesiana Brasileira, 2009, Porto Alegre. *Anais...* Porto Alegre: AKB.
- Nogueira, M.; Crocco, M.; Figueiredo, A. T. L. (2009). “Estratégias bancárias diferenciadas no território: o caso de Minas Gerais”. *Texto Para Discussão*. Belo Horizonte: Cedeplar, n. 345.
- Oreiro, J. L. (2005). “Preferência pela liquidez, racionamento de crédito e concentração bancária uma nova Teoria pós-keynesiana da firma bancária”. *Estudos Econômicos* 35 (1): 101-131.
- Paula, L. F. R. (2014). “*Sistema financeiro, bancos e financiamento da economia: uma abordagem keynesiana*”. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier/Campus, 2014.
- Romero, J. P.; Jayme Jr., F. G. (2009). “Sistema financeiro, inovação e desenvolvimento regional: um estudo sobre a relação entre preferência pela liquidez e inovação no Brasil”. In: XIV Encontro Regional de Economia, Fortaleza. *Anais eletrônicos...* URL: [Online]: <http://www.bnb.gov.br>. Acesso em: 26 de agosto de 2013.
- Silva, M. A. (2011). *Impacto do Sistema Cooperativo de Crédito na Eficiência do Sistema Financeiro Nacional*. Brasília: Banco Central do Brasil. (Trabalhos para discussão). URL [Online]: <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/td246.pdf>>. Acesso em: 27 de agosto 2013.
- Tada, G.; Araújo, E. (2011). “Crédito, moeda e desenvolvimento regional à luz da teoria pós-keynesiana da não-neutralidade da moeda”. In: XIV Encontro Re-

MONTE, E. Z.; VIANA, M. A. O impacto da preferência pela liquidez na disponibilidade de crédito dos municípios...

gional de Economia da Região Sul, 2011, Santa Catarina. *Anais eletrônicos...*
URL: [Online]: <http://www.anpecsul2011.ufsc.br/?go=artigos>. Acesso em: 09 de setembro de 2013.

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass: MIT Press.

Tabagismo e Externalidades da Alfabetização no Ceará

Felipe Garcia Ribeiro¹

André Carraro²

Resumo: Este trabalho verifica se a presença de indivíduos alfabetizados em domicílios que residem indivíduos analfabetos é capaz de reduzir o hábito de tabagismo dos analfabetos no estado brasileiro do Ceará. Com informações da pesquisa especial da PNAD 2008 sobre tabagismo, a utilização do método de variáveis instrumentais encontrou evidências de que pessoas analfabetas que convivem com outras alfabetizadas tem em média uma menor probabilidade (variando de -9,5p.p a -7,0p.p) de ser fumante do que analfabetos que não convivem com pessoas alfabetizadas. Estes resultados são robustos às diferentes definições de alfabetização adotadas neste trabalho.

Palavras-Chave: Tabagismo, Externalidades da Alfabetização, Analfabetos Não-Isolados.

Classificação JEL: I15; I18; I30.

¹ Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM/UFPEL). E-mail: felipe.garcia.rs@gmail.com

² Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM/UFPEL). E-mail: andre.carraro@gmail.com

Smoking and Literacy Externalities: evidence from Ceará

Abstract: *This paper investigates whether the presence of literate individuals in the household reduce the likelihood of smoking among illiterate individuals who share that same household in Brazilian state, Ceará. Based on the information of the PNAD 2008's research about smoking habits, the use of the instrumental variable's method showed that illiterate individuals that live among literate people have, on average, a smaller probability (varying between -9.0p.p and -7.0p.p) of smoking than illiterate individuals who do not live with literate people. These results are robust to the different definitions of literacy adopted.*

Key Words: *Smoking, Literacy Externalities, Proximate Literate.*

JEL Classification: I15; I18; I30.

Introdução

É bem documentado na literatura de desenvolvimento econômico que a alfabetização acarreta, privadamente, em melhores salários e melhor qualidade de vida (Blunch e Verner (2000), Green e Riddell (2003), Chiswick e Repetto (2000) e De Baldini Rocha e Ponczek (2011)). No entanto, os benefícios da alfabetização podem extrapolar os ganhos privados e gerar externalidades positivas para pessoas analfabetas. Basu e Foster (1998) levantam a possibilidade de que indivíduos analfabetos que convivem com pessoas alfabetizadas estão em uma situação, em termos de acesso à informação, bem diferente daqueles analfabetos que estão isolados do convívio de pessoas alfabetizadas. O ponto central desses autores é que a alfabetização pode ser pensada como um bem público dentro de um domicílio.

Para exemplificar, suponha uma campanha de saúde pública de combate ao tabagismo baseada na distribuição de panfletos em postos de saúde localizados em zonas rurais. Indivíduos analfabetos que estão em contato com pessoas alfabetizadas podem ter acesso às informações oferecidas pelo governo se os alfabetizados que os circundam lerem, ou explicarem os malefícios à saúde gerados pelo consumo de tabaco. Já indivíduos analfabetos isolados de pessoas alfabetizadas não têm acesso a essas mesmas informações. Claramente,

o grupo de pessoas analfabetas que tem contato com pessoas alfabetizadas (daqui em diante Analfabetos Não-Isolados, *ANI*) está em uma situação, em termos de bem-estar, ou qualidade de vida, superior ao grupo de analfabetos sem contato com pessoas alfabetizadas (daqui em diante analfabetos isolados, *AI*).

O presente estudo busca identificar se a convivência com alguma pessoa alfabetizada dentro da unidade domiciliar exerce algum impacto negativo sobre a probabilidade de um indivíduo analfabeto ser fumante. Para tanto, utilizam-se as informações para um Estado do Brasil, Ceará, presentes na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2008, que contém uma pesquisa especial sobre consumo de tabaco. A PNAD levanta anualmente informações referentes ao mercado de trabalho, educação e condições de habitação, além de eventuais pesquisas que abordam questões pertinentes a análise de política pública, como a pesquisa de 2008 sobre tabagismo.

A proposta do trabalho é importante para as discussões a respeito da relevância da educação sobre tabagismo, existência de externalidades da alfabetização, e orientação de políticas públicas de combate a pobreza e a saúde. Em relação à literatura que estuda educação e tabagismo este estudo contribui de duas formas. Primeiro, diferente da literatura internacional, que avalia o impacto privado da educação e da alfabetização sobre os hábitos de tabagismo, esse artigo se propõe a avaliar o impacto social da alfabetização. Isso é dizer que o trabalho avalia o impacto da alfabetização de um indivíduo para a escolha do tabagismo em outro indivíduo analfabeto. Segundo, o trabalho avalia o impacto da alfabetização e, não da escolaridade. Ao se falar em alfabetização está se avaliando o impacto dos projetos sociais e das políticas públicas de redução do analfabetismo sobre as escolhas de saúde de outros indivíduos analfabetos.

Diante da existência de impactos positivos das externalidades da alfabetização na redução do tabagismo, formuladores de políticas públicas, tanto de saúde quanto de educação, têm mais um motivo para justificar o balizamento de recursos públicos para a alfabetização da população, além de contar com um instrumento para análise de custo e benefício das políticas. A partir da estimativa do impacto, é possível quantificar o retorno de uma política de alfabetização, para um dado orçamento, em termos de redução no número de analfabetos fumantes.

A escolha do Ceará para a realização desse estudo é justificada pelo fato de que este é um dos Estados com maior presença de analfabetos isolados e fumantes, o que será mostrado ao longo do texto. Ribeiro e Souza (2013) na investigação que fazem do perfil da alfabetização da população brasileira, com base nas definições de analfabetismo isolado, ratificam que são nos Estados do Nordeste que há a maior presença de analfabetos isolados, e portanto, o fenômeno da restrição total a informações e serviços que requerem o uso da escrita e da leitura deve ser mais presente nessa região.

Em termos metodológicos, este trabalho se distingue totalmente dos já realizados na literatura de externalidades da alfabetização, uma vez que é o primeiro que se tem conhecimento a utilizar uma estratégia empírica cuja hipótese central para a identificação do impacto é de seleção em fatores não-observáveis. No entanto, na literatura que investiga educação e tabagismo estratégias empíricas alicerçadas no uso de variáveis instrumentais são usuais.

Para o cumprimento dos objetivos propostos, o trabalho está estruturado da seguinte forma: na próxima seção faz-se uma discussão detalhada da literatura de externalidades da alfabetização para contextualizar o presente trabalho no debate. Além disso, apresenta-se o perfil da alfabetização no Brasil em 2008 com as definições de *AI* e *ANI*. Como já dito, será visto que o Ceará, assim como os demais Estados do Nordeste, concentra boa parte dos *AI* do país, e que a participação da população de *AI* dentro da população do Ceará é relativamente alta em relação ao resto do país.

A terceira seção discute a problemática do tabagismo no Brasil e no Mundo, discute alguns trabalhos que investigam a relação entre educação e consumo de tabaco e apresenta o perfil de tabagismo da população brasileira, dando destaque para o Estado do Ceará. Será visto que o Estado não ocupa uma boa posição no que tange os hábitos de tabagismo da sua população em relação aos demais estados.

A quarta seção apresenta a estratégia empírica do trabalho e a seleção amostral que é obtida da PNAD de 2008. Discute-se a validade das hipóteses subjacentes aos métodos adotados para identificação das externalidades, a saber: o modelo de probabilidade linear estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o modelo Probit e o Método de dois Estágios com Variáveis instrumentais. Utilizam-se variáveis instrumentais para o perfil de alfabetização dos domicílios em que residem analfabetos com a finalidade de se obter melhores estimativas do impacto causal das externalidades sobre a condição de consumo de tabaco dos analfabetos. Os instrumentos utilizados são obtidos a partir de mudanças exógenas de políticas educacionais ocorridas no Brasil. A quinta seção apresenta e discute os resultados obtidos. A sexta faz uma síntese do trabalho e recomendações de políticas públicas.

As estimativas obtidas pelo método de estimação em dois estágios com variáveis instrumentais apontam que indivíduos analfabetos que convivem com pessoas alfabetizadas têm em média uma probabilidade entre -9.5% e -7.0% de serem fumantes quando comparados a indivíduos analfabetos isolados do convívio com pessoas alfabetizadas. Os resultados são robustos às diferentes definições utilizadas para definir o status de alfabetização dos indivíduos.

1. Externalidades e Perfil de Alfabetização da População

Após o trabalho seminal de Basu e Foster (1998) os trabalhos seguintes seguiram em duas trilhas não excludentes de pesquisa. Em uma delas a preocupação dos autores está em sofisticar a medida tradicional de alfabetização (a razão entre o total de alfabetizados e o total de pessoas), com a incorporação dos conceitos de externalidades, analfabetismo isolado e analfabetismo não-isolado para o diagnóstico de regiões em piores situações em termos de bem-estar. Destacam-se entre esses trabalhos Basu e Lee (2008), Dutta (2004), Mishra (2001), Mukherjee e Gupta (2006), Maddox (2007), Lee (2008), Subramanian (2004) e Valentini (2002).

Já na segunda trilha, na qual o presente estudo se enquadra, o objetivo dos pesquisadores é verificar empiricamente se existe de fato externalidades da alfabetização, e se essas podem ser capturadas no mercado de trabalho em termos de maiores salários (decorrentes de maior produtividade) ou em indicadores de saúde. Na literatura internacional, para o caso de análise no mercado de trabalho, os principais estudos são de Basu, Narayan e Ravallion (2001), Hojo (2004), Sarr (2004) e Iversen e Palmer-Jones (2008). Em geral, os três primeiros estudos acima apontam para um significativo prêmio de salário para os indivíduos *ANI* (em torno de 15.0%), que pode ser ainda maior se os indivíduos alfabetizados forem mulheres. Já o estudo de Iversen e Palmer-Jones (2008) destaca a possibilidade de que os efeitos encontrados podem estar contaminados por problemas de seleção, e características não-observáveis tanto dos analfabetos quanto dos indivíduos alfabetizados. No Brasil, o trabalho de Ribeiro e Cechin (2012) identificou que pais analfabetos beneficiários do programa bolsa família que possuem filhos alfabetizados recebem em média 10,96% a mais do que aqueles pais analfabetos que não possuem filhos alfabetizados.

Referente à mensuração de externalidades da alfabetização em indicadores de saúde (tais como altura e peso) podem ser citados os trabalhos de Gibson (2001), Almeyda-Duran (2005) e Borooah (2002). Os dois primeiros autores encontram associação positiva entre externalidades da alfabetização e indicadores de saúde das crianças, enquanto Borooah (2002) encontra evidências de que apenas a alfabetização per si exerce algum impacto na medida de peso de crianças.

Quanto ao perfil de alfabetização brasileira, em 2008, da população com 15 ou mais de idade, 10.0% não sabia ler e escrever. Deste número 28.7% era analfabeto isolado do convívio domiciliar com pessoas alfabetizadas, o que representa uma população de aproximadamente quatro milhões de pessoas totalmente privadas do acesso às informações e serviços que requerem o uso de leitura ou escrita. Embora esta população represente apenas 3.0% do total do país, é um contingente de pessoas cuja população é maior do que a de muitos estados.

A Tabela 1 abaixo apresenta a distribuição da população com 15 ou mais anos de idade nos Estados brasileiros por status de Alfabetização em 2008. Os estados estão ranqueados de acordo com a participação de *AI* na população total deste grupo no país. O Ceará aparece como o quarto Estado brasileiro que mais tem *AI*, sendo que a sua população total é bem menor do que a dos estados que aparecem a sua frente neste ranking: Bahia, Minas Gerais e São Paulo (ver última coluna).

A elevada participação da população *AI* do Ceará no total de *AI* do país repercute negativamente no perfil de alfabetização da sua própria população: 5.4% das pessoas com mais de 15 anos de idade são *AI*, o que representa 28.1% do total dos analfabetos do estado. Este resultado coloca o Ceará como o sexto estado brasileiro com o maior número de *AI* na própria população.

TABELA 1: DISTRIBUIÇÃO DA POPULAÇÃO BRASILEIRA COM 15 OU MAIS ANOS DE IDADE ENTRE OS ESTADOS SEGUNDO O PERFIL DE ALFABETIZAÇÃO

UF	Alfabe- tizados (%)	Analfa- betos (%)	AI (%)	ANI (%)	Total (%)
Bahia	6.9	13.0	14.9	12.2	7.5
Minas Gerais	10.8	9.3	8.9	9.4	10.7
São Paulo	23.6	10.6	8.5	11.4	22.3
Ceará	3.9	8.3	8.3	8.3	4.3
Pernambuco	4.0	7.9	8.1	7.9	4.4
Paraíba	1.7	4.6	5.6	4.3	2.0
Maranhão	2.7	5.9	5.4	6.1	3.0
Alagoas	1.3	4.0	5.3	3.4	1.5
Piauí	1.4	3.9	4.3	3.8	1.6
Rio de Janeiro	9.3	3.9	3.6	4.0	8.7
Pará	3.5	4.2	3.6	4.5	3.5
Paraná	5.8	3.7	3.5	3.8	5.6
Goiás	3.1	2.9	3.2	2.7	3.1
Rio Grande do Norte	1.4	3.2	3.1	3.3	1.6
Rio Grande do Sul	6.3	3.0	2.9	3.0	5.9
Sergipe	1.0	1.7	1.9	1.7	1.0
Espírito Santo	1.9	1.6	1.7	1.6	1.8
Mato Grosso	1.6	1.5	1.5	1.5	1.6
Santa Catarina	3.5	1.5	1.1	1.6	3.3
Tocantins	0.6	0.9	1.0	0.9	0.6
Mato Grosso do Sul	1.2	1.0	0.9	1.0	1.2
Amazonas	1.6	1.3	0.9	1.5	1.6
Rondônia	0.8	0.7	0.7	0.7	0.8
Acre	0.3	0.4	0.5	0.4	0.3
Distrito Federal	1.4	0.5	0.3	0.6	1.3
Roraima	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
Amapá	0.3	0.1	0.1	0.1	0.3
Brasil	100	100	100	100	100

Fonte: PNAD 2008 e elaboração Própria.

2. A Problemática do Tabaco e os Estudos da Importância da Educação

Segundo a Organização Mundial da Saúde (WHO, 2002) o tabagismo é considerado o principal fator de risco para diversas doenças crônicas, fato que lhe atribui a responsabilidade por um elevado número de mortes prematuras no mundo. Considerado como uma epidemia para os pesquisadores da área de saúde pública, a cada ano o tabagismo é responsável pela perda de cerca de três milhões de vidas. A previsão para os próximos 30 anos indica que a epidemia tabágica será responsável por 10 milhões de mortes, sendo 70% delas concentradas em países em desenvolvimento¹, que em geral são carentes de financiamento público para programas sociais.

No Brasil, as estimativas indicam 200 mil mortes ao ano causadas pelo hábito do tabagismo. Os estudos em epidemiologia (entre eles, Monteiro, 2007) associam o hábito de fumar com mais de 12 diferentes doenças, entre elas, o câncer de faringe, esôfago, estômago, laringe, pulmão, além de doenças cardiovasculares e cerebrovasculares. Todas essas doenças trazem um elevado custo econômico para o Sistema Único de Saúde (SUS). Segundo Pinto e Ugá (2010), para o ano de 2005, as internações para todas as patologias custaram R\$ 3.809.446.536,23 ao SUS, sendo que 6,9% foram custos atribuídos diretamente ao tabagismo, o equivalente a R\$ 262.965.161,14. Como consequência desses números, o mundo como um todo e, o Brasil especificamente, tem promovido programas sociais de prevenção à prática do tabagismo², focado principalmente em escolas públicas, baseados na hipótese de que a orientação quanto aos malefícios e consequências do tabagismo possa ser uma importante ferramenta no desestímulo de fumar para os jovens e para com quem convive com eles.

Da população com 15 ou mais anos de idade no Brasil em 2008, 17,2% fazia uso de tabaco fumado em frequência diária ou ocasional, o que define fumante corrente. Esta parcela representa aproximadamente 25 milhões de pessoas expostas diretamente a todos os malefícios que o uso de tabaco pode acarretar à saúde. O Ceará ocupa a quinta posição no ranking dos Estados com maior parcela de fumantes entre a população. Da população cearense na faixa etária da pesquisa, 19.4% das pessoas são fumantes (ver Tabela 2)

¹ Dados fornecidos por Roemer (1995) e WHO (1999).

² A maior parte desses programas é promovida pelas secretarias estaduais e municipais de saúde e educação, ver INCA (2011).

TABELA 2: CONDIÇÃO DE USO DE TABACO FUMADO POR UNIDADES DA FEDERAÇÃO – PESSOAS COM 15 OU MAIS ANOS DE IDADE (MIL PESSOAS)

UF	Fuman- tes	Não Fu- mantes	Total	Fuman- tes (%)	T o t a l (%)
Acre	101	357	458	22.1	7.5
Rio Grande do Sul	1759	6718	8477	20.7	10.7
Paraíba	568	2239	2807	20.2	22.3
Piauí	458	1852	2310	19.8	4.3
Ceará	1200	4997	6197	19.4	4.4
Tocantins	174	753	926	18.7	2.0
Mato Grosso do Sul	324	1424	1748	18.5	3.0
Paraná	1483	6576	8059	18.4	1.5
Roraima	50	230	281	17.9	1.6
Pará	902	4156	5058	17.8	8.7
Espírito Santo	467	2151	2618	17.8	3.5
Pernambuco	1117	5218	6335	17.6	5.6
Minas Gerais	2683	12586	15270	17.6	3.1
Mato Grosso	383	1857	2240	17.1	1.6
Santa Catarina	809	3925	4735	17.1	5.9
Goiás	744	3633	4377	17.0	1.0
Rio Grande do Norte	392	1924	2316	16.9	1.8
São Paulo	5344	26567	31911	16.7	1.6
Maranhão	702	3621	4324	16.2	3.3
Alagoas	347	1845	2191	15.8	0.6
Bahia	1651	9034	10684	15.4	1.2
Rio de Janeiro	1906	10600	12506	15.2	1.6
Rondônia	163	929	1091	14.9	0.8
Amapá	59	365	425	14.0	0.3
Amazonas	317	1959	2277	13.9	1.3
Distrito Federal	254	1649	1903	13.4	0.2
Sergipe	194	1281	1474	13.1	0.3
Brasil	24552	118446	142999	17.2	100

Fonte: PNAD 2008.

Assim como a alfabetização, a educação em seu contexto mais geral está fortemente documentada como um fator determinante na melhoria em variáveis econômicas e de bem-estar. Contudo, além dos ganhos individuais, a educação pode afetar uma série de resultados sociais como escolhas relacionadas com o casamento, com a fertilidade, e com os cuidados à saúde (Grossman, 2006). Dentro do grupo de trabalhos que relacionam educação com cuidados à saúde têm recebido destaque nos últimos anos os que estimam o impacto da educação sobre a decisão de fumar (Tenn, Herman e Wendling, 2010; Elité e Jones, 2011; Kemptner, Jürges e Reinhold, 2011). Esses trabalhos têm por objetivo avaliar o impacto da educação como ferramenta de combate ao tabagismo baseados em três argumentos econômicos (Grossman, 2000).

O primeiro é a chamada hipótese de eficiência educacional, a qual argumenta que entre indivíduos com maior escolaridade, a proporção de fumantes tende a ser menor devido ao maior conhecimento e acesso à oferta de informação sobre os riscos à saúde que o tabagismo oferece. O segundo argumento econômico é a chamada hipótese de eficiência locativa. O que sustenta essa hipótese é o pressuposto que indivíduos com maior capital humano são mais capazes de avaliar o “valor da vida”, ou o valor da atividade econômica desenvolvida. Se indivíduos com maior escolaridade ganham salários maiores, então, a escolha por fumar não só aumenta o risco de produzir doenças como aumenta a probabilidade de perdas econômicas no futuro, gerando (ou aumentando) o custo de oportunidade pela escolha em ser fumante. O terceiro argumento baseado em Lange (2011) é de que indivíduos com maior escolaridade acreditam mais nos resultados de pesquisas científicas dos riscos do tabagismo e menos em crenças populares.

Apesar da consistência teórica desses argumentos que justificam a existência de uma relação causal entre educação e escolha pelo tabagismo, empiricamente persiste o problema de que fatores não-observáveis podem confundir o efeito causal da educação sobre a escolha pelo tabagismo. Farrel e Fuchs (1982) foram pioneiros em argumentar que a associação pode ser espúria pela existência de uma terceira variável, como a presença de indivíduos com baixas taxas de desconto do tempo ou com maiores habilidades cognitivas, que afeta a demanda por educação, reduzindo a chance de o indivíduo ser fumante. O argumento básico desenvolvido em Farrel and Fuchs (1982) e, depois ampliado em Fuchs (2004) e em Cutler and Lleras-Muney (2006) é que o nível de escolaridade aumenta a importância que o indivíduo atribui para os eventos no futuro. Se escolaridade afeta o “valor da vida” no futuro, então, é provável que o indivíduo esteja propenso a investir mais em saúde, reduzindo a escolha pelo tabagismo, dada a aquisição de um ano a mais de escolaridade.

Baseados no alerta dado por Farrel e Fuchs (1982) de que a simples e direta mensuração do impacto da educação sobre a escolha pelo tabagismo poderia estar gerando resultados superestimados, os recentes trabalhos da área de

pesquisa em economia da saúde buscam identificar o impacto causal por meio da estratégia de identificação de variáveis instrumentais, o que reduz o problema de endogeneidade existente. No entanto, essa estratégia só é válida quando as variáveis instrumentais são correlacionadas com a educação, mas não correlacionadas com características não observáveis que afetam a saúde do indivíduo. Neste contexto, as recentes pesquisas na área exploram reformas em políticas educacionais, que influenciam o nível de escolaridade do indivíduo sem estar correlacionadas com demais fatores não observáveis. A principal vantagem desses instrumentos está no fato de não existir motivo pelo qual a reforma na educação afete as escolhas individuais pelo tabagismo que não seja pela própria educação.

Seguindo essa estratégia Elité e Jones (2011) avaliam o impacto da educação sobre a escolha pelo tabagismo para a França, utilizando como variável instrumental a ampliação da oferta de escolas ocorrida em consequência de diversas reformas no sistema de ensino francês que alteraram a estrutura curricular de uma geração para outra no período pós-segunda guerra mundial. Seus resultados apontam para uma redução média de 1,51% na escolha pelo tabagismo para as mulheres e, de 2,77% para os homens, dado um ano a mais de escolaridade. Kemptner, Jürges e Reinhold (2011) analisando o caso da Alemanha adotaram a mesma estratégia de utilizar uma reforma do ensino. Nesse caso, foi utilizada a reforma curricular ocorrida entre os anos de 1949 e 1969, que substituiu a exigência de 8 para 9 anos para o ensino básico. O trabalho conclui que a escolha pelo tabagismo é afetada negativamente pela escolaridade, de forma mais intensa para os homens do que para as mulheres. Para o caso da Alemanha, Kemptner, Jürges e Reinhold (2011) relatam que um ano a mais de estudo reduz a escolha pelo tabagismo em 2,6% para os homens e, 0,5% para as mulheres, por meio de regressões utilizando Mínimos Quadrados Ordinários. Quando utilizado o método de variáveis instrumentais as estimativas não sugerem a existência de qualquer efeito significativo da educação sobre a escolha pelo tabagismo.

3. Estratégia Empírica e Seleção Amostral

Para a investigação do impacto das externalidades da alfabetização na probabilidade dos analfabetos serem fumantes, pode-se pensar que o status de ser fumante, F , é definido da seguinte forma:

$$F_i = \begin{cases} F_{1i} & \text{se } ANI_i = 1 \\ F_{0i} & \text{se } ANI_i = 0 \end{cases} \quad (1)$$

F_{1i} é o status de fumante do indivíduo i se este for ANI , e F_{0i} é o status de fumante do mesmo indivíduo i se este não for ANI , ou equivalentemente ser AI .

O impacto de interesse sob o indivíduo i é a diferença entre $F_{1i} - F_{0i}$, e o impacto médio para o grupo de ANI é $E[F_{1i} - F_{0i} | ANI = 1]$. Entretanto para um indivíduo ANI , ou para o grupo de ANI , não se consegue observar como seria o seu status referente ao consumo de tabaco caso não fosse ANI , ou seja, não se observa F_{0i} ou $E[F_{0i} | ANI = 1]$. Na ausência dessas informações poder-se-ia pensar em utilizar a seguinte diferença de médias como estimativa para o impacto $E[F_{1i} | ANI = 1] - E[F_{0i} | ANI = 0]$. Essa medida só seria equivalente a $E[F_{1i} - F_{0i} | ANI = 1]$, se o resultado médio da variável de interesse para o grupo ANI fosse exatamente o mesmo do AI no caso em que os ANI fossem AI , ou seja, $E[F_{0i} | ANI = 1] = E[F_{0i} | ANI = 0]$.

Entretanto, existe uma série de variáveis capazes de fazer com que $E[F_{0i} | ANI = 1] \neq E[F_{0i} | ANI = 0]$. Estes fatores podem fazer com que a diferença entre as médias dos dois distintos grupos contenha não apenas o impacto causal de interesse, mas também um componente de viés.

Primeiramente, para contornar essa questão, assume-se o pressuposto de que condicional às variáveis passíveis de observação, os resultados potenciais da variável de interesse (ser fumante ou não) são independentes do tratamento (ser ANI ou AI). Formalmente $\{F_{1i}, F_{0i}\} \perp ANI_i | X_i$, em que X_i é um conjunto de características observáveis do indivíduo i capaz de influenciar a probabilidade de ser fumante ou não.

Dessa forma, estimam-se diferentes especificações do seguinte modelo de probabilidade linear:

$$F = \delta ANI + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

Na equação (2) acima, F é um vetor ($N \times 1$) em que suas entradas são referentes ao status de fumo da amostra de analfabetos, assumindo valor 1 quando o indivíduo é fumante e zero quando não é; ANI é uma variável binária que assume valor igual a 1 quando o indivíduo é ANI e zero quando AI ; δ é o parâmetro de interesse que dá a magnitude da externalidade da alfabetização sobre a probabilidade de ser fumante; X é uma matriz de covariadas ($N \times K$) que podem influenciar o status de consumo de tabaco; β é um vetor ($K \times 1$) dos parâmetros das covariadas presentes em X ; e ε é o termo de erro que por hipótese se assume ter esperança condicional em X e em ANI igual a zero. Essa hipótese, se válida, garante que condicional às características observáveis dos indivíduos, o status de ANI ou AI é algo puramente aleatório, o que permite atribuir como externalidades da alfabetização a diferença de médias condicionais entre a probabilidade de ser fumante do grupo ANI e a probabilidade de ser fumante do grupo AI . Estimam-se diferentes especificações da equação (2), em que se incluem controles para a idade, gênero,

cor, localização do domicílio, renda per capita domiciliar e características da composição familiar como domicílios com chefes homens e chefes homens solteiros.

É preciso dizer que, ao contrário do que impõe a equação (2), é bem possível que a probabilidade de uma pessoa ser fumante tenha uma relação não linear com as variáveis que a determinam. Dessa forma, o modelo especificado acima não seria o mais adequado, uma vez que, por exemplo, para qualquer idade de um indivíduo, uma variação na margem resulta no mesmo efeito sobre a probabilidade de ser fumante. Além disso, valores previstos para a probabilidade de ser fumante podem se situar fora do intervalo entre zero e um, o que não satisfaz a definição de probabilidade e tem consequência na estimação do desvio padrão do valor ajustado da variável de interesse.

Para contornar essas questões e garantir a robustez dos resultados obtidos, adotou-se como parte da estratégia empírica o modelo Probit. Tal modelo permite que a relação da variável binária dependente com as demais variáveis assuma uma forma não linear com valores restritos entre zero e um. Todas as especificações realizadas para o modelo de probabilidade linear também foram realizadas para o Probit.

No entanto, a identificação de externalidades da alfabetização sob a hipótese de seleção em observáveis é muito frágil. Tanto as estimações por MQO quanto as por Probit estão sujeitas a estarem viesadas em decorrência de fatores não observados relacionados com o status de analfabetismo não isolado dos indivíduos. Dessa forma, adotou-se o método de dois estágios com variáveis instrumentais cuja hipótese de identificação do impacto de interesse é de seleção em não-observáveis. A adequada implementação do método de variáveis instrumentais para a identificação do impacto requer as seguintes condições: i) a exogeneidade do instrumento, que no presente estudo significa que a probabilidade de ser ou não fumante não pode estar correlacionada com a variável instrumental; e ii) a correlação do instrumento com a variável de tratamento, ou seja, o instrumento deve afetar o perfil de alfabetização dos demais membros do domicílio.

Seguindo a orientação da literatura, utilizam-se duas variações exógenas de políticas de educação capazes de afetar as decisões de estudar dos indivíduos e, por consequência, a alfabetização. Uma delas é a lei 5.592 de 11 de agosto de 1971 e a outra é a Emenda Constitucional n. 14, de setembro de 1996. Em decorrência da primeira lei, o ensino de 1º grau, englobando os antigos cursos primário e ginásial, passou a ser obrigatório, com duração de 8 anos e carga horária anual de 720 horas, destinando-se à formação de crianças e pré-adolescentes dos 7 aos 14 anos e eliminando a figura do exame de admissão para o ginásial. Já a Emenda Constitucional n. 14, de setembro de 1996 instituiu o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (FUNDEF) que, a partir de 1998, reformulou o financiamento do ensino fundamental no Brasil ao vincular ao ensino funda-

mental uma parcela dos recursos constitucionalmente destinados à educação³. Estas duas variações políticas são exógenas à decisão quanto ao consumo de tabaco dos indivíduos analfabetos e provavelmente exercem influência positiva sobre a decisão de tomar educação dos indivíduos, o que reflete na probabilidade de alfabetização dos mesmos. Recentemente no Brasil, Teixeira e Menezes-Filho (2012) também utilizaram mudanças de leis educacionais (lei 5.592) como instrumento para a escolaridade com a finalidade de medir o retorno privado da educação no mercado de trabalho.

A construção dos instrumentos é realizada da seguinte forma: cria-se uma variável binária com valor igual a 1 para aqueles indivíduos analfabetos que convivem com alguém alfabetizado que tinha menos de 14 anos em 1972 (a idade das pessoas que estavam no colégio na época da implementação da lei 5.592 e, portanto, foram afetados pela política), e zero caso contrário. Já para o instrumento associado ao Fundef, cria-se outra variável binária com valor igual a 1 para os indivíduos analfabetos que convivem com pessoas alfabetizadas que estavam em idade de frequentar a escola até a quarta série após 1998, ano em que o Fundef passou a vigorar, e zero caso contrário.

No primeiro estágio do método com variáveis instrumentais procede-se uma regressão da variável *ANI* sobre os instrumentos e demais controles. No segundo estágio procede-se outra regressão com a variável *F* sobre a parte exógena da variável *ANI* (obtida no primeiro estágio) e demais controles.

Quanto à seleção amostral que será utilizada ela é obtida da Pesquisa PNAD de 2008, que contém uma pesquisa especial sobre tabagismo. A definição do status de alfabetização é obtida através da variável sabe ler e escrever. Aqueles que sabem são assinalados como alfabetizados, enquanto os que não sabem como analfabetos. Para a construção da variável de cor foram agrupados em “Branco” os indivíduos declarados como brancos e amarelos devido à sua semelhança nos atributos sócio demográficos. Por fim, foi considerado fumante aquele indivíduo que consome algum produto de tabaco em frequência diária ou ocasional.

4. Resultados

A tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis que serão utilizadas. No total a seleção amostral contém 2878 analfabetos. Desta amostra as principais estatísticas são que 33.0% dos indivíduos são fumantes, 81.0% são *ANI*, 26.0% são brancos e 53.0% são homens. Além disso, o fato de que 20.0% dos analfabetos frequentaram escola também é interessante. A idade média dos analfabetos é elevada, 52.3 anos. Referente às estatísticas descritivas dos

³ A constituição de 1988 previa a destinação de 25% das receitas dos estados e municípios para a educação. A emenda constitucional 14 determinou que 60% desses recursos fariam reservados para o financiamento do ensino fundamental.

Instrumentos, 14.0% da amostra dos analfabetos convivem com alguém que é alfabetizado e estava em idade escolar quando ocorreu a implementação da lei 5.592. Já o percentual de analfabetos que convive com alguém que tinha idade escolar para ser afetado pelo Fundef é de 52.0%.

TABELA 3: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS DE INTERESSE NA SELEÇÃO AMOSTRAL

Variáveis	Obs	Média	D e s v . Pad.	Mín.	Máx.
Fumante	2878	0.33	0.47	0	1
ANI	2878	0.81	0.39	0	1
Inst. Lei. 5.592	2878	0.14	0.35	0	1.00
Inst. Fundef	2878	0.52	0.50	0	1.00
Idade	2878	52.3	17.83	15	104
Branco	2878	0.26	0.44	0	1
Homem	2878	0.53	0.5	0	1
Setor Urbano	2878	0.68	0.47	0	1
ln(Renda per capita)	2878	5.72	3.26	2.3	27.63
Outros Fumantes no Dom.	2878	0.22	0.41	0	1
Chefe Dom. Homem	2878	0.37	0.48	0	1
Chefe Dom. Homem Solteiro	2878	0.05	0.23	0	1
Frequentou Escola	2878	0.2	0.4	0	1

Fonte: Elaboração Própria

A Tabela 4 apresenta os resultados para as estimações do modelo de probabilidade linear e o modelo Probit. Para a primeira especificação que possui os controles para idade, cor, gênero, setor de localização do domicílio (urbano ou rural), renda per capita domiciliar, e presença de outros fumantes no domicílio foram obtidas estimativas de -12.1 pontos percentuais (p.p) e -15.3p.p para as externalidades da alfabetização sobre a probabilidade de ser fumante, todas significantes a 1.0%. Estes resultados são semelhantes à especificação que inclui uma variável de controle para o caso em que o analfabeto é homem e chefe do domicílio. Já quando se controla pela possibilidade de que o analfabeto seja homem chefe de domicílio e solteiro, percebe-se que os coeficientes estimados são menores: entre -9.8p.p e -12.7p.p, mas ainda significantes a 1.0%.

Quando se inclui uma variável dummy que controla pela frequência escolar dos analfabetos no passado, constatou-se que os resultados se mantêm iguais tanto em termos de estimativas quanto em termos de significância.

TABELA 4: RESULTADO DAS ESTIMAÇÕES DOS MODELOS DE PROBABILIDADE LINEAR E PROBIT

Variável	MQO1	MQO2	MQO3	MQO4	Probit1	Probit2	Probit3	Probit4
dep.								
Fumante	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp
<i>ANI</i>	-0.121*** (0.020)	-0.121*** (0.020)	-0.098*** (0.021)	-0.098*** (0.021)	-0.153*** (0.025)	-0.153*** (0.025)	-0.127*** (0.027)	-0.127*** (0.027)
Idade	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
Branco	-0.044*** (0.017)	-0.045*** (0.017)	-0.043*** (0.016)	-0.043*** (0.016)	-0.057*** (0.020)	-0.058*** (0.020)	-0.056*** (0.020)	-0.056*** (0.020)
Homem	0.072*** (0.015)	0.030 (0.024)	0.029 (0.024)	0.029 (0.024)	0.089*** (0.018)	0.040 (0.029)	0.039 (0.029)	0.039 (0.029)
Setor. Loc.	-0.025 (0.017)	-0.020 (0.017)	-0.023 (0.017)	-0.023 (0.017)	-0.032 (0.020)	-0.026 (0.020)	-0.029 (0.020)	-0.029 (0.020)
Renda Per Cap.	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.005* (0.030)	-0.004* (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.005* (0.003)
Outros Fuman- tes.	0.555*** (0.019)	0.558*** (0.019)	0.562*** (0.019)	0.562*** (0.019)	0.568*** (0.019)	0.572*** (0.019)	0.574*** (0.019)	0.574*** (0.019)
Chefe dom. H.		0.058** (0.025)	0.042* (0.025)	0.042* (0.025)		0.069** (0.030)	0.051* (0.030)	0.051* (0.030)
Chefe dom. H S.			0.121*** (0.043)	0.121*** (0.043)			0.120*** (0.047)	0.120*** (0.047)
Freq. Escola				-0.000 (0.020)				0.000 (0.024)
Observa- ções	2,878	2,878	2,878	2,878	2,878	2,878	2,878	2,878

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

Fonte: Elaboração Própria

A Tabela 5 apresenta os resultados do primeiro estágio das estimações do método de variáveis instrumentais em dois estágios. Percebe-se que, individualmente, os Instrumentos são significantes a 1.0% e aumentam a probabilidade dos indivíduos serem *ANI* em todas as especificações. Os testes de validade dos instrumentos presentes na penúltima linha confirmam a validade conjunta dos mesmos.

TABELA 5: ESTIMAÇÕES DO PRIMEIRO ESTÁGIO DO MÉTODO DE VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS

Variável Dep.	VI_1	VI_2	VI_3	VI_4
<i>ANI</i>	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp
Inst. Lei. 5692	0.164*** (0.011)	0.163*** (0.011)	0.144*** (0.011)	0.144*** (0.011)
Inst. Fundef	0.371*** (0.013)	0.371*** (0.013)	0.344*** (0.013)	0.344*** (0.013)
Idade	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Branco	0.024 (0.015)	0.024 (0.015)	0.018 (0.014)	0.018 (0.014)
Homem	-0.003 (0.013)	0.003 (0.018)	0.009 (0.018)	0.009 (0.018)
Setor Urbano	0.023* (0.014)	0.022 (0.014)	0.033** (0.013)	0.032** (0.013)
ln(Renda per capita)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
Outros Fuman- tes no Dom.	0.028** (0.014)	0.028** (0.014)	0.011 (0.014)	0.011 (0.014)
Chefe Dom. Homem		-0.009 (0.019)	0.054*** (0.018)	0.054*** (0.018)
Chefe Dom. Ho- mem Solteiro			-0.464*** (0.031)	-0.465*** (0.030)
Frequentou Escola				0.012 (0.015)
Teste F de Exclusão dos Instrumentos	441.42	441.18	369.17	369.42
Observações	2,878	2,878	2,878	2,878

Fonte: Elaboração Própria

A Tabela 6 apresenta as estimações do segundo estágio do método de variáveis instrumentais. Percebe-se que em todas as especificações as estimativas da magnitude das externalidades da alfabetização sobre a probabilidade de ser fumante são levemente menores do que as obtidas por mínimos quadrados ordinários e probit. Os coeficientes estimados se situam entre -9.5p.p e -7.0p.p significantes a 5.0% e a 10.0%.

TABELA 6 : ESTIMAÇÕES DO SEGUNDO ESTÁGIO DO MÉTODO DE VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS

Variável dep.	VI_1	VI_2	VI_3	VI_4
Fumante	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp
<i>ANI</i>	-0.095** (0.038)	-0.095** (0.038)	-0.070* (0.042)	-0.070* (0.042)
Idade	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
Branco	-0.044*** (0.017)	-0.045*** (0.016)	-0.043*** (0.016)	-0.043*** (0.016)
Homem	0.072*** (0.015)	0.031 (0.024)	0.029 (0.024)	0.029 (0.024)
Setor Urbano	-0.026 (0.017)	-0.021 (0.017)	-0.024 (0.017)	-0.024 (0.017)
ln(Renda per capita)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)
Outros Fumantes no Dom.	0.553*** (0.019)	0.556*** (0.019)	0.560*** (0.019)	0.560*** (0.019)
Chefe Dom. Ho- mem		0.059** (0.025)	0.040 (0.025)	0.040 (0.025)
Chefe Dom. Ho- mem Solteiro			0.138*** (0.048)	0.138*** (0.048)
Frequentou Escola				-0.000 (0.020)
Observações	2,878	2,878	2,878	2,878

Fonte: Elaboração Própria.

Para checar a robustez dos resultados apresentados nas tabelas 4 e 6, será utilizado um conceito alternativo de alfabetização dos indivíduos. Adota-se esse procedimento pelo fato de que a simples declaração quanto ao status de alfabetização pode não refletir a real capacidade de alguns indivíduos em ler e escrever. Em outras palavras, a variável que foi utilizada até então seria uma proxy para a alfabetização com erros de medida, o que viesaria as estimativas de interesse. Dessa forma, faz-se o seguinte refinamento à definição de alfabetização adotada até então: serão assinalados como alfabetizados aqueles indivíduos que se declaram alfabetizados, mas frequentaram escola pelo menos por quatro anos. Acredita-se que esse refinamento fornecerá uma melhor medida de alfabetização da população.

Com a nova definição foram realizadas estimações apenas por MQO e Variáveis Instrumentais. Os resultados das estimações do primeiro estágio do método de variáveis instrumentais foram omitidos devido à sua similaridade com as estimações apresentadas na Tabela 5.

Os resultados das estimações por MQO e VI com a definição alternativa de alfabetização estão apresentados na Tabela 7. Em geral, os resultados obtidos são similares aos anteriores. Em termos de magnitude, para as duas primeiras especificações as estimativas de MQO estão levemente menores, passando de -12.op.p para algo em torno de -10.op.p (significantes a 1.0%). Por variáveis

instrumentais os resultados também são semelhantes, estimativas menores do que em MQO em torno de -9.op.p e -7.4p.p significantes a 1.0%.

TABELA 7: RESULTADO DAS ESTIMAÇÕES POR MQO E VI COM REFINAMENTO DA DEFINIÇÃO DE ALFABETIZAÇÃO

Varia- vel dep.	MQO1	MQO2	MQO3	MQO4	VI_1	VI_2	VI_3	VI_4
Fumante	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp	coef/dp
ANI	-0.109*** (0.013)	-0.108*** (0.013)	-0.096*** (0.013)	-0.095*** (0.013)	-0.090*** (0.027)	-0.088*** (0.027)	-0.075*** (0.029)	-0.074*** (0.029)
Idade	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Branco	-0.038*** (0.012)	-0.038*** (0.012)	-0.038*** (0.012)	-0.038*** (0.012)	-0.038*** (0.012)	-0.038*** (0.012)	-0.038*** (0.012)	-0.038*** (0.012)
Homem	0.074*** (0.011)	0.041** (0.018)	0.040** (0.018)	0.039** (0.018)	0.074*** (0.011)	0.041** (0.018)	0.039** (0.018)	0.038** (0.018)
S e t o r . Loc.	-0.015 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.015 (0.013)	-0.014 (0.013)	-0.017 (0.013)	-0.014 (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.017 (0.013)
R e n d a Per Cap.	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
O u t r o s								
F u m a n - tes.	0.555*** (0.015)	0.558*** (0.015)	0.561*** (0.015)	0.560*** (0.015)	0.553*** (0.015)	0.556*** (0.015)	0.559*** (0.015)	0.559*** (0.015)
C h e f e dom. H.		0.046** (0.019)	0.032* (0.019)	0.032* (0.019)		0.046** (0.019)	0.031 (0.019)	0.031 (0.019)
C h e f e dom. H S.			0.108*** (0.033)	0.109*** (0.033)			0.120*** (0.035)	0.120*** (0.035)
Freq. Es- cola				-0.011 (0.012)				-0.012 (0.012)
Observa- ções	4,909	4,909	4,909	4,909	4,909	4,909	4,909	4,909

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fonte: Elaboração Própria

Considerações Finais

Este trabalho objetivou contribuir tanto com a literatura de economia da saúde que investiga os fatores determinantes do consumo de tabaco quanto à literatura de externalidades da alfabetização, uma vez que é o primeiro estudo que trata metodologicamente à questão da causalidade reversa na estimação da magnitude das externalidades da alfabetização através do uso de variáveis instrumentais. Os resultados obtidos indicam que o fato de haver alguém

alfabetizado dentro de um domicílio acarreta em uma redução média entre 7.0% e 9.5% na probabilidade de indivíduos analfabetos serem fumantes. Os resultados são robustos às diferentes metodologias adotadas e às duas medidas de alfabetização utilizadas no trabalho.

Diante da constatação de que o Ceará é um dos estados que mais tem fumantes e Analfabetos Isolados, é provável que o elevado percentual de fumantes dentro da população cearense seja, entre outras coisas, uma decorrência da elevada concentração de analfabetos isolados no Estado, dado as evidências empíricas encontradas neste estudo. Dessa forma, as recomendações de políticas públicas são que políticas de alfabetização devem ser direcionadas para regiões e grupos demográficos dentro do Ceará em que a presença de analfabetismo isolado seja um traço marcante do perfil da população, pois dessa forma é possível que haja redução do percentual de fumantes. A longo prazo, os efeitos de tais políticas podem acarretar em poupança para o sistema único de saúde através da redução dos gastos com doenças associadas diretamente a epidemia tabágica.

Referências

- Almeida-Duran, R. (2005). *Proximate Literacy, Inter and Intra household Externalities and Child Health Outcomes: Evidence from India*. Mimeo. Columbia University: New York, NY, 2005.
- Basu, K. & Foster, J. (1998). On Measuring Literacy, *Economic Journal*, vol. 108, p.p. 173-349, 1998.
- Basu. K. & Lee. T. (2008). *A New and Easy-to-Use Measure of Literacy, Its Axiomatic Properties and an Application*. Working Papers 08-04, Cornell University, Center for Analytic Economics.
- Basu. K. Narayan., A. Narayan & Ravallion. M. (2002). Is literacy shared within households? Theory and Evidence from Bangladesh, *Journal of Labor Economics*, vol. 8, p.p. 649-655, 2002.
- Blunch, N., Verner D. (2000). *Is Functional Literacy a Prerequisite for Entering the Labor Market? An Analysis of the Determinants of Adult Literacy and Earnings in Ghana*. World Bank Working Paper 00/05, 2000.
- Borooah, V. K. (2002). *The Role of Maternal Literacy in Reducing the Risk of Child Malnutrition in India*, ICER Working Papers 31-2002, ICER - International Centre for Economic Research, 2002.
- Chiswick, B. R., Repetto, C. (2000). *Immigrant Adjustment in Israel: Literacy and Fluency in Hebrew and Earnings*. Institute for the Study of Labor. Discussion Paper Series 177, 2000.
- Cutler, D.M; Lleras-Muney, A. (2006). *Education and health: evaluation theories and evidence*. NBER Working Paper 12352, 2006.

- De Baldini Rocha, M. S., and Ponczek, V. P. (2011). The effects of adult literacy on earnings and employment, *Economics of Education Review*, 30, issue 4, p. 755-764, 2011.
- Dutta, I. (2004). Generalized measures of literacy, *Mathematical Social Sciences*, 48: 68-90, 2004.
- Elité, F.; Jones, A. (2011). Schooling and Smoking among the baby boomers: An evaluation of the impact of educational expansion in France. *Journal of Health Economics*, vol. 30, p. 811-831, 2011.
- Farrell, P.; Fuchs, V.R. (1982). Schooling and health: the cigarette connection. *Journal of Health Economics*, n.1, p. 217-230, 1982
- Fuchs, V.R. (2004). Reflections on the socio-economic correlates of health. *Journal of Health Economics*, vol. 23, p. 653-661, 2004.
- Gibson, J. (2001). Literacy and Intra household Externalities, *World Development*, vol. 29, p.p. 155-166, 2001.
- Green, D.A, Riddell, W.C. (2001). *Labour Market Institutions and Outcomes: A Cross-National Study*. Department of Economics McMaster University Discussion Paper 01-05, 2001.
- Grossman, M. (2006). Education and nonmarket outcomes. In: Hanushek, E. Welch, F. (eds.) *Handbook of the Economics of Education*, vol.2, North-Holland, Amsterdam.
- Grossman, M. (2000). The Human Capital Model. In: Culyer, A.J.; Newhouse, J.P. (eds.) *Handbook of Health Economics*, vol. 1A, Elsevier, Amsterdam, p. 347-408, 2000.
- INCA. Inca e Ministério da Saúde reafirmam combate ao tabagismo. http://www2.inca.gov.br/wps/wcm/connect/agencianoticias/site/home/noticias/2011/inca_e_ministerio_da_saude_reafirmam_combate_ao_tabagismo. Acessado em 25 de agosto de 2011.
- Iversen, V. ; Palmer-Jones, R. (2008). “Literacy Sharing, Assortative Mating, or What? Labour Market Advantages and Proximate Illiteracy Revisited,” *The Journal of Development Studies, Taylor and Francis Journals*, vol. 44(6), pages 797-838, 2008.
- Kempton, D.; Jürges, H.; Reinhold, S. (2011). Changes in compulsory schooling and the causal effect of education on health: Evidence from Germany. *Journal of Health Economics*, vol. 30, p. 340-354, 2011.
- Lange, F. (2011). The role of education in complex health decisions: Evidence from cancer screening. *Journal of Health Economics*, vol. 30, p. 43-54, 2011.
- Lee, T. (2008). Benchmarking the Effective Literacy Rate. *Mathematical Social Sciences*, vol 56, p.p 233 – 239, 2008.
- Maddox, B. (2007). Worlds Apart? Ethnographic Reflections on “Effective Literacy” and Intrahousehold Externalities. *World Development*, vol. 35, p.p. 532-541, 2007.
- Mishra S. (2001). “Isolated and Proximate Illiteracy,” *Economic and Political Weekly* 36, 22.p.p.2003-2008, 2001.

- Monteiro, C.A.; Cavalcante, T.M.; Moura, E.C.; Claro, R.M.; Szwarcwald, C.L. (2007). Population-based evidence of a strong decline in the prevalence of smokers in Brazil (1989-2003). *Bull World Health Organ.* Vol. 85, n. 7, p. 527-534, 2007.
- Mukherjee. D. & Gupta. M. R. (2006). Measures of Effective Literacy: A Theoretical and Empirical Note. *Hitotsubashi Journal of Economics*, vol. 47, p.p.17-35, 2006.
- Pinto, M.; Ugá, M. Al. D. (2010). *Os custos de doenças tabaco-relacionadas para o Sistema Único de Saúde*. Cad. Saúde Pública, vol.26, no.6, p.1234-1245, Jun 2010.
- Ribeiro, F. G e Cechin, L. A. W. (2012). As externalidades da alfabetização podem gerar uma porta de saída de curto prazo da pobreza para os beneficiários do Bolsa Família? *Revista de Economia*, vol. 38, no.2, p. 127-148, 2012.
- Ribeiro, F. G e Souza, A.P.F. (2013). *Uma investigação e aplicação das novas medidas de alfabetização no Brasil*. Nova Economia, prestes a ser publicado, 2013.
- Roemer, R. (1995). *Acción legislative contra la epidemia mundial de tabaquismo*. 2a edição. Genebra: Organización Mundial de la Salud, 1995.
- Sander, W. Schooling and quitting smoking. (1995). *Economics of Education Review*, n.14, vol. 1, p. 23-33, 1995b.
- Sander, W. (1995). Schooling and quitting smoking. *Review of Economics and Statistics*, vol.77, n.1, p. 191-199, 1995a.
- Sarr, L. R. (2004). *The Impact of Family Literacy on the Earnings of Illiterates: Evidence from Senegal*. Cornell Food and Nutrition Policy Program Working Paper No. 159. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=587381>, 2004.
- Subramanian, S. (2004). Measuring Literacy: Some Extensions of The Basu-Foster Framework. *Journal of Development Economics*, vol. 73, p.p. 453-463, 2004.
- Teixeira, W. M. E Menezes-Filho, N. A. (2012). Estimando o Retorno à Educação do Brasil considerando a legislação educacional Brasileira como um instrumento. *Revista de Economia Política*, vol 32. no. 3, pp. 479-496, 2012.
- Tenn, S; Herman, D; Wendling, B. (2010). The role of education in the production of health: An empirical analysis of smoking behavior. *Journal of Health Economics*, vol. 29, p.404-417, 2010.
- Valentini. P. M. (2002). *Should We Be Concerned About The Distribution of The Literacy Across Households? An Axiomatic Investigation.* ", CAE Working Paper #02-15,. Available at: www.arts.cornell.edu/econ/cae/Valenti_Literacy.pdf, 2002.
- World Health Organization (WHO). *International Consultation on Tobacco and Youth: what in the world works?* Singapore, 1999.
- World Health Organization (WHO). *The world health report 2002. Reducing risks, promoting healthy life*. Geneva, 2002.

Últimos lançamentos

V.40, n.1, jan./abr. 2014

The dynamics of locational patterns of brazilian manufacturing industry in 2012
Rafaella Stradiotto Vignandi, Tomás Amaral Torezani, José Luiz Parré, Joilson Dias

Dilema do Prisoneiro Iterado e Estratégia Evolucionariamente Estável: Uma abordagem econômica
Helberte França Almeida, Lucas Alves Chacha

Relações de dominância entre as políticas fiscal e monetária: uma análise para economia brasileira no período de 2003 a 2009
Jevuks Matheus de Araújo, Cassio da Nóbrega Besarria

Criação e destruição de empregos na indústria metropolitana do nordeste
Luís Abel da Silva Filho, Silvana Nunes de Queiroz, Juliana Bacelar de Araújo, Fábio José Ferreira da Silva

Identificação do nível de desenvolvimento regional das microrregiões paranaenses por meio da análise fatorial
Salatiel Turra, Fernanda Mendes Bezerra Baço

Decomposição da desigualdade de renda salarial no estado do Ceará
Jair Andrade Araujo, Joyciane Coelho Vasconcelos

Evolução recente e novos rumos da literatura sobre integração financeira
Milton André Stella, Ronald Otto Hillbrecht, Alexandre Alves Porsse

Errantes no Século XXI: de Construtores a Vítimas de Trabalho Precário
Luís Abel Silva Filho, Silvana Nunes de Queiroz

v. 39, n. 3, set./dez. 2013

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

Distribuição Espacial da Pobreza no Paraná
Leandro Nunes Soares da Silva, Murilo José Borges, José Luiz Parré

Avaliando o impacto dos rendimentos de aposentadoria no mercado de trabalho brasileiro
Valdecir Teófilo Moreno, Paulo Aguiar do Monte

Dívida Pública e Absorção de Capital de Empréstimo: Elementos para Análise da Atual Crise Financeira Mundial
José Raimundo Barreto Trindade

Investimento Estrangeiro em Renda Variável e Taxa de Câmbio: relações no período 1999-2012 para a economia Brasileira
Mirian da Silva Matos, Gustavo Inácio de Moraes

Mercado de Trabalho Cearense: Desemprego e Desempregados. Quem São Eles?
Luís Abel da Silva Filho, Silvana Nunes de Queiroz, Maria do Livramento Miranda Clementino

O método diferencial-estrutural: Aplicação para os Estados da Região Sul frente à economia brasileira 1999/2004 e 2004/2008.
Angel dos Santos Fachinelli, Umberto Antonio Sesso Filho

O PIB brasileiro nos séculos XIX e XX: duzentos anos de flutuações econômicas
Guilherme Tombolo, Armando Vaz Sampaio

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

PKP

PUBLIC
KNOWLEDGE
PROJECT



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).