

**IGUALDADE DE OPORTUNIDADE NO BRASIL ENTRE 1999 E 2009:
ESTIMAÇÃO E DECOMPOSIÇÃO ATRAVÉS DO VALOR DE SHAPLEY**

Helena Cristina Dill
Flávio de Oliveira Gonçalves

**MOBILIDADE INTERFIRMAS DE TRABALHADORES NO BRASIL
FORMAL: COMPOSIÇÃO E DETERMINANTES**

Philippe Scherrer Mendes
Eduardo Gonçalves
Ricardo Freguglia

**QUALIDADE ALIMENTAR DOS BRASILEIROS: TEORIA E EVIDÊNCIA
USANDO DEMANDA POR NUTRIENTES**

Paula Carvalho Pereda
Denisard Cneio de Oliveira Alves

**DETERMINANTES DO CAPITAL EXCEDENTE NA INDÚSTRIA
BANCÁRIA BRASILEIRA**

Marcos Soares da Silva
José Angelo Divino

**DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL SOB O REGIME DE
CÂMBIO FLUTUANTE**

Andrei Gomes Simonassi
José Henrique Félix Silva
Ronaldo de Albuquerque e Arraes

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Wellington Moreira Franco



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidenta Interina

Vanessa Petrelli Corrêa

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Geová Parente Farias

Diretora de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Luciana Acioly da Silva

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas, Substituto

Claudio Roberto Amitrano

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Francisco de Assis Costa

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação, Substituto

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Corpo Editorial

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

Coeditor

Maurício Cortez Reis

Membros

Alexis Maka (Ipea)

Carlos Henrique Leite Corseuil (Ipea)

Claudio Roberto Amitrano (Ipea)

Eduardo Pedral Sampaio Fiuza (Ipea)

Eustáquio José Reis (Ipea)

Fernando Veloso (Ibre-FGV)

Lauro Roberto Albrecht Ramos (Ipea)

Miguel Nathan Foguel (Ipea)

Pedro Cavalcanti Ferreira (EPGE-FGV)

Rodrigo Reis Soares (PUC-RJ)

Vanessa Petrelli (Ipea)

Secretária-Executiva

Isabel Virginia de Alencar Pires

**pesquisa e planejamento
econômico ■ ppe**

ipea

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n.1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil.
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o da Secretaria de Assuntos Estratégicos.

É permitida a reprodução dos textos deste volume e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

- IGUALDADE DE OPORTUNIDADE NO BRASIL
ENTRE 1999 E 2009: ESTIMAÇÃO E
DECOMPOSIÇÃO ATRAVÉS DO VALOR DE SHAPLEY 185**
Helena Cristina Dill e Flávio de Oliveira Gonçalves
- MOBILIDADE INTERFIRMAS DE TRABALHADORES
NO BRASIL FORMAL: COMPOSIÇÃO E DETERMINANTES 211**
Philippe Scherrer Mendes, Eduardo Gonçalves e Ricardo Freguglia
- QUALIDADE ALIMENTAR DOS BRASILEIROS: TEORIA
E EVIDÊNCIA USANDO DEMANDA POR NUTRIENTES 239**
Paula Carvalho Pereda e Denisard Cneio de Oliveira Alves
- DETERMINANTES DO CAPITAL EXCEDENTE
NA INDÚSTRIA BANCÁRIA BRASILEIRA 261**
Marcos Soares da Silva e José Angelo Divino
- DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL
SOB O REGIME DE CÂMBIO FLUTUANTE 295**
Andrei Gomes Simonassi, José Henrique Félix Silva
e Ronaldo de Albuquerque e Arraes

CONTENTS

**EQUALITY OF OPPORTUNITY IN BRAZIL FROM
1999 TO 2009: ESTIMATION AND DECOMPOSITION
BY MEANS OF THE SHAPLEY VALUE 185**

Helena Cristina Dill and Flávio de Oliveira Gonçalves

**INTERFIRM MOBILITY OF WORKERS
IN THE BRAZILIAN FORMAL LABOUR MARKET:
COMPOSITION AND DETERMINANTS 211**

Philippe Scherrer Mendes, Eduardo Gonçalves and Ricardo Freguglia

**DIETARY QUALITY IN BRAZIL: THEORY AND
EVIDENCE USING DEMAND FOR NUTRIENTS 239**

Paula Carvalho Pereda and Denisard Cneio de Oliveira Alves

**THE DETERMINANTS OF BRAZILIAN
BANKS' CAPITAL BUFFERS 261**

Marcos Soares da Silva and José Angelo Divino

**EXCHANGE RATE DYNAMICS IN BRAZIL
UNDER THE FLOATING EXCHANGE REGIME 295**

Andrei Gomes Simonassi, José Henrique Félix Silva
and Ronaldo de Albuquerque e Arraes

IGUALDADE DE OPORTUNIDADE NO BRASIL ENTRE 1999 E 2009: ESTIMAÇÃO E DECOMPOSIÇÃO ATRAVÉS DO VALOR DE SHAPLEY*

Helena Cristina Dill**

Flávio de Oliveira Gonçalves***

Este artigo analisa a estrutura e a evolução da igualdade de oportunidade no Brasil no período 1999-2009. São estimados os Índices de Oportunidade Humana (IOH) e de desigualdade de oportunidade para o país, e realizada a decomposição desse último através do valor de Shapley. Os resultados para o IOH mostram que houve grandes avanços no período considerado, apesar de significativas deficiências relativas ao saneamento. Com relação ao segundo índice, os resultados indicam que as desigualdades no acesso às oportunidades dentro dos subgrupos, tais como subgrupos de raça ou área de residência, são mais relevantes para a desigualdade de oportunidade observada no país do que as diferenças entre os subgrupos.

Palavras-chave: Índice de Oportunidade Humana (IOH), desigualdade de oportunidade, decomposição, valor de Shapley.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda é um tema abordado por vários estudos e combatê-la tem sido, por décadas, uma meta de política social. Entretanto, suas fontes são variadas e nem todas elas são igualmente repreensíveis (Bourguignon, Ferreira e Menéndez, 2007). Buscando analisar somente as fontes que são indesejadas, a abordagem da desigualdade de oportunidade faz distinção entre a desigualdade socialmente injusta e aquela considerada justa (Peragine, 2004).

Essa visão distinta vem sendo defendida por filósofos como Rawls (1971) e Sen (1985), segundo os quais a justiça social não requer que os indivíduos obtenham os mesmos resultados, as mesmas conquistas, como renda ou nível de consumo, mas sim que tenham acesso às mesmas oportunidades para se chegar a esses resultados. Para além do campo filosófico, Roemer (1996, 1998) oferece uma formalização para essa linha de pesquisa, sendo que é a partir principalmente de seus trabalhos que se iniciam as investigações empíricas acerca do assunto.

O conceito de desigualdade de oportunidade desdobra as vantagens pessoais dos indivíduos – por exemplo, a renda – em dois componentes que a determinam:

* A autora agradece as contribuições de Abdelkrim Araar (da Université Laval/Canadá) no que tange ao método de decomposição. Possíveis erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

** Mestre em Desenvolvimento Econômico pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR). *E-mail*: helenacdill@gmail.com

*** Professor adjunto do Departamento de Economia da UFPR.

circunstâncias e esforços.¹ *Circunstâncias* são fatores dos quais o indivíduo não possui controle, ou seja, são-lhe exógenos, como raça, gênero, ou educação dos pais. Já *esforço* abrange os fatores que sofrem influência direta das escolhas individuais. Ambos os componentes podem afetar os resultados pessoais, porém somente as desigualdades observadas nas vantagens decorrentes das diferentes circunstâncias dos indivíduos é que são consideradas injustas. Ou seja, os resultados, tais como renda e nível de consumo, não podem estar correlacionados a características pessoais e devem ser consequência somente dos variados graus de esforço dos indivíduos. Assim, desigualdades de resultado que ocorram devido às diversas circunstâncias pessoais não são equitativas e devem ser compensadas pela sociedade, enquanto aquelas que decorrem de diferentes esforços individuais são equitativas e não há a necessidade de alguma compensá-las.²

Desta forma, a desigualdade observada, relacionada às circunstâncias, reflete a desigualdade de oportunidade existente. Uma sociedade justa deve ter como meta de política social oportunidades iguais para toda a população, em vez de implantar medidas que tentem igualar resultados finais (Checchi, Peragine e Serlenga, 2010).

Considerando essa visão de igualdade, pesquisas têm sido desenvolvidas no sentido de caracterizar e mensurar a desigualdade de oportunidades. Apesar de vários estudos publicados nessa área, não há consenso sobre a definição do conceito, tampouco sobre a forma mais adequada de fazer sua mensuração. Há tanto divergências filosóficas quanto problemas práticos, como, por exemplo, os bancos de dados não conterem todas as informações necessárias ou o fato de alguns determinantes não serem diretamente observáveis.

Trabalhos como Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2008), Checchi e Peragine (2009), Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), Marrero e Rodríguez (2010), Figueiredo e Silva (2012), entre outros, são exemplos de pesquisas que buscam uma medida de desigualdade de oportunidade considerando variáveis de circunstâncias e esforços. Barros *et al.* (2009), partindo do princípio de que os esforços não são diretamente observáveis, constroem um índice de igualdade de oportunidade baseado somente nas características pessoais, portanto, das circunstâncias dos indivíduos.

O intuito deste trabalho é o de analisar a igualdade de oportunidade e sua evolução no Brasil, nos anos de 1999 e 2009, dando uma contribuição no sentido de construir o Índice de Oportunidade Humana (IOH) e o índice de desigualdade de oportunidade para o país, buscando decompor este último em “desigualdade entre e intragrupos” por meio do valor de Shapley. O IOH, índice calculado para

1. Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2009) inserem a sorte como um terceiro componente na determinação das vantagens pessoais, cujo objetivo é capturar os fatores aleatórios que impactam no resultado, porém esse fator não será aqui estudado.

2. Ramos e Van de Gaer (2009) utilizam outra denominação ao tratar a desigualdade de resultados advinda de diferenças nas circunstâncias como ofensiva, e como inofensiva aquela derivada de diferenças nos esforços.

indivíduos com idade entre zero e dezesseis anos, revela o quão justo está distribuído na sociedade o acesso a oportunidades, como saneamento, água, energia elétrica e escola. Já o índice de desigualdade de oportunidade denota em que medida o acesso a esses serviços está correlacionado a características pessoais. A mensuração dos referidos índices é realizada utilizando-se da abordagem empírica desenvolvida por Barros *et al.* (2009).

A decomposição da desigualdade de oportunidade em subgrupos de população, por sua vez, visa avaliar como cada circunstância pessoal incluída na análise do indicador contribui para a formação de seu valor. Ou seja, será realizada a desagregação do índice de desigualdade em contribuições entre grupos e intrasubgrupos em cada uma das características pessoais consideradas para o cálculo do IOH. Considerando a circunstância de gênero como exemplo, tal decomposição possibilita verificar qual parcela da desigualdade de oportunidade é devida à diferença do acesso aos serviços entre os sexos feminino e masculino (contribuição entre grupos), e qual a parcela de desigualdade que corresponde a diferenças dentro do subgrupo feminino e dentro do subgrupo masculino (contribuição intragrupos). Para tanto, é utilizado o valor de Shapley, método originário da teoria dos jogos cooperativos, trazido para a análise distributiva por Shorrocks (1999). Tal método permite a decomposição de qualquer índice de distribuição e será aqui abordado no formato proposto por Duclos e Araar (2006) para decomposições intra e intergrupos.

Os resultados para os cálculos dos IOHs e de desigualdade de oportunidade demonstram que houve evolução desses indicadores no país para o período 1999-2009. A disponibilidade dos serviços, de um modo geral, foi ampliada e a desigualdade em seu acesso se reduziu, o que implicou um aumento do IOH que agrega as quatro oportunidades de aproximadamente 70 para cerca de 77 no referido período. Analisando os índices individualmente por oportunidade, os resultados mostram avanços tanto no IOH quanto no índice de desigualdade de oportunidade. Entretanto, são grandes as divergências nesses índices individuais. O acesso à energia elétrica, serviço com melhores indicadores, tem IOH de 98,22 e índice de desigualdade de 1,18 em 2009, enquanto o saneamento, serviço com piores indicadores, apresenta os valores de apenas 49,26 e 20,21 para esses mesmos índices.

A decomposição do índice de desigualdade de oportunidades mostra que as desigualdades de acesso existentes dentro de cada subgrupo são mais relevantes, contribuem mais para a desigualdade de oportunidade do que as diferenças de acesso observadas entre os grupos de circunstâncias. Apenas quando se trata da área de residência do indivíduo é que a diferença de acesso entre as áreas urbana e rural é preponderante para o valor do índice de desigualdade de oportunidade.

Tendo em vista o objetivo deste trabalho, além desta introdução, o artigo contém outras cinco seções. A segunda seção apresenta a metodologia utilizada

para a estimação do IOH e do índice de desigualdade de oportunidade, as variáveis consideradas na análise e os dados utilizados. A seção 3 reporta os valores obtidos para os indicadores para os períodos considerados. A seção 4 trata sobre o valor de Shapley, analisando o método e sua aplicação ao estudo em questão. A quinta seção ressalta os resultados da decomposição. Por último, as considerações finais.

2 O IOH

A igualdade de oportunidade é caracterizada por uma situação em que os resultados obtidos pelos indivíduos dependem apenas dos esforços que fazem, sem que haja qualquer correlação com suas características pessoais. Desta forma, numa sociedade em que a educação dos pais e/ou a raça (ou seja, circunstâncias que independem do indivíduo) influenciam os resultados, há desigualdade de oportunidade.

Visando mensurar como essas circunstâncias interagem e contribuem para a desigualdade no acesso às oportunidades, Barros *et al.* (2009) desenvolveram o IOH. O índice não é uma medida direta da desigualdade de oportunidade, mas um indicador que revela como as oportunidades, definidas como o acesso a bens e serviços básicos, estão disponíveis numa sociedade e são alocadas com base no princípio da igualdade de oportunidade (Vega *et al.*, 2010).

Outro diferencial dessa abordagem em relação às demais é o foco apenas nas variáveis de circunstância. O índice é calculado a partir de microdados de indivíduos com idade entre zero e dezesseis anos (inclusive), corte etário que permite isolar o impacto do componente *circunstância* do de *esforço* e análise somente dos efeitos do primeiro. A justificativa é que indivíduos com tal idade não estão aptos a escolher seu esforço e, portanto, as diferenças observadas no acesso que têm a um dado conjunto de bens ou serviços se devem inteiramente às características pessoais de cada um e do seu ambiente. Além disso, como ressaltam Vega *et al.* (2010), intervenções de políticas públicas com o objetivo de igualar oportunidades quando o indivíduo ainda é jovem são menos custosas e mais custo-efetivas do que se realizadas na fase adulta.

O IOH evidencia, portanto, quão distante está uma sociedade do acesso amplo e igualitário a um dado conjunto de bens e serviços. De modo mais específico, calcula como características pessoais impactam sobre a probabilidade de crianças terem acesso a serviços necessários para realizar seu potencial econômico (Barros *et al.*, 2009). Seu valor se situa entre zero e um, sendo que, quanto mais próximo de um, maiores são as oportunidades disponíveis e seu acesso, menos correlacionado com as circunstâncias pessoais de cada indivíduo.

O IOH é resultado da combinação de dois elementos: taxa de cobertura e índice de desigualdade. A taxa de cobertura quantifica a proporção da população que tem acesso ao bem ou serviço sob estudo, isto é, mostra a quantidade daquela

oportunidade que está disponível na sociedade. O índice de desigualdade, por sua vez, revela a desigualdade de oportunidade existente – é uma medida de como a taxa de cobertura difere de acordo com as diferentes características dos indivíduos.

Denotando:

$$P(A = 1 | x_{1i} \dots x_{mi}) \quad (1)$$

como a probabilidade de um indivíduo i ter acesso ($A = 1$) a um dado bem ou serviço básico está condicionada ao vetor k -dimensional das circunstâncias (x), onde $i = 1, \dots, n$ e $\{x_k | k = 1, \dots, m\}$, é possível obter a taxa de cobertura a partir dessas probabilidades individuais.

A forma empírica com que essa relação entre circunstâncias e acesso se dá pode ser explicitada por meio de um modelo de regressão logística, em que é regredido o acesso contra o vetor de características. Assim, dado que o acesso à oportunidade é função do conjunto de circunstâncias, formalmente são estimados os parâmetros da seguinte regressão:

$$\frac{P(A = 1 | x_{1i} \dots x_{mi})}{1 - P(A = 1 | x_{1i} \dots x_{mi})} = e^{\beta_0 + \sum_{k=1}^m x_{ki} \beta_k} \quad (2)$$

Tendo estimado as probabilidades de acesso para cada indivíduo da amostra de tamanho N , a taxa de cobertura do bem sob análise é calculada como a média simples dessas probabilidades condicionais. Tem-se, então, uma taxa de acesso média da população como um todo para uma oportunidade específica:

$$C = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n p_i \quad (3)$$

em que C simboliza a taxa de cobertura, indicador cujo valor situa-se no intervalo entre zero e um, sendo que quanto mais próximo de um, maior a disponibilidade do bem ou serviço na sociedade.

A taxa de cobertura é um indicador relevante, e várias metas de universalização de acesso a bens e serviços básicos têm sido baseadas na busca do aumento de seu valor. Entretanto, a alocação desses bens e serviços pode não ser aleatória, e, deste modo, não igualitária. Ou seja, por mais que a taxa de cobertura de um serviço seja elevada, ele pode não ser alocado de forma igualitária na sociedade,

uma vez que as características pessoais se apresentam como fatores que podem influenciar essa alocação.

Tal distorção na alocação torna necessária uma medida que revele o grau com que as oportunidades são distribuídas entre os diferentes grupos de circunstâncias. Esse é o papel desempenhado pelo índice de desigualdade de oportunidade.

O índice de desigualdade mensura as diferenças no acesso a dada oportunidade para grupos de indivíduos definidos por circunstâncias comparadas com o acesso médio dado pela taxa de cobertura. É um indicador que pode ser interpretado como a fração de todas as oportunidades que precisam ser realocadas para restaurar a igualdade de oportunidade quanto ao bem ou serviço sob análise (Barros *et al.*, 2009). É, portanto, uma medida da desigualdade de oportunidade. É obtido a partir da seguinte equação:³

$$D = \frac{1}{2C} \sum_{i=1}^n \frac{1}{N} |p_i - C| \quad (4)$$

Seu valor varia entre zero e um: quanto mais próximo de zero, mais igualitária e justa na distribuição do acesso é a sociedade em questão. Desta forma, quanto maior o valor de D , maior a diferença no acesso grupo-específico a um bem ou serviço relativamente à sua taxa de cobertura.

A partir da combinação de taxa de cobertura e índice de desigualdade de oportunidade obtém-se o IOH. Como o índice de desigualdade representa a desigualdade de oportunidade existente, tem-se que $(1 - D)$ pode ser interpretado como a porcentagem de oportunidades que são alocadas de forma igualitária (Vega *et al.*, 2010). Considerando essa visão, o IOH pode ser expresso como:⁴

$$IOH = C * (1 - D) \quad (5)$$

De forma intuitiva, o IOH assim calculado pondera a taxa de cobertura da oportunidade pela proporção desta que é distribuída de acordo com o princípio da igualdade de oportunidade. Isto é, capta somente a cobertura do bem ou serviço que é adequadamente alocada entre os diversos grupos de circunstâncias. Se não houver diferenças de acesso aos diversos grupos de circunstâncias, ou seja, se o

3. Para um aprofundamento algébrico das deduções apresentadas para o cálculo do índice de desigualdade, ver Barros, Vega e Saavedra (2008).

4. As expressões demonstradas nesta seção para o cálculo do IOH, do índice de desigualdade de oportunidade e da taxa de cobertura retornam valores entre zero e um. Entretanto, os indicadores serão apresentados neste estudo num intervalo entre zero e 100 para facilitar a visualização dos resultados.

acesso dos indivíduos a determinada oportunidade é independente de suas características pessoais, D assume o valor zero e o IOH será igual à taxa de cobertura.

Outra forma de expressar o IOH⁵ é:

$$IOH = C * (1 - D) \Rightarrow IOH = C - C * D \Rightarrow IOH = C - P \quad (6)$$

em que $P = C * D$ representa a penalidade imposta sobre taxa de cobertura pela existência de desigualdade de oportunidade.

O estudo de Barros *et al.* (2009) abrange dezenove países da América Latina e Caribe durante o período de 1995 a 2005. Os autores constroem um IOH para cada oportunidade relacionada à habitação, como saneamento, eletricidade e água limpa, bem como para cada oportunidade relacionada à educação, essas definidas como frequência escolar e conclusão da sexta série na idade adequada. Os resultados denotam que muitos países estão próximos do acesso universal à eletricidade, apesar de existirem algumas exceções com baixo IOH para esse item. A América Latina como um todo apresenta IOH muito pior para o saneamento do que para o acesso à água, com uma média regional do IOH de 67 para a água e de apenas 43 para o saneamento. O IOH para frequência escolar é alto em todos os países, com média regional de 90, e para a conclusão da sexta série a média é 62, valor baixo e que apresenta elevada dispersão.

2.1 Base de dados e especificação das variáveis

Para o presente estudo foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 1999 e 2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Após a seleção da faixa etária de interesse e exclusão de indivíduos que apresentavam variáveis com valor nulo em seus campos e/ou cujo questionário não era aplicável, a amostra resultou num total de 114.901 e 108.358 indivíduos para os referidos anos, respectivamente. O período 1999-2009 foi selecionado para a pesquisa com base na queda observada na média do índice de Gini do Brasil para esse decênio (Ipeadata).

As oportunidades, definidas como bens e serviços básicos cujo acesso pode desempenhar um papel essencial na vida adulta, são compostas pelo acesso à eletricidade, acesso ao saneamento adequado, acesso à água canalizada, dimensões essas relativas à habitação e relacionadas à qualidade de vida, e à probabilidade de se completar a sexta série na idade adequada, variável que tenta captar a oportunidade de educação básica (Barros *et al.*, 2009). As oportunidades foram especificadas

5. O método de cálculo abordado nessa seção foi baseado em Vega *et al.* (2010).

de forma binária, assumindo o valor um, se o indivíduo tem acesso ao bem ou serviço, e zero, se não tem.

As circunstâncias utilizadas para estimar a probabilidade de os indivíduos acessarem as oportunidades descritas são: gênero e raça, que capturam efeitos de discriminação direta; área de residência, para confrontar as disparidades entre as áreas urbana e rural; gênero da pessoa de referência do domicílio, isto é, da pessoa responsável pelo domicílio, para analisar uma forma de discriminação indireta; presença da mãe, para indícios de estrutura familiar;⁶ educação da pessoa de referência do domicílio, como uma *proxy* para origem familiar;⁷ renda mensal domiciliar *per capita*, para captar o efeito dos recursos disponíveis a que se tem acesso; e número de pessoas que vivem no domicílio.

Utilizou-se a mesma especificação de Barros, Vega e Saavedra (2008) para as variáveis:⁸ gênero, raça, área de residência, presença da mãe e gênero da pessoa de referência apresentam forma binária, renda mensal domiciliar *per capita* em forma logarítmica, linear para o número de pessoas na família e quadrática para educação da pessoa de referência. Apesar das especificações, as funções continuam lineares nos parâmetros. Para construir uma *dummy* para raça, as cinco categorias apresentadas na PNAD foram englobadas em apenas duas, seguindo o mesmo critério de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), sendo que a primeira é composta por indivíduos brancos e amarelos e a segunda inclui pretos, pardos e indígenas, caracterizando as categorias brancos e não brancos, respectivamente.

2.2 Estimação

As bases para o cálculo do IOH são as probabilidades de acesso estimadas para as oportunidades. A estratégia então é realizar uma regressão logística cuja variável dependente é a *dummy* de acesso ao serviço básico e as independentes são as circunstâncias, tal como descrito anteriormente. O modelo a ser estimado é:

$$Op_{ij} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \text{sexo}_i + \beta_2 \text{raca}_i + \beta_3 \text{urbano}_i + \beta_4 \text{genpesref}_i + \beta_5 \text{presmae}_i + \beta_6 \text{educpesref}_i + \beta_7 \ln \text{renda}_1 + \beta_8 \text{numpes}_i) \quad (7)$$

em que:

6. A variável mais adequada seria a presença de ambos os pais, como utilizam Barros, Vega e Saavedra (2008), mas os dados disponíveis não permitem tal compilação.

7. A educação de ambos os pais teve grande relevância na análise feita por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), mas a insuficiência de dados novamente impede uma análise mais completa. A única fonte desse dado para o Brasil é o suplemento da PNAD de 1996, base utilizada pelos autores.

8. A especificação das variáveis bem como as classes que foram consideradas como referência para as binárias estão denotadas no anexo.

$$Op_{ij} = \frac{P(A_j = 1 | x_{ki})}{1 - P(A_j = 1 | x_{ki})} \quad (8)$$

onde Op representa o acesso do indivíduo i à oportunidade j , sendo que $j = 1, \dots, 4$, simbolizando as quatro oportunidades objeto desse estudo (acesso a água, energia, saneamento e escola), e $i = 1, \dots, n$. Registre-se que para a obtenção das estimativas da regressão logística foram utilizados os pesos estatísticos dos indivíduos indicados na PNAD, possibilitando, dessa maneira, expandir os resultados obtidos na amostra para a população brasileira como um todo.

A estimação da regressão logística foi feita para cada ano sob estudo e resultou nos seguintes coeficientes e razões de chances (*odds ratios*) (ver tabela 1).

A variável “gênero” revelou-se estatisticamente não significativa nas regressões realizadas para o acesso às oportunidades “saneamento”, “água” e “energia” em ambos os anos, porém é significativa para o acesso à escola. Em decorrência desse último fato, optou-se por mantê-la no modelo, tanto para a padronização da análise, quanto devido ao interesse em decompor o IOH para os subgrupos da variável gênero, assunto abordado na próxima sessão. Além disso, o teste Wald revela a significância estatística global dos modelos.

Os parâmetros estimados evidenciam, de uma maneira geral, que o fato de o indivíduo pertencer à raça branca ou morar em localidade urbana aumenta a sua probabilidade de ter acesso a qualquer um dos quatro serviços básicos. A presença da mãe apresenta o mesmo impacto. A educação da pessoa de referência tem influência positiva no acesso às oportunidades, porém de magnitude pequena. O fato de a pessoa de referência do domicílio ser do gênero masculino tem efeito negativo sobre o acesso, exceto pela escola e pelo acesso à água limpa na regressão de 1999, em que o efeito é positivo. A variável “renda” apresenta efeito contrário daquele esperado somente sobre a oportunidade “escola”, denotando um impacto negativo, porém pequeno. Esse resultado para a renda pode indicar que a conclusão da sexta série na idade adequada é uma oportunidade mais complexa do que a simplificação aqui proposta, diferentemente das demais, demandando uma análise específica e mais acurada, o que é deixada para estudos posteriores. O número de pessoas que vivem no domicílio, por sua vez, afeta negativamente o acesso a todos os serviços sob análise.

TABELA 1
Coefficientes estimados e odds ratios obtidos pela regressão logística, por oportunidade para os anos de 1999 e 2009

	1999		1999		1999		1999	
	Saneamento	Água	Energia	Escola	Saneamento	Água	Energia	Escola
	Coefficiente	Odds ratio						
Constante	-5,167* (0,072)	-	-1,552* (0,092)	-	0,234* (0,049)	-	0,234* (0,049)	-
Gênero	-0,009 (0,015)	0,991	-0,033 (0,029)	0,968	-0,147* (0,014)	0,968	-0,147* (0,014)	0,863
Raça	0,590* (0,016)	1,803	0,768* (0,033)	2,155	0,280* (0,014)	2,155	0,280* (0,014)	1,323
Área de residência	2,680* (0,034)	14,587	2,906* (0,039)	18,281	0,138* (0,017)	18,281	0,138* (0,017)	1,148
Gênero da pessoa de referência	-0,212* (0,020)	0,809	-0,233* (0,049)	0,792	0,496* (0,019)	0,792	0,496* (0,019)	1,642
Presença da mãe	0,355* (0,029)	1,427	0,200* (0,052)	1,221	0,715* (0,027)	1,221	0,715* (0,027)	2,043
Educação da pessoa de referência	0,004* (0,0001)	1,004	0,012* (0,0004)	1,012	0,005* (0,0001)	1,012	0,005* (0,0001)	1,005
Renda mensal <i>per capita</i>	0,441* (0,011)	1,555	0,547* (0,012)	1,727	-0,054* (0,007)	1,727	-0,054* (0,007)	0,947
Número de pessoas no domicílio	-0,032* (0,005)	0,969	-0,014 (0,008)	0,986	-0,212* (0,005)	0,986	-0,212* (0,005)	0,809
Log pseudo-likelihood	-59591,636		-19065,881		-71358,816		-71358,816	
Wald χ^2	16268,990		10655,640		6476,890		6476,890	
Pseudo R^2	0,242	0,337	0,368		0,064		0,064	

(continua)

(continuação)	2009							
	Saneamento		Água		Energia		Escola	
	Coefficiente	Odds ratio						
Constante	-5,983*	-	-3,895*	-	-0,078	-	0,864*	-
	(0,077)		(0,103)		(0,195)		(0,065)	
Gênero	-0,008	0,992	-0,009	0,991	-0,020	0,980	-0,158*	0,854
	(0,015)		(0,025)		(0,053)		(0,015)	
Raça	0,459*	1,583	0,650*	1,916	0,552*	1,736	0,213*	1,237
	(0,016)		(0,029)		(0,065)		(0,016)	
Área de residência	2,720*	15,180	2,062*	7,860	2,641*	14,025	0,204*	1,226
	(0,036)		(0,026)		(0,073)		(0,020)	
Gênero da pessoa de referência	-0,234*	0,791	-0,217*	0,805	-0,147**	0,863	0,232*	1,262
	(0,017)		(0,031)		(0,071)		(0,017)	
Presença da mãe	0,249*	1,283	0,311*	1,364	0,443*	1,558	0,436*	1,547
	(0,026)		(0,041)		(0,086)		(0,025)	
Educação da pessoa de referência	0,0023*	1,002	0,007*	1,007	0,003*	1,003	0,0034*	1,003
	(0,0001)		(0,0003)		(0,0007)		(0,0001)	
Renda mensal <i>per capita</i>	0,579*	1,785	0,822*	2,275	0,554*	1,741	-0,026*	0,974
	(0,011)		(0,016)		(0,030)		(0,0097)	
Número de pessoas no domicílio	-0,013**	0,987	-0,052*	0,950	-0,127*	0,881	-0,155*	0,856
	(0,005)		(0,008)		(0,014)		(0,005)	
Log pseudo-likelihood	-59242,383		-25853,244		-7206,003		-60829,389	
Wald χ^2	14347,740		13073,800		2845,020		3028,940	
Pseudo R^2	0,211		0,303		0,259		0,031	

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: * significativos a 1%;

** significativos a 5%.

Erro-padrão entre parênteses.

3 RESULTADOS DO CÁLCULO DO IOH

Para o cálculo do IOH geral, em que as quatro oportunidades sob análise são englobadas em um único indicador, foi utilizada a média simples das probabilidades individuais estimadas pela regressão logística como uma probabilidade geral de acesso. A partir daí foram realizados os demais passos necessários para obtenção dos indicadores, conforme descrito na seção anterior. Os índices obtidos para ambos os anos sob estudo são reportados na tabela 2.

TABELA 2

Taxa de cobertura, índice de desigualdade e IOH gerais para os anos de 1999 e 2009

Índices	1999	2009
Taxa de cobertura – C	69,98	77,46
Índice de desigualdade de oportunidade – D	9,54	5,92
Índice de oportunidade humana – IOH	63,31	72,87

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota-se que no período sob análise houve aumento da taxa de cobertura geral, ou seja, daquela que engloba as quatro oportunidades em estudo, e também uma redução do índice de desigualdade de oportunidade, o que resulta em um IOH maior em 2009. Tem-se, desse modo, que a desigualdade no acesso foi reduzida e a disponibilidade dos serviços para a sociedade como um todo, ampliada.

A tabela 3 denota os índices acima discutidos desagregados por oportunidade, o que possibilita uma análise mais detalhada da evolução do IOH geral.

TABELA 3

Taxa de cobertura, índice de desigualdade e IOH por oportunidade para os anos de 1999 e 2009

Índices	Saneamento		Água		Energia		Escola	
	1999	2009	1999	2009	1999	2009	1999	2009
Taxa de cobertura – C	44,07	49,26	80,42	89,20	93,32	98,22	62,12	73,16
Índice de desigualdade de oportunidade – D	24,19	20,21	11,18	6,24	4,72	1,18	8,95	4,52
Índice de oportunidade humana – IOH	33,41	39,30	71,43	83,64	88,92	97,06	56,56	69,84

Fonte: Elaboração dos autores.

As quatro oportunidades apresentaram avanços nesse período de dez anos, com destaque para o acesso à escola, cujo salto da taxa de cobertura foi de mais de 11 pontos no indicador, evidenciando que, independentemente da forma da alocação, a disponibilidade da oportunidade aumentou para todos os indivíduos. Entretanto, ainda há grande lacuna a ser preenchida pela melhoria dessa oportunidade.

O acesso à energia é quase universal, fato que alia alta taxa de cobertura e baixo índice de desigualdade de oportunidade. O saneamento apresentou melhora, tanto na taxa de cobertura quanto na alocação justa do serviço revelada pelo índice D , porém tal melhora se classifica como a pior entre as quatro oportunidades. A desigualdade no acesso ao saneamento é bastante elevada se comparada com as demais oportunidades. Embora o índice de desigualdade desse serviço tenha reduzido no período, passando de 24,19 em 1999 para 20,21 em 2009, a melhora relativa do indicador é pequena em comparação com os outros serviços. A desigualdade no acesso a energia elétrica, por exemplo, que é a menor dentre as oportunidades, teve um decréscimo de 4,72 para 1,18 no período, o que evidencia a disparidade da desigualdade de oportunidade no acesso aos serviços considerados.

Assim, para a composição do IOH geral, o saneamento é a oportunidade que apresenta maior deficiência para a sociedade. Da pouca disponibilidade que há do serviço para a população, uma vez que há somente 49,26% de cobertura do serviço, apenas 39,30% são distribuídas de forma equitativa. Isto é, 20,21% desse serviço são distribuídos de forma desigual, de modo que as circunstâncias pessoais influenciam nessa distribuição, e, por mais que não houvesse desigualdade de oportunidade na sociedade, apenas 49,26% dos indivíduos teriam acesso ao saneamento.

4 DECOMPOSIÇÃO INTRAGRUPO E INTERGRUPOS A PARTIR DA ABORDAGEM DE SHAPLEY

Originariamente, o valor de Shapley é um conceito introduzido por Shapley (1953) na análise da teoria dos jogos cooperativos. Sua aplicação e extensão à decomposição de índices distributivos se devem ao estudo de Shorrocks (1999). Tal método oferece uma estrutura para lidar com qualquer tipo de exercício de decomposição e apresenta a propriedade de aditividade dos componentes, o que implica uma exata decomposição (Shorrocks, 1999; Duclos e Araar, 2006). Apresenta-se inicialmente, nesta seção, o valor de Shapley tal como seu conceito desenvolvido na teoria dos jogos antes de aplicá-lo à análise de decomposição intra e intergrupos do índice aqui proposto.

4.1 O valor de Shapley⁹

No campo da teoria dos jogos cooperativos, a questão a ser respondida pelo valor de Shapley é: como certa quantidade de lucros (ou custos) deve ser alocada entre determinado conjunto de participantes? Considere um conjunto N composto de n participantes, sendo que i representa algum participante em específico. Denotando:

$$\sigma = \{\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_{i-1}, \sigma_i, \sigma_{i+1}, \dots, \sigma_n\} \quad (9)$$

9. Esta seção foi baseada nos estudos de Shorrocks (1999) e Duclos e Araar (2006).

como uma ordenação aleatória dos n jogadores. A parcela esperada de lucros/custos a que o jogador i terá direito será equivalente ao somatório de todos os valores marginais gerados por ele em cada uma das posições em que ele pode se encontrar. Como são possíveis $n!$ permutações, uma vez que os jogadores podem ser ordenados de $n!$ maneiras diferentes dentro do conjunto N , devem ser considerados todos os valores marginais gerados por essas combinações para que se obtenha a alocação dos lucros entre os participantes. O valor de Shapley retorna esse valor esperado para o jogador i por meio de:

$$C_i = \frac{1}{n!} \sum_{i=1}^{n!} MV(\sigma^i, i) \quad (10)$$

Os jogadores podem formar coalizões entre si de ordem S , tal que o subconjunto $S \subseteq N$ é não vazio. As coalizões se apropriam de parte dos lucros e a divide entre seus membros, de maneira que a força de cada coalizão, ou seja, a parcela de lucros que ela partilha entre si, é determinada por uma função característica F . O valor marginal que o jogador i pode gerar ao decidir participar da coalizão S é obtido a partir de:

$$MV(S, i) = F(S \cup \{i\}) - F(S), \quad S \subseteq N \setminus \{i\} \quad (11)$$

Cada coalizão formada pelos s jogadores pode ter $s!$ possíveis permutações entre seus membros, isto é, os participantes podem ser ordenados de diferentes formas no subconjunto S o número $s!$ de vezes. O tamanho da coalizão S , por sua vez, é limitado a $s \in \{0, 1, \dots, n-1\}$. Para cada uma dessas permutações dentro da coalizão, resultam $(n-1-s)!$ permutações que complementam o subconjunto S , dado que se tem o indivíduo i sob análise. Partindo da análise dessa combinação de todas as possíveis coalizões, o valor de Shapley se reduz a:

$$C_i = \sum_{s \in \{0\}} \frac{s!(n-s-1)!}{n!} MV(S, i) \quad (12)$$

Esse formato reduzido do valor de Shapley permite que sejam computados apenas 2^{n-1} contribuições marginais,¹⁰ em vez dos $n!$ sugeridos pela forma estendida dada pela equação (10). Isto é possibilitado pelo fato de, uma vez que o jogador i tenha aderido à coalizão S , o ordenamento dos jogadores dentro da coalizão não afeta a contribuição gerada por i .

10. Dedução possibilitada a partir do teorema binomial de Newton, cujo detalhamento pode ser visto em Duclos e Araar (2006).

4.2 Aplicação do valor de Shapley à decomposição por subgrupos¹¹

A decomposição de índices distributivos tem sido objeto de análise de muitas publicações. Trabalhos como Bourguignon (1979), Cowell (1980) e Shorrocks (1980,1984) são pioneiros na discussão do tema. A decomponibilidade é propriedade importante, uma vez que possibilita o estudo da contribuição de fatores particulares à medida de desigualdade e pode lançar luzes sobre sua estrutura (Litchfield, 1999). Especialmente no que tange à decomposição por subgrupos da população, a quebra da desigualdade em componentes intra e intergrupos permite distinguir os efeitos entre grupos que ocorrem devido a diferenças na média dos grupos dos efeitos intragrupo que, por sua vez, revelam diferenças dentro dos grupos.

Especificamente, o índice total é dividido em dois componentes:

$$I = C_{inter} + C_{intra} \quad (13)$$

Aliando esse conceito à análise a que se propõe o presente estudo,¹² pode-se escrever (13) como:

$$D = C_{inter} + C_{intra} \quad (14)$$

No primeiro estágio da decomposição, a estratégia para estimação de ambos os componentes é a que segue. Para calcular a desigualdade de oportunidades entre os grupos ($D(\mu_1, \dots, \mu_g)$) é preciso eliminar a desigualdade intragrupos, sendo, para isto, as probabilidades de acesso de cada indivíduo, obtidas anteriormente pela regressão logística, igualadas à probabilidade média do grupo a qual pertence, com tal média simbolizada por μ_g . Por outro lado, para eliminar a desigualdade entre grupos e obter a desigualdade existente dentro de cada grupo, cada indivíduo terá sua probabilidade de acesso ponderada pela relação μ/μ_g .

A abordagem de Shapley é aplicada nesse primeiro estágio da decomposição para excluir a arbitrariedade das eliminações acima descritas. Os grupos são aqui definidos como o conjunto de indivíduos agregados de acordo com determinados fatores que contribuem ao índice de desigualdade de oportunidade, como gênero, por exemplo. Assim, a contribuição do subgrupo g é definida pelo valor de Shapley como:

$$C_g = \frac{1}{n!} \sum_{i=1}^{n!} MV(\sigma^i, g) \quad (15)$$

11. Seção baseada em Duclos e Araar (2006).

12. A descrição da metodologia da decomposição a seguir foca prioritariamente na decomposição do índice de desigualdade de oportunidade. Porém, a aplicação para a decomposição do IOH é direta, uma vez que esse índice é obtido pela equação (6) e a taxa de cobertura não sofre alteração em nenhum dos estágios da decomposição.

em que σ^i representa todos os possíveis ordenamentos dos grupos e o valor marginal, tal como denotado por $MV(\sigma^i, g)$, é interpretado como o impacto de eliminar o grupo g da ordem σ^i sobre a contribuição do conjunto de grupos S .

Tendo em vista a aplicação desse conceito, a decomposição do índice de desigualdade de oportunidade em contribuições inter e intragrupos se dá da seguinte maneira:

$$C_{inter} = 0,5 \times [D(p) - D(p(\mu/\mu_g)) + D(\mu_g)] \quad (16)$$

$$C_{intra} = 0,5 \times [(D(p) - D(\mu_g) + D(p(\mu/\mu_g)))] \quad (17)$$

A contribuição intragrupos, como nota-se pela equação (17), é formada por três componentes, tal como a contribuição entre grupos ressaltada pela equação (16). O primeiro deles, $D(p)$, representa o índice de desigualdade de oportunidade propriamente dito. O segundo elemento, $D(\mu_g)$, reflete a desigualdade entre grupos na medida em que a probabilidade de acesso de cada indivíduo aos serviços é igualada à probabilidade média de seu subgrupo, o que elimina a desigualdade intragrupos. Já o componente denotado por $D(p(\mu/\mu_g))$ representa a desigualdade intragrupos, pois, ao ponderar as probabilidades individuais pela razão μ/μ_g , a desigualdade entre grupos é eliminada.

A contribuição intragrupos, por sua vez, pode ser expressa pelo somatório das contribuições de cada subgrupo específico à desigualdade, o que resulta num segundo estágio da decomposição por subgrupos. Para subdividi-la entre os subgrupos, da mesma forma que ocorre no primeiro estágio, considera-se que a desigualdade intragrupos é eliminada quando a probabilidade de acesso de cada indivíduo é igual à probabilidade média de seu grupo, o que determina o impacto da eliminação da contribuição de cada subgrupo à desigualdade total intragrupos. O valor de Shapley é aplicado, então, para eliminar a arbitrariedade existente na sequência com que as contribuições serão eliminadas.

Um exemplo ilustra de modo mais claro a explanação. Supondo que a população é dividida em dois grupos denotados A e B , tal como brancos e negros ou residentes em áreas urbana e rural. A partir dessa divisão, pode-se representar a equação (17) como:

$$C_{intra} = 0,5 \times [D(p) - D(\mu_A, \mu_B) + D(p_i^A(\mu/\mu_A), p_i^B(\mu/\mu_B))] \quad (18)$$

Aplicando o conceito do valor de Shapley, a contribuição do grupo A para a desigualdade intragrupos é dada por:

$$\begin{aligned}
 C_{intra}^A = & 0,25 \times \{ [D(p) - D(\mu_A, p_B) + D(p_A, \mu_B) - D(\mu_A, \mu_B)] + \\
 & + [D(p_i^A(\mu/\mu_A), p_i^B(\mu/\mu_B)) - D(\mu, p_i^B(\mu/\mu_B))] + \\
 & + D(p_i^A(\mu/\mu_A), \mu) - D(\mu, \mu) \} \quad (19)
 \end{aligned}$$

A contribuição do grupo B à desigualdade intragrupos é obtida de forma simétrica à acima demonstrada. A metodologia da abordagem de Shapley permite que a desigualdade intragrupo seja decomposta em tantos subgrupos quanto os que existirem. Ou seja, a contribuição já mencionada pode ser generalizada para quantos grupos de população forem necessários. Dado que a contribuição de cada subgrupo para a desigualdade intragrupos pode ser obtida separadamente, tal como demonstrado pela equação (19), podemos representar (14) da seguinte maneira para o caso em que há dois subgrupos, A e B :

$$D = C_{inter} + \sum_{g=A}^B C_{intra}^g \quad (20)$$

A decomposição de Shapley resulta simétrica, isto é, a contribuição atribuída a cada fator não depende da forma com que os fatores são listados, e é exata/aditiva (Shorrocks, 1999).

5 RESULTADOS EMPÍRICOS DA DECOMPOSIÇÃO

Para efeitos da análise da decomposição, foram consideradas todas as variáveis incluídas na regressão dada pela equação (7) para estimação das probabilidades de acesso às oportunidades. Cada uma dessas variáveis foi dividida em subgrupos, sendo as binárias compostas por dois subgrupos cada, remetendo os subgrupos às suas respectivas categorias. O fator “educação” da pessoa de referência foi separado em cinco subgrupos assim definidos: “sem instrução”, que inclui indivíduos que não frequentaram escola ou frequentaram creche ou maternal somente; “ensino primário”, para indivíduos que frequentaram até a quarta série; ensino fundamental, para indivíduos que frequentaram até a oitava série; “ensino médio”,¹³ incluindo aqueles que frequentaram até o terceiro ano do ensino médio; e “ensino superior”, subgrupo que contém indivíduos que frequentaram faculdade, com ou sem pós-graduação.

13. Os subgrupos de ensino fundamental e ensino médio incluem também indivíduos que frequentaram ensino de jovens e adultos (EJA) ou supletivo, em seus respectivos níveis de ensino para os dados de 2009, uma vez que nos dados de 1999 não existia tal desdobramento.

A renda domiciliar mensal *per capita*, por sua vez, foi dividida em quintis. Já o número de pessoas no domicílio foi dividido em três subgrupos: domicílios com até quatro moradores, inclusive; domicílios que possuem de cinco a oito moradores, inclusive; e domicílios com mais de oito moradores. Estatísticas descritivas por subgrupos encontram-se reportadas na tabela 4.

TABELA 4

Estatísticas descritivas por grupo e subgrupo de circunstâncias

Grupos	Subgrupos	1999	2009
Gênero (%)			
	Masculino	50,9	51,4
	Feminino	49,1	48,6
Raça (%)			
	Branco	50,7	44,9
	Não brancos	49,3	55,1
Área de residência (%)			
	Urbano	76,5	81,1
	Rural	23,5	18,9
Gênero da pessoa de referência (%)			
	Masculino	82,5	69,7
	Feminino	17,5	30,3
Presença da mãe (%)			
	Sim	92,3	90,6
	Não	7,7	9,4
Educação da pessoa de referência (média, %)		6,28	7,7
	Sem instrução	18,8	13,3
	Ensino primário fundamental	25,4	12,7
	médio	36,9	41,5
	superior	13,5	24,9
		5,4	7,6
Renda mensal domiciliar <i>per capita</i> (média, R\$)		191,08	404,61
	1º quintil	23,81	72,62
	2º	57,45	151,37
	3º	99,62	239,55
	4º	176,90	380,80
	5º	592,46	1.123,34
Número de pessoas no domicílio (média, %)		4,8	4,4
	0-4	50,3	61,1
	5-8	45,4	36,9
	8 e +	4,3	2

Fonte: Elaboração dos autores.

Aplicado o procedimento de decomposição conforme descrito na subseção 4.2, são apresentados na tabela 5 os valores resultantes da decomposição do índice de desigualdade de oportunidade para as variáveis mencionadas.

TABELA 5
Resultados da decomposição entre e intragrupos do índice de desigualdade de oportunidade, por variável

Índice de desigualdade de oportunidade	1999: 9,54		2009: 5,92		Número de pessoas no domicílio											
	Área de residência		Raça		Renda mensal <i>per capita</i>											
Desigualdade	Gênero	Área de residência	Raça	Presença da mãe	Educação da pessoa de referência	Renda mensal <i>per capita</i>	Número de pessoas no domicílio									
Ano	1999	2009	1999	2009	1999	2009	1999	2009								
Entre grupos	0,21	0,16	3,00	1,59	5,10	3,43	0,17	0,37	3,48	1,97	4,23	2,51	2,49	1,44		
Intragrupos	9,33	5,77	6,54	4,34	4,45	2,50	9,38	5,56	9,02	5,60	5,31	3,41	7,04	4,49		
Decomposição intragrupos																
Subgrupo 1	4,81	2,99	2,43	1,43	2,90	1,69	8,04	4,30	8,49	5,17	1,75	1,11	2,47	2,03		
2	4,53	2,78	4,11	2,91	1,55	0,80	1,34	1,25	0,53	0,43	1,85	0,61	1,35	0,82	4,00	2,14
3											2,36	2,03	1,23	0,77	0,57	0,32
4											0,22	0,46	0,64	0,47		
5											0,03	0,07	0,34	0,24		

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Os subgrupos 1 e 2 definidos para as variáveis binárias correspondem respectivamente a: gênero, masculino e feminino; raça, brancos e não brancos; área de residência, urbano e rural; gênero da pessoa de referência, masculino e feminino; presença da mãe, sim e não. Os subgrupos 1 a 5 definidos para a variável educação da pessoa de referência correspondem respectivamente a: sem instrução, ensino primário, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior. Os subgrupos 1 a 5 da variável renda mensal *per capita* correspondem aos quintis de renda. Os subgrupos 1 a 3 da variável número de pessoas no domicílio correspondem respectivamente a: domicílios com até quatro pessoas (inclusive), domicílios com cinco a oito pessoas (inclusive) e domicílios com mais de oito pessoas.

Analisando primeiramente os componentes entre e intragrupos, isto é, o primeiro estágio da decomposição, os resultados demonstram que as desigualdades de oportunidade estão presentes de forma mais acentuada dentro dos grupos do que entre eles. A exceção é a área de residência, em que a desigualdade entre as regiões urbana e rural é mais relevante em ambos os anos do estudo.

O fato de a contribuição da desigualdade intragrupos ser maior indica que dentro de cada subgrupo, tal como definidos anteriormente, a desigualdade de oportunidade é mais elevada do que a verificada entre os diversos subgrupos de cada variável. Ou seja, tomando a variável raça como exemplo, a desigualdade de oportunidade observada dentro de cada subgrupo (brancos e não brancos) é superior à desigualdade que se observa entre brancos e não brancos. Para os fatores “gênero”, “educação da pessoa de referência”, “renda domiciliar mensal *per capita*” e “número de pessoas no domicílio”, as disparidades nas contribuições entre e intragrupos apresentam-se menores do que nas demais variáveis.

Logicamente que com a redução do índice de desigualdade durante o período em questão, as contribuições entre e intragrupos também foram reduzidas. Porém tal redução se mostra diversa nas variáveis consideradas. Observa-se uma redução maior das desigualdades de oportunidades intragrupos do que entre grupos segundo gênero, educação da pessoa de referência e renda domiciliar mensal *per capita*.

Com relação às desigualdades intragrupos, os componentes retornam valores de decomposição mais divergentes do que no primeiro estágio. Para a variável “gênero”, a desigualdade de oportunidade existente dentro de cada gênero (feminino e masculino) tem a mesma magnitude. Nos dois anos analisados, a desigualdade é ligeiramente maior entre os homens. Note-se que existe também maior desigualdade de oportunidade entre não brancos. Já para a variável “localidade de residência”, a desigualdade de oportunidade dentro da área urbana é maior do que a desigualdade na área rural.

Quanto ao gênero da pessoa de referência do domicílio, as maiores desigualdades de oportunidades encontram-se no subgrupo que possui um homem como pessoa responsável pelo domicílio. Apesar dessa grande diferença na contribuição intragrupos dessa variável, sua evolução de 1999 para 2009 denota uma redução das desigualdades. Fato similar ocorre com a variável presença da mãe.

Para a educação da pessoa de referência do domicílio, podemos observar maior desigualdade nos grupos de menor escolaridade. O destaque é do subgrupo com educação até a oitava série, cuja desigualdade de oportunidade é a mais elevada. Fato interessante é que a desigualdade dentro dos subgrupos com maior nível de ensino, nível médio e superior, aumentou no período em estudo, diferentemente dos demais subgrupos. Uma possível explicação para esse fato é o aumento observado na oferta do ensino superior, o que poderia elevar a desigualdade de oportunidade nesses

subgrupos. Verifica-se uma queda bastante acentuada na desigualdade dentro dos grupos de pessoas de referência sem escolaridade e com apenas o ensino primário.

Quanto à renda mensal domiciliar *per capita* e ao número de moradores no domicílio, as maiores desigualdades encontram-se nos quintis de menor renda e nos subgrupos com menor número de pessoas no domicílio. Entretanto, de 1999 a 2009, a desigualdade de oportunidade dentro do subgrupo com cinco a oito moradores reduziu de modo mais drástico do que dentro dos demais subgrupos.

Em uma visão mais ampla dos resultados, verifica-se que os subgrupos supostamente menos favorecidos, tais como indivíduos do sexo feminino, cuja pessoa de referência do domicílio pertence ao sexo feminino, que não têm a presença da mãe, cuja pessoa de referência não possui instrução ou em cujo domicílio convivem mais de oito pessoas, não são os que mais contribuem para a desigualdade de oportunidade. Ou seja, seria esperado que a desigualdade de oportunidade fosse maior entre indivíduos com tais características, o que é contrariado pelos resultados obtidos, uma vez que esses subgrupos contribuem com uma menor parcela para o índice de desigualdade de oportunidade. A exceção ocorre nos subgrupos de raça não branca e de menor renda. Para as variáveis “raça” e “renda domiciliar *per capita*” são os indivíduos não brancos ou de menor renda, considerados menos favorecidos, que apresentam maior contribuição para a desigualdade de oportunidade.

5.1 Aplicação dos resultados da decomposição às políticas públicas

Os resultados para a decomposição revelam uma possibilidade de caminho a ser seguido por políticas públicas em sociedades nas quais a meta seja a igualdade de oportunidade. Analisar o índice de desigualdade de oportunidade decomposto entre e intragrupos permite lançar luzes sobre os grupos de população que necessitam de maior atenção de tais políticas e que apresentam maior carência nas quatro oportunidades aqui estudadas, sendo essas o acesso à energia, à água, ao saneamento e à escola. Além disso, as contribuições intra e intergrupos indicam a necessidade de atuações de políticas específicas para sanar desigualdades e injustiças no acesso entre os grupos ou dentro dos subgrupos de circunstâncias, conforme os resultados das respectivas contribuições, possibilitando uma escolha mais adequada do tipo de ação a ser implementada.

Para as variáveis em que se observa elevada desigualdade de oportunidades entre grupos, tais como “raça”, “área de residência”, “educação da pessoa de referência”, “renda” e “número de pessoas no domicílio”, políticas focalizadas são mais indicadas para a redução da lacuna de acesso aos serviços entre os subgrupos. Políticas como essas seriam implantadas com o intuito de promover maior acesso a bens e serviços fundamentais a um determinado subgrupo, menos favorecido devido às suas características pessoais, como, por exemplo, os habitantes de áreas rurais, os não brancos e aqueles com pessoa de referência de baixa escolarização na família.

Apesar do benefício de redução da desigualdade entre grupos e, consequentemente, da desigualdade de oportunidade como um todo, ocasionado por essas políticas, tais ações podem impactar em sentido contrário sobre a desigualdade intragrupos. Se tais políticas não atingirem de forma equitativa os indivíduos de que são objeto, poderá ocorrer a ampliação do hiato de acesso dentro do subgrupo alvo da política, elevando a contribuição intragrupos para a desigualdade. Isto não significa que os efeitos das políticas serão nulos, hipótese em que não haveria redução da desigualdade de oportunidade. O que se quer esclarecer é que políticas que atinjam somente parte de um subgrupo podem elevar a desigualdade intragrupos, contrabalançando, porém não anulando, a redução da desigualdade entre grupos.

A eventual ocorrência de tal impacto contrário sobre a desigualdade intragrupos fornece uma possível explicação para a evolução das contribuições intragrupos com relação à variável “educação da pessoa de referência”.

Para o período considerado, observa-se que houve um aumento da participação na desigualdade de oportunidade dos subgrupos de maior nível educacional, notadamente os que possuem nível médio e ensino superior, na desigualdade de oportunidade. Aliado a esse fato, nos últimos anos tem-se observado um aumento considerável do acesso da população em geral ao ensino superior. Há de se mencionar que políticas públicas foram colocadas em prática visando a esse maior acesso, como é o caso do Programa Universidade para Todos (ProUni), implantado pelo governo federal. Se analisarmos os números para a amostra aqui utilizada, que é bastante restritiva para essa fonte, uma vez que considera apenas pessoas de referência do domicílio e que analisa apenas indivíduos entre zero e dezesseis anos, há um salto de 5,4% em 1999 para 7,6% em 2009 de responsáveis pelo domicílio com ensino superior, com ou sem pós-graduação, conforme se observa na tabela 4.

Ao mesmo tempo em que se observa esse aumento do número de pessoas de referência com ensino superior, a contribuição para a desigualdade dentro do subgrupo 5 se elevou no período, o que significa que há maior desigualdade no acesso às oportunidades “água”, “energia”, “saneamento” e “escola” entre os indivíduos cuja pessoa de referência possui o ensino superior em 2009 do que havia em 1999. Uma hipótese de explicação é que tal fato pode ser reflexo das ações públicas que promoveram a melhoria de somente parte do grupo. Nota-se, assim, que houve uma efetiva redução da desigualdade intragrupos com relação à variável pessoa de referência do domicílio, passando essa de 6,06 em 1999 para 3,95 em 2009. Entretanto, essa redução se distribuiu de forma diversa dentro dos subgrupos, diminuindo a contribuição dos indivíduos cuja pessoa de referência possui escolaridade até o ensino fundamental e elevando a contribuição para a desigualdade de oportunidade dos indivíduos cuja pessoa de referência do domicílio possui ensino médio ou superior.

Tendo em vista esse efeito diverso, que não anula, ressalte-se, o benefício gerado pelas políticas públicas, são necessárias iniciativas que visem equilibrar as oportunidades dentro dos subgrupos de circunstâncias além de políticas focalizadas com vistas a reduzir desigualdades entre os grupos menos favorecidos. Todas as circunstâncias consideradas na análise aqui proposta apresentaram contribuições dentro dos grupos mais elevadas do que as contribuições entre grupos, exceto para o caso da área de residência. Esse fato implica uma atuação diferenciada por parte das políticas públicas. São essenciais ações com o objetivo de atuar dentro dos subgrupos que apresentam maior contribuição à desigualdade de oportunidade.

Indivíduos não brancos, com menor renda, em cujo domicílio residem de cinco a oito pessoas ou cuja pessoa de referência possui educação ao nível fundamental são os mais fragilizados, existindo, entre os que possuem as mesmas características, discrepâncias significativas no acesso aos serviços. Assim, as contribuições intra, elevadas para esses subgrupos, revelam a desigualdade de oportunidade e a diferenciação existente entre pessoas que compartilham de uma mesma circunstância, o que retorna à necessidade da concepção de políticas que trabalhem tal desigualdade dentro desses subgrupos.

Metas de universalização, por sua vez, agem de forma diversa como política de redução da desigualdade de oportunidade. Essas se pautam na elevação da taxa de cobertura e acabam por contribuir para a melhora da disponibilidade dos serviços para a população como um todo. Entretanto, como ressaltado na segunda seção, esse aumento da quantidade de serviço disponível, ou seja, o aumento da taxa de cobertura, caso seja alocado de forma desigual na sociedade, é penalizado devido à influência que as características pessoais exercem sobre esse acesso. Devido à presença da desigualdade de oportunidade, o aumento da taxa de cobertura não é distribuído de forma igualitária dentro dos diversos grupos de circunstâncias. Deve-se enfatizar, contudo, que, no caso de as metas de universalização atingirem a disponibilidade dos serviços em 100% para a população, não haveria que se falar em desigualdade de oportunidade, uma vez que a cobertura total implica ausência de desigualdade no acesso aos serviços.

6 CONCLUSÕES

O objetivo do presente estudo foi analisar a desigualdade/igualdade de oportunidade e sua estrutura no Brasil de 1999 a 2009. A desigualdade de oportunidade é considerada uma situação em que as características pessoais dos indivíduos influenciam em seu acesso a serviços, tais como água limpa, energia elétrica, saneamento e escola, tidos como oportunidades básicas, quando, dentro do conceito de sociedade justa e igualitária, tal correlação não deveria ocorrer.

Com vistas a tal objetivo, foi construído o IOH para o país no período mencionado, indicador que revela a quantidade disponível das oportunidades, alocada com base no princípio da igualdade de oportunidade. Em seguida foi realizada a decomposição do índice de desigualdade de oportunidade em contribuições entre e intragrupos, através do valor de Shapley. O IOH, bem como seus dois componentes, a taxa de cobertura e o índice de desigualdade de oportunidade foram analisados tanto por oportunidade específica quanto agregados de uma forma geral.

Os resultados do IOH revelam que o país teve grande avanço em dez anos. A taxa de cobertura aumentou e o índice de desigualdade foi reduzido nas quatro oportunidades consideradas, resultando num IOH mais elevado em 2009. Entretanto, houve disparidades nesses avanços. A energia elétrica possui cobertura quase universal e há pouca desigualdade em seu acesso, sendo o serviço com o melhor desempenho. Já o saneamento se classifica como o pior e o que mais necessita de atenção de políticas sociais: alia baixa disponibilidade do serviço com alta desigualdade em seu acesso, isto é, o pouco que há disponível para a sociedade é alocado de maneira fortemente correlacionada com as características pessoais dos indivíduos, caracterizando alta desigualdade de oportunidade, tal como revelado pelo índice *D*.

A decomposição do índice de desigualdade de oportunidade mostra que, para a maioria das variáveis incluídas na análise, a desigualdade dentro dos subgrupos de população é mais relevante. Apenas para a área de residência do indivíduo é que a desigualdade de oportunidade que se observa entre as regiões urbana e rural influencia mais o índice de desigualdade do que tal desigualdade dentro dessas regiões. Esse resultado indica a necessidade de políticas públicas focalizadas prioritariamente na redução das desigualdades intragrupos.

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze the structure and evolution of equality of opportunity in Brazil from 1999 to 2009. We estimated the Human Opportunity Index (HOI) and the inequality of opportunity index for the country and calculated the decomposition of the latter by means of the Shapley value. The results for the HOI show that there were major advances in the period considered, in spite of severe deficiencies related to sanitation. As for the second index, inequalities in access to opportunities within the subgroups, such as race or area of residence, are more relevant to the observed inequality of opportunity in the country than the differences between subgroups.

Keywords: Human Opportunity Index (HOI), inequality of opportunity, decomposition, Shapley value.

REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P.; VEGA, J. M.; SAAVEDRA, J. **Measuring inequality of opportunities for children**. Washington, DC: World Bank, 2008. Disponível em: <<http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPPOVANA/Resources/IneqChildrenPaesdeBarrosMolinasSaavedra.pdf>>.
- BARROS, R. P. *et al.* **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, DC: Palgrave Macmillan and the World Bank, 2009. 222 p.
- BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. **Econometrica**, v. 47, p. 901-920, 1979.
- _____; FERREIRA, F. H. G.; MENÉNDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of income and wealth**, series 53, n. 4, p. 585-618, Dec. 2007.
- CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. **Journal of economic inequality**, 2009.
- _____; _____. SERLENGA, L. **Fair and unfair income inequalities in Europe**. IZA, 2010 (Discussion Paper, n. 5.025).
- COWELL, F. A. On the structure of additive inequality measures. **Rev. econ. stud.**, v. XL, n. 2, p. 521-531, 1980.
- DUCLOS, J.-Y.; ARAAR, A. Poverty and equity: measurement, policy and estimation with DAD. **Economic studies in inequality, social exclusion and well-being**, Springer, 2006.
- FIGUEIREDO, E. A.; SILVA, C. R. F. E. Desigualdade de oportunidades no Brasil: uma decomposição quantílica contrafactual. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 42, p. 29-48, 2012.
- LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: are Western societies all alike? **Review of income and wealth**, v. 54, p. 513-546, 2008.
- _____. Equality of opportunity and luck: definitions and testable conditions, with an application to income in France. **Journal of public economics**, v. 93, p. 1.189-1.207, 2009.
- LITCHFIELD, J. **Inequality methods and tools**. Text for World Bank's web site on inequality, poverty, and socio-economic performance, 1999. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/poverty/inequal/index.htm>>.
- MARRERO, G. A.; RODRÍGUEZ, J. G. **Inequality of opportunity in Europe: economic and policy facts**. ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality, 2010 (Working Paper, n. 172).
- PERAGINE, V. Ranking of income distributions according to equality of opportunity. **Journal of income inequality**, v. 2, p. 11-30, 2004.
- RAMOS, X.; VAN DE GAER, D. **Empirical evidence on inequality of opportunity**. Discussion document prepared for the Marseille Meeting, 2009.
- RAWLS, J. **A theory of justice**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1971.
- ROEMER, J. E. **Theories of distributive justice**. Cambridge, M.A: Harvard University Press, 1996.
- _____. **Equality of opportunity**. Harvard University Press, 1998.
- SEN, A. **Commodities and capabilities**. Amsterdam: North-Holland, 1985.

SHAPLEY, L. A value for n-person games. *In*: KUHN, H. W.; TUCKER, A. W. **Contributions to the theory of games**. Princeton University Press, 1953. v. 2.

SHORROCKS, A. F. The class of additively decomposable inequality measures. **Econometrica**, v. 48, p. 613-625, 1980.

_____. Inequality decomposition by population subgroups. **Econometrica**, v. 52, p. 1.369-1.385, 1984.

_____. **Decomposition procedures for distributional analysis**: a unified framework based on Shapley value. Department of Economics, University of Essex, 1999. Mimeografado.

VEGA, J. R. M. *et al.* **Do our children have a chance?** The 2010 human opportunity report for Latin America and the Caribbean. Washington, DC: World Bank, 2010. 176 p.

(Original submetido em dezembro de 2011. Última versão recebida em julho de 2012. Aprovado em julho de 2012.)

ANEXO

TABELA A.1

Especificação das variáveis utilizadas

Variável	Especificação
Gênero	Binária: 1 – masculino 0 – feminino
Raça	Binária: 1 – brancos 0 – não brancos
Área de residência	Binária: 1 – urbana 0 – rural
Gênero da pessoa de referência	Binária: 1 – masculino 0 – feminino
Presença da mãe	Binária: 1 – está presente 0 – não está presente
Educação da pessoa de referência do domicílio	Quadrática
Renda mensal domiciliar <i>per capita</i>	Logaritmo natural
Número de pessoas no domicílio	Linear

Fonte: Elaboração dos autores.

MOBILIDADE INTERFIRMAS DE TRABALHADORES NO BRASIL FORMAL: COMPOSIÇÃO E DETERMINANTES*

Philippe Scherrer Mendes**

Eduardo Gonçalves***

Ricardo Freguglia****

O objetivo deste artigo consiste em analisar os principais fatores que determinam a mobilidade de trabalhadores no Brasil, com ênfase na possibilidade de difusão de conhecimento interfirmas. Com o uso dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais-Migra) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), apresenta-se a composição do emprego formal no Brasil por nível de escolaridade, gênero e setores com diferentes graus de intensidade tecnológica. A partir de um modelo *logit* condicional, conclui-se que os principais fatores indutores da mobilidade são a expectativa de retorno salarial e a experiência no vínculo anterior. Por outro lado, a sobrevivência no emprego após a mudança de firma é um fator que reduz a propensão de mudança interfirma do trabalhador.

Palavras-chave: Mobilidade interfirmas, *logit*, efeitos fixos, Brasil.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo central deste trabalho é avaliar os fatores que condicionam a mobilidade de trabalhadores entre firmas no mercado formal de trabalho brasileiro entre 1995 e 2002. Tendo em vista a capacidade dos trabalhadores qualificados em transmitir conhecimento tecnológico ao se moverem, busca-se analisar, especificamente, os determinantes da mobilidade interfirma, considerando características relacionadas ao indivíduo e ao seu emprego, com controle para fatores individuais não observados. Os custos da mobilidade, em geral, não são observáveis, mas tendem a ser absorvidos por características individuais. No estudo da mobilidade interfirma, é razoável admitir que características individuais, não observadas, podem influenciar a propensão à troca de emprego do trabalhador qualificado, como gostos, habilidades individuais e qualidade de ensino. Se os efeitos das variáveis não observadas não forem considerados na regressão, as estimativas geradas podem ser inconsistentes e enviesadas. Dessa forma, métodos econométricos de efeitos fixos seriam apropriados para o problema em questão, em virtude da consideração de características não observáveis dos indivíduos que sejam constantes no tempo.

* Os autores agradecem ao Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) pelo acesso à base de dados. Agradecem, também, ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo suporte financeiro.

** Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) e Superintendente de Arranjos Produtivos Locais da Secretaria de Estado de Desenvolvimento Econômico de Minas Gerais. E-mail: philippescherrer@gmail.com

*** Professor adjunto da UFJF e pesquisador do CNPq.

**** Professor adjunto da UFJF.

Na literatura internacional referente à economia do trabalho, três fatos estilizados descrevem a mobilidade interfirma dos trabalhadores. Primeiro, as relações de emprego de longo prazo são frequentes no mercado de trabalho. Segundo, a maioria dos empregos recém-criados tem pequena duração. Terceiro, a probabilidade de término de um emprego decresce com a experiência no mesmo vínculo (Farber, 1999).

Farber (1999) aponta que tanto a heterogeneidade do trabalhador quanto o capital humano específico parecem ser importantes fatores capazes de determinar os padrões de mobilidade quando a abordagem utiliza dados longitudinais.

Stambol (2003) define mobilidade por mudança de emprego, sem mobilidade geográfica, e migração por mobilidade espacial da mão de obra. Para o autor, a mobilidade de trabalhadores tende a aumentar o nível geral de emprego e a melhorar sua alocação no mercado de trabalho. Recentemente, o papel da mobilidade de recursos humanos tem sido reconhecido na difusão do conhecimento tecnológico e, por sua vez, no possível impacto sobre o processo de difusão tecnológica. Nesse sentido, Audretsch (1995) propõe que a unidade de observação da pesquisa em desenvolvimento tecnológico seja transferida da firma para o indivíduo. Para o autor, este agente possui papel determinante na inovação, com destaque para alguns que se diferenciam dos demais, por estarem intimamente ligados ao processo de criação de conhecimento, como engenheiros, cientistas e pessoal envolvido com pesquisa e desenvolvimento (P&D).

Feldman (1999) faz uma revisão de estudos empíricos sobre inovação e sua localização, destacando que o trabalho qualificado deve ser incluído como um mecanismo pelo qual o transbordamento de conhecimento pode ser realizado via trabalhadores que se movem. Nesse mecanismo, as empresas se apropriam do *know-how* dos trabalhadores, que muitas vezes é transmitido a outros trabalhadores. Audretsch e Keilbach (2005) sugerem que a mobilidade de trabalhadores qualificados entre empresas e/ou regiões pode ser compreendida como uma grande manifestação da transmissão de conhecimento e de transbordamento tecnológico via contato pessoal. Esses autores visam tirar o foco da firma, que comumente é tida como unidade de análise de inovação e mudança tecnológica, buscando esclarecer a importância que a unidade “trabalhador” tem nessa determinação.

Arrow (1962) destaca que a proximidade geográfica importa na transmissão do conhecimento, uma vez que o conhecimento tácito é inerente e não rival por natureza, podendo ser “derramado”. Apesar de sua característica não rival, a transmissão de tal conhecimento não pode ser feita de outra maneira que não via contato face a face, uma vez que se trata de algo não codificável. A partir da necessidade de contato face a face, a mobilidade de trabalhadores, os quais carregam consigo experiências e aprendizados, é uma das formas mais importantes de transmissão e

difusão de conhecimento. Ao contratar um novo trabalhador, o empregador tem acesso a conhecimentos específicos que estão “embutidos” nele e nos contatos que ele possui (Breschi e Lissoni, 2003).

Uma vez que o trabalhador possui a capacidade de carregar consigo um conhecimento que pode ser útil ao desenvolvimento de outras firmas, o objetivo deste artigo é avaliar os determinantes da mobilidade interfirma de trabalhadores, admitindo que eles atuam na disseminação de conhecimento tecnológico e podem ser instrumentos de difusão de conhecimento tácito. A análise empírica é realizada com uma base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais-Migra) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), que possibilita acompanhar os trabalhadores e as firmas empregadoras no período 1995-2002. A base é composta por 50% dos trabalhadores que estiveram empregados necessariamente em todos os oito anos do período considerado, na indústria de transformação brasileira. O método utilizado no trabalho envolve a estimação de um modelo *logit*, com controle para efeitos fixos dos trabalhadores, para identificar os determinantes econômicos da mobilidade do trabalhador.

Portanto, a motivação para a pesquisa está centrada na necessidade de compreender melhor o padrão de transferência de trabalhadores entre empresas, dada a sua capacidade de transferir conhecimento. A maior parte dos trabalhos da literatura brasileira foca os determinantes da migração, a fuga de cérebros ou a mobilidade espacial de trabalhadores (ver Sabbadini e Azzoni, 2006; Braga, 2006; Da Mata *et al.*, 2007; Golgher, Rosa e Araújo Júnior, 2005; Sahota, 1968; Baeninger, 2005). Além disso, há escassa literatura que utiliza as vantagens de microdados em uma base de dados longitudinal, como a Rais-Migra.

Além desta parte introdutória, o trabalho é organizado em mais cinco seções. A próxima seção revisa os principais fatores pelos quais a mobilidade ocorre, e enfatiza a importância dessa mobilidade na difusão de conhecimento tecnológico. A terceira seção apresenta a base de dados e o método utilizado no estudo. A seção 4 mostra evidências sobre a composição da mão de obra da indústria de transformação brasileira. A seção 5 revela os resultados do modelo *logit* com efeitos fixos. Finalmente, a última seção apresenta as principais conclusões do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Fatores determinantes do *job-change*: mobilidade interfirmas

Farber (1999) destaca três fatores centrais que descrevem a mobilidade dos trabalhadores no moderno mercado de trabalho, sendo eles: as relações de emprego de longo prazo são frequentes no mercado de trabalho; a maioria dos empregos recém-criados tem pequena duração; e a probabilidade de término de um emprego

decrece com a experiência no mesmo vínculo. O autor destaca que o mercado de trabalho americano e dos demais países desenvolvidos não é marcado por relações de trabalho de curto prazo e nem existe um grande movimento de trabalhadores entre empresas. Destaca, ainda, que as relações de longo prazo são características ainda mais comuns em outros países desenvolvidos (União Europeia), se comparados com os Estados Unidos. O custo para os empregadores da mudança de sua mão de obra é menor para os Estados Unidos do que para outras economias modernas, destacando-se o baixo nível de regulação estatal das relações de emprego naquele país. Nesse sentido, embora uma fração substancial da força de trabalho apresente relações de longo prazo, a maioria dos postos de trabalho dura pouco tempo. Tendo em vista que existem durações de longo prazo de emprego e que as relações de curto prazo tendem a ser menos duradouras, a probabilidade de mudança entre empregos diminui com o aumento da duração do vínculo no mesmo emprego.

Outros autores enfatizam o papel do salário, da educação e da experiência sobre a mobilidade interfirmas. No caso de Topel e Ward (1992), destaca-se a evolução salarial como fator fundamental na transição para um emprego estável, sendo o salário o principal determinante da mobilidade desses trabalhadores. Para esses autores, é amplamente documentado na literatura sobre mobilidade laboral que as taxas de mudança de emprego declinam com o aumento da idade ou da experiência, com destaque para o tempo de vínculo num mesmo emprego. Nesse trabalho, a transição entre diferentes empregos é fundamental no desenvolvimento da carreira de jovens trabalhadores.

Para Schwartz (1976), pessoas com maiores níveis de educação são mais propensas a migrar a fim de aproveitar seu maior potencial para auferir retornos pecuniários maiores, de acordo com a teoria do capital humano. Argumentos que reforçam tal relação, ainda que referentes à mobilidade espacial do trabalhador (migração), podem ser encontrados também em Borjas (1996). Esse autor apresenta duas causas para a correlação positiva entre a qualificação do trabalhador e a probabilidade de migrar: *i*) trabalhadores qualificados adquirem informações sobre empregos em outros mercados de trabalho de forma mais eficiente, e, assim, incorrem em custos de migração menores; *ii*) trabalhadores com nível educacional mais elevado possuem mais alternativas de emprego no mercado de trabalho do que os com menor nível educacional.

Holzer e LaLonde (1999) fazem uma revisão bibliográfica referente aos indicadores de instabilidade do trabalho, chamando a atenção para as diferenças existentes entre grupos demográficos. Os autores destacam a maior instabilidade do emprego para mulheres, minorias e menos educados, e confirmam que a instabilidade do emprego tende a diminuir com a idade e a experiência, mesmo para os menos qualificados.

Pacelli, Rapiti e Revelli (1998) fazem um estudo para investigar a composição do emprego e a dinâmica da indústria italiana, de acordo com a intensidade tecnológica industrial. Os autores analisam os determinantes da quebra de vínculo da mão de obra e do seu subconjunto particular (movimentos *job-to-job*), que é caracterizado pela mobilidade laboral sem períodos de desemprego, de saída da força de trabalho ou de emprego autônomo. O primeiro tipo de quebra de vínculo inibe investimentos da firma no trabalhador e a acumulação de capital humano específico da firma. O segundo tipo, movimentos *job-to-job*, representa a mobilidade interfirma, que pode conduzir à troca de conhecimento e experiência interfirmas.

Usando um modelo de regressão logística, com a variável dependente assumindo 0 (zero) para os casos em que não há quebra de vínculo e 1 (um) para os casos em que ela ocorre, os autores controlam o modelo por características do trabalhador e da firma, como: sexo, idade, salário, categoria profissional, duração do emprego, tamanho da firma, intensidade tecnológica setorial, dentre outras.

A partir dos resultados do trabalho, observa-se que a probabilidade de quebra de vínculo é maior para mulheres, trabalhadores manuais e jovens. Por outro lado, a quebra de vínculo decresce monotonicamente com o tamanho da firma, com a experiência no vínculo e com o crescimento do salário. Além disso, os setores de tecnologia tradicional da Itália estariam mais propensos a sofrer quebra de vínculo em relação aos setores de alta tecnologia. Isso revela que setores com alta intensidade de P&D possuem força de trabalho mais estável em relação às firmas que não investem em processos inovadores. Os autores também afirmam que a intensidade inovadora setorial tem relação positiva com as mudanças do tipo *job-to-job*, ao mesmo tempo em que ela diminui as chances de quebra de vínculo, como mencionado anteriormente.

Vistos os fatores determinantes da mobilidade interfirmas, é preciso abordar os efeitos dessa mobilidade em termos de possibilidade de difusão de conhecimento interfirmas. A próxima subseção se encarrega desse objetivo.

2.2 O papel do trabalhador na difusão do conhecimento interfirma

Pesquisadores do progresso tecnológico destacam a capacidade que o indivíduo possui de influenciar o desenvolvimento de inovações. Nesse sentido, Audretsch (1995) propõe que a unidade de observação do progresso tecnológico seja transferida da firma para o indivíduo. Esse último agente possui papel determinante na inovação, com destaque para alguns que se diferenciam dos demais, por estarem intimamente ligados ao processo de criação de conhecimento, como engenheiros, cientistas, dentre outros.

A mobilidade de trabalhadores qualificados entre empresas e/ou regiões pode ser compreendida, segundo Audretsch e Keilbach (2005), como uma manifestação

da transmissão de conhecimento e de transbordamento tecnológico via contato pessoal. O objetivo desses autores é tirar o foco da firma, que comumente é considerada como unidade de análise de inovação e mudança tecnológica, buscando esclarecer a importância que a unidade “trabalhador” tem nessa determinação.

Feldman (1999) destaca que os transbordamentos de conhecimento se tornam possíveis pela sua transmissão por pessoas dotadas de alto nível de capital humano. Tais indivíduos possuem a capacidade de incorporar um tipo de conhecimento que não pode ser codificado (conhecimento tácito) e cuja difusão se mostra possível via contato face a face entre trabalhadores. A autora faz uma revisão de estudos empíricos, chamando a atenção para o papel do trabalho qualificado, que deveria ser considerado como um dos principais mecanismos pelos quais o transbordamento de conhecimento pode ser realizado, à medida que os trabalhadores se movem entre firmas e regiões. As empresas que contratam trabalhadores qualificados estariam se apropriando do *know-how* tácito destes. Dessa forma, o conhecimento não estaria “solto no ar”, conforme a metáfora de Marshall, mas estaria incorporado aos cientistas e trabalhadores qualificados, podendo ser transmitido a qualquer localidade desde que os trabalhadores detentores desse conhecimento se mostrem propensos à mobilidade geográfica.

Arrow (1962) já havia destacado a mobilidade de trabalhadores qualificados como um fator que influencia a transferência de conhecimento. Além disso, enfatizou que a proximidade geográfica importaria na sua transmissão, por se tratar de um conhecimento tácito. Apesar de sua característica não rival, a transmissão de tal conhecimento não pode ser feita de outra maneira que não via contatos face a face, uma vez que não se trata de algo codificável. Por isso, a mobilidade de trabalhadores pode se constituir em uma das formas mais importantes de transmissão e difusão de conhecimento.

Song, Almeida e Wu (2003) sugerem a existência da possibilidade de aprendizagem pela contratação (*learning-by-hiring*) de trabalhadores qualificados (engenheiros), podendo esta ser utilizada para explorar distâncias tecnológicas do conhecimento. Os autores ressaltam o fato de que a distância tecnológica entre a firma e o suposto trabalhador contratado seria, então, preferível ao reforço da especialização, que se daria pela contratação de um trabalhador qualificado que desempenha funções semelhantes à que desempenharia no novo emprego. Nos resultados desse trabalho, destaca-se a inexistência de diferenças entre a contratação de trabalhadores em outros países e a contratação interna ao país ou à localidade. Isso reforça a tese de que o mecanismo de transmissão de conhecimento não se limita geograficamente.

Firmas com maiores competências tecnológicas e acúmulos de conhecimento tendem a atrair trabalhadores fundamentais no processo de produção de conheci-

mento para inovar. O empenho dessas firmas em P&D é fundamental no avanço tecnológico e na capacidade que os trabalhadores possuem de produzir novos conhecimentos também. O avanço tecnológico só é possível pela interação existente entre esses agentes. Para que haja transferência de conhecimento entre firmas não basta apenas que existam canais que possibilitem essa difusão. Faz-se necessária a existência de uma capacidade de absorção (Cohen e Levintahl, 1989) e replicação da tecnologia, sendo que firmas e trabalhadores se completam nesse processo.

2.3 Mercado de trabalho e mobilidade do trabalhador no Brasil

Sabe-se que nos anos 1990 o Brasil passou uma reconfiguração do seu mercado de trabalho em virtude de mudanças econômicas vividas pelo país. A mudança do cenário macroeconômico, em decorrência da abertura comercial e da estabilização monetária, gerou um processo de reorganização do setor privado diante da necessidade de aumento de produtividade e competitividade.

Oliveira e Machado (2000) fazem uma análise desta reconfiguração do mercado de trabalho brasileiro, no período posterior à abertura comercial. Nessa fase, o modelo baseado no protecionismo da indústria nacional é substituído pelo aumento da concorrência de mercado, com foco na busca por eficiência. Nesse estudo, feito com base na Pesquisa Mensal de Emprego (PME), observa-se o aumento da mobilidade ocupacional com o aumento da escolaridade. A mobilidade ocupacional é definida com base no critério de definição das ocupações no estudo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 1994). Observa-se uma mobilidade ascendente mais expressiva para indivíduos com níveis educacionais mais elevados. Entretanto, um resultado curioso é que a mobilidade descendente¹ também aumenta com a escolaridade, o que é justificado pelas autoras como consequência da existência de um conjunto de trabalhadores qualificados em categorias consideradas superiores.

Gonzaga (1998) destaca que a baixa qualidade do emprego é o maior problema do mercado de trabalho brasileiro. A alta produtividade da mão de obra depende não somente da sua qualificação geral, mas também de um capital humano específico, desenvolvido através de treinamento dentro do ambiente de trabalho. Neste sentido, o artigo destaca que a alta rotatividade da mão de obra contribuiria para explicar a baixa qualidade do emprego no país. A rotatividade do emprego no Brasil estaria acima do nível considerado ótimo para uma alocação eficiente dos trabalhadores. Com isso, tanto as firmas quanto os trabalhadores, que são os que investem em treinamentos específicos, estariam menos dispostos a investir nesses treinamentos pelo risco de não aproveitarem o retorno dos investimentos. Entretanto, o autor chama a atenção para alguns pontos relevantes no que se refere

1. Nesse trabalho, define-se mobilidade ascendente e descendente conforme um grau de hierarquia ocupacional.

ao mercado de trabalho formal e, especificamente, à indústria de transformação: a rotatividade no setor industrial é bem menor do que no setor de comércio, para todos os níveis de instrução; observa-se uma relação negativa entre o indicador de rotatividade e o tamanho do estabelecimento; a rotatividade tende a ser menor para trabalhadores mais educados, o que torna menos arriscado o investimento em treinamento.

Dada a identificação do cenário produtivo da indústria de transformação brasileira, e partindo da aceitação de que os trabalhadores possuem uma capacidade de transmissão de conhecimento ao se moverem entre empresas, a proposta deste trabalho é contribuir na direção de explicar os determinantes da mobilidade laboral.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada neste trabalho foi extraída da Rais-Migra do MTE, que é um registro administrativo, anual, criado com o objetivo de suprir as necessidades de controle, de estatísticas e de informações às entidades governamentais da área social, de fundamental importância para o acompanhamento e a caracterização do mercado de trabalho formal.²

A Rais representa, praticamente, um censo anual do mercado formal brasileiro, na medida em que todas as organizações legais (privadas e públicas) são obrigadas a declará-la. O tratamento aplicado aos dados dos estabelecimentos e aos vínculos empregatícios permite sua desagregação no âmbito do município, de subatividades econômicas e de ocupações. Tais informações são disponibilizadas segundo o estoque (número de empregos) e a movimentação de mão de obra empregada (admissões e desligamentos), por gênero, faixa etária, grau de instrução, rendimento médio e faixas de rendimentos em salários mínimos, sendo possível, também, construir dados sobre a massa salarial.

De Negri *et al.* (2001) destacam a confiabilidade dos dados levantados pelo MTE, presentes na Rais, e defendem amplamente seu uso em pesquisas aplicadas para o mercado formal, embora haja alguns problemas referentes à subestimação do setor agropecuário e da construção civil e à superestimação dos trabalhadores na administração pública. Contudo, os autores destacam sua confiabilidade para a indústria de transformação, que é o foco desta pesquisa.

A base de dados foi construída selecionando-se, aleatoriamente, 50% dos trabalhadores que estavam empregados na indústria de transformação e que possuíam registro na Rais para todos os oito anos do estudo, de 1995 a 2002. As variáveis

2. Informação de acordo com: <http://www.mte.gov.br/estudiosospesquisadores/pdet/conteudo/rais_default.asp>.

utilizadas foram: salários (salário de dezembro), experiência (medida em meses no mesmo emprego), idade, sexo, nível educacional, tamanho da empresa (medido pelo número de funcionários), ocupação (três dígitos), posição na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) (dois dígitos), além do Programa de Integração Social (PIS) e do Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ), que possibilitaram o acompanhamento dos indivíduos e das firmas para as quais eles trabalhavam.

Uma vez que a base da Rais nos possibilita acompanhar o trabalhador, através do PIS, e também acompanhar a empresa na qual ele trabalha por meio do CNPJ, foi possível seguir o vínculo do trabalhador e construir a variável dependente (*job-change*), que assume os seguintes valores: 1 (um) quando o trabalhador muda de vínculo empregatício, independente da questão geográfica, e 0 (zero) para o caso de o trabalhador permanecer no mesmo emprego. O valor 1 foi determinado no destino e não na origem, ou seja, após observar a mudança de vínculo empregatício. Nesse sentido, no ano de 1995, o valor da variável *job-change* é 0 para todos os indivíduos, como pode ser observado na tabela 1.

TABELA 1

Distribuição dos registros de emprego e *job-change* no Brasil (1995-2002)

Ano	Mesma firma	Mudança de firma	Registros de emprego
1995	453.927	0	453.927
1996	423.954	29.973	453.927
1997	420.332	33.595	453.927
1998	417.046	36.881	453.927
1999	417.685	36.242	453.927
2000	422.590	31.337	453.927
2001	423.097	30.830	453.927
2002	427.248	26.679	453.927

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Rais-Migra.

A opção pelo destino em detrimento da origem pode ser justificada na teoria sobre mobilidade de trabalhadores (interfirmas e inter-regional) que situa o local de destino como o de maior poder de influência na escolha de se mover *vis-à-vis* a localidade de origem (Massey *et al.*, 1993). Estudos empíricos que modelam a transição de trabalhadores entre firmas e/ou regiões também tendem a trabalhar com a indicação dessa transição no destino, em detrimento da origem (Pekkala, 2003; Kulu e Billari, 2004; Pacelli, Rapiti e Revelli, 1998).

A forma como a base de dados foi construída evidencia a existência de um viés de seleção, pois apenas os trabalhadores que se mantiveram empregados na indústria de transformação ao longo dos oito anos de estudo foram selecionados. Entretanto, esse viés atende aos interesses deste trabalho, uma vez que a capacidade de o trabalhador se manter no emprego nesse período de tempo, ou se transferir para outro, ainda dentro da indústria de transformação, o diferencia dos demais.

Esse diferencial, que mantém o trabalhador na indústria, considerando-se principalmente os trabalhadores mais qualificados (educados), é o indício da sua capacidade de acúmulo de conhecimento e, por consequência, de transferência de conhecimento, quando for o caso de mudança de emprego. Ou seja, se esses indivíduos permaneceram na indústria de transformação nesse período de tempo, provavelmente possuem alguma habilidade que os diferencia dos demais. Essa característica os torna relevantes para entender o padrão de sua mobilidade e, dessa forma, entender o mecanismo pelo qual o conhecimento tecnológico incorporado em trabalhadores diferenciados pode difundir-se entre firmas.

A base de dados passou por alguns ajustes para corrigir inconsistências do banco de dados originalmente extraído da Rais-Migra. Dentre os problemas corrigidos, podem ser citados: registros de trabalhadores (PIS) que apresentavam diferença de sexo de um ano para outro, registros de declínio na escolaridade, como nível superior completo em um ano e segundo grau completo no ano seguinte, por exemplo, e declínio ou manutenção da mesma idade ao longo dos anos.

Entende-se que todas essas inconsistências podem estar associadas a uma prestação errada de informação por parte da empresa, o que torna questionável a validade da informação e justifica sua exclusão. Neste sentido, optou-se por fazer a exclusão do trabalhador (identificado pelo PIS) na totalidade, ou seja, foram excluídas todas as informações desses trabalhadores para os oito anos que compõem a base de dados. Achou-se conveniente sua exclusão total, pois não existia possibilidade de identificar, dentro dos oito anos, em qual das informações prestadas estariam os erros. Assim, com essa exclusão, a base ficou novamente balanceada obtendo-se um painel de oito anos.

De uma base inicial de 50%, feitas as eliminações das inconsistências descritas acima, permaneceram na base 48,89% do total de trabalhadores empregados na indústria de transformação que estavam em todos os oito anos do período 1995-2002. Essa base de dados conta, ao todo, com 3.631.416 registros de emprego e 266.953 registros de mudança de vínculo empregatício (*job-change*), distribuídos como pode ser observado na tabela 1. A taxa média de mobilidade interfirma no período 1995-2002 situa-se em torno de 6,21%, ao se computar a média das divisões entre mudanças de firma e registros de emprego.³

3.2 Construção das variáveis

A mobilidade de trabalhadores interfirma é identificada pelos indivíduos cuja firma em que se possuía vínculo em t é diferente da firma em $t - 1$. Assim, a variável dependente binária da regressão reportará valor 1 para aqueles indivíduos que se movem entre firmas e 0 para os demais indivíduos. No contexto da mobilidade

3. Enfatiza-se que essa taxa capta a mobilidade ou mudança de firmas ao longo dos anos, mas não capta a mobilidade interna aos anos pelas características da base de dados, que apenas acompanha os trabalhadores em um ponto do tempo em cada ano. Nesse sentido, a taxa calculada não pode ser tomada como representativa de uma taxa de rotatividade da economia brasileira.

interfirma, é razoável admitir que outras características individuais não observadas também podem influenciar a propensão à troca de emprego do trabalhador qualificado, como gostos, habilidades individuais e qualidade de ensino. Se os efeitos das variáveis não observadas não forem considerados na regressão, as estimativas geradas podem ser inconsistentes e enviesadas. Diante da disponibilidade de dados em painel, a estimação de decisão de mudança interfirma do trabalhador pode ser feita por um modelo *logit* de efeitos fixos, constituindo-se uma forma efetiva de tratamento para o viés de seleção decorrente da mobilidade.

À decisão de mudança interfirma, foram agregadas variáveis adicionais relacionadas às características dos indivíduos e da Unidade da Federação (UF), conforme a especificação da equação (1).

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + Z_{it}\lambda + R_{it}\tau + T_t\gamma + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde: i é o indivíduo, t são os anos, y é a variável binária indicativa de mudança de firma, α_i é o vetor de efeitos fixos, X é o vetor de variáveis explicativas referentes às características do indivíduo, Z é o vetor de variáveis relacionadas ao emprego, R é o vetor de variáveis regionais, ε_{it} representa o termo de erro, T_t são as *dummies* de anos, e β , λ , τ e γ são os parâmetros.

O quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas na estimação dos determinantes da mobilidade. Todas as variáveis independentes são construídas a partir de informações da própria base de dados da Rais-Migra, como expectativa salarial da mobilidade, experiência (medida como meses trabalhados no mesmo emprego), tempo de permanência no mesmo emprego após a mobilidade (medida em anos de trabalho no mesmo vínculo), gênero e grau de escolaridade do trabalhador, intensidade tecnológica do setor em que o indivíduo trabalha, tamanho da firma de destino e outras variáveis de controle, como *dummies* de UFs.

A expectativa salarial da mobilidade é construída a partir da diferença entre a média de salário da ocupação do indivíduo (três dígitos), em t , e o salário do indivíduo observado também em t . A construção dessa variável se justifica pelo fato de o trabalhador não possuir, *ex ante*, informações concretas sobre o salário no destino, quando ele se depara com uma possibilidade de mudança de emprego. Em outras palavras, o salário no destino não é observável *ex ante*, admitindo-se que os trabalhadores façam, na melhor das hipóteses, uma comparação entre seu salário percebido no momento da mudança de vínculo e a média salarial da ocupação, também na origem. Essa *proxy* para o benefício pecuniário da mobilidade também é calculada para os indivíduos que não mudaram de emprego para captar eventuais propostas de emprego que o trabalhador possa receber em outros setores.⁴

4. Agradecemos ao parecerista anônimo por seus valiosos comentários referentes a esta definição.

QUADRO 1

Descrição das variáveis utilizadas

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Média	Mínimo	Máximo
Variável dependente					
<i>Job-change</i>	Mudança de vínculo de emprego	Binária	Proporção	Valor observado	
			93,79%	0	1
Variáveis explicativas					
Variáveis contínuas					
Delta salarial	Diferença salarial entre o que o trabalhador recebe em t e a média salarial da ocupação do trabalhador em t	lnR\$	6,02e-09	-4,92965	3,38738
Experiência anterior	Experiência (em $t-1$), medidas em termos de meses trabalhados no mesmo emprego	Meses	95,876	1	665
Experiência anterior ao quadrado	Experiência (em $t-1$) ao quadrado, medida em termos de meses trabalhados no mesmo emprego	Meses	14320,04	1	442225
Permanência no novo emprego (anos)	Tempo de permanência no novo emprego após a mobilidade	Anos	0,539	1	7
Variáveis categóricas					
<i>Dummies</i> de Idade					
Até 25 anos	Trabalhadores com até 25 anos	Binária	0,124	0	1
De 26 a 35 anos	Trabalhadores que possuem entre 26 e 35 anos	Binária	0,391	0	1
De 36 a 45 anos	Trabalhadores que possuem entre 36 e 45 anos	Binária	0,328	0	1
De 46 a 55 anos	Trabalhadores que possuem entre 46 e 55 anos	Binária	0,129	0	1
Maior que 55 anos	Trabalhadores com mais de 55 anos	Binária	0,027	0	1
<i>Dummies</i> educacionais					
Analf	Trabalhador analfabeto	Binária	0,018	0	1
Quar_incomp	Trabalhador com quarta série incompleta	Binária	0,083	0	1
Quar_comp	Trabalhador com quarta série completa	Binária	0,179	0	1
Oit_incomp	Trabalhador com oitava série incompleta	Binária	0,201	0	1
Oit_comp	Trabalhador com oitava série completa	Binária	0,178	0	1
Seg_incomp	Trabalhador com segundo grau incompleto	Binária	0,079	0	1
Seg_comp	Trabalhador com segundo grau completo	Binária	0,168	0	1
Sup_incomp	Trabalhador com nível superior incompleto	Binária	0,031	0	1
Sup_comp	Trabalhador com nível superior completo	Binária	0,062	0	1
<i>Dummy</i> de sexo					
Feminino	Trabalhadores do sexo feminino	Binária	0,225	0	1
<i>Dummies</i> estaduais					
UFs	<i>Dummy</i> para as 27 UFs	Binária	-	0	1

(continua)

(continuação)

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Média	Mínimo	Máximo
<i>Dummies para tamanho da firma</i>					
Pequena empresa	<i>Dummy</i> para empresas com até 99 empregados	Binária	0,319	0	1
Média empresa	<i>Dummy</i> para empresas com 100 até 499 empregados	Binária	0,330	0	1
Grande empresa	<i>Dummy</i> para empresas com mais de 500 empregados	Binária	0,351	0	1
<i>Dummies para intensidade tecnológica setorial</i>					
Baixa-intensidade	<i>Dummy</i> para empresas baixa intensidade tecnológica	Binária	0,650	0	1
Média-baixa	<i>Dummy</i> para empresas com média-baixa intensidade tecnológica	Binária	0,136	0	1
Média-alta	<i>Dummy</i> para empresas com média-alta intensidade tecnológica	Binária	0,166	0	1
Alta-intensidade	<i>Dummy</i> para empresas com alta intensidade tecnológica	Binária	0,048	0	1
<i>Dummy de interação</i>					
Superior completo e alta-intensidade	<i>Dummy</i> de interação entre superior completo e alta intensidade tecnológica	Binária	0,005	0	1

Fonte: Rais-Migra.

A importância da inclusão da variável de expectativa salarial se deve ao fato de que decisões de mobilidade de emprego (espacial ou não) estão vinculadas a comparações de valores presentes de ganhos de renda com os custos de mobilidade, em que o trabalhador faz opção por maior ganho líquido (Sjaastad, 1962).

A variável de experiência (ou senioridade) do trabalhador é medida em meses de trabalho no vínculo anterior à mobilidade. A relação positiva entre essa variável e a propensão à mobilidade indica que trabalhadores com maior conteúdo de conhecimento tácito ou mais experientes se transferem para outras firmas, em relação àqueles com menor nível de experiência. Essa hipótese seria teoricamente esperada, de acordo com os argumentos de Schwartz (1976), que postula relação positiva entre mobilidade, nível educacional e experiência. Além disso, tal relacionamento aponta para a possibilidade de difusão de conhecimento entre firmas, sendo o trabalhador instrumento da ocorrência de transbordamento de conhecimento, segundo Feldman (1999).

Nesta análise, com base em Freguglia (2007), também se optou por criar outra variável que, embora se assemelhe aparentemente com a experiência (senioridade), está de fato relacionada a uma predisposição do indivíduo à mobilidade. A variável de permanência no emprego representa, em anos, o tempo que os trabalhadores

permanecem no mesmo emprego, após a mobilidade, variando de 0 a 7. Para indivíduos que não se moveram, a variável recebe o valor 0. Para indivíduos que se moveram no primeiro ano da base e não se moveram mais, essa variável recebe o valor 7. Assim, quanto maior o valor recebido pela variável, maior é o tempo de sobrevivência no novo emprego. Tendo em vista que todo trabalhador está sujeito a se mover entre empregos e que alguns possuem uma maior predisposição à mobilidade, essa variável tenta captar efeitos desta maior predisposição. Como o recorte temporal da pesquisa (oito anos) pode conter distorções por selecionar indivíduos “estáveis” que se moveram neste período ou indivíduos mais aptos à mobilidade, que se mantiveram “estáveis” neste período, entende-se que esta variável de permanência no emprego complementa o uso da variável experiência.

No caso da intensidade tecnológica setorial, seguiu-se a classificação elaborada por Furtado e Quadros (2005). Os autores construíram indicadores de intensidade tecnológica para a economia brasileira, respeitando as particularidades do processo de mudança técnica de países em desenvolvimento. A construção de tais indicadores é feita com base no investimento médio em P&D, seguindo critérios internacionais da literatura, em cada uma das divisões da CNAE, a dois dígitos (quadro 2).

QUADRO 2

Classificação dos setores industriais brasileiros por intensidade tecnológica

Intensidade	Divisão – CNAE	Denominação
Baixa intensidade	15	Fabricação de produtos alimentícios e bebidas
	16	Fabricação de produtos do fumo
	17	Fabricação de produtos têxteis
	18	Confecção de artigos do vestuário e acessórios
	19	Fabricação de artefatos de couro e calçados
	20	Fabricação de produtos de madeira
	21	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel
	22	Edição, impressão e reprodução de gravações
	26	Fabricação de produtos de minerais não metálicos
	27	Metalurgia básica
Média-baixa intensidade	28	Fabricação de produtos de metal – exceto máquinas e equipamentos
	36	Fabricação de móveis e indústrias diversas
	23	Fabricação de coque, refino de petróleo e produção de álcool
Média-alta intensidade	24	Fabricação de produtos químicos
	25	Fabricação de artigos de borracha e plástico
	29	Fabricação de máquinas e equipamentos
	30	Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática
Alta intensidade	33	Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios
	34	Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias
Alta intensidade	31	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos
	32	Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações
	35	Fabricação de outros equipamentos de transporte

Fonte: Elaboração própria com base em Furtado e Quadros (2005).

Os valores médios das variáveis descritas no quadro 1 informam que o tempo médio de permanência do trabalhador no mesmo vínculo empregatício é de 95,876 meses, com valor mínimo de 1 mês e máximo de 665 meses. Os valores médios das variáveis categóricas informam a participação percentual de cada categoria em relação ao total. Nesse sentido, a *dummy* de trabalhadores com idade variando de 26 a 35 anos corresponde a 39% do total de indivíduos do banco; os trabalhadores com ensino fundamental incompleto (oitava série incompleta) são os mais frequentes (20%); a maioria está vinculada a grandes empresas (35%); e a maior parte pertencem a firmas de baixa intensidade tecnológica (65%).

Em termos de métodos de regressão, como dito anteriormente, serão utilizados o modelo *logit* binário e o modelo *logit* de efeitos fixos, seguindo procedimentos sugeridos por Greene (2000) e Wooldridge (2002). As análises das regressões estão baseadas no sinal e na significância dos coeficientes, assim como na razão de chance. A razão de chance é definida como probabilidade de determinado evento ocorrer em relação a outro. Logo, se P_j é a probabilidade de sucesso (ou seja, o evento ocorre) e $1-P_j$ é a probabilidade de insucesso, a razão de chance a favor do evento é dada pela razão $P_j/(1-P_j)$. Para facilitar sua interpretação, a razão de chance foi convertida em incremento percentual, o qual indica a probabilidade de mudança da categoria base em relação à categoria analisada, a partir de variações em características dos trabalhadores. Nesse sentido, muitas interpretações estão baseadas em variações percentuais a partir do seguinte cálculo: (razão de chance - 1) x 100.

4 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Nesta seção, será feita a análise descritiva dos dados, caracterizando a indústria de transformação para todo o Brasil, de acordo com a distribuição por gênero, nível educacional, tamanho da firma e sua intensidade tecnológica.

4.1 Características da mudança de vínculo empregatício

A tabela 2, que descreve a variável dependente *job-change*, revela a mudança de emprego de acordo com o gênero, para os nove níveis educacionais considerados no estudo. É importante notar a diferenciação do gênero na determinação da mudança de emprego. A observação da mudança de emprego é maior para homens do que para mulheres, o que se mostra de acordo com a literatura sobre mobilidade de trabalhadores (Pekkala, 2003; Kulu e Billari, 2004).

Outro ponto que merece destaque é o aumento da manifestação de mudança de vínculo à medida que aumenta o nível educacional do trabalhador, o que também está de acordo com a literatura. Baixos níveis educacionais não permitem que os trabalhadores busquem melhores oportunidades, ao contrário dos mais qualificados, que apresentam taxas de mobilidade maiores.

TABELA 2

Percentual de mobilidade interfirma por grau de instrução e gênero

(Em %)

<i>Job-change</i> Escolaridade	Masculino			Feminino			Total		
	0	1	Total	0	1	Total	0	1	Total
Analfabeto	95,93	4,07	1,95	96,09	3,91	1,39	95,96	4,04	1,39
4 ^a série incomp.	95,75	4,25	8,80	96,13	3,87	6,80	95,82	4,18	6,80
4 ^a série comp.	95,48	4,52	17,73	95,68	4,32	18,57	95,53	4,47	18,57
8 ^a série incomp.	94,46	5,54	19,48	94,71	5,29	22,06	94,52	5,48	22,06
8 ^a série comp.	93,65	6,35	17,89	94,39	5,61	17,63	93,81	6,19	17,63
2 ^o grau incomp.	93,16	6,84	7,88	94,70	5,30	7,96	93,51	6,49	7,96
2 ^o grau comp.	91,95	8,05	17,08	93,79	6,21	15,97	92,34	7,66	15,97
Sup. incomp.	91,87	8,13	3,12	93,48	6,52	3,20	92,24	7,76	3,20
Sup. completo	90,81	9,19	6,06	92,37	7,63	6,42	91,18	8,82	6,42
Total	93,80	6,20		94,61	5,39		93,99	6,01	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O total se refere à amostra de trabalhadores na indústria de transformação brasileira.

Outra importante informação está relacionada à distribuição da variável *job-change* dentro da indústria de transformação, com a distinção por tamanho da empresa e nível de intensidade tecnológica, como se pode observar na tabela 3.

TABELA 3

Distribuição de *job-change* por tamanho da firma e intensidade tecnológica

(Em %)

<i>Intensidade/Job-change</i>		Até 99		De 100 a 499		Acima de 500		Total	Total acumulado
		empregados		empregados		empregados			
		0	1	0	1	0	1		
Baixa	Masculino	66,37	3,56	69,97	5,14	72,72	5,20	74,19	48,25
	Feminino	28,63	1,44	23,59	1,30	20,65	1,43	25,81	16,74
Médio-baixa	Masculino	70,70	4,78	72,28	5,99	78,27	4,12	78,43	10,64
	Feminino	23,55	0,97	20,40	1,33	16,84	0,77	21,57	2,93
Médio-alta	Masculino	82,51	5,09	81,24	6,05	87,58	4,74	90,03	14,98
	Feminino	11,92	0,48	12,00	0,71	7,12	0,56	9,97	1,68
Alta	Masculino	69,06	3,84	68,41	5,82	72,29	6,06	75,65	3,61
	Feminino	26,08	1,02	24,45	1,32	20,07	1,58	24,35	1,17
Distribuição por tamanho		94,85	5,15	93,33	6,67	93,82	6,18		
Distribuição total		30,24	1,64	30,84	2,21	32,90	2,17		

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Rais-Migra.

Note-se que o índice de mudança de emprego é maior para firmas consideradas médias, seguido pelas grandes empresas, com as pequenas tendo a menor taxa de mobilidade. Como a construção da base de dados foi feita com a variável *job-change* assumindo valores no destino, e não na origem, isso demonstra que os movimentos tendem a ser maiores quando no destino estão empresas maiores

(acima de 100 empregados). De uma forma geral, a mobilidade também tende a ser maior quando o trabalhador do gênero masculino se destina a uma firma de setores considerados de média-alta intensidade tecnológica no caso de firmas pequenas e médias. Tendência diferente se constata para os trabalhadores do gênero feminino, pois há predominância de destinos para firmas de setores de baixa e média-baixa tecnologia. No caso das firmas grandes, não há diferença de gênero, pois os trabalhadores tendem a se destinar, em sua maioria, para firmas de setores de alta intensidade tecnológica.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A tabela 4 apresenta as estimativas dos determinantes da mobilidade dos trabalhadores, a partir do modelo de regressão *logit*. A variável dependente binária tem como categoria de referência os trabalhadores que se mantiveram no mesmo emprego, ou seja, a variável *job-change* assume o valor 0 (zero), nesse caso, e assume valor 1 (um) quando o trabalhador muda de vínculo empregatício ao longo do período 1996-2002. A primeira coluna de resultados contém os coeficientes do modelo de regressão *logit*, enquanto a segunda coluna contém a razão de chance.⁵

Em linhas gerais, para os resultados obtidos na tabela 4, esperava-se que a variável salarial assumisse um valor positivo e significativo, uma vez que a teoria econômica considera a expectativa de ganho futuro como um fator determinante da mobilidade. Entretanto, apesar de o sinal encontrado na variável acima indicar que a propensão à mobilidade é positivamente afetada pela expectativa salarial, não há significância estatística. Ou seja, a propensão à mobilidade não seria afetada pela variável salarial. Esse resultado pode estar relacionado à omissão de variáveis explicativas que estariam associadas à motivação do indivíduo, como características pessoais não observáveis.

Um importante fator adicional a ser considerado na mobilidade interfirma é o tempo de permanência do trabalhador no emprego após a mudança de empresa. O número de anos na mesma firma após a mudança de vínculo eleva em 19% a propensão à mobilidade. Como o esperado seria uma relação negativa entre os indivíduos com maior estabilidade no novo emprego e os com probabilidade de mudança, esse resultado pode estar refletindo o mesmo viés apresentado para a variável salarial.

5. A estimação realizada na tabela 4 pode ter sua identificação comprometida a partir do momento em que alguns trabalhadores que trocam de firma também migram de uma região para outra. Nesse sentido, as tabelas 6 e 7, no apêndice do artigo, apresentam os resultados de uma estimação que considera apenas os indivíduos com mobilidade interfirma dentro do mesmo município. Assim, a variável dependente recebe valor 1 se o indivíduo mudou de emprego sem a ocorrência de um deslocamento geográfico; e 0 no caso contrário. Os resultados mostram que os coeficientes estimados diminuem em sua magnitude, mas a análise global não se altera. Isto evidencia que, após o controle pelos efeitos geográficos da mobilidade, os determinantes da mobilidade interfirma perdem importância em termos de magnitude apenas.

TABELA 4

Condicionantes da mobilidade interfirma no Brasil – regressão *logit* (1996-2002)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
Constante	-2,380*** (0,010)	0,0926*** (0,000913)
Delta salarial	0,007 (0,004)	1,007 (0,00416)
Experiência anterior (em meses)	-0,006*** (0,000)	0,994*** (9,02e-05)
Experiência anterior ao quadrado	0,000*** (0,000)	1,000*** (2,84e-07)
<i>Dummy</i> para sexo feminino	-0,090*** (0,006)	0,914*** (0,00516)
Permanência no novo emprego (anos)	0,174*** (0,001)	1,190*** (0,00124)
<i>Dummy</i> de idade		
Até 25 anos	0,034*** (0,007)	1,035*** (0,00770)
De 26 a 35 anos		Omitida
De 36 a 45 anos	-0,102*** (0,005)	0,903*** (0,00476)
De 46 a 55 anos	-0,319*** (0,008)	0,727*** (0,00606)
Mais que 55 anos	-0,651*** (0,019)	0,521*** (0,0100)
<i>Dummy</i> de educação		
Analfabeto	-0,106*** (0,022)	0,899*** (0,0194)
Quarta série incompleta	-0,212*** (0,011)	0,809*** (0,00864)
Quarta série completa	-0,194*** (0,008)	0,823*** (0,00660)
Oitava série incompleta	-0,082*** (0,007)	0,921*** (0,00678)
Oitava série completa		Omitida
Segundo grau incompleto	0,021** (0,009)	1,021** (0,00947)
Segundo grau completo	0,168*** (0,007)	1,183*** (0,00843)
Superior incompleto	0,202*** (0,012)	1,224*** (0,0151)
Superior completo	0,402*** (0,010)	1,494*** (0,0142)
<i>Dummy</i> de tamanho		
Até 99 empregados		Omitida
De 100 a 499 empregados	0,121*** (0,006)	1,128*** (0,00654)
Mais de 500 empregados	0,008 (0,006)	1,008 (0,00630)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
<i>Dummy</i> de intensidade tecnológica		
Baixa intensidade		Omitida
Média-baixa intensidade	-0,030*** (0,007)	0,970*** (0,00639)
Média-alta intensidade	-0,134*** (0,007)	0,874*** (0,00570)
Alta intensidade	0,044*** (0,011)	1,045*** (0,0114)
<i>Dummy</i> de interação		
Superior completo x alta intensidade	0,063** (0,028)	1,065** (0,0302)
<i>Dummy</i> de ano		
1996		Omitida
1997	0,130*** (0,008)	1,139*** (0,00935)
1998	0,225*** (0,008)	1,252*** (0,0102)
1999	0,187*** (0,008)	1,206*** (0,0102)
2000	0,000 (0,009)	1 (0,00914)
2001	-0,060*** (0,010)	0,942*** (0,00910)
2002	-0,273*** (0,011)	0,761*** (0,00814)
<i>Dummies</i> de UFs		Sim
Observações		3.177.489

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Rais-Migra.

Nota: ***, ** e * representam coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Obs.: desvio-padrão robusto entre parênteses. A variável dependente é binária e assume valor 1 quando o trabalhador muda de vínculo empregatício, e 0 quando o trabalhador permanece no mesmo emprego.

Por outro lado, a experiência do trabalhador, medida como número de meses no vínculo anterior, tende a diminuir a probabilidade da mobilidade do trabalhador. No entanto, o coeficiente estimado é muito próximo de zero e a razão de chance é de apenas 0,6%.

Os outros resultados corroboram, de modo geral, alguns fatos estilizados da literatura (Schwartz, 1976; Borjas, 1996). O aumento gradual da probabilidade de mudar de emprego com a elevação do nível educacional reforça o argumento de que pessoas mais qualificadas possuem melhores chances de encontrar melhores oportunidades de emprego, sendo mais móveis. Nesse sentido, tais indivíduos podem conduzir conhecimento tácito para outras firmas, corroborando a ocorrência de transbordamentos de conhecimento via mobilidade de pessoal qualificado. Com

base nos resultados da tabela 4, indivíduos com menores níveis de instrução se movem menos, e indivíduos com ensino superior completo são os que apresentam maior probabilidade de se locomoverem entre firmas. Em termos de razão de chance, trabalhadores analfabetos apresentam propensão 10,1% menor em relação aos indivíduos com ensino fundamental completo. Por outro lado, trabalhadores com curso superior completo apresentam maiores chances de mobilidade em relação aos últimos mencionados (49,4%).

Adicionalmente, observa-se que a mobilidade tende a diminuir com o aumento da idade. Indivíduos que possuem até 25 anos são os que apresentam a maior chance de mobilidade, 3,5% maior do que os indivíduos que possuem entre 26 e 35 anos (*dummy* de referência, omitida). As mulheres tendem a se mover menos do que os homens, com chances 8,6% menores. Portanto, o comportamento da mobilidade empregatícia dos trabalhadores da indústria de transformação brasileira entre 1996 e 2002 apresenta um comportamento semelhante ao verificado em outros trabalhos que lidam com mobilidade espacial, como em Pekkala (2003), Kulu e Billari (2004) e Mukkala (2005).

A mobilidade interfirma também aparenta ser maior quando trabalhadores se destinam a firmas de setores de alta tecnologia em relação às firmas de baixa intensidade tecnológica. O mesmo resultado não se observa para as *dummies* de média-baixa e média-alta intensidade tecnológica, que apresentam coeficientes negativos. Quando o destino é uma firma do setor de alta intensidade tecnológica, os trabalhadores apresentam propensão 4,5% maiores, comparados a setores de baixa intensidade tecnológica.

Para investigar a possibilidade de transferência de conhecimento tecnológico entre pessoas com superior completo que também trabalham em setores considerados de alta intensidade tecnológica, criou-se uma variável de interação. Os resultados demonstram que existe uma maior propensão a esse tipo de mobilidade (6,5% maior).

A variável de tamanho da firma demonstra que firmas maiores tendem a exercer maior atração sobre os trabalhadores. Com as firmas de pequeno porte (até 100 empregados) como variável omitida, observa-se que a probabilidade de indivíduos se moverem para empresas médias (100 a 499 empregados) é 12,8% maior. O resultado observado para firmas de grande porte (acima de 500 empregados) apesar de ser positivo, não é estatisticamente significativo.

Dada a possibilidade de endogeneidade dos resultados estimados por meio de uma estimação do tipo *logit* (ver Farber, 1999), os resultados das estimações *logit* de efeitos fixos serão apresentados na tabela 5. Nesta, consideram-se as variáveis contínuas que variam no período considerado e incluem-se outras *dummies* que também podem sofrer mudanças no período 1996-2002 (tamanho da empresa, mudança de

UF e mudança de setor de atividade). Outras variáveis que medem características fixas dos trabalhadores são excluídas do exercício econométrico.

Os resultados mostram que a heterogeneidade do trabalhador parece ser importante fator capaz de determinar os padrões de mobilidade quando a abordagem utiliza dados longitudinais. Uma vez controlada esta heterogeneidade não observada, os coeficientes estimados se alteram consideravelmente. Por exemplo, na tabela 5 observa-se que a expectativa de retorno salarial com a mobilidade passa a elevar as chances de ocorrência de mobilidade em 53,7%, como defendido pela teoria econômica. Esse resultado não pôde ser observado na tabela 4, que não apresentava significância estatística nas chances de ocorrência de mobilidade. Tal resultado se deveu à ausência de controle de características não observáveis dos indivíduos.

TABELA 5

Condicionantes da mobilidade interfirma no Brasil – regressão *logit* de efeitos fixos (1996-2002)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
Delta salarial	0,430*** (0,008)	1,537*** (0,0130)
Experiência anterior (em meses)	0,025*** (0,000)	1,026*** (0,000217)
Experiência anterior ao quadrado	-0,000*** (0,000)	1,000*** (1,04e-06)
Permanência no novo emprego (anos)	-1,557*** (0,005)	0,211*** (0,000971)
<i>Dummies</i> de UFs		Sim
<i>Dummies</i> de tamanho de empresa		Sim
<i>Dummies</i> de intensidade tecnológica		Sim
<i>Dummies</i> de ano		Sim
Observações		1.123.178
Números de PIS		160.454

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Rais-Migra.

Nota: ***, ** e * representam coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Obs.: desvio-padrão robusto entre parênteses. A variável dependente é binária e assume valor 1 quando o trabalhador muda de vínculo empregatício, e 0 quando o trabalhador permanece no mesmo emprego.

A experiência no emprego no ano anterior, por sua vez, tende a aumentar, em vez de diminuir, a probabilidade de mobilidade do trabalhador, ainda que isso ocorra a taxas decrescentes, tendo em vista o sinal negativo dessa variável ao quadrado. Isso significa que a mobilidade ocorre com trabalhadores mais experientes, considerando o tempo de permanência no vínculo anterior. De certa forma, há transporte de conhecimento tácito interfirmas, o que indica a existência de uma via de ocorrência do transbordamento de conhecimento na indústria brasileira, conforme preconizado por Feldman (1999).

No que se refere ao tempo de permanência no emprego após a mudança interfirma, o sinal do coeficiente estimado se torna negativo, conforme esperado. Uma vez controlados os efeitos fixos dos trabalhadores, esse resultado indica que indivíduos com maior estabilidade no novo emprego possuem uma menor probabilidade de mudança, caracterizando-se como fator retentor, isto é, fator de fixação do indivíduo no vínculo empregatício da firma. Em particular, esse resultado revela que há incentivos à construção de uma relação de longo prazo entre trabalhador e firma, propiciando acumulação de capital humano específico à firma.

6 CONCLUSÕES

O objetivo central deste artigo foi a análise dos determinantes da mobilidade interfirmas dos trabalhadores da indústria de transformação brasileira. Adicionalmente, buscou-se identificar a composição da mão de obra na indústria de transformação do país. Em termos de mobilidade laboral interfirmas no Brasil, os principais resultados desse trabalho sugerem que:

- 1) Quanto maior a expectativa de retorno salarial com a possibilidade de mudança, maior é a propensão à mobilidade laboral. Ou seja, o trabalhador está mais disposto a se mover, quanto maior for o incentivo financeiro desse movimento. Isso condiz com os resultados da literatura de mercado de trabalho e migração, que tendem a aceitar o salário como um dos principais determinantes do *job-change*.
- 2) A experiência, medida em meses no vínculo anterior, tende a aumentar a probabilidade de mudança de emprego. Esse resultado também indica que o conhecimento tácito, contido em profissionais mais experientes, também se transporta entre diferentes firmas. A experiência ao quadrado diminui esta probabilidade, o que reflete uma diferenciação entre níveis intermediários de experiência e seus dois extremos.
- 3) O tempo de permanência do trabalhador no emprego após a mudança de empresa é um fator que reduz a propensão à mobilidade. Ou seja, há uma relação negativa e esperada entre estabilidade no novo emprego e probabilidade de mobilidade.

Todos esses resultados são obtidos após o controle de características individuais não observadas, que também parecem exercer forte influência sobre a mobilidade interfirmas no Brasil.

Adicionalmente, outros resultados foram obtidos e apontam que a propensão à mobilidade varia positivamente com o nível educacional, o gênero masculino e o tamanho da empresa de destino do trabalhador, e é maior para empresas em setor de alta intensidade tecnológica. Por outro lado, a relação da mobilidade com a idade do trabalhador é negativa.

Os resultados econométricos sugerem a existência de um regime favorável à mobilidade de trabalhadores qualificados e com experiência, o que permite a possibilidade de intercâmbio de conhecimentos tácitos (transbordamentos).

ABSTRACT

This paper analyzes the main factors that motivate the inter-firm mobility of workers in the Brazilian formal labor market, emphasizing the possibilities of inter-firm knowledge diffusion. Using micro-data from the Labor Ministry of Brazil (Rais-Migra), we present the composition of the formal workforce according to educational degree, gender and sectors with different levels of technological intensity. Based on a fixed effects logit model, we find that mobility is positively related to the expected wage level and to the seniority level. On the other hand, the length of tenure after mobility is negatively related to the mobility propensity.

Keywords: Inter-firm mobility, *logit* model, fixed effects, Brazil.

REFERÊNCIAS

- ARROW, K. Economic welfare and the allocation of resources for invention. *In*: NELSON, R. R. (Ed.). **The rate and direction of inventive activity**. Princeton: Princeton University Press, 1962. p. 609-626.
- AUDRETSCH, D. B. **Innovation and industry evolution**. Cambridge: MIT Press, 1995.
- _____; KEILBACH, M. The Mobility of economic agents as conduits of knowledge spillovers. *In*: FORNAHL, D.; ZELLNER, C.; AUDRETSCH, D. B. (Ed.). **The role of labour mobility and informal networks for knowledge transfer**. New York, 2005.
- BAENINGER, R. São Paulo e suas migrações no final do século 20. **São Paulo em perspectiva**, v. 19, n. 3, p. 84-96, set. 2005.
- BORJAS, G. J. **Labor economics**. Singapura: McGraw-Hill, 1996.
- BRAGA, F. G. Migração interna e urbanização no Brasil contemporâneo: um estudo da rede de localidades centrais do Brasil (1980/2000). *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006. **Anais...** Caxambu, set. 2006.
- BRESCHI, S.; LISSONI, F. **Mobility and social networks. Localised knowledge spillovers revisited**. 2003 (CESPRI Working Paper, n. 142).
- COHEN, W. M.; LEVINTHAL, D. A. Innovation and learning: the two faces of R&D. **Economic journal**, v. 99, p. 569-596, 1989.
- DA MATA, D. *et al.* **Quais características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados?** Brasília: Ipea, 2007 (Texto para Discussão, n. 1305).
- DE NEGRI, J. A. *et al.* **Mercado formal de trabalho: comparação entre os microdados da RAIS e da PNAD**. Brasília: Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 840). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2001/td_840.pdf>. Acesso em: mar. 2009.
- FARBER, H. S. Mobility and stability: the dynamics of job change in labor markets. *In*: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. New York, NY: Elsevier Science, 1999. v. 3.

- FELDMAN, M. P. The new economics of innovation, spillovers and agglomeration: a review of empirical studies. **Economics of innovation and new technology**, v. 8, p. 5-25, 1999.
- FREGUGLIA, R. S. **Efeitos da migração sobre os salários no Brasil**. 2007. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.
- FURTADO, A. T.; QUADROS, R. Padrões de intensidade tecnológica da indústria brasileira: um estudo comparativo com os países centrais. **São Paulo em perspectiva**, São Paulo, Fundação Seade, v. 19, n. 1, p. 70-84, jan./mar. 2005.
- GOLGHER, A. B.; ROSA, C. H.; ARAÚJO JÚNIOR, A. F. **The determinants of migration in Brazil**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2005 (Texto para Discussão, n. 268).
- GONZAGA, G. Rotatividade e qualidade do emprego no Brasil. **Revista de economia política**, v. 18, p. 120-140, jan./mar. 1998.
- GREENE, W. **Econometric analysis**. 4. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000. cap. 19.
- HOLZER, H.; LaLONDE, R. **Job change and job stability among less-skilled young workers**. Madison, Wisconsin: Institute for Research on Poverty, May 1999 (Discussion Paper, n. 1.191-1.199).
- IBGE. **Mapa do mercado de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro, 1994. *Apud* OLIVEIRA, A. M. H. C.; MACHADO, A. F. Mobilidade ocupacional e rendimentos no Brasil metropolitano: 1991-96. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 30, n. 1, 2000.
- KULU, H.; BILLARI, F. C. Multilevel analysis of internal migration in a transitional country: the case of Estonia. **Regional studies**, v. 38, p. 679-696, 2004.
- MASSEY, D. *et al.* Theories of international migration: a review and appraisal. **Population and development review**, v. 19, n. 3, p. 431-466, 1993.
- MUKKALA, K. Knowledge spillovers – mobility of highly educated workers within high technology sector in Finland. CONGRESS OF THE EUROPEAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION, 45., 2005. **Anais...** Amsterdam, Holanda, ago. 2005.
- OLIVEIRA, A. M. H. C.; MACHADO, A. F. Mobilidade ocupacional e rendimentos no Brasil metropolitano: 1991-96. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 30, n. 1, 2000.
- PACELLI, L.; RAPITI, F.; REVELLI, R. Employment and mobility of workers in industries with different intensity of innovation: evidence on Italy from a panel of workers and firms. **Economics of innovation and new technology**, v. 5, p. 273-300, 1998.
- PEKKALA, S. Migration flows in Finland: regional differences in migration determinants and migrant types. **International regional science review**, v. 26, p. 466-482, 2003.
- SABBADINI, R.; AZZONI, C. R. Migração interestadual de pessoal altamente educado: evidências sobre a fuga de cérebros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2006. (Disponível em CD-ROM).
- SAHOTA, G. S. An economic analysis of internal migration in Brazil. **Journal of political economy**, v. 76, n. 2, p. 218-245, 1968.
- SCHWARTZ, A. Migration, age and education. **Journal of political economy**, v. 84, n. 4, p. 701-720, 1976.
- SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. **Journal of political economy**, Supplement 70, n. 5, p. 80-93, Oct. 1962.

SONG, J.; ALMEIDA, P.; WU, G. Learning-by-hiring: when is mobility more likely to facilitate interfirm knowledge transfer? **Management science**, v. 49, n. 4, p. 351-365, 2003.

STAMBOL, L. S. Urban and regional labour mobility performance in Norway. CONGRESS OF THE EUROPEAN SCIENCE ASSOCIATION, 43., 2003. **Anais...** Jyvaskyla, Finland, 2003.

TOPEL, R.; WARD, M. Job mobility and the careers of young men. **Quarterly journal of economics**, v. 107, p. 441-479, 1992.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

(Original submetido em abril de 2010. Última versão recebida em junho de 2012. Aprovado em julho de 2012.)

APÊNDICE

TABELA A.1

Condicionantes da mobilidade interfirma no Brasil, interna ao município, sem mobilidade geográfica – regressão *logit* (1996-2002)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
Constante	-2,902*** (0,011)	0,0549*** (0,000631)
Delta salarial	0,030*** (0,005)	1,031*** (0,00477)
Experiência anterior (em meses)	-0,005*** (0,000)	0,995*** (0,000103)
Experiência anterior ao quadrado	0,000*** (0,000)	1,000*** (3,24e-07)
<i>Dummy</i> para sexo feminino	0,006 (0,006)	1,006 (0,00632)
Permanência no novo emprego (anos)	0,179*** (0,001)	1,196*** (0,00136)
<i>Dummy</i> de idade		
Até 25 anos	0,037*** (0,009)	1,038*** (0,00884)
De 26 a 35 anos	Omitida	
De 36 a 45 anos	-0,092*** (0,006)	0,912*** (0,00548)
De 46 a 55 anos	-0,274*** (0,009)	0,760*** (0,00714)
Mais que 55 anos	-0,571*** (0,021)	0,565*** (0,0120)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
<i>Dummy</i> de educação		
Analfabeto	-0,123*** (0,025)	0,884*** (0,0224)
Quarta série incompleta	-0,155*** (0,012)	0,856*** (0,0102)
Quarta série completa	-0,160*** (0,009)	0,852*** (0,00762)
Oitava série incompleta	-0,041*** (0,008)	0,960*** (0,00788)
Oitava série completa		Omitida
Segundo grau incompleto	0,025** (0,010)	1,025** (0,0107)
Segundo grau completo	0,071*** (0,008)	1,074*** (0,00871)
Superior incompleto	0,019 (0,015)	1,019 (0,0150)
Superior completo	0,074*** (0,012)	1,077*** (0,0126)
<i>Dummy</i> de tamanho		
Até 99 empregados		Omitida
De 100 a 499 empregados	0,165*** (0,007)	1,180*** (0,00783)
Mais de 500 empregados	0,089*** (0,007)	1,093*** (0,00778)
<i>Dummy</i> de intensidade tecnológica		
Baixa intensidade		omitida
Média-baixa intensidade	-0,055*** (0,008)	0,947*** (0,00723)
Média-alta intensidade	-0,131*** (0,007)	0,878*** (0,00656)
Alta intensidade	0,150*** (0,012)	1,162*** (0,0137)
<i>Dummy</i> de interação		
Superior completo x alta intensidade	0,064* (0,034)	1,066* (0,0364)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
<i>Dummy</i> de ano		
1996		Omitida
1997	0,171*** (0,010)	1,187*** (0,0114)
1998	0,341*** (0,009)	1,406*** (0,0132)
1999	0,220*** (0,010)	1,246*** (0,0123)
2000	0,058*** (0,011)	1,060*** (0,0112)
2001	-0,024** (0,011)	0,976** (0,0109)
2002	-0,245*** (0,012)	0,782*** (0,00969)
<i>Dummies</i> de UFs		
Observações		Sim 3.177.489

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Rais-Migra.

Nota: ***, ** e * representam coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Obs.: desvio-padrão robusto entre parênteses. A variável dependente é binária e toma valor 1 para indivíduos que mudam apenas de emprego, sem mudança geográfica, e assume valor 0 para quem não muda de emprego ou muda de emprego e também de município.

TABELA A.2

Condicionantes da mobilidade interfirma no Brasil, interna ao município, sem mobilidade geográfica – *logit* de efeitos fixos (1996-2002)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
Delta salarial	0.356*** (0.010)	1.428*** (0.0140)
Experiência anterior (em meses)	0.021*** (0.000)	1.022*** (0.000232)
Experiência anterior ao quadrado	-0.000*** (0.000)	1.000*** (1.11e-06)
Permanência no novo emprego (anos)	-1.414*** (0.005)	0.243*** (0.00118)
<i>Dummy</i> de tamanho		
Até 99 empregados		Omitida
De 100 a 499 empregados	-0.265*** (0.014)	0.767*** (0.0106)
Mais de 500 empregados	-0.557*** (0.017)	0.573*** (0.00988)
<i>Dummy</i> de intensidade tecnológica		
Baixa intensidade		Omitida
Média-baixa intensidade	-0.005 (0.027)	0.995 (0.0266)
Média-alta intensidade	0.276*** (0.025)	1.318*** (0.0325)
Alta intensidade	-0.034 (0.035)	0.967 (0.0341)
<i>Dummy</i> de interação		
Sup. completo x alta intensidade	-0.040 (0.084)	0.961 (0.0808)
<i>Dummies</i> de UFs		Sim
<i>Dummies</i> de ano		Sim
Observações		907.039
Números de PIS		129.577

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Rais-Migra.

Nota: ***, ** e * representam coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Obs.: Desvio-padrão robusto entre parênteses. A variável dependente é binária e toma valor 1 para indivíduos que mudam apenas de emprego, sem mudança geográfica, e assume valor 0 para quem não muda de emprego ou muda de emprego e também de municípios.

QUALIDADE ALIMENTAR DOS BRASILEIROS: TEORIA E EVIDÊNCIA USANDO DEMANDA POR NUTRIENTES*

Paula Carvalho Pereda**

Denisard Cneio de Oliveira Alves***

Este artigo investiga a forma como a composição da dieta alimentar dos brasileiros responde a preços e dispêndios dos domicílios. Para tal, foram estimadas equações de demanda do consumidor por nutrientes pelo modelo Quadratic Almost Ideal Demand System (Quaids). A conexão entre a demanda por alimentos e por nutrientes deriva da utilidade dos alimentos por parte dos consumidores, uma vez que estes são dotados de conteúdos nutritivos. Os resultados sugerem que os nutrientes mais sensíveis a preço são: carboidratos, cálcio, ferro, colesterol e vitamina C, nutrientes básicos da dieta dos brasileiros. Com relação à renda, há fortes evidências de que a demanda por nutrientes seja sensível a mudanças nos dispêndios dos domicílios. O resultado para colesterol e lipídios preocupa, uma vez que estes nutrientes apresentam forte aumento no consumo quando há variações positivas na renda, principalmente para domicílios mais pobres.

Palavras-chave: Sistema de demandas, demanda por nutrientes, modelo Quaids.

1 INTRODUÇÃO

Há um consenso científico geral de que a alimentação é um fator crítico que contribui para o bem-estar físico dos indivíduos e que constitui uma categoria relevante de dispêndios das famílias. A avaliação dos padrões de consumo dos alimentos e sua relação com preços e renda fornecem informações básicas para a implantação de políticas em diversas áreas, tais como agricultura, comércio e saúde, entre outras.

Este artigo tem o propósito de estudar a demanda por nutrientes no Brasil para investigar mudanças na composição da qualidade da dieta alimentar dos brasileiros. Os objetivos específicos concentram-se no cálculo das elasticidades preço e renda (ou dispêndio total) dos nutrientes e na análise das diferenças de consumo entre residências com distintas condições socioeconômicas, tais como sexo, instrução e raça do elaborador do cardápio; local de residência; e a presença de crianças e idosos.

* Os autores agradecem as contribuições dos professores Tatiane de Menezes, da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE), Marcos Rangel e Heron do Carmo, da Universidade de São Paulo (USP), e Alexandre Bragança Coelho, da Universidade Federal de Viçosa (UFV). Agradecimentos especiais à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e à Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe), pelo auxílio financeiro à pesquisa.

** Doutoranda em Economia e professora contratada II da Faculdade de Economia e Administração (FEA) da USP. *E-mail*: paulapereda@gmail.com

*** Professor titular da FEA/USP.

Uma alimentação inadequada traz inúmeras consequências negativas, que vão desde a fome e a queda da produtividade, até a obesidade e as doenças do coração. O problema da fome (ainda enfrentado por muitos brasileiros, especialmente os mais pobres da zona rural), associado à falta de elementos nutritivos, leva a determinadas carências de alimentos que podem acarretar outros problemas de saúde, como anemia, bócio, cretinismo, escorbuto, cegueira e dermatite, além de impactar negativamente o crescimento de crianças.

Do ponto de vista econômico, o artigo seminal de Stiglitz (1976) conclui que a produtividade dos trabalhadores depende sensivelmente do conteúdo nutricional de suas dietas alimentares. Ou seja, o consumo de alimentos mais nutritivos tem impacto positivo na produtividade e, portanto, nos salários.

Ainda sobre a relação entre nutrição e mercado de trabalho, alguns estudos recentes abordam a questão de forma intergeracional. Há uma crescente literatura que assinala uma forte correlação entre a nutrição adequada na infância e resultados positivos na educação e no mercado de trabalho. Dentro dessa abordagem, destacam-se, por um lado, os estudos que relacionam a altura dos adultos com resultados positivos na educação e no mercado de trabalho (Case e Paxson, 2008; Case, Paxson e Islam, 2009), sendo a altura de adultos fortemente relacionada à saúde e à nutrição na infância (Bozzoli, Deaton e Quintana-Domeque, 2007). Por outro lado, há também os estudos que relacionam baixo peso ao nascer com baixa educação futura e menores salários na fase adulta (Currie e Hyson, 1999; Case, Paxson e Islam, 2009). Em complemento, Currie (2009) apresenta evidências da importância da saúde na transmissão de *status* socioeconômico entre gerações.

Com relação aos atuais hábitos alimentares das famílias, tem-se observado uma rápida mudança nos últimos anos, que vem estreitando a relação entre o número de obesos e de malnutridos no mundo (Who/Fao, 2002). No Brasil, a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003, publicada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2004c), mostrou que o percentual de obesidade em 2003 era de 13,1% para as mulheres e de 8,9% para os homens. Por outro lado, indivíduos com déficit de peso representavam apenas 4% da população. Em outras palavras, o número de obesos era 2,7 vezes maior do que o de subnutridos no ano de 2003.

A tabela 1 mostra a prevalência da obesidade, excesso e déficit de peso da população adulta brasileira em janeiro de 2003 por nível de renda, em termos do salário mínimo (SM) federal. A tabela sugere que tanto a obesidade quanto o excesso de peso são problemas que atingem principalmente a população adulta feminina, com sensível evolução ao longo do nível de renda até dois SMs. Em contrapartida, para homens adultos tanto a obesidade quanto o excesso de peso têm maior prevalência entre os mais ricos.

TABELA 1
Prevalência da obesidade, excesso e déficit de peso da população adulta brasileira (janeiro de 2003)
 (Em % e múltiplos do SM mensal)

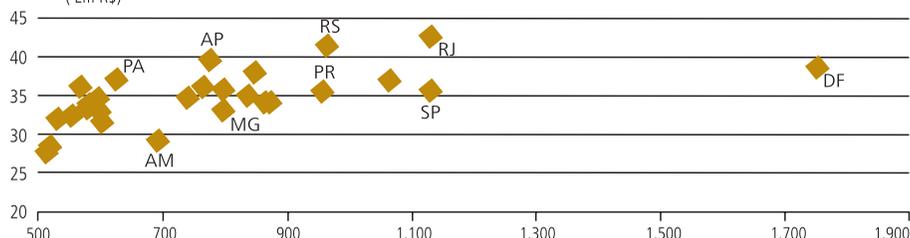
Classes de renda mensal <i>per capita</i>	Masculino			Feminino		
	Déficit de peso	Excesso de peso	Obesidade	Déficit de peso	Excesso de peso	Obesidade
Até 1/4	4,5	21,3	2,7	8,5	32,1	8,8
1/4 a 1/2	4,1	26,2	4,1	6,4	39,6	12,7
1/2 a 1	3,6	35,3	7,6	5,6	41,2	13,0
1 a 2	3,0	40,7	8,8	5,4	42,4	14,4
2 a 5	1,8	48,6	11,0	4,6	40,9	13,7
5 e +	1,3	56,2	13,5	3,3	35,7	11,7

Fonte: IBGE (2004a) e POF/Departamento de Pesquisa, 2002-2003. Elaboração dos autores.

Em se tratando de déficit de peso para homens e mulheres, esse problema atinge principalmente a população mais pobre. Em linhas gerais, os dados mostram a clara relação entre obesidade e renda, enquanto a proporção de baixo peso é maior para famílias mais pobres.

Para auxiliar na exploração da relação entre o problema de excesso de peso, obesidade e renda, o gráfico 1 exibe a associação entre o rendimento médio e o percentual de indivíduos com risco de hipertensão¹ por estado brasileiro para 2006. A obesidade aumenta as chances de doenças cardiovasculares, sendo a hipertensão uma das principais doenças cardiovasculares acometidas na população brasileira.

GRÁFICO 1
Percentual de indivíduos com risco de hipertensão alto ou muito alto, e a renda média dos trabalhadores no Brasil, por estado (2006)
 (Em R\$)



Fontes: Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (Datasus) e Pesquisa Mensal de Emprego (PME)/IBGE de 2006. Siglas dos estados: AC: Acre; AL: Alagoas; AM: Amazonas; AP: Amapá; BA: Bahia; CE: Ceará; DF: Distrito Federal; ES: Espírito Santo; GO: Goiás; MA: Maranhão; MG: Minas Gerais; MS: Mato Grosso do Sul; MT: Mato Grosso; PA: Pará; PB: Paraíba; PE: Pernambuco; PI: Piauí; PR: Paraná; RJ: Rio de Janeiro; RN: Rio Grande do Norte; RO: Rondônia; RR: Roraima; RS: Rio Grande do Sul; SC: Santa Catarina; SE: Sergipe; SP: São Paulo; e TO: Tocantins. Elaboração dos autores.

1. Disponível em: <<http://hiperdia.datasus.gov.br/>>. Acesso em: out. 2008.

A análise gráfica indica que o percentual de indivíduos que sofrem riscos altos de hipertensão em cada estado possui uma correlação positiva com a renda média do estado. Nos estados com maior rendimento médio no Brasil (São Paulo, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Santa Catarina, e no Distrito Federal), o alto risco de hipertensão é o principal problema que afeta a população cadastrada no programa Hiperdia.² O coeficiente de correlação de Pearson foi de 0,60 entre as séries de rendimento e o alto risco da doença em questão.

Em suma, o comportamento de consumo dos brasileiros vem se alterando com a expansão da renda e a maior concentração urbana (Coelho, 2006; Menezes, Silveira e Azzoni, 2008), o que impacta na qualidade da composição alimentar das famílias e, portanto, na saúde pública do país. Este estudo tem por objetivo lançar luzes sobre as modificações dos padrões atuais de consumo de alimentos, com foco no estudo dos nutrientes. O entendimento das inter-relações entre consumo nutricional e fatores socioeconômicos complementa as análises dos efeitos nocivos da alimentação inadequada na saúde das pessoas e nos seus resultados no mercado de trabalho.

Este trabalho está dividido em cinco seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta a metodologia do estudo, destacando os aspectos teóricos da análise pretendida. Em seguida, descrevem-se a base de dados, na seção 3, e os resultados das estimações das equações de demanda, na seção 4. A seção final resume os resultados encontrados e apresenta as considerações sobre a importância do estudo do tema.

2 METODOLOGIA

Para estimar a demanda por nutrientes, aplicamos a teoria do comportamento do consumidor. A análise do comportamento do consumidor possui forte relação teórica e empírica, fazendo com que essa abordagem tenha importante papel na análise econômica (Deaton, 1986; Deaton e Muellbauer, 1980b).

2.1 Teoria do comportamento do consumidor

A teoria do comportamento do consumidor afirma que os indivíduos escolhem o que e quanto consumir de forma a maximizar o seu bem-estar. Entretanto, considera, também, que os consumidores enfrentam restrições orçamentárias, pois não podem gastar mais do que ganham. A quantidade de produtos consumida é não negativa para todos os produtos e o comportamento do consumidor dependerá de um conjunto de preferências consistentes e de um conjunto de oportunidades.

Para serem consistentes, as escolhas observadas do consumidor são baseadas nos seguintes axiomas: reflexividade; completitude; transitividade; continuidade; não saciedade local; e convexidade estrita (Deaton e Muellbauer, 1980b; Phlips,

2. Programa do Ministério da Saúde (MS) para doenças cardiovasculares no Brasil.

1974; Mas-Collel, Whinston e Green, 1995). Desta forma, as equações da demanda derivadas desses axiomas possuem as seguintes propriedades: aditividade; homogeneidade; simetria; e negatividade.

Para analisar o consumo de produtos alimentares, é importante que outras hipóteses sejam assumidas, permitindo o tratamento do conjunto das equações de demandas. Logo, supõe-se separabilidade fraca da utilidade, de modo que o grupo de despesas com alimentos e bebidas seja analisado de forma independente.³

Visto que é possível proceder à análise da categoria de alimentos dentro do aparato do consumidor, o estudo de Lancaster (1966) fornece as ferramentas para a conexão entre a demanda por produtos alimentares e a demanda por nutrientes. Neste estudo seminal, o autor pondera que os consumidores obtêm utilidade das características intrínsecas dos produtos, como o valor nutritivo dos produtos alimentares. Em outras palavras, acredita-se que as preferências dos indivíduos por produtos alimentícios disponíveis podem ser indiretamente observadas, o que significa que os consumidores somente obtêm utilidade de produtos alimentícios uma vez que estes possuem um valor nutritivo.

Com base nesse desenvolvimento, a próxima subseção elabora o modelo teórico utilizado para identificar as relações de demanda dos consumidores pelos nutrientes.

2.2 O modelo Quadratic Almost Ideal Demand System (Quaids)

O modelo usado foi o Quaids, desenvolvido por Blundell, Pashardes e Weber (1993) e Banks, Blundell e Lewbel (1997), cuja forma funcional considera a não linearidade da renda nas equações de demanda, a qual é consistente com a teoria econômica. Esse modelo é uma derivação do modelo Almost Ideal Demand System (Aids), desenvolvido por Deaton e Muellbauer (1980a), o qual combina as propriedades dos produtos do *translog* (Christensen, Jorgenson e Lau, 1975) e modelos Rotterdam.

O modelo Quaids adiciona a variável quadrática de renda real às curvas de Engel, também conhecidas como “caminho da expansão da renda”, permitindo analisar adequadamente a resposta das características dos produtos às alterações nos gastos. De acordo com Banks, Blundell e Lewbel (1997), alguns produtos podem ser considerados itens de luxo em alguns níveis de renda, e itens necessários em outros. Os autores argumentam que, por razões parcimoniosas, é necessária a inclusão do termo quadrático para mensurar o comportamento não linear das curvas de Engel.

3. Para mais detalhes sobre a questão de separabilidade fraca da função de utilidade, ver apêndice.

A partir da teoria de características de Lancaster (1966), o sistema de equações da demanda de nutrientes do modelo Quaid's pode ser escrito como a seguir:

$$w_i^* = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \cdot \log(p_j^*) + \beta_i \cdot \log\left(\frac{y}{h(p^*)}\right) + \frac{\lambda_i}{f(p^*)} \cdot \left[\log\left(\frac{y}{h(p^*)}\right)\right]^2 + \sum_k \rho_{ik} D_k + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\forall i = 1, \dots, 11$$

em que:

w_i^* : porção do nutriente i^{th} no orçamento do consumidor;

p_j^* : preço do nutriente j^{th} ;

y : dispêndio total com nutrientes (*proxy* para renda);

D_k : K variáveis sociodemográficas e *dummies*; e

$\alpha_i, \lambda_i, \beta_i, \gamma_{ij}, \rho_i$: parâmetros do modelo.

$\log[h(p^*)] = \alpha_0 + \sum_g \alpha_g \cdot \log(p_g^*) + \frac{1}{2} \sum_g \sum_j \gamma_{gj} \cdot \log(p_g^*) \cdot \log(p_j^*)$ é um índice de preços.

$$f(p^*) = \prod_g p_g^{*\beta_g}$$

Observe-se que as variáveis sociodemográficas podem ser acrescentadas ao modelo sem alterar suas características fundamentais (Banks, Blundell e Lewbel, 1997). De acordo com o primeiro corolário de Banks, Blundell e Lewbel (1997), e adicionando a relação entre alimentos e nutrientes de Lancaster (1966), a equação

acima gera sistemas consistentes de demanda por nutrientes. As elasticidades “preço” e “despesa” são derivadas de equações de demanda, conforme mostrado a seguir:

$$\xi_{ij}^{nc*} = \left(\frac{\gamma_{ij} - \left\{ \beta_i + \frac{2\lambda_i}{f(p^*)} \left[\ln \left(\frac{y}{h(p^*)} \right) \right] \right\} \left(\alpha_j + \sum_g \gamma_{jg} \ln p_g^* \right)}{w_i^*} - \frac{-\frac{\lambda_i \beta_i}{f(p^*)} \left[\ln \left(\frac{y}{h(p^*)} \right) \right]^2}{w_i^*} \right) - \delta_{ij} \quad (2)$$

em que δ_{ij} é 1, quando $i = j$; e 0, caso contrário.

$$\xi_{i,y} = \left(\frac{\beta_i + \frac{2\lambda_i}{f(p)} \left[\ln \left(\frac{y}{h(p)} \right) \right]}{w_i} \right) + 1_i \quad (3)$$

Na literatura recente sobre estimação de demanda por alimentos, muitos trabalhos foram realizados usando os modelos Aids ou Quaid, tais como: Deaton e Muellbauer (1980a); Banks, Blundell e Lewbel (1997); Soregaroli, Huff e Meilke (2002); Capps e Schmitz (1991); Menezes, Silveira e Azzoni (2008); Coelho (2006); Alves, Menezes e Bezerra (2007); Silveira *et al.* (2007).

Com referência à estimação da demanda por nutrientes, a literatura de conhecimento dos autores não é tão extensa quanto para a demanda por alimentos. O objetivo dos trabalhos nessa área é, em geral, o de mostrar as relações renda-demanda e preço-demanda por nutrientes (Subramanian e Deaton, 1996; Behrman e Deolalikar, 1987; Bouis e Haddad, 1992; Dawson e Tiffin, 1998; Ward e Sanders, 1980; Strauss e Thomas, 1998). Geralmente a literatura sobre esse assunto conclui que há não linearidades na relação entre a renda e a demanda por nutrientes (Subramanian e Deaton, 1996; Alves, 1978).

Os trabalhos que não levaram em conta a não linearidade da renda concluíram que a maioria dos nutrientes analisados era de produtos normais (Eastwood, Brooker e Terry, 1986; Huang, 1996; Cook e Eastwood, 1992). Esses resultados sugerem que o modelo Quaid's poderia ser um avanço por abrir a possibilidade de não linearidades da renda na estimação, e também por permitir testar sua importância. Quanto ao tratamento teórico desses trabalhos, apenas um dos estudos considera a ideia de Lancaster para a estimação. A maior parte usa métodos não paramétricos ou deriva a sensibilidade dos nutrientes a partir da demanda por alimentos.

O presente artigo inova ao usar a ideia dos produtos dotados de nutrientes (características) em um sistema de preferência Price Independent Generalized Logarithmic (PIGLOG) (logarítmico generalizado independente do preço) com curvas de Engel quadráticas (Deaton e Muellbauer, 1980a). A próxima seção descreve os procedimentos com a base de dados que viabilizam a estimação do sistema de demandas.

3 BASE DE DADOS

O banco de dados usado para estimação foi proveniente dos microdados da POE, de junho de 2002 a julho de 2003, conduzida pelo IBGE (2004b). Os dados foram analisados como uma *cross-section* de 37.830 domicílios urbanos. Foram excluídos da análise os domicílios rurais por apresentarem grandes proporções de autoconsumo, cujo preço e dispêndio dificilmente podem ser mensurados.

A escolha dos nutrientes foi baseada na relevância dos mesmos na dieta alimentar dos brasileiros, de acordo com a Agência Nacional de Vigilância Sanitária (Anvisa) (ver MS, 2005) e com a disponibilidade de informações. Essa escolha recaiu sobre os seguintes nutrientes: proteínas; lipídios; carboidratos; fibras; colesterol; cálcio; sódio; ferro; e vitaminas A, B, e C.

A conversão do total de alimentos em nutrientes foi feita mediante o uso das bem conhecidas tabelas brasileiras de composição de alimentos: Tabela Brasileira de Composição de Alimentos da Universidade Estadual de Campinas (Taco-UNICAMP); Tabela Brasileira de Composição de Alimentos da Universidade de São Paulo (TBCA-USP); Estudo Nacional da Despesa Familiar do IBGE (ENDEF-IBGE); e Philippi (2002).⁴

As demandas por nutrientes foram calculadas com base na participação do nutriente na composição do produto. Por exemplo, se uma família comprou em um mês apenas 1 quilo de arroz por R\$ 1,00 e 1 quilo de feijão por R\$ 2,00, e sabendo-se que os carboidratos são 50% e 25% da composição total de arroz e

4. Taco: Nepa (2006); TBCA-USP: disponível em: <<http://www.fcf.usp.br/tabela/>>; acesso em: ago. 2007. Tabela de composição de alimentos: ENDEF-IBGE (IBGE, 1999).

feijão, respectivamente, a demanda implícita do domicílio por carboidratos deve ser de 0,75 quilo, 500 gramas do arroz e 250 gramas do feijão. Já o preço do carboidrato por quilograma seria de R\$ 1,125.⁵

Desta forma, todos os nutrientes foram convertidos em quilogramas e os preços calculados em reais. Houve tratamento para valores discrepantes com base na comparação dos preços obtidos com os preços das famílias de um mesmo estrato geográfico. Cerca de 1% dos preços obtidos foi eliminado e todas as famílias que não possuíam informação do preço de algum nutriente (por não terem consumido produtos dotados do nutriente) tiveram preços imputados pela mediana dos preços da região.

O índice de preços utilizado foi o índice de preços Stone, pois, para dados *cross-section*, ele é equivalente ao índice Paasche, indicado por Moschini (1995) como o melhor para os modelos Aids e Quaid. Sua formulação pode ser descrita por:

$$\ln h(p) = \ln P^* = \sum_{i=1}^{11} w_i \ln(p_i) \quad (4)$$

Sobre as demais variáveis socioeconômicas utilizadas no estudo, resume-se:

- *dummies* por características do chefe da família: branco; casado; católico; evangélico; mulher chefe; capital; e educação; e
- variáveis discretas considerando o número de ocorrências dentro da família: número de membros da idade indicada (*npes 0 menos 1*, *npes 1a 9*, *npes 10 a 17*, *npes 18 a 24*, *npes 25 a 30*, *npes 31 a 40*, *npes 41 a 50*, *npes 51 a 60*, *npes 61 a 70*, e *npes 71 mais*); e número de empregados e quantidade de moradores (*n_empregado*; e *quantmor*).

A tabela 2 exhibe as estatísticas e descrição das variáveis socioeconômicas da base de dados.

5. O valor representa o preço implícito médio do carboidrato derivado do consumo de arroz e de feijão. Como a compra leva a 750 gramas de carboidrato (sendo o total de 2 quilos de produto), relativizando os R\$ 3 de dispêndio para o consumo de carboidrato, tem-se que o preço do carboidrato é R\$ 1,12, aproximadamente. Vale ressaltar que os componentes "água" e "cinzas" foram excluídos da análise.

TABELA 2

Estatísticas descritivas das variáveis e suas descrições (janeiro de 2003)

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Anos de estudo, chefe da família	5,941	4,607	0	17
<i>Dummy</i> para chefe de família mulher	0,289	0,453	0	1
<i>Dummy</i> para chefe de família casado	0,690	0,463	0	1
Número de empregados na família	0,011	0,114	0	3
De membros da família	3,768	1,845	1	19
Idade do chefe da família	45,491	15,288	13	101
Número de bebês de 0 a 1 ano	0,065	0,254	0	3
De crianças de 1 a 9 anos	0,650	0,922	0	7
De crianças/adolescentes de 10 a 17	0,627	0,903	0	8
De jovens de 18 a 24	0,529	0,791	0	7
De adultos de 25 a 30	0,366	0,622	0	6
De 31 a 40	0,548	0,723	0	4
De 41 a 50	0,416	0,650	0	4
De 51 a 60	0,265	0,541	0	5
De 61 a 70	0,163	0,433	0	4
De 70 e +	0,119	0,374	0	4
Proporção de chefes de família de etnia branca	0,450	0,497	0	1
De chefes de família católicos	0,757	0,429	0	1
De chefes de família evangélicos	0,148	0,355	0	1
<i>Dummy</i> para capital do estado	0,295	0,456	0	1
Despesas totais com alimentação na semana de referência	22,423	25,458	0	406

Fonte: POF-2002/2003/IBGE. Elaboração dos autores.

A seção seguinte apresenta os resultados das equações de demanda por nutrientes com base nos dados aqui descritos. Vale ressaltar que as informações referem-se aos domicílios da POF para o ano de 2003.

4 ESTIMAÇÃO

As equações de demanda foram estimadas por máxima verossimilhança com informação completa – Full Information Maximum Likelihood (FIML) –, que gera estimações consistentes segundo os principais livros-textos de econometria (Greene, 2003; Hayashi, 2000; Wooldridge, 2001). O *software* estatístico usado na análise empírica foi o Stata/SE versão 10.0.

Na seção 2, foi visto que, para que as escolhas do consumidor sejam consistentes, as equações de demanda devem atender às hipóteses de aditividade, homogeneidade, simetria e negatividade. A forma funcional do Quaid permite o teste e a imposição destas hipóteses na hora da estimação. Logo, alguns exercícios empíricos foram realizados.

Primeiramente, os resultados para o Brasil foram estimados sem suposição das hipóteses teóricas, a fim de testar a importância das mesmas. A aditividade foi a única hipótese não rejeitada pelo teste no nível de significância de 5%. Homogeneidade e

simetria foram rejeitadas pelos testes. Apesar desses resultados, é importante assumir a hipótese de simetria no sistema final estimado, pois essa garante a consistência do sistema de preferências do consumidor. A tabela 3 faz um resumo dos resultados de todas as equações de demanda estimadas, que vão ser objeto de comentários a seguir.

Os resultados das variáveis socioeconômicas indicaram que nos domicílios cujo chefe da família é casado se consomem mais lipídios e menos fibras. Chefes de família mais escolarizados demandam, em média, mais proteínas para a família. Quanto aos efeitos estimados controlando por local da residência, pode-se concluir que os domicílios localizados nas capitais dos estados apresentam, em média, menor dispêndio com sódio do que municípios fora das capitais. Outro resultado interessante depreendido da tabela é que os domicílios com chefe de família de etnia branca demandam mais proteínas e lipídios, e menos carboidratos e fibras.

Os resultados das elasticidades preço dos nutrientes são apresentados na tabela 4. Em se tratando da resposta da demanda às alterações de preço, somente o colesterol indicou uma variação positiva no consumo com aumento de preço. Os nutrientes que apresentaram as maiores variações às alterações de preço foram: carboidratos, cálcio, ferro, vitamina B e vitamina C. Isto significa que os consumidores são mais sensíveis a aumentos de preços de produtos intensivos nesses nutrientes.

Com relação aos efeitos da renda no consumo de nutrientes, a tabela 3 exhibe o resultado para o termo quadrático do dispêndio, indicando que a não linearidade da curva de Engel não pode ser rejeitada para todos os nutrientes, à exceção de ferro, colesterol e vitaminas B e C. Sendo assim, os gráficos a seguir apresentam a elasticidade dispêndio de quatro nutrientes importantes: carboidratos (gráfico 2); proteínas (gráfico 3); fibras (gráfico 4); e lipídios (gráfico 5). Os gráficos apresentam a avaliação das elasticidades estimadas em cada ponto da amostra; seus formatos não lineares são devidos ao termo quadrático estimado para o efeito da renda/dispêndio.

Da análise gráfica, depreende-se que os resultados da elasticidade dispêndio (*proxy* para elasticidade renda) indicam que os nutrientes proteínas, lipídios e fibras alimentares são itens de luxo para domicílios mais pobres (devido à observação de elasticidade superior a 1 em módulo para estes nutrientes em classes de dispêndio menores) e itens normais para os domicílios com maior nível de dispêndio. Entende-se que, para classes baixas de consumo, esses nutrientes terão forte aumento no consumo quando observados choques positivos na renda (ou no dispêndio total).

Quanto ao carboidrato, esse nutriente apresentou pouca variação na elasticidade renda para os diferentes níveis de dispêndio, de forma que pode ser considerado um item normal para todas as classes de dispêndio. Este resultado é bastante intuitivo, uma vez que este macronutriente está contido em altas proporções em grande parte dos produtos alimentares mais básicos da alimentação brasileira, tais como arroz, feijão, macarrão e leguminosas.

TABELA 3
Brasil: coeficientes estimados para as equações de demanda (janeiro de 2003)

Variáveis	Proteína	Carboidratos	Fibras alimentícias	Lípidios	Cálcio	Ferro	Sódio	Colesterol	Vitamina B	Vitamina C
Constante	0,1996**	0,5061**	0,0516**	0,1782**	0,0141**	-0,0009	0,0443**	0,0049**	0,0009	-0,0009
ln(preço_cálcio)	3,8E-05	0,0010**	-0,0002**	0,0004**	-0,0002**	1,9E-05	-0,0006**	-9,0E-05	-6,9E-06	1,4E-04**
ln(preço_carboidrato)	-0,0611**	0,1007**	-0,0001	-0,0416**	0,0010**	-0,0006**	-0,0007*	0,0004*	0,0003**	-0,0011**
ln(preço_cholesterol)	-0,0011**	0,0004*	0,0006**	-0,0004*	-9,0E-05	-5,3E-05	0,0002**	0,0006**	3,3E-05	-1,0E-04
ln(preço_ferro)	0,0008**	-0,0006**	-0,0001**	0,0001	1,9E-05	-7,9E-05	-0,0001*	-5,3E-05	5,3E-05	-3,4E-05
ln(preço_fibra)	-0,0047**	-0,0001	0,0118**	-0,0070**	-0,0002**	-1,5E-04**	-0,0004*	0,0006**	7,6E-05*	-0,0005**
ln(preço_lipidio)	-0,0202**	-0,0416**	-0,0070**	0,0697**	0,0004**	1,2E-04	-0,0008**	-0,0004*	-6,8E-05	0,0002
ln(preço_proteína)	0,0893**	-0,0611**	-0,0047**	-0,0202**	3,8E-05	0,0008**	-0,0011**	-0,0011**	-0,0004**	0,0013**
ln(preço_sódio)	-0,0011**	-0,0007*	-0,0004*	-0,0008**	-0,0006**	-0,0001*	0,0032**	0,0002**	5,2E-05	-0,0002**
ln(preço_vitaminaA)	-0,0040**	0,0042**	0,0006**	-0,0029**	0,0007**	2,4E-05	0,0011**	9,0E-05	1,5E-05	-4,9E-05
ln(preço_vitaminaB)	-0,0004**	0,0003**	0,0001*	-0,0001	-6,9E-06	5,3E-05	5,2E-05	3,3E-05	-7,8E-06	2,2E-05
ln(preço_vitaminaC)	0,0013**	-0,0011**	-0,0005**	0,0002	0,0001**	3,4E-05	-0,0002**	-1,0E-04	2,2E-05	-1,7E-06
ln(h(p))	-0,00012	0,01299**	0,0068**	-0,0002	-0,00855**	-4,47E-06	-0,01059**	-0,0001	-1,6E-05	1,45E-05
ln(h(p)) ao quadrado	-0,0025**	0,0017**	-0,0006**	-0,0014**	0,0012**	4,3E-06	0,0016**	-2,8E-05	-1,6E-07	7,9E-06
Chefe mulher	-0,0031	-0,0010	-0,0012	0,0046	-1,2E-05	2,7E-05	0,0008	4,2E-05	-2,1E-05	5,5E-05
Chefe casado	0,0028	-0,0104	-0,0022	0,0081**	0,0003	3,9E-07	0,0013	1,3E-04	-3,8E-06	4,6E-06
Número de empregados	0,0053	-0,0106	0,0033	0,0014	0,0002	-0,0001	0,0001	1,4E-04	5,3E-05	-1,2E-04
Número de moradores	-0,0001	-0,0059	0,0023	0,0044	-0,0001	5,2E-06	-0,0005	1,2E-05	-3,6E-06	-1,2E-05
Dummy para capital	0,0017	0,0022	0,0006	-0,0032	0,0003	-3,9E-07	-0,0016**	-5,6E-05	2,7E-06	-1,5E-05
Anos de educação	0,0005**	0,0000	0,0000	-0,0004	3,6E-05	1,1E-06	-0,0001	6,5E-06	-1,1E-08	3,7E-06

(continua)

(continuação)

Variáveis	Proteína	Carboidratos	Fibras alimentícias	Lipídios	Cálcio	Ferro	Sódio	Coolesterol	Vitamina B	Vitamina C
Idade do chefe	-0,0001	0,0002	0,0001	-0,0001	-1,3E-05	-8,9E-08	-0,0001	-7,9E-07	3,4E-08	1,6E-06
Número de bebês de 0 a 1 ano	-0,0047	0,0170	-0,0036*	-0,0083	0,0001	-0,0001	-0,0008	1,2E-04	3,9E-05	-1,7E-04
Número de crianças de 1 a 9 anos	0,0018	0,0059	-0,0041**	-0,0040	0,0002	2,2E-05	0,0003	-1,9E-05	-1,2E-05	3,3E-05
Número de crianças/adolescentes de 10 a 17 anos	-0,0002	0,0100	-0,0024	-0,0074	-2,7E-06	1,6E-06	-3,4E-05	-3,0E-05	-1,2E-06	1,7E-05
Número de jovens de 18 a 24 anos	-0,0015	0,0099	-0,0031**	-0,0052	-3,2E-05	-3,7E-06	-4,5E-05	-1,6E-05	1,9E-06	7,8E-06
Número de adultos de 25 a 30 anos	0,0010	0,0045	-0,0013	-0,0036	-0,0001	-2,1E-05	-0,0006	-4,7E-06	1,2E-05	5,2E-06
Número de adultos de 31 a 40 anos	0,0011	0,0072	-0,0026*	-0,0052	-1,5E-05	-2,4E-05	-0,0006	1,4E-05	1,5E-05	-1,2E-05
Número de adultos de 41 a 50 anos	0,0027	0,0030	-0,0020	-0,0036	1,3E-05	-5,5E-06	-7,7E-05	-2,8E-05	3,5E-06	1,7E-05
Número de adultos de 51 a 60 anos	0,0025	0,0026	-0,0026	-0,0047	0,0007	-8,2E-06	0,0013	-1,6E-05	7,3E-06	-1,6E-05
Número de adultos de 61 a 70 anos	0,0011	0,0060	-0,0018	-0,0050	7,0E-05	-3,7E-05	-0,0004	-1,4E-05	2,1E-05	-3,7E-05
Número de adultos de mais de 70 anos	0,0007	0,0040	-0,0032	-0,0032	0,0007	-5,7E-05	0,0007	1,0E-04	3,6E-05	-9,8E-05
Chefe branco	0,0060**	-0,0128**	-0,0016**	0,0092**	0,0002	6,5E-05	-0,0008	-4,4E-06	-3,3E-05	1,2E-04
Chefe católico	0,0041	-0,0051	0,0003	-0,0005	0,0004	-3,6E-05	0,0006	5,7E-05	2,3E-05	-5,3E-05
Chefe evangélico	0,0056	-0,0091	-0,0003	0,0041	0,0005	1,2E-06	-0,0008	5,5E-05	8,2E-07	5,5E-06

Fontes: POF-2002/2003 e Tabelas de Composição Alimentar (Nepa, 2006; TBCA-USP; IBGE, 1999; e Philippi, 2002). Elaboração dos autores.

Notas: * Significante a 10%.

** Significante a 5%.

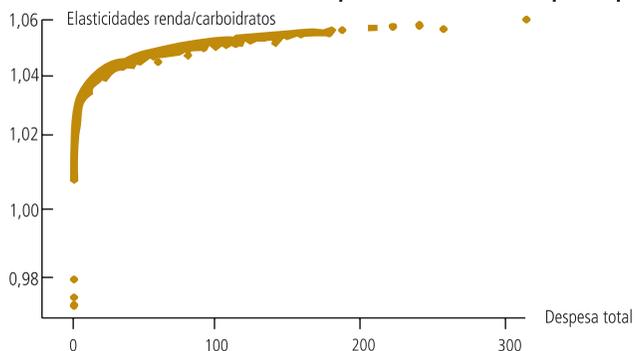
TABELA 4
Elasticidades preço dos nutrientes

Elasticidade preço	Proteína	Carboidratos	Fibras alimentares	Lípidios	Cálcio	Ferro	Sódio	Colesterol	Vitamina B	Vitamina C
Proteína	-0,399	-0,097	-0,136	-0,141	0,040	40,844	-0,089	-2,312	-12,879	19,899
Carboidratos	-0,402	-0,862	0,002	-0,281	1,299	-31,632	-0,107	0,882	9,137	-16,495
Fibras alimentares	-0,034	0,000	-0,665	-0,050	-0,596	-3,783	-0,177	1,380	1,693	-7,746
Lípidios	-0,136	-0,068	-0,193	-0,501	0,368	6,640	-0,577	-1,125	-2,389	5,261
Cálcio	0,001	0,002	-0,010	0,003	-1,547	0,266	-0,190	-0,028	-0,417	1,580
Ferro	0,005	-0,001	-0,002	0,001	-0,136	-10,114	-0,075	0,080	2,324	-1,301
Sódio	-0,001	-0,001	-0,015	-0,015	-0,933	-7,700	-0,203	0,836	2,428	-5,241
Colesterol	-0,006	0,001	0,015	-0,003	-0,157	1,759	0,046	0,118	-0,190	-1,044
Vitamina B	-0,003	0,001	0,001	-0,001	-0,164	4,992	-0,015	-0,018	-1,439	0,759
Vitamina C	0,008	-0,001	-0,013	0,002	-0,017	-4,274	-0,118	-0,155	1,161	-1,154

Fontes: POF-2002/2003 e Tabelas de Composição Alimentar (Nepa, 2006; TBCA-USP; IBGE, 1999; e Phlipipi, 2002).
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

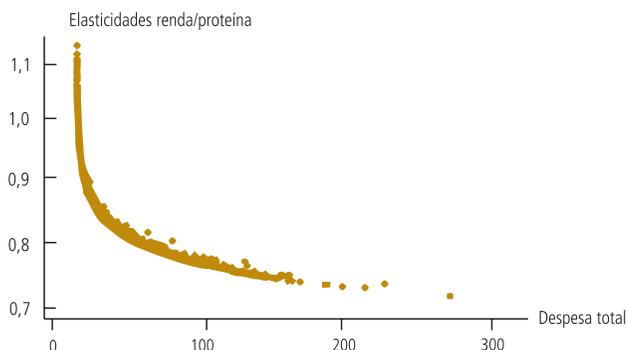
Brasil: elasticidades renda/dispêndio de carboidrato por dispêndio total (janeiro de 2003)



Fontes: POF - 2002/2003 e Tabelas de Composição Alimentar [Nepa, 2006; TBCA-USP; IBGE, 1999; e Philippi, 2002].
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3

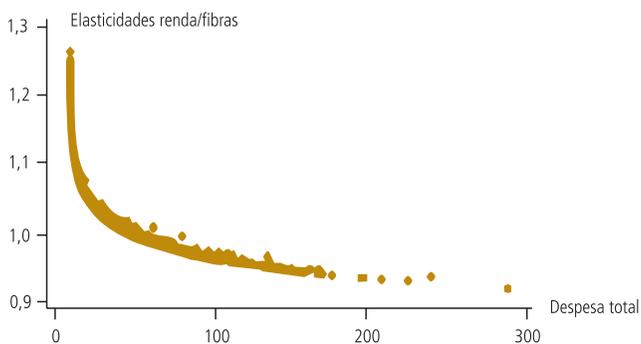
Brasil: elasticidades renda/dispêndio de proteína por dispêndio total (janeiro de 2003)



Fontes: POF - 2002/2003 e Tabelas de Composição Alimentar [Nepa, 2006; TBCA-USP; IBGE, 1999; e Philippi, 2002].
Elaboração dos autores.

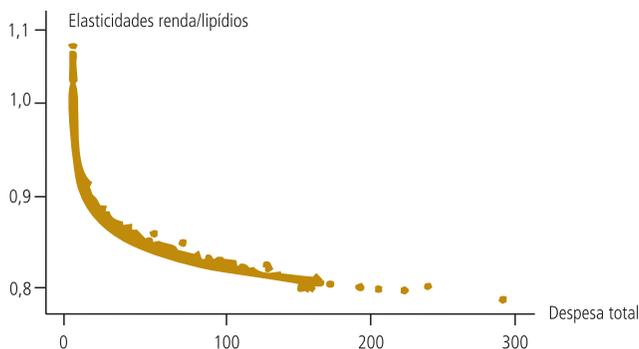
GRÁFICO 4

Brasil: elasticidades renda/dispêndio de fibra por dispêndio total (janeiro de 2003)



Fontes: POF - 2002/2003 e Tabelas de Composição Alimentar [Nepa, 2006; TBCA-USP; IBGE, 1999; e Philippi, 2002].
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 5

Brasil: elasticidades renda/dispêndio de lipídio por dispêndio total (janeiro de 2003)

Fontes: POF-2002/2003 e Tabelas de Composição Alimentar [Nepa, 2006; TBCA-USP; IBGE, 1999; e Philippi, 2002].
Elaboração própria.

Para complementar a informação dos gráficos, a tabela 5 exhibe as elasticidades dispêndio para os outros nutrientes por nível de dispêndio total. Os resultados para os outros nutrientes indicam que a vitamina C, o cálcio, o sódio e o ferro são produtos inferiores ou normais para domicílios de baixa renda, e itens de luxo para famílias mais ricas. O colesterol apresentou comportamento similar ao dos lipídios e das proteínas. A vitamina B pode ser considerada um produto normal para todas as classes de dispêndio.

TABELA 5

Brasil: elasticidades dispêndio por nível de renda (janeiro de 2003)

Elasticidade dispêndio	Nível de dispêndio (R\$)			
	0-50	50-100	100-200	200 e +
Cálcio	0,53	10,67	14,06	17,23
Ferro	0,60	1,21	1,41	1,60
Sódio	1,28	3,77	4,60	5,38
Colesterol	0,32	-0,07	-0,20	-0,32
Vitamina B	0,85	0,96	1,00	1,03
Vitamina C	1,86	2,65	2,92	3,17

Fontes: POF-2002/2003 e Tabelas de Composição Alimentar [Nepa, 2006; TBCA-USP; IBGE, 1999; e Philippi, 2002]. Elaboração dos autores.

Os resultados analisados para os demais nutrientes sugerem que o sódio, o ferro, o cálcio e a vitamina C são fortemente substituídos quando há aumentos na renda/dispêndio total. O resultado para o consumo de colesterol preocupa, assim como para lipídios, uma vez que esses nutrientes apresentam fortes evidências de aumento no consumo quando há variações positivas na renda, principalmente para domicílios mais pobres.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O consumo de nutrientes é crucial para uma alimentação adequada e, consequentemente, o bem-estar dos indivíduos, tendo impactos positivos importantes no mercado de trabalho e na educação (Stiglitz, 1976; Case e Paxson, 2008; Case, Paxson e Islam, 2009; Bozzoli, Deaton e Quintana-Domeque, 2007; Currie e Hyson, 1999; Currie, 2009). A categoria de alimentos é também a mais relevante com relação aos dispêndios médios das famílias. Por conseguinte, a avaliação dos padrões de consumo nutricional e suas relações com preços e rendimento fornecem as informações básicas importantes para orientar políticas públicas.

Neste estudo, fizemos uma conexão entre um sistema de demandas por produtos alimentícios e demandas por nutrientes para o Brasil usando os princípios desenvolvidos por Lancaster (1966), sendo essa uma contribuição importante deste artigo. Em termos empíricos, a forma funcional do Quaid é usada para estimar as demandas por 11 diferentes nutrientes no Brasil, com o propósito de investigar modos de melhorar a qualidade da dieta nutricional do brasileiro.

A estimação do sistema de demandas indicou que os nutrientes mais sensíveis ao preço estão conectados pelo fato de que são bem representados na dieta alimentar básica dos brasileiros, tais como: arroz, leite, feijão, carne e frutas. Este resultado preocupa, uma vez que variações nos preços desses produtos básicos, com alto conteúdo nutricional, podem reduzir substancialmente o seu consumo e provocar graves deficiências nutricionais nas famílias mais pobres.

Com relação às elasticidades renda/dispêndio, os resultados evidenciam que proteínas, lipídios, colesterol e fibras são itens de luxo para os domicílios mais pobres e itens normais para domicílios de maior dispêndio. O fato de serem itens de luxo para famílias mais pobres também revela aspectos positivos e negativos dos resultados: negativos no sentido de que choques positivos na renda levariam essas famílias a aumentar mais do que proporcionalmente o consumo de lipídios e colesterol, considerados nutrientes nocivos para a saúde humana; e positivos, no que tange ao aumento mais do que proporcional do consumo de proteínas e fibras, dado um incremento na renda.

No caso da análise da elasticidade renda para outros nutrientes, a vitamina C, o cálcio, o sódio e o ferro podem ser considerados itens inferiores para domicílios de baixa renda e itens de luxo para domicílios de alta renda ou maior dispêndio médio. No caso do sódio, este resultado pode ser interpretado positivamente, pois famílias mais pobres substituem este nutriente quando ocorrem aumentos em suas rendas. Entretanto, para os demais nutrientes, que são considerados importantes para a saúde dos indivíduos, o resultado mostra uma substituição dos mesmos conforme há choques positivos de renda para famílias mais pobres (bens inferiores). No caso das famílias de classes de dispêndio superiores, esses resultados também

podem ser interpretados como positivos (exceto para sódio), por ocorrer relação inversa à que ocorre em famílias pertencentes a classes mais baixas de dispêndio.

Em linhas gerais, as evidências encontradas sugerem que o consumo de nutrientes reage a alterações de rendimento e dispêndio das famílias. Alguns resultados preocupam mais, como a relação positiva e forte entre dispêndio/renda e consumo de colesterol e lipídios, principalmente para domicílios mais pobres (pertencentes a classes de dispêndio mais baixas).

Neste quesito, a análise empírica deste artigo mostra que há a necessidade de um olhar mais atento nessas questões. Uma simples providência para melhorar a qualidade da alimentação dos brasileiros seria orientar as pessoas no sentido de consumir alimentos mais saudáveis. Considerando que no Brasil os alimentos processados têm de trazer no rótulo a composição nutricional, uma simples ação educacional nas escolas seria ensinar os alunos a prestarem mais atenção a essas informações. Políticas similares foram implantadas em outras localidades.⁶

A adequação da composição nutricional da dieta alimentar reduz a ocorrência de muitas enfermidades (diabetes e problemas cardiovasculares, entre outros), tem potencial de reduzir despesas com a saúde pública, além da importância nos resultados no mercado de trabalho (melhores produtividades) e de educação.

Acredita-se que os resultados aqui apresentados oferecem argumentos importantes para a discussão nutricional no Brasil. A qualidade da alimentação dos brasileiros ainda é desigual entre as classes de renda, e o padrão de consumo de nutrientes deveria ser aprimorado, inclusive para a população rica do país.

ABSTRACT

This paper investigates how the composition of the Brazilian food diet responds to prices and household expenditures by estimating the consumer demand equations for nutrients using the quadratic almost ideal demand system model. The link between demand for foods and nutrients is made using the idea that consumers derive utility from foods as they have nutritive value. The results suggest that the most price-sensitive nutrients are carbohydrates, calcium, iron, cholesterol and vitamin C, which are in most of the Brazilian basic food diet. When it comes to income effects, the evidences corroborated that the demand for nutrients is sensitive to changes in household expenditure (and this relationship is nonlinear). The results for cholesterol and lipids are worrisome, considering that consumption of these nutrients increases strongly as a response to positive changes in income, especially for the poorest households.

Keywords: Demand system, nutrients demand, Quaid's model.

6. Na cidade de Nova York, em 2006, a Secretaria de Saúde aprovou um aditamento ao Código de Saúde para banir gradualmente o uso, em toda a cidade, de gorduras trans artificiais em todos os restaurantes e outros estabelecimentos que sirvam alimentos. As novas regras proíbem refeições com gorduras trans superiores a 0,5 grama. Disponível em: <[HTTP://home2.nyc.gov/html/doh/html/cardio/cardio-transfat.shtml](http://home2.nyc.gov/html/doh/html/cardio/cardio-transfat.shtml)>. Acesso em: 7 dez. 2008.

REFERÊNCIAS

- ALVES, D. **Nutrition and taste in the São Paulo diet**. Seminário sobre Economia da Tecnologia, São Paulo, 1978.
- _____; MENEZES, T.; BEZERRA, F. Estimação do sistema de demanda censurada para o Brasil. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**, Brasília: Ipea, v. 2, p. 395-421, 2007.
- BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. **The review of economics and statistics**, v. 79, p. 527-539, 1997.
- BEHRMAN, J. R.; DEOLALIKAR, A. B. The intrahousehold demand for nutrients in rural South India: individual estimates, fixed effects, and permanent income. **The journal of human resources**, v. 25, p. 665-696, 1987.
- BLACKORBY, C.; PRIMONT, D.; RUSSEL, R. Duality, separability, and functional structure: theory and economic applications. **Journal of economics dynamics and control**, Amsterdam: North-Holland, 1978.
- BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.; WEBER, G. What do we learn about consumer demand patterns from micro data? **American economic review**, v. 83, p. 570-597, 1993.
- BOUIS, H. E.; HADDAD, L. J. Are estimates of calorie-income elasticities too high? A recalibration of the plausible range. **Journal of development economics**, v. 39, p. 333-364, 1992.
- BOZZOLI, C.; DEATON, A. S.; QUINTANA-DOMEQUE, C. **Child mortality, income and adult height**. National Bureau of Economic Research, 2007 (Working Paper, n. 12.966).
- CAPPS, O.; SCHMITZ, J. D. A recognition of health and nutrition factors in food demand analysis. **Western journal of agricultural economics**, v. 16, p. 21-35, 1991.
- CASE, A.; PAXSON, C. Stature and status: height, ability and labor market outcomes. **Journal of political economy**, v. 116, n. 3, p. 499-532, 2008.
- _____; _____. ISLAM, M. Making sense of the labor market height premium: evidence from the British household panel survey. **Economics letters**, v. 102, p. 174-176, 2009.
- CHRISTENSEN, L.; JORGENSON, D.; LAU, L. Transcendental logarithmic utility functions. **American economic review**, v. 65, p. 367-383, 1975.
- COELHO, A. B. **A demanda de alimentos no Brasil**. 2006. Dissertação (Ph.D.) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.
- COOK, C.; EASTWOOD, D. Incorporating subsistence into hedonic price and nutrient demand equations. **The journal of consumer affairs**, v. 26, p. 288-304, 1992.
- CURRIE, J. Healthy, wealthy, and wise: socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development. **Journal of economic literature**, v. 47, n. 1, p. 87-122, 2009.
- _____; HYSON, R. Is the impact of health shocks cushioned by socioeconomic status? The case of low birthweight. **American economic review**, v. 89, n. 2, p. 245-250, 1999.
- DAWSON, P. J.; TIFFIN, R. Estimating the demand for calories in India. **American journal of agricultural economics**, v. 80, p. 474-481, 1998.
- DEATON, A. Demand analysis. In: GRILICHES, Z.; INTRILIGATOR, M. D. (Ed.). **Handbook of econometrics**. 1st ed. Elsevier Science Publisher, chapter 30, 1986. p. 1.767-1.839. v. 3.

_____.; MUELLBAUER, J. Almost ideal demand system. **American economic review**, v. 70, p. 312-326, 1980a.

_____. **Economics and consumer behavior**. Cambridge: Cambridge University Press, 1980b. p. 3-147.

EASTWOOD, D.; BROOKER, J.; TERRY, D. Household nutrient demand: use of characteristics theory and a common attribute model. **Southern journal of agricultural economics**, v. 18, p. 235-246, 1986.

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

HAYASHI, F. **Econometrics**. New Jersey: Princeton University Press, 2000. p. 529-537.

HUANG, K. Nutrient elasticities in a complete food demand system. **American journal of agricultural economics**, v. 78, p. 21-29, 1996.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estudo nacional da despesa familiar**: tabela de composição de alimentos. Rio de Janeiro, 1999.

_____. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003**: primeiros resultados Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro, 2004a.

_____. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003**. Microdados – segunda divulgação. Rio de Janeiro, 2004b. CD-ROM.

_____. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003**. Análise da disponibilidade domiciliar de alimentos e do estudo nutricional no Brasil. Rio de Janeiro: Ministério da Saúde e IBGE, 2004c.

LANCASTER, K. J. A New approach to consumer theory. **Journal of political economy**, v. 74, p. 132-157, 1966.

MAS-COLLEL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic theory**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

MENEZES, T. A.; SILVEIRA, F. G.; AZZONI, C. R. Demand elasticities for food products: a two-stage budgeting system. **Applied economics**, v. 40, p. 2.557-2.572, 2008.

MOSCHINI, G. Units of measurement and the stone index in demand system estimation. **American journal of agricultural economics**, v. 77, p. 63-68, 1995.

MS – MINISTÉRIO DA SAÚDE. Rotulagem nutricional obrigatória. **Manual de orientação à indústria de alimentos**. 2. ed. Brasília: Anvisa, 2005.

NEPA – NÚCLEO DE ESTUDOS E PESQUISAS EM ALIMENTAÇÃO. **Tabela brasileira de composição de alimentos**. 2. ed. Campinas: Nepa-UNICAMP, 2006. Versão II.

PHILIPPI, S. T. **Tabela de composição de alimentos**: suporte para decisão nutricional. Brasília: Coronário, 2002.

PHILIPS, L. **Applied consumption analysis**. New York: North Holland, 1974.

SILVEIRA, F. G. *et al.* Elasticidade-renda dos produtos alimentares nas regiões metropolitanas brasileiras: uma aplicação da POF 1995/1996. **Estudos econômicos**, v. 37, p. 329-352, 2007.

SOREGAROLI, C.; HUFF, K.; MEILKE, K. **Demand system choice based on testing the Engel curve specification**. Ontario: University of Guelph, 2002 (Working Paper, n. 34.139; 02/09).

STIGLITZ, J. E. Efficiency wage hypothesis, surplus labour and the distribution of income in L.D.C.s. **Oxford economic papers new series**, Oxford University Press, v. 28, n. 2, p. 185-207, July 1976.

STRAUSS, J.; THOMAS, D. Health, nutrition and economic development. **Journal of economic literature**, v. 36, p. 766-817, 1998.

SUBRAMANIAN, S.; DEATON, A. The demand for food and calories. **The journal of political economy**, v. 104, p. 133-162, 1996.

WARD, J. O.; SANDERS, J. H. Nutritional determinants and migration in the Brazilian Northeast: a case study of rural and urban Ceará. **Economic development and cultural change**, v. 29, p. 141-163, 1980.

WHO/FAO – WORLD HEALTH ORGANIZATION/FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. **Diet nutrition and the prevention of chronic diseases**. Report of a joint WHO/FAO expert Consultation, Geneva, 2002. (WHO Technical Report Series, n. 916).

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometrics analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The Massachusetts Institute of Technology Press, 2001.

(Original submetido em março de 2012. Última versão recebida em julho de 2012. Aprovado em julho de 2012.)

APÊNDICE

A QUESTÃO DA SEPARABILIDADE FRACA DA FUNÇÃO UTILIDADE

A abordagem tradicional da teoria do consumidor engloba a demanda dos consumidores por todos os bens e serviços disponíveis na economia. Entretanto, a análise da demanda de todos os produtos existentes em uma economia exige informação de cada consumidor, para todos os bens e serviços, e essas informações devem constar na equação de custos dos indivíduos. Diante da não factibilidade computacional do estudo de todos os bens conjuntamente e da parcimônia do modelo de demanda, foi desenvolvido por Blackorby, Primont e Russel (1978) o conceito de separabilidade fraca da função utilidade, com o objetivo de separar os produtos em grupos/categorias de consumo analisados separadamente. A ideia por trás deste tipo de separabilidade é a de que os consumidores decidem o quanto gastar da sua renda em duas etapas:

1. Alocação da renda total em grandes grupos, ou categorias diferentes de consumo: alimentos; vestuário; transportes, higiene; lazer; entre outros.
2. Alocação da renda de cada grande grupo entre seus componentes. Por exemplo, dentro do grupo de alimentos, os consumidores decidiriam o quanto gastar em arroz, feijão, batatas, cebolas, carnes de primeira etc.

Assim, a estimação da demanda, por qualquer bem da economia, dependerá dos produtos presentes na mesma categoria do bem, simplificando o modelo para cada grupo de despesa. A principal consequência da imposição da separabilidade fraca na estrutura de preferências dos consumidores é que uma mudança no preço de um bem tem mesmo impacto nas demandas de todos os produtos que pertençam a grupos diferentes do grupo em que este bem está inserido (ou seja, há alguma dependência entre as quantidades demandadas de um grupo e os preços dos outros grupos, uma vez que uma variação do preço de um bem altera a alocação da renda entre os grupos).

DETERMINANTES DO CAPITAL EXCEDENTE NA INDÚSTRIA BANCÁRIA BRASILEIRA*

Marcos Soares da Silva**

José Angelo Divino***

O presente estudo tem como referência o modelo teórico desenvolvido por Estrella (2004), segundo o qual os bancos mantêm capital próprio em virtude da existência de custos de ajustamento de capital. Por conseguinte, propõe-se que o capital excedente dos bancos seja determinado pelo risco das operações ativas e pelo custo de captação de recursos de terceiros. Com o objetivo de testar essas hipóteses para a indústria bancária brasileira, foi estimado um modelo de painel dinâmico com 68 conglomerados financeiros no período de 2000 a 2008. O modelo econométrico estimado inclui ainda variáveis de controle para avaliar o comportamento do capital excedente ao longo dos ciclos de negócios, bem como para verificar de que maneira o perfil da organização financeira quanto a porte e controle de capital afeta a sua política de capitalização. Os resultados obtidos mostram uma persistência no processo de ajustamento de capital excedente do sistema financeiro brasileiro, o que indica a presença de custos de ajustamento de capital.

Palavras-chave: Capital bancário, ciclo de negócios, painel dinâmico.

1 INTRODUÇÃO

Com a estabilidade monetária alcançada após a implantação do Plano Real, os bancos brasileiros apresentaram forte redução de receitas de *float*.¹ A perda desses ganhos inflacionários evidenciou sérios problemas de sustentabilidade do setor financeiro e provocou a descontinuidade ou a reestruturação de tradicionais instituições financeiras. Para soerguer o sistema financeiro do país, foi implementada uma ampla reforma bancária cujo histórico encontra-se documentado em Puga (1999). No presente artigo, a atenção será concentrada na política de exigência de capital regulamentar cujas alterações mais relevantes são descritas adiante.

Com o intuito de aumentar a capacidade das instituições financeiras em suportar choques econômicos adversos, o Conselho Monetário Nacional (CMN), por meio da Resolução nº 2.099, de agosto de 1994, em consonância com as diretrizes

* Os autores agradecem a dois pareceristas anônimos pelos valiosos comentários e sugestões. José Angelo Divino agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio financeiro. Todos os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores. Este artigo reflete a opinião dos autores. O Banco Central do Brasil (BCB) não se responsabiliza e nem pode ser responsabilizado por prejuízos de qualquer natureza em decorrência do uso das informações deste artigo.

** Analista do BCB e assessor pleno do Departamento de Monitoramento do Sistema Financeiro. *E-mail*: marcos.soares@bcb.gov.br

*** Diretor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB) e editor da *Revista brasileira de economia de empresas*.

1. Receitas líquidas de aplicação em ativos de curto prazo dos recursos não remunerados tais como depósitos à vista, recursos em trânsito de terceiros, tributos a recolher e obrigações diversas não indexadas a índices de inflação.

do Acordo de Basileia, estabeleceu limites mínimos de capital para a constituição e funcionamento de instituições financeiras e definiu limites adicionais em função do risco dos ativos. Segundo esse normativo, os bancos deveriam cumprir uma razão de capital mínima correspondente a 8% dos ativos ponderados pelo risco.

Com a eclosão da crise financeira asiática, em 1997, o CMN modificou a regra de exigência de capital, com a edição da Resolução nº 2.399, de junho de 1997, aumentando a razão de capital mínima para 10% dos ativos ponderados pelo risco. Com o agravamento da crise financeira internacional, o limite de capital foi novamente elevado para 11% dos ativos ponderados pelo risco em novembro de 1997, com a edição da Circular nº 2.784, do Banco Central do Brasil (BCB).

A partir de julho de 2008, entraram em vigor os efeitos da Resolução nº 3.490, de agosto de 2007, que implantou no Brasil o Novo Acordo de Basileia. Segundo esse regulamento, o cálculo do índice de Basileia passou a considerar operações de crédito ponderadas pelo risco e exposições em ouro, em moeda estrangeira, em operações sujeitas à variação de taxa de câmbio, de taxa de juros, de preço de mercadorias e de preço de ações. Além disso, incorporou cobertura para risco operacional e permitiu que riscos adicionais pudessem ser determinados pelo regulador bancário.

Observa-se que, embora o Brasil possua uma das regras de capital bancário mais severas entre as grandes economias do mundo, os bancos que operam no país têm mantido razão de capital acima do limite normativo. Nos últimos seis anos, o capital excedente das instituições financeiras brasileiras, em média, situou-se em torno de 60% acima do mínimo regulamentar, segundo o BCB (2009b). Conforme mostrado na tabela 1, esse fenômeno também ocorre em outros sistemas financeiros (IMF, 2009).

TABELA 1

Índice de Basileia de países selecionados

País	Requerimento	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Argentina	8,0	14,5	14,0	15,3	16,8	16,9	16,8
Brasil ¹	11,0	18,8	18,5	17,4	17,8	17,3	17,7
Canadá	8,0	13,4	13,3	12,9	12,5	12,1	12,7
Estados Unidos	8,0	13,0	13,2	12,9	13,0	12,8	12,8
México	8,0	14,2	14,1	14,3	16,1	15,9	15,3
Reino Unido	8,0	13,0	12,7	12,8	12,9	12,6	12,9

Fonte: International Monetary Fund (IMF) [s.d.].

Nota: ¹ BCB.

Dada a presença de custos de ajustamento, a política de requerimento de capital, nos moldes dos Acordos de Basileia I e II, é pró-cíclica. Por essa razão, durante as fases de recessão econômica, as instituições financeiras reduzem a oferta de crédito para se manterem enquadradas nas regras de exigibilidade de capital, o que pode retardar o processo de recuperação do nível de atividade econômica (Estrella, 2004). Tabak, Noronha e Cajueiro (2011) encontraram evidência desse fato para a economia brasileira. A esse propósito, Estrella (2004) propõe que, na presença de custos de ajustamento de capital, quando a restrição de requerimento de capital baseada em valor em risco é ativa (*binding*), há um descolamento entre o ciclo de capital ótimo e o ciclo de risco das operações bancárias.

Essa situação foi experimentada pela economia brasileira entre o quarto trimestre de 2008 e, praticamente, todo o ano de 2009, em consequência do contágio indireto da crise financeira internacional, iniciada ao final de 2008 nos Estados Unidos. Naquela oportunidade, foram registrados redução das fontes de captações externas, contração da oferta de crédito pelos bancos privados que operam no país, redução do nível de atividade econômica e aumento da volatilidade da taxa de câmbio. Efetivamente, a taxa de câmbio variou de R\$ 1,59 a R\$ 2,33 entre junho de 2008 e dezembro de 2008, exigindo dos bancos o cumprimento de chamadas de margens e o provimento de maior volume de disponibilidades para fazer frente a eventuais saídas de caixa inesperadas.

Com o objetivo de assegurar a estabilidade financeira, as autoridades econômicas adotaram um conjunto de medidas prudenciais com a intenção de mitigar os efeitos da referida crise financeira sobre a economia doméstica. O BCB permitiu que a exigibilidade de recolhimentos compulsórios sobre recursos a prazo fosse cumprida por intermédio do cômputo de valores referentes à aquisição de carteira de crédito de bancos de médio e de pequeno porte que enfrentavam então problemas de liquidez, bem como por aplicação em depósitos interfinanceiros (DI) e outros ativos de instituições financeiras classificáveis como capital nível I até o limite de R\$ 7 bilhões. Em dezembro de 2008, o CMN alterou o estatuto do Fundo Garantidor de Crédito (FGC), elevando de 20% para 50% do patrimônio líquido o limite de aquisição de direitos creditórios de instituições financeiras em dificuldades financeiras. Em seguida, o BCB permitiu que os ativos adquiridos pelo FGC fossem abatidos do compulsório requerido em espécie. Ainda nesse contexto, o CMN autorizou o FGC, a partir de abril de 2009, a oferecer garantia complementar a depósitos a prazo de até R\$ 20 milhões emitidos por instituições financeiras – Depósitos a Prazo com Garantia Especial do FGC (DPGE). Esse instrumento deveria ser contratado com prazo entre seis a sessenta meses. Um mês depois, o CMN proibiu o resgate antecipado desses depósitos, a fim de reduzir incertezas quanto ao prazo de resgate dessas operações e facilitar a gestão de fluxo de liquidez dos bancos menores. A contração da oferta de crédito pelos bancos

privados foi compensada pelo forte crescimento da liberação de novas concessões de crédito feitas pelos bancos públicos, notadamente Banco do Brasil (BB) e Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico Social (BNDES).

O objetivo deste artigo é identificar os principais determinantes do capital excedente mantido por instituições financeiras brasileiras, com ênfase no papel desempenhado pelo custo de ajustamento do capital, conforme teoricamente sugerido por Estrella (2004). Com base na literatura relevante, serão investigados os efeitos de outras variáveis que podem afetar o capital excedente: ciclo econômico, composição da carteira de ativos, custos de capital, nível de Quase-Capital e características qualitativas das instituições financeiras, como natureza do controle e porte econômico. Para tanto, será estimado um painel dinâmico com dados microeconômicos de 68 conglomerados financeiros para o período entre 2000 e 2008. No modelo teórico de Estrella (2004), a variável dependente defasada representa o custo de ajustamento do capital no setor bancário, justificando a opção pelo painel dinâmico na estimação econométrica.

Pretende-se examinar se os custos de ajustamento de capital no setor de intermediação financeira são relevantes no país e como se comporta o capital excedente ao longo dos ciclos de negócios. A pesquisa também tem como meta verificar se os fornecedores de capital têm poder disciplinador sobre o perfil de risco das instituições financeiras brasileiras. Serão testadas hipóteses adicionais a fim de verificar se o porte, o tipo de controle de capital e o ramo econômico exercem influência na política de capitalização das instituições financeiras. Acredita-se que a identificação dos aludidos fatores poderá ser útil no processo de elaboração de políticas de estabilidade financeira que se ajustem melhor à realidade do sistema financeiro nacional.

Segundo Allen e Gale (2007), o capital excedente protege a instituição financeira contra choques macroeconômicos agregados que aumentam a demanda de liquidez. O autor demonstra que o mercado interbancário poderia não ser capaz de fornecer liquidez suficiente para evitar a falência de um banco, e o sistema bancário sofreria grandes perdas devido ao efeito de contágio.

Jackson (1999) argumenta que os bancos precisam manter mais capital para sinalizar ao mercado que eles têm capacidade financeira de suportar crises econômicas. Desse modo, poderiam obter classificação de risco mais favorável e captar recursos de terceiros com menor custo. Essa explicação é fundamentada na teoria de disciplina de mercado. Quando o passivo exigível dos bancos não é totalmente segurado contra risco de *default*, os depositantes exigem maior remuneração para compensar os riscos tomados. Então, de acordo com Merton (1977), esse fato motiva os acionistas a aumentarem a sua participação no negócio. Outra justificativa para os bancos manterem capital excedente, segundo Fonseca e Gonzáles (2009),

são os ganhos gerados quando existe poder de mercado. Em estruturas de mercado concentrado, o capital excedente seria ainda usado como instrumento para inibir a entrada de novos concorrentes. De acordo com Ayuso, Pérez e Saurina (2002a), o excesso de capital pode ser usado para prevenir eventuais violações à norma de regulação de capital, dado que o custo de ajustamento de capital é elevado. Nesse caso, o banco previne-se contra choques que possam afetar desfavoravelmente a realização de suas receitas, bem como se antecipa a eventuais mudanças na política de regulação de capital do país.

Na literatura econômica ainda são poucos os estudos empíricos sobre os fatores determinantes do excedente de capital regulamentar (*capital buffer*). A maior parte dos trabalhos tem se preocupado em analisar o comportamento cíclico do capital próprio dos bancos. Somente recentemente, com a eclosão de crises financeiras nas economias desenvolvidas, as pesquisas estão sendo reorientadas para o estudo do excedente de capital regulamentar.

Jokipii e Milne (2008) estimaram um painel não balanceado de bancos da União Europeia (UE) para o período 1997-2004 e identificaram uma correlação negativa e significativa entre capital excedente e taxa de crescimento do produto. Esse resultado sinaliza que o crédito cresce mais rápido do que o produto quando a renda está em expansão. Boucinha (2008) realizou um estudo semelhante para a indústria bancária portuguesa, mediante estimação de um painel dinâmico não balanceado para o período 1994-2004, tendo também encontrado um movimento contracíclico significativo para o capital excedente. Esse fenômeno também foi verificado por Stolz e Wedow (2009) para os bancos hipotecários e bancos cooperativos da Alemanha para o período de 1993 a 2003, por Ayuso, Pérez e Saurina (2002b), para o setor bancário da Espanha, e por Lindquist (2004) para o sistema financeiro da Noruega.

Mais recentemente, Jokipii e Milne (2009) procuraram analisar como o capital excedente afeta o risco tomado pelos bancos norte-americanos. O estudo cobre o período 1986-2006 e mostra que há um padrão que segue os ciclos de negócio, exceto durante a crise econômica de 1991 a 1992. Fonseca e Gonzáles (2009) estimaram um painel de 1.337 bancos de 70 países para o período de 1992 a 2002, tendo concluído que restrições impostas à atividade bancária reduzem a disciplina de mercado e o incentivo para que os bancos mantenham capital excedente. Contudo, medidas que visem ao aumento da transparência das operações bancárias e à redução de garantia dos depósitos bancários contribuem para aumentar o capital excedente mantido pelos bancos.

No caso brasileiro, Araújo, Neto e Linhares (2008) investigaram as razões que levam os bancos brasileiros a manterem um nível de capital superior ao requerido pela legislação e se esse capital excedente afeta o nível de exposição a riscos dos

bancos. Foram considerados 68 bancos entre 2001 e 2005. Os resultados revelaram que o crescimento no nível de capital aumenta a exposição a riscos. Nesse sentido, argumentam que a maior capitalização dos bancos não conduz, necessariamente, a um sistema financeiro mais robusto para enfrentar crises financeiras. Noronha, Tabak e Cajueiro (2010) utilizam um painel balanceado para analisar a relação entre reservas de capital mantidas pelos bancos e o ciclo econômico no período de 2001 a 2009. Concluem que o ciclo de negócios e a política monetária afetam o excesso de capital, o qual está relacionado ao crescimento dos empréstimos. Em períodos de recessão, os bancos aumentam suas reservas de capital e reduzem a expansão de empréstimos, situação em que os efeitos negativos da recessão superam os positivos da maior capitalização.

Nessa mesma linha, Ferreira, Tabak e Cajueiro (2009) investigaram o papel do Acordo de Basileia II sobre a relação entre o capital mantido pelos bancos e o ciclo econômico na economia brasileira. Evidenciaram que aquele capital move-se negativamente com a produção industrial, revelando um comportamento pró-cíclico. Já Barbedo *et al.* (2005) direcionam a análise para a determinação da exigência de capital para cobertura de risco de mercado decorrente da exposição cambial. Destacam que o requerimento de capital pode depender da modelagem utilizada, e o modelo padronizado adotado pela legislação acarreta uma exigência de capital bem acima dos modelos baseados na formulação *Value at Risk* (VaR).

O presente trabalho contribui com a literatura por estudar o comportamento da disciplina de mercado no Brasil mediante a identificação da relação entre custo de captação e capital excedente. Esse é o meio mais direto de examinar se a disciplina de mercado é atuante, ou seja, se os investidores externos de fato punem os bancos mais arriscados, exigindo maior remuneração pelo fornecimento de fundos financeiros. É oportuno ainda destacar que a medida de captação usada neste estudo é mais ampla do que a utilizada em outros trabalhos, que normalmente se restringem ao custo de depósitos bancários. Em segundo lugar, busca-se verificar como se comporta o capital excedente das instituições financeiras ao longo dos ciclos de negócios, controlando simultaneamente o efeito das decisões de aplicações em ativos livres de risco e ativos arriscados. Mostra-se, também, que no Brasil os bancos públicos operam com menor capital excedente. Esse fenômeno provavelmente deve-se ao fato de que as instituições controladas pelo setor público são menos sujeitas à disciplina de mercado. Este trabalho inova ao incluir como regressor as captações de longo prazo classificadas como Quase-Capital. Dado que os fornecedores dessa modalidade de recursos dispõem de informações acima da média de mercado, espera-se que a aludida fonte de recursos seja substituta de capital excedente.

O restante do artigo está organizado do seguinte modo. Na seção 2, descreve-se o modelo teórico de Estrella (2004). A seção 3 apresenta e discute o modelo

econométrico. Na seção 4, é feita a descrição da base de dados. Os resultados dos testes de raiz unitária são reportados na seção 5. Na seção 6, são apresentados e discutidos os resultados das estimações. Finalmente, a seção 7 é dedicada às observações conclusivas.

2 MODELO TEÓRICO

O modelo teórico que dá suporte às estimações empíricas foi desenvolvido por Estrella (2004). Nesse modelo, os bancos otimizam dinamicamente os custos de manter o capital numa perspectiva *forward-looking*. Considera-se que os bancos operam em horizonte infinito. No início do período t , o balanço do banco representativo é dado por:

$$F_t + V_t = D_t + I_t \quad (1)$$

em que F_t representa o valor da carteira de ativos sem risco, V_t é o valor da carteira de ativos arriscados, D_t são depósitos bancários e I_t é o capital do próprio banco.

Desse modo, as aplicações dos bancos são formadas por ativos sem risco, como títulos públicos cujo retorno é determinístico, e por ativos com risco (por exemplo, operações de crédito), que têm retorno estocástico.² O passivo exigível dos bancos é constituído apenas de depósitos bancários. No início de cada período, o capital dos bancos origina-se de duas fontes:

$$I_t = K_{t-1} + R_t \quad (2)$$

em que K_{t-1} é o capital trazido do período anterior e R_t representa o valor líquido das captações externas realizadas pelo banco. Essa última fonte pode ser traduzida como a emissão de dívidas subordinadas elegíveis a capital ou de novas ações no mercado de capitais. Portanto, trata-se de recursos que o banco não se obriga a necessariamente restituir ao investidor.

O balanço de rendas do banco é dado por:

$$r_t^F F_t + r_t^V V_t + R_t = r_t^D D_t + \Delta K_t \quad (3)$$

2. Observe-se que os títulos públicos podem carregar risco de mercado (embutido no preço de venda dos títulos) e risco de liquidez (associado à venda de uma grande posição). O excedente de capital, geralmente, está relacionado ao risco de mercado e operacional. O modelo teórico aqui utilizado, porém, desconsidera o risco de mercado, operacional e de liquidez daqueles títulos. A modificação do modelo para incluir algum tipo de risco nos títulos públicos fica como sugestão para pesquisa futura. Os autores agradecem a um parecerista anônimo por levantar este ponto.

em que r_t^F e r_t^D são, respectivamente, a remuneração do ativo sem risco e a remuneração dos depósitos. A realização dessas taxas é determinística, ou seja, é conhecida no início do período, e r_t^V representa o retorno dos ativos arriscados, tendo realização aleatória.

As perdas líquidas do banco são definidas como:

$$L_t = r_t^D D_t = r_t^F F_t - r_t^V V_t \quad (4)$$

em que L_t é o simétrico da renda líquida ou do lucro. Contudo, segundo Estrella (2004), essa formulação é mais adequada para representação de valor em risco.

No final do período t , as perdas são reveladas e o capital acumulado dos bancos é dado por:

$$K_t = K_{t-1} + R_t - L_t \quad (5)$$

A equação (5) indica que a variação de capital possui duas fontes: o crescimento externo, pela emissão de novas ações, e o crescimento interno, pela apropriação de resultados.

O retorno do ativo arriscado é modelado como:

$$r_t^V = E[r_t^V] - \eta_t \quad (6)$$

em que η_t é um choque aleatório com média $E[\eta_t] = 0$. Então, o valor esperado das perdas líquidas é dado por:

$$E[L_t] = r_t^D D_t - r_t^F F_t - E[r_t^V] V_t \quad (7)$$

e:

$$L_t = E[L_t] + u_t \quad (8)$$

com:

$$u_t = \eta_t V_t \quad (9)$$

em que V_t determina a escala do risco contido em u_t .

Considerem-se, inicialmente, dois tipos de custo de capital. Primeiro, há o custo de manter capital, que corresponde à diferença entre a remuneração de capital próprio e a remuneração de emissão de dívidas junto a terceiros. Em segundo lugar, há o custo de bancarrota, ou seja, os custos que são relacionados à interrupção das atividades do banco.

O custo de manter capital é modelado do seguinte modo:

$$C_c = \max\{c_c K_t, 0\} \quad (10)$$

em que C_c representa o custo de manter capital, $c_c > 0$ é uma constante de proporcionalidade, e K_t é o capital próprio mantido pelo banco no período t .

Admite-se que o componente estocástico das perdas, u_t , possui uma função de distribuição acumulada contínua e invariante no tempo, expressa por $F(u_t)$, conhecida no início do período.

Desse modo, o valor esperado do custo de manter capital é dado por:

$$E_t[C_c] = c_c \int_{-\infty}^{K_{t-1} + R_t - E_t[L_t]} (K_{t-1} + R_t - E_t[L_t] - u_t) F'(u_t) du_t \quad (11)$$

O custo de bancarrota é proporcional ao absoluto da perda decorrente do encerramento das atividades do banco, sendo dado por:

$$C_f = \max\{-c_f K_t, 0\} \quad (12)$$

em que C_f é o custo de bancarrota, $c_f > 0$ é uma constante de proporcionalidade.

O valor esperado do custo de bancarrota é dado por:

$$E_f[C_f] = c_f \int_{K_{t-1} + R_t - E_t[L_t]}^{-\infty} (-K_{t-1} - R_t + E_t[L_t] + u_t) F'(u_t) du_t \quad (13)$$

Fazendo a hipótese adicional de que o nível de depósitos e de empréstimos é dado, o problema do banco representativo consiste em:

$$\min_{R_t} C = E_t[C_c + C_f] \quad (14)$$

em que o banco escolhe R_t , o valor líquido das captações externas (emissão de novo capital), para minimizar a soma do custo de manter capital e do custo de bancarrota.

Substituindo as equações (11) e (13) na equação (14) e resolvendo as condições de primeira ordem, chega-se aos seguintes resultados:

$$R_t^* = K^* - K_{t-1} + E[L_t] \quad (15)$$

em que K^* é definido implicitamente por:

$$P(K_t < 0) = P(u_t > K^*) = 1 - F(K^*) = \frac{C_c}{C_c + C_f} \quad (16)$$

A equação (15) define a trajetória ótima do capital do banco na ausência de custos de ajustamento.

Em seguida, o custo de ajustamento de capital é introduzido no modelo. Estrella (2004) modela esse custo como:

$$C_a = \frac{1}{2} c_a R_t^2 \quad (17)$$

em que C_a é o custo de ajustamento de capital, $c_a > 0$ é uma constante de proporcionalidade.

Para formalização mais geral do problema, utiliza-se uma aproximação de Taylor da função custo em torno do estado estacionário para o caso em que não há custo de ajustamento de capital, conforme discutido anteriormente:

$$C \approx \frac{1}{2} (C_c + C_f) F'(K^*) (K_{1-t} + R_t - E_t[L_t] - K^*)^2 \quad (18)$$

Combinando as equações (17) e (18), numa estrutura de horizonte infinito, o problema do banco torna-se:

$$\min_{R_{t+1}} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left\{ \frac{1}{2} (K_{t+i-1} + R_{t+i} - L_{t+i} - K^*)^2 + \frac{a}{2} R_{t+1}^2 \right\} \quad (19)$$

sujeito a:

$$K_t = K_{t-1} + R_t - L_t$$

sendo:

$$a = \frac{C_a}{[(C_c + C_f)F'(K^*)]} \quad e \quad i = 0, 1, \dots, \infty$$

Substituindo a restrição na função-objetivo e derivando em relação a K_{t+i} , obtêm-se as condições de primeira ordem:

$$E_t \left\{ K_{t+i+1} - \frac{\gamma}{\beta} K_{t+i} + \frac{1}{\beta} K_{t+i-1} - \frac{1}{\beta} L_{t+i} + L_{t+i+1} + \frac{K^*}{\beta a} \right\} = 0 \quad (20)$$

em que $\gamma = \frac{1}{a} + 1 + \beta$. Essa solução permite expressar K em termos de L .

Note-se que a equação polinomial característica correspondente a K na equação (20), expressa por $\lambda^2 - \frac{\gamma}{\beta}\lambda + \frac{1}{\beta} = 0$, apresenta duas soluções que satisfazem $0 \leq \lambda_1 < 1$ e $\lambda_2 = \frac{1}{\beta\lambda_1} > 1$. Então, resolvendo-se recursivamente, a solução do problema é:

$$K_t = (1 - \lambda_1)K^* + \lambda_1 \left\{ K_{t-1} + E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\lambda_1 \beta)^i (\beta L_{t+i+1} - L_{t+i}) \right\} - u_t \quad (21)$$

e:

$$R_t = (1 - \lambda_1)(K^* - K_{t-1}) + E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda_1) \lambda_1^i \beta^i L_{t+i} \quad (22)$$

em que a raiz λ_1 depende do parâmetro a , que representa o custo de ajustamento de capital, de modo que $a = 0 \Rightarrow \lambda_1 = 0$ e $a \rightarrow \infty \Rightarrow \lambda_1 = 1$. Logo, a presença de K_{t-1} no lado direito da equação (21) implica que toda a história de L_t e, por consequência, de V_t afetam K_t .

Num ambiente institucional em que a supervisão bancária estabelece o capital mínimo regulamentar, a escolha da firma bancária fica restrita à determinação do excedente de capital. Assim sendo, pode-se definir o capital excedente como:

$$ECR_t = K_t - \bar{K}_t \quad (23)$$

em que ECR_t é o capital excedente, K_t é o capital total do banco e \bar{K}_t é o valor do capital mínimo regulamentar determinado pelo regulador bancário.

Aplicando-se a definição (23) em (21), tem-se que o capital excedente pode ser explicado por um modelo dinâmico, em que a primeira defasagem da variável

dependente aparece como regressor. De acordo com (21), o coeficiente autorregressivo $\lambda_1 \in (0, 1)$ está associado ao custo de ajustamento de capital, enquanto L corresponde a um vetor de covariáveis, envolvendo custo de captação de depósitos e resultado de operações com ativos livres de risco e arriscados. Nesse sentido, o modelo de Estrella (2004) é flexível o suficiente para permitir que outras variáveis, além do custo de ajustamento do capital, sejam consideradas como explicativas do capital excedente. Além de captar a magnitude e significância de outros efeitos para o caso brasileiro, a inclusão de variáveis de controle adicionais é importante também para evitar o viés de omissão de variáveis relevantes, o que afetaria a própria estimação do custo de ajustamento.

3 MODELO ECONOMÉTRICO

A princípio, em conformidade com o modelo discutido na seção anterior, a estimação de uma regressão para o capital excedente, Efficient Consumer Response (ECR), deveria ser feita em ambiente de séries temporais. Contudo, essa estratégia de estimação não permitiria controlar para a heterogeneidade individual específica, além de enfrentar a falta de séries históricas longas com informações sobre o setor bancário. Essas limitações podem ser contornadas, usando-se dados em painel que possuem variabilidade tanto na dimensão individual quanto temporal e, por isso, permitem controlar para a heterogeneidade individual não observada.

Além do custo de ajustamento de capital, outras variáveis explicativas serão incluídas no modelo empírico com base em evidências sugeridas por outros autores. Essa estratégia de modelagem visa controlar para os efeitos de outras variáveis sobre o capital excedente, evitando um viés de omissão de variáveis relevantes e confrontando as estimações com os resultados obtidos por outros autores e com algumas especificidades da economia brasileira.

Como se trata de um painel dinâmico, devido à presença da variável dependente defasada entre os regressores, será empregado o estimador proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Este permite o uso de condições de momentos adicionais relativamente ao estimador original de Arellano e Bond (1991), com vistas a corrigir o problema de instrumentos fracos. Vale ressaltar que esse estimador foi usado, entre outros, por Ayuso, Pérez e Saurina (2004), Alfon, Argimon e Bascunana-Ambros (2004), Stolz e Wedow (2009), Boucinha (2008) e por Fonseca e Gonzáles (2009) em estudos sobre excedente de capital bancário. O modelo econométrico que será estimado, seguindo Estrella (2004) e Ayuso, Pérez e Saurina (2004), tem a seguinte estrutura básica:

$$\begin{aligned}
 ECR_{i,t} = & \lambda_1 ECR_{i,t-1} + \beta_1 GAP_t + \beta_2 OPC_{i,t} + \beta_3 CAPT_{i,t} + \\
 & + \beta_4 LIQ_{i,t} + \alpha_k X_{i,t} + \delta + \eta_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{24}$$

em que $ECR_{i,t}$ é o capital excedente mantido pelo banco i no período t ; GAP_t denota o hiato do produto no período t , calculado pela aplicação do filtro de Hodrick-Prescott à série do Produto Interno Bruto (PIB) real trimestral;³ $OPC_{i,t}$ representa a taxa de crescimento real da carteira de crédito líquida de provisão do banco i no período t ; $CAPT_{i,t}$ é o custo de captação do passivo exigível do banco i no período t ; $LIQ_{i,t}$ representa a taxa de crescimento real da carteira de ativos líquidos do banco i no período t ; $X_{i,t}$ é um vetor de variáveis de controle; λ_1 , α_p , β_k e δ são parâmetros a serem estimados; η_i é uma variável não observável, que capta características idiossincráticas individuais e é constante no tempo; e $\varepsilon_{i,t} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

A principal dificuldade na estimação de (24) refere-se à endogeneidade da variável dependente defasada, que é correlacionada com o termo de erro composto. Arellano e Bond (1991) derivaram um estimador em dois estágios a partir de condições de momento válidas. No primeiro estágio, considera-se que os erros são independentes e homocedásticos entre os indivíduos ao longo do tempo. No segundo estágio, são usados os resíduos do passo precedente como estimativa consistente da matriz de variância-covariância, o que permite relaxar, nessa etapa, a hipótese de que os erros são independentes e homocedásticos. As simulações feitas pelos autores mostraram que o estimador em dois estágios é mais eficiente.

Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) identificaram que as variáveis defasadas em nível eram frequentemente instrumentos fracos, inclusive em grandes amostras, devido à persistência das variáveis explicativas. Para resolver esse problema, eles propuseram uma modificação no estimador original de Arellano e Bond (1991) consistente numa metodologia que combina um sistema de regressões em diferenças com regressões em nível. Os instrumentos para as regressões em diferença são os mesmos propostos por Arellano e Bond (1991), enquanto as variáveis instrumentais das regressões em nível são constituídas pelas defasagens da variável explicativa endógena em diferenças. Desse modo, sob a hipótese de estacionariedade do painel, Blundell e Bond (1998) demonstram que o estimador proposto é mais eficiente, ou seja, apresenta menor variância do que o estimador de Arellano e Bond (1991).

Os dois estimadores ora discutidos, *Difference Generalized Method of Moments* (GMM) e *System GMM*, podem apresentar deficiências quando aplicados a problemas com pequeno número de unidades *cross-section*. Nessa situação, os erros-padrão assintóticos do estimador em dois estágios são enviesados para baixo, enquanto o estimador em um estágio é assintoticamente ineficiente mesmo na presença de homocedasticidade dos erros. Considerando que a matriz de pesos usada para estimação dos parâmetros no segundo estágio é baseada em estimativas iniciais

3. PIB a preços de mercado, índice encadeado dessazonalizado (média 1995 = 100), cuja fonte é o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

consistentes dos parâmetros, Windmeijer (2005) identificou que a variação extra, decorrente da presença desses parâmetros estimados no peso da matriz, justifica em grande medida a diferença entre os desvios-padrão em amostras pequenas e a variância assintótica do estimador *System GMM* em dois estágios. Desse modo, o referido autor estima essa diferença e, a partir dela, propõe um mecanismo de correção da variância estimada para amostras finitas. As simulações de Monte Carlo mostraram que a estimativa corrigida da matriz de variância produz resultados mais precisos em amostras finitas. Assim sendo, quando aplicada a correção proposta por Windmeijer (2005), garante-se que o estimador *System GMM* em dois estágios fornece erros-padrão não enviesados em amostras pequenas.

Outra dificuldade encontrada na aplicação desse estimador é o excesso de instrumentos relativamente às condições de momento, o que pode causar problema de sobreidentificação. Para verificar se os instrumentos são válidos, deve-se realizar o teste de sobreidentificação proposto por Hansen (1982) cuja hipótese nula é dada por $E_t [Z_{it}, \epsilon_{it}] = 0$, sendo Z_{it} o vetor de instrumentos. A estatística de teste apresenta distribuição qui-quadrado com $(q - k)$ graus de liberdade, em que q e k são, respectivamente, o número de condições de momento e o número de parâmetros estimados.

Como destacado anteriormente, as condições de momento usadas na construção do estimador *System GMM* são válidas apenas se os erros não são autocorrelacionados. O teste de autocorrelação é aplicado para a equação em primeira diferença. Normalmente, rejeita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem para o modelo em primeira diferença sem que esse fato constitua problema de especificação incorreta do modelo. A hipótese nula para a autocorrelação de segunda ordem é dada por $E_t [\Delta \epsilon_{it-2}, \Delta \epsilon_{it-2}] = 0$. A não rejeição dessa hipótese sinaliza que as condições de momento utilizadas são válidas.

O capital excedente ($ECR_{i,t}$) é a diferença percentual entre a razão de capital total do banco e a razão de capital regulamentar mínima definida pelo banco central. A variável dependente defasada incluída como regressor tem a finalidade de identificar a persistência do capital excedente. Segundo Estrella (2004), o parâmetro λ_1 em (24) é interpretado como o custo de ajustamento de capital. Agénor, Alper e Silva (2009) também interpretam esse parâmetro como custo de ajustamento de capital. Eles chegaram a esse resultado a partir da solução de um modelo de equilíbrio geral novo-keynesiano com inclusão explícita de bancos comerciais e do regulador bancário. Espera-se que λ_1 se situe no intervalo entre 0 e 1 e seja crescente em relação ao custo de ajustamento de capital. A hipótese nula, $\lambda_1 = 0$, significa que os custos de ajustamento de capital são desprezíveis, enquanto valores de λ_1 positivos e significantes implicam a presença de custos de ajustamento de capital.

Seguindo Boucinha (2008), será utilizada a variável hiato do produto (GAP), calculada pela aplicação do filtro de Hodrick-Prescott (1980) à série trimestral real

do PIB, para captar os efeitos dos ciclos de negócios no capital excedente mantido pelos bancos. Observe-se que a variável *GAP* não varia entre indivíduos, o que não impede sua inclusão em um modelo de dados em painel por causa da variabilidade temporal. Busca-se captar efeitos comuns a todos os indivíduos de mudanças ao longo do tempo no ciclo econômico. Variáveis de tendência, por exemplo, entram em modelos de painel dessa mesma forma. Além disso, o hiato não aparece diretamente na derivação do modelo teórico de Estrella (2004). Contudo, ele entra na estimação como uma variável de controle para o ciclo econômico e que teve a sua importância evidenciada por outros autores, como Noronha, Tabak e Cajueiro (2010), Ferreira, Tabak e Cajueiro (2009), Boucinha (2008) e outros.

Uma relação positiva entre capital excedente e *GAP* indica que os bancos formam reservas de capital durante os períodos de crescimento econômico para cobrir o aumento de perdas esperadas nos períodos recessivos, quando o requerimento de capital deve tornar-se maior em razão do aumento de riscos. Contrariamente, um sinal negativo para o coeficiente β em (24) significa que os bancos expandem a carteira de ativos arriscados durante os períodos de crescimento econômico e não avaliam adequadamente os riscos tomados. Assim sendo, nas fases recessivas, tem-se de aumentar capital para se resguardar contra perdas de ativos não realizáveis. De acordo com exercício de calibragem realizado por Agénor, Alper e Silva (2009), durante os períodos recessivos, a taxa de realização de receitas se reduz, exigindo que os bancos mantenham mais capital para cobertura de risco. Lindquist (2004), Boucinha (2008) e Stolz e Wedow (2009) encontraram evidências empíricas de que o capital excedente dos bancos apresenta comportamento contracíclico. Para o caso brasileiro, Noronha, Tabak e Cajueiro (2010) e Ferreira, Tabak e Cajueiro (2009) mostraram que há uma relação negativa significativa entre aquela variável e o capital dos bancos.

A variável “taxa de crescimento real da carteira de crédito líquida de provisão” (*OPC*) é usada como uma *proxy* para a carteira de ativos arriscados que aparece no modelo teórico. A expansão desse tipo de aplicação exige comprometimento do capital regulamentar, visto que a supervisão bancária determina que os bancos mantenham uma dada razão de capital por ativos ponderados pelo risco. Logo, espera-se que haja um efeito negativo de variações em *OPC* sobre a variável dependente capital excedente. Angora, Distinguin e Rugemintwari (2009) encontraram um sinal negativo significativo para a taxa de crescimento real da carteira de crédito de bancos de 15 países da UE para o período de 1992 a 2006. No trabalho empírico de Boucinha (2008), para o setor bancário português, essa variável não se mostrou significativa. Já a variável taxa de crescimento real da carteira de ativos líquidos, seguindo aqueles mesmos autores, será uma *proxy* para a carteira de ativos sem risco do modelo teórico.

A variável “custo de captação” (*CAPT*) é calculada como o custo médio ponderado de captação de depósitos bancários, obrigações por operações compromissadas, recursos de aceites, letras imobiliárias, letras hipotecárias, debêntures, títulos de desenvolvimento econômico, obrigações por empréstimos de ouro, recursos de letras de crédito imobiliário e obrigações por títulos e valores mobiliários no exterior. Assim sendo, essa medida dá uma dimensão mais próxima do custo financeiro efetivo do passivo exigível enfrentado pelas instituições financeiras ao fazerem uso de fontes externas de capital.⁴

O custo de capital constitui fator determinante no processo de definição da estrutura de capital dos bancos. Dado que, à medida que cresce o endividamento, os investidores exigem maior remuneração, os bancos devem sinalizar ao mercado que têm capacidade financeira para fazer novos aportes de capital próprio. Assim sendo, espera-se que o custo de captação (*CAPT*) afete positivamente o capital excedente ($ECR_{i,t}$). Um sinal positivo do coeficiente β_3 em (24) corrobora as teorias de disciplina de mercado, ou seja, ocorre uma substituição de capitais de terceiros por recursos próprios quando o risco percebido pelo mercado é elevado.

Fonseca e Gonzáles (2009) usaram o custo líquido de captação de depósitos, medido pela diferença entre a taxa de remuneração de depósitos e a taxa de remuneração de títulos públicos, como medida do custo de capital dos bancos. Esse custo é um elemento essencial na definição da estrutura de capital dos bancos, além de ser um indicador do custo financeiro efetivo enfrentado pelas instituições financeiras ao recorrerem a fontes externas de capital. Para um painel de bancos de 70 países, os autores identificaram uma relação positiva significativa entre custo de captação e capital excedente.

A variável “ativo líquido” (*LIQ*) denota a taxa de crescimento real da carteira de ativos líquidos, a qual é constituída por disponibilidades imediatas, aplicações interfinanceiras de liquidez, títulos públicos federais, certificados de depósitos bancários (CDBs), cotas de fundos de investimento, ações de companhias abertas, cotas de fundos de renda variável e reservas mantidas pelas instituições financeiras no BCB. O impacto dessas operações no requerimento de capital do banco está associado mais a riscos de mercado. O risco de crédito é reduzido e está associado à probabilidade de *default* de contraparte. As instituições financeiras que operam em atividades típicas de tesouraria tendem a manter maiores excedentes de capital, a fim de sinalizar solidez financeira e adequada capacidade de liquidez. Por esse motivo, espera-se que o sinal do coeficiente β_4 seja positivo na equação (24).

4. O passivo exigível é definido como o conjunto das captações das instituições financeiras, envolvendo depósitos a vista, depósitos a prazo, depósitos de poupança, depósitos interfinanceiros; obrigações por operações compromissadas; recursos de aceites cambiais, letras financeiras, letras imobiliárias, debêntures, títulos no exterior; redesconto do BCB; obrigações por empréstimos, repasses e fundos financeiros e de desenvolvimento; operações de câmbio com características de captação; contratos por assunção de obrigações; e obrigações por operações de venda ou de transferência de ativos financeiros. Em suma, essas exigibilidades representam os recursos de terceiros obtidos regularmente no mercado pela instituição financeira.

A variável taxa de crescimento real das captações classificadas como Quase-Capital (QC) é usada como controle para testar a hipótese de que instituições financeiras que têm acesso a capital de nível 2 mantêm menor volume de capital excedente. A inclusão dessa variável no modelo empírico é uma novidade na literatura. O grupo contábil Quase-Capital é formado por depósitos para garantia de patrimônio líquido exigido, dotações para aumento de capital, resultados de exercícios futuros, dívidas subordinadas elegíveis a capital e instrumentos híbridos de capital e dívidas. Embora não se trate de capital próprio da instituição financeira, o BCB admite que tais recursos, em função de sua estabilidade, sejam computados como capital de nível 2 para fins de cumprimento do índice de capital regulamentar mínimo.⁵

No Brasil, o requerimento de capital é baseado em riscos. Além das parcelas exigidas para cobertura de riscos de crédito, há previsão normativa para fazer face ao risco de variação de preços de ações, *commodities*, câmbio, *swap* e risco operacional. As exposições a riscos de taxa de juros são separadas entre carteira de negociação (*trading book*) e carteira de não negociação (*banking book*). Na primeira carteira, existem quatro parcelas de capital cuja metodologia-padrão de apuração do valor em risco é definida por norma da autoridade reguladora, a saber: exposições a taxa de juros prefixadas; taxas de cupons de moedas estrangeiras; de cupons de índices de preços; de cupons de taxas de juros. Para as exposições que não estão na carteira de negociação, não existe metodologia predefinida, mas critérios mínimos devem ser observados pelas instituições financeiras, a fim de calcular esse componente do patrimônio de referência exigido.⁶ Uma discussão sobre os modelos usados na apuração das parcelas de capital para risco de crédito é feita por Yanaka e Holland (2010).

Serão consideradas, também, variáveis qualitativas adicionais de controle. Por exemplo, o tipo da instituição financeira, se de direito público – União ou Unidade Federativa (UF) – ou privado, e o porte das instituições financeiras, classificadas de acordo com o ativo total, serão modelados por variáveis *dummies*. Esse procedimento coaduna com a prática comum na literatura (Noronha, Tabak e Cajueiro, 2010; Ferreira, Tabak e Cajueiro, 2009; Boucinha, 2008; e outros) A variável *dummy DPUBLICO* assume valor 1 caso o capital da entidade financeira seja controlado por pessoa jurídica de direito público (União ou UF) e 0, no caso

5. Os credores de dívidas subordinadas e de instrumentos híbridos de capital e dívida possuem incentivos para monitorar riscos da instituição devedora, uma vez que teriam muito a perder em caso de falência do banco, pois: i) esse tipo de passivo não é beneficiário de mecanismos de seguros de depósitos; ii) a maturidade geralmente longa e a limitada liquidez diminuem a possibilidade de o investidor dividir o custo de *default*; iii) os investidores são pessoas ou organizações que dispõem de informações acima da média do mercado; iv) os contratos possuem cláusulas que permitem ao credor exercer influência sobre a administração do banco em situações especiais; v) dada a escala dos negócios, o custo de monitoramento é relativamente baixo; e vi) a meta de rentabilidade da operação é definida *ex ante*, de modo que o aumento de risco tomado pelo banco não beneficia os proprietários do capital de nível 2.

6. Maiores informações sobre essa matéria podem ser encontradas na Resolução nº 3.490, do CMN, de 29 de agosto de 2007.

contrário. A variável *dummy DCRED* possui valor 1 quando a carteira de operações de crédito corresponde a pelo menos 50% do ativo total do banco e 0, no caso contrário. O porte dos bancos é representado pelo logaritmo natural do ativo total. Ordenada essa variável, os bancos que se situaram abaixo do 10º percentil foram classificados como bancos de pequeno porte (*DPEQ*) e os bancos que se situaram acima do 90º percentil foram classificados como de grande porte (*DGDE*).

4 BASE DE DADOS

Os microdados usados na presente pesquisa foram extraídos dos documentos contábeis 4010 e 4040, do Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF), disseminados pelo BCB. A amostra foi definida segundo os critérios adiante discutidos.

A entidade observada é o conglomerado financeiro ou a instituição financeira isolada, quando esta não fizer parte de um conglomerado financeiro. A legislação brasileira define conglomerado financeiro como o conjunto de entidades financeiras vinculadas diretamente ou não por participação acionária ou por controle operacional efetivo, caracterizado pela administração ou gerência comum, ou pela atuação no mercado sob mesma marca ou nome comercial. Esse nível de consolidação dos dados evita problemas de dupla contagem de operações ativas e passivas intrafirmas e permite homogeneizar a política operacional adotada pela entidade bancária. Dentro de um conglomerado financeiro pode-se encontrar as seguintes organizações financeiras: bancos comerciais, bancos de investimento, sociedades financeiras, sociedades de *leasing* e arrendamento mercantil, corretoras e distribuidoras de títulos. No período considerado, o número de conglomerados financeiros reduziu-se de 169 em setembro de 2000 para 137 em dezembro de 2008.

Foram considerados apenas os conglomerados financeiros que dispunham de balanços (ou balancetes) publicados para todos os trimestres compreendidos entre setembro de 2000 e dezembro de 2008. Decidiu-se não trabalhar com dados antecedentes a dezembro de 2000 porque durante o período seguinte à implantação do Plano Real a indústria bancária brasileira passou por um amplo processo de reestruturação e frequentes mudanças na regulação prudencial. Nessa fase, registrou-se um grande número de fusões e aquisições e o ingresso de bancos de controle estrangeiro no mercado nacional. A partir de 2008, o BCB modificou estruturalmente o requerimento de capital exigido das instituições financeiras, adotando no país o Acordo de Basileia 2. Por esse motivo, julgamos conveniente não estender o período amostral além daquele exercício.

Não foram considerados na amostra os conglomerados financeiros que tinham menos de um ano de funcionamento em setembro de 2000. Essa medida se justifica devido ao fato de que durante a fase pré-operacional os indicadores econômico-

financeiros da entidade não continham informação econômica relevante para os propósitos do estudo. Também não foram incluídos na amostra conglomerados financeiros cuja carteira de crédito representa menos de 20% de seu ativo total. Com isso, não entram na amostra aquelas entidades que possuem baixo nível de atividade de intermediação financeira e que funcionam meramente como tesouraria de seu conglomerado econômico. Note-se que, enquanto a média registrada do índice de Basileia para o conjunto do sistema bancário era de 17,7% em 2008, essas instituições financeiras apresentavam um índice de capitalização médio de 87%. É oportuno salientar que esses procedimentos também foram adotados por Boucinha (2008), a fim de evitar distorções nos dados, em estudo realizado para o sistema português.

Uma vez aplicados todos os critérios mencionados anteriormente, a amostra ficou constituída por 68 entidades financeiras para o período de setembro de 2000 a dezembro de 2008, totalizando 2.312 observações em um painel balanceado. Conjuntamente, as referidas instituições financeiras são responsáveis por cerca de 90% das operações de crédito realizadas no país e possuem 85% do patrimônio líquido do sistema financeiro em dezembro de 2008. Esse mesmo número de conglomerados financeiros é considerado no estudo de Araújo, Neto e Linhares (2008). Na tabela 2, são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis definidas na seção anterior.

TABELA 2

Estatísticas descritivas da amostra

Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>ECR</i>	2.312	16,8	20,7	-11,8	88,5
<i>OPC</i>	2.312	4,4	23,4	-99,1	149,7
<i>CAPT</i>	2.312	7,3	6,6	0,2	46,9
<i>LIQ</i>	2.312	3,2	19,7	0,4	93,6
<i>QC</i>	2.312	4,5	17,1	-99,9	87,4

Fonte: BCB.

Como se pode observar, no período examinado, o *ECR* mantido pelos bancos situou-se, em média, 16,8% acima do requerimento mínimo de capital estabelecido pelo BCB em 11%. Um valor negativo do capital excedente denota uma situação de déficit na qual o capital do banco encontra-se abaixo do limite exigido pela regulação bancária. No período considerado, as operações de crédito líquidas de provisão (*OPC*) e a carteira de ativos líquidos (*LIQ*) apresentaram crescimento médio de 4,4% e 3,2% ao trimestre, respectivamente. Um valor como -0,99 significa que o banco liquidou sua carteira de crédito ou de ativos líquidos. As captações de Quase-Capital (*QC*) tiveram taxa de crescimento médio de 4,5% ao trimestre, apresentando elevada variância, fato que também é comum ao comportamento da variável *OPC*. O custo de captação (*CAPT*) é expresso em taxa nominal anualizada.

Em média, o custo de captação de recursos de terceiros situou-se em 7,3% ao ano (a.a.) no período considerado.

5 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

O estimador proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) assume estacionariedade dos dados em painel. A fim de verificar o cumprimento dessa condição, foram aplicados os testes de raiz unitária propostos por Levin, Lin e Shu (2002), Im, Pesaran e Shin (2003) e Maddala e Wu (1999), os quais serão abreviados por LLC, IPS e Fisher, respectivamente. Uma discussão sobre as estruturas e as propriedades desses testes é apresentada no anexo.

Os resultados são apresentados na tabela 3. No nível de significância de 5% rejeita-se a hipótese de que as séries microeconômicas do painel possuem raiz unitária. Assim, de acordo com os testes realizados, o painel de microdados é estacionário, permitindo a estimação do modelo dinâmico proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) com as séries em nível.

TABELA 3

Testes de raiz unitária para um painel de conglomerados financeiros

Variável	LLC			IPS			Fisher		
	Valor-t	TD	Lag ¹	t-bar	TD	Lag ¹	Choi Z	TD	Lag ¹
<i>ECR</i>	-4,9***	{1}	0,35	-4,1***	{1}	0,35	-4,2***	{1}	0,35
<i>OPC</i>	-25,8***	{1}	0,32	-26,6***	{1}	0,32	-23,8***	{1}	0,32
<i>CAPT</i>	-15,7***	{1}	2,42	-20,0***	{1}	2,42	-19,2***	{1}	2,42
<i>LIQ</i>	-4,6**	{1}	0,31	-7,6***	{1}	0,31	-7,3***	{1}	0,31
<i>QC</i>	-20,4***	{1}	0,82	-31,7***	{1}	0,82	-24,5***	{1}	0,82

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Corresponde ao número de defasagens selecionadas nas equações individuais.

Obs.: * p < 0,10; ** p < 0,05; *** p < 0,01.

O painel de dados contém ainda uma variável macroeconômica, o hiato do produto, que é variante no tempo, mas comum a todos os indivíduos. Para essa variável, procedemos ao teste de raiz unitária com quebra estrutural exógena proposto por Saikkonen e Lutkepohl (2002) e Lane, Lutkepohl, Saikkonen (2002). O teste consiste em examinar a presença de raiz unitária em uma série de tempo univariada filtrada de termos determinísticos, que podem envolver *dummies* de impulso e de nível.

Para o período analisado, foi identificada uma quebra estrutural no segundo trimestre de 2003, oportunidade em que a economia brasileira recuperou-se da incerteza provocada pela sucessão presidencial de 2002. O teste foi aumentado com a inclusão de três termos autorregressivos para correção de autocorrelação nos resíduos. O valor da estatística de teste encontrado foi de -2,97, enquanto o valor crítico tabelado por Lane, Lutkepohl, Saikkonen (2002) para o nível de

significância de 5% é de $-2,88$. Portanto, o resultado encontrado situa-se na região de rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária, indicando que a série de hiato do produto também é estacionária.

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O painel dinâmico foi estimado usando o estimador sistema GMM em dois estágios de Blundell e Bond (1998). O conjunto de instrumentos utilizados na estimação é formado pelas primeiras diferenças defasadas das séries nas equações em nível e pelos níveis defasados das séries nas equações em primeira diferença.

Na escolha do número de defasagens procurou-se evitar correlação com o termo de erro (ε_{it}), bem como conter o uso excessivo de instrumentos disponíveis. Para tanto, a matriz de instrumentos foi condensada (*collapse*) de modo que apenas a segunda, a terceira e a quarta defasagens dos regressores fossem utilizadas como variáveis instrumentais. O teste de restrições de sobreidentificação de Hansen (1982) tem como hipótese nula a ausência de correlação entre os instrumentos utilizados e o termo de erro da regressão. Os resultados obtidos em todas as especificações do modelo não permitem a rejeição da hipótese nula, o que indica que os instrumentos usados são válidos. O teste de autocorrelação dos resíduos de Arellano e Bond (1991) indica que há autocorrelação de primeira ordem e rejeita a hipótese de autocorrelação de segunda ordem para as equações em primeira diferença em todas as especificações estimadas do modelo ao nível de significância de pelo menos 5%. Assim sendo, verifica-se o cumprimento das hipóteses subsequentes de ausência de correlação das defasagens (acima da segunda) dos regressores em nível com a primeira diferença dos erros e ausência de correlação das primeiras diferenças dos regressores com o erro em nível. Assim, os testes de diagnóstico aplicados revelam que os instrumentos são válidos e que não há problema de especificação nos modelos estimados. Os resultados são apresentados na tabela 4.

A primeira especificação estimada do modelo econométrico, regressão (1), apoia-se no modelo teórico de Estrella (2004), no qual o capital excedente é explicado por suas realizações passadas, pelo custo de captação e pelo desempenho da carteira de ativos arriscados e da carteira livre de risco. O valor estimado de λ_1 é significativo no nível de significância de 1%, confirmando a hipótese de presença de custos de ajustamento de capital na indústria bancária brasileira.

Conforme se pode observar na tabela 5, a literatura internacional registra valores expressivamente menores no custo de ajustamento do capital do setor financeiro de outras economias. Constitui exceção a Alemanha, que possui um coeficiente estimado cuja ordem de grandeza situa-se próximo da encontrada no presente artigo. Todos esses trabalhos usaram painel dinâmico na estimação e têm como variável dependente o capital excedente dos bancos, de modo que os coeficientes associados ao termo autorregressivo são comparáveis entre si.

TABELA 4

Estimação de sistema GMM em dois estágios: variável dependente ECR

Variável explicativa	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ECR_{t-1}	0,9230*** (0,0420)	0,9208*** (0,0415)	0,9069*** (0,0570)	0,8533*** (0,0607)	0,8528*** (0,0604)
OPC	-0,0830*** (0,0338)	-0,0793*** (0,0311)	-0,0847*** (0,0365)	-0,0807*** (0,0302)	-0,0827*** (0,0299)
$CAPT$	0,1475*** (0,0550)	0,1572*** (0,0574)	0,1422*** (0,0551)	0,1105* (0,0619)	0,1078* (0,0226)
LIQ	0,0605*** (0,0164)	0,0601*** (0,0169)	0,0798** (0,0422)	0,1229*** (0,0460)	0,1285*** (0,0460)
GAP		-0,1742*** (0,0534)	-0,1744*** (0,0552)	-0,1520** (0,0533)	-0,1479*** (0,0536)
$DCRED * ECR_{t-1}$			0,1239* (0,0731)	0,1650** (0,0955)	0,1643* (0,0954)
$DPEQ * ECR_{t-1}$				0,0789** (0,0389)	0,0786** (0,0391)
$DGDE * ECR_{t-1}$				-0,1108* (0,0606)	-0,1041* (0,0613)
$DPUBLICO$				-3,9516** (1,6645)	-3,9617** (1,6575)
QC					-0,3741* (0,2067)
Constante	-1,3187** (0,5824)	-1,4129** (0,5857)	-2,0045*** (0,5818)	-1,9410*** (0,6665)	-1,8786*** (0,6621)
Número de observações	2.312	2.312	2.312	2.312	2.312
AR1 (valor-p)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR2 (valor-p)	0,635	0,660	0,456	0,491	0,501
Hansen (valor-p)	0,527	0,509	0,639	0,794	0,799

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Desvio-padrão entre parênteses.

Obs.: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

TABELA 5

Custo de ajustamento de capital excedente

Trabalhos empíricos	Período	Região	Coefficiente
Este estudo	2000-2008	Brasil	0,92
Stolz e Wedow (2009)	1993-2004	Alemanha	0,93
Jokipii e Milne (2008)	1997-2004	UE	0,46
Fonseca e Gonzáles (2009)	1995-2002	Painel de 70 países	0,26
Boucinha (2008)	1994-2004	Portugal	0,40
Ayuso, Pérez e Saurina (2002b)	1986-2000	Espanha	0,34

Fonte: Elaboração dos autores.

A explicação para a diferença identificada pode ser encontrada na política de regulação do sistema financeiro brasileiro. O BCB, desde 1994, tem exercido forte controle dos limites de capital regulamentar e imputado severas punições às instituições financeiras nos casos de desenquadramento. Além disso, o próprio regulamento de capital tem sido aperfeiçoado com certa frequência. Assim sendo, acredita-se que as instituições financeiras se antecipam à política de regulação, mantendo uma folga de capital que seja suficiente para enfrentar eventuais mudanças nas normas do BCB ou na política econômica. A elevada rentabilidade propiciada pelos ativos livres de risco, notadamente títulos emitidos pelo setor público federal, também exerce significativa influência no excedente de capital mantido pelas instituições financeiras.

Conforme esperado, encontrou-se uma relação negativa significativa a 1% entre a variável taxa de crescimento real das operações de crédito líquidas de provisão (*OPC*) e o capital excedente (*ECR*). Esse comportamento é explicado pelo fato de que toda expansão de ativos de risco deve ser acompanhada pelo aumento da exigibilidade de capital regulamentar determinada pelo regulador bancário. Na tabela 6, apresentam-se outros resultados encontrados na literatura internacional, nos quais se observa também uma relação negativa entre risco e capital excedente, exceto o trabalho de Boucinha (2008) cujo resultado não é significativo estatisticamente.

TABELA 6

Relação entre ativo de risco e capital excedente

Trabalhos empíricos	Período	Região	Coefficiente
Este estudo	2000-2008	Brasil	Negativo
Jokipii e Milne (2008)	1997-2004	UE	Negativo
Fonseca e Gonzáles (2009)	1995-2002	Painel de 70 países	Negativo
Stolz e Wedow (2009)	1993-2004	Alemanha	Negativo
Boucinha (2008)	1994-2004	Portugal	Não significativo
Ayuso, Pérez e Saurina (2002b)	1986-2000	Espanha	Negativo

Fonte: Elaboração dos autores.

O coeficiente associado ao *CAPT* apresentou valor positivo e significativo a 1%. Essa constatação também foi encontrada por Fonseca e Gonzáles (2009) para um painel de 70 países. O resultado sugere que capital próprio e capital de terceiros são fontes substitutas de recursos que podem ser utilizadas para financiamento de ativos financeiros. Então, as instituições financeiras que têm custos mais elevados de captação fazem maior uso de capital próprio, enquanto os bancos com facilidade de acesso a fontes alternativas de capital podem manter menores estoques de capital excedente e realizar captações de recursos de terceiros apenas quando precisar de liquidez. Por outro lado, a relação positiva entre custo de captação e capital excedente dá sustentação à tese de que a disciplina de mercado é efetiva no

mercado bancário brasileiro. Portanto, os investidores externos têm exigido um prêmio de risco maior dos bancos percebidos como mais arriscados.

A taxa de crescimento real dos ativos líquidos (*LIQ*) apresenta uma relação positiva com o capital excedente (*ECR*). Esse resultado sugere que a maior disponibilidade de ativos líquidos provoca menor comprometimento da razão de capital. Isso ocorre porque a exigibilidade de capital para esses ativos é substancialmente menor do que para as demais categorias de ativos em função dos riscos subjacentes.

Na segunda especificação estimada do modelo econométrico, regressão (2), acrescentou-se a variável *GAP*, que representa desvios do produto em relação ao equilíbrio de longo prazo. Conforme discutido anteriormente, a inclusão desse regressor tem a finalidade de verificar o comportamento do capital excedente mantido pelos bancos ao longo dos ciclos de negócios. O coeficiente obtido é negativo e significativo a 1%, indicando que, durante as fases de expansão da renda, os bancos reduzem o capital excedente. Esse fato é explicado pelo aumento do comprometimento de capital regulamentar exigido para suportar o incremento de riscos decorrentes da expansão da oferta de crédito. Por outro lado, dado que a taxa de reembolso de crédito se reduz durante as recessões econômicas, os bancos são incitados a aumentar o capital exigido para cobertura de perdas. Nessa situação, é provável que os bancos promovam uma contração do crédito a fim de cumprir os limites de capital regulamentar, o que prejudicaria a recuperação da economia. Os resultados encontrados para a relação entre ciclo econômico e capital excedente, apresentados na tabela 7, confirmam a evidência aqui obtida para a economia brasileira.

TABELA 7

Relação entre hiato do produto e capital excedente

Trabalhos empíricos	Período	Região	Coefficiente
Este estudo	2000-2008	Brasil	Negativo
Jokipii e Milne (2008)	1997-2004	UE	Negativo
Stolz e Wedow (2009)	1993-2004	Alemanha	Negativo
Noronha, Tabak e Cajueiro (2010)	2000-2010	Brasil	Negativo
Boucinha (2008)	1994-2004	Portugal	Negativo
Ayuso, Pérez e Saurina (2002b)	1986-2000	Espanha	Negativo

Fonte: Elaboração dos autores.

A terceira especificação estimada do modelo econométrico, regressão (3), busca testar a hipótese de que os bancos que se dedicam preponderantemente à atividade de crédito precisam manter um volume maior de capital excedente. O coeficiente estimado é positivo e significativo a 10% para a variável *dummy* multiplicativa que denota a pertinência da instituição financeira ao segmento de banco de crédito. Portanto, o parâmetro λ_1 aproxima-se de 1 no caso de bancos de crédito, indicando que o custo de ajustamento de capital é mais elevado nesse

segmento de mercado. Esse resultado mostra que, devido à maior exposição a riscos de crédito e de variação de taxa de juros, os bancos do setor de crédito precisam manter maiores reservas de capital, com a finalidade de proteger-se contra choques agregados não sistemáticos.

A regressão (4) acrescenta ao modelo mais três variáveis de controle com vistas a testar duas hipóteses adicionais: *i*) verificar se o porte do banco exerce influência na sua política de capitalização e *ii*) verificar se bancos públicos mantêm menor razão de capital excedente.

O coeficiente estimado apresenta sinal negativo e significativo no nível de significância de 10% para a *dummy* indicativa de banco de grande porte. Para a *dummy* indicativa de instituições financeiras de pequeno porte, encontrou-se um sinal positivo, significativa a 5%. Esse resultado revela que as instituições de maior porte têm menor custo de ajustamento de capital e, portanto, mantêm menor razão de capital excedente. Essa conduta pode ser explicada pelos argumentos adiante dispostos. Os bancos de grande porte têm mais oportunidade de diversificar riscos, são mais resistentes a choques de liquidez, conforme demonstra Allen e Gale (2007), e há certo consenso entre as autoridades econômicas de que bancos de grande porte não podem ser liquidados, pois haveria graves distúrbios em outros setores da economia. Na tabela 8, pode-se observar que o mesmo resultado é encontrado em trabalhos para outros países.

TABELA 8

Relação entre porte dos bancos e capital excedente

Trabalhos empíricos	Período	Região	Coefficiente
Este estudo	2000-2008	Brasil	Negativo
Jokipii e Milne (2008)	1997-2004	UE	Negativo
Fonseca e Gonzáles (2009)	1995-2002	Painel de 70 países	Negativo
Stolz e Wedow (2009)	1993-2004	Alemanha	Negativo
Alfon, Argimon e Buscanana-Ambros (2004)	1998-2002	Reino Unido	Negativo
Boucinha (2008)	1994-2004	Portugal	Negativo
Ayuso, Pérez e Saurina (2002b)	1986-2000	Espanha	Negativo

Fonte: Elaboração dos autores.

O coeficiente estimado da variável *dummy* que identifica os bancos cujo controle de capital pertence ao Estado apresenta sinal negativo, sendo significativo a 5%. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que um banco público tem maior facilidade em obter assistência de liquidez junto ao BCB ou em negociar um aumento de capital junto ao governo, caso seja atingido por uma crise financeira. Dessa forma, mantém menor capital excedente do que as demais instituições financeiras analisadas.

Na regressão (5), incorpora-se ao modelo a variável *QC*. A finalidade é examinar se o acesso a captações de longo prazo, representadas por recursos que podem ser computados como capital de segundo nível para fins de cumprimento da exigência de capital regulamentar, exerce influência na decisão de capitalização da instituição financeira. O coeficiente estimado apresenta-se negativo e significativo a 10%, indicando que bancos que têm acesso a recursos classificados como Quase-Capital mantêm menor razão de capital excedente.

No período examinado, essa modalidade de captação ganhou importância no mercado brasileiro, crescendo de 0,15% do ativo total em setembro de 2000 para 3,43% do ativo total do sistema financeiro, com média de 2,01% em todo o período. Relativamente à composição de capital, as captações de recursos classificáveis como Quase-Capital representavam 9,7% do patrimônio líquido das instituições financeiras em dezembro de 2008, sendo que, no caso dos oito maiores conglomerados financeiros que operam no país, tal número alcançou 40,4%. Esse fato sugere que a estrutura de captação dos bancos brasileiros tem aberto espaço para o exercício de maior disciplina de mercado, o que contribui para melhorar as condições de estabilidade financeira.

Portanto, os resultados obtidos sugerem que a disciplina de mercado influencia o comportamento da administração das instituições financeiras brasileiras, que ajusta o risco e a estrutura de capital à medida que varia o custo de captação de recursos de terceiros.

7 CONCLUSÃO

O propósito do presente estudo foi investigar, mediante estimação de um painel dinâmico, os fatores determinantes do capital excedente mantido pelas instituições financeiras no Brasil relativamente à razão de capital regulamentar mínima estabelecida pela regulação bancária, com atenção especial dedicada ao custo de ajustamento do capital. O modelo teórico de Estrella (2004) serviu como referência para a evidência empírica, que contou com 68 conglomerados financeiros no período de setembro de 2000 a dezembro de 2008.

A forte persistência do coeficiente autorregressivo de primeira ordem da variável dependente usada como regressor sugere que os custos de ajustamento de capital são elevados no Brasil. Na literatura internacional, com exceção do sistema financeiro alemão, o valor estimado desse coeficiente situou-se abaixo de 0,40. Para o referido país, Stolz e Wedow (2009) encontraram um coeficiente de 0,93. Para o modelo com a inclusão de controles, encontrou-se um coeficiente de 0,85 para o caso brasileiro. Por um lado, esse fato pode ser explicado pela forte presença da supervisão bancária brasileira no controle de enquadramento das instituições financeiras aos limites de capital regulamentar. Assim sendo, a fim de evitar as punições previstas, o sistema

financeiro mantém uma margem de segurança, constituída de capital excedente, capaz de suportar eventuais contingências. Desse modo, os bancos se antecipam a mudanças nas regras de capitalização ou no ambiente econômico. Por outro lado, o setor público precisa renegociar uma dívida líquida, que representa 48% do PIB, com a emissão de títulos públicos com prazo médio de 34 meses. Em 2008, os juros nominais pagos pelo governo brasileiro corresponderam a 5,45% do PIB. Essa situação fiscal permite que os bancos do país realizem aplicações em ativos livres e obtenham remuneração acima do padrão internacional. Assim sendo, como as referidas aplicações em títulos e valores mobiliários têm risco de crédito nulo, não há comprometimento de limite de capital regulamentar, o que justifica o excesso de capital mantido pelos bancos.

O capital excedente mostrou-se sensível à variação de risco tomado pelas instituições financeiras. Um crescimento da carteira de operações de crédito contribui para a elevação dos riscos assumidos pelos bancos. Para compensar esse aumento de risco, o capital regulamentar exigido pelo BCB é elevado, o que provoca redução do capital excedente. Já um crescimento da carteira de ativos livres de risco promove uma redução relativa dos riscos tomados pelos bancos, resultando em aumento do excesso de capital.

Os resultados encontrados fornecem evidências de que a disciplina de mercado é ativa no mercado bancário brasileiro. As instituições financeiras reagem a um aumento no custo de captações de recursos de terceiros, elevando a participação do capital próprio. Além disso, observa-se que os bancos monitorados por fornecedores institucionais de capital operam com menor razão de capital excedente. Portanto, a presença de disciplina de mercado contribui para a estabilidade financeira e ainda permite que se reduza o custo de observação da supervisão bancária.

Corroborando evidências empíricas encontradas para outras economias por Stolz e Wedow (2009), Jokippi e Milne (2008), Boucinha (2008), Ayuso, Pérez e Saurina (2002b) e Noronha, Tabak e Cajueiro (2010), o capital excedente dos bancos comporta-se de modo contracíclico no Brasil. Esse fato tem como consequência a amplificação dos ciclos econômicos, dificultando a recuperação do nível de atividade econômica após um período de recessão e permitindo uma rápida expansão da oferta de crédito durante as fases de crescimento econômico. Com vistas a preservar a estabilidade financeira, o supervisor bancário poderia estabelecer um requerimento de capital adicional para cobertura de riscos associados a desvios da razão entre crédito e produto de equilíbrio de longo prazo. Desse modo, evita-se que haja um *boom* de crédito sem adequado lastro de capital próprio durante as fases em que a economia está crescendo. Ademais, as reservas de capital adicional constituídas nesse período poderiam ser utilizadas tanto para cobertura de riscos do

estoque de crédito como para amparar a concessão de novas operações de crédito nos períodos de retração do nível de atividade econômica.

Observou-se ainda que os bancos de crédito possuem maior razão de capital excedente. Considerando que a regressão foi controlada para risco de crédito, esse resultado sugere que as instituições que se dedicam, preponderantemente, à atividade de crédito estejam mais sujeitas a riscos operacionais. Isto ocorre porque o processo de concessão e administração de crédito exige que se disponha de uma ampla estrutura de apoio operacional, que é suscetível a fraudes, a danos a ativos físicos, a falhas em sistemas de tecnologia da informação e a falhas diversas de execução.

Foram encontradas evidências de que os bancos de grande porte mantêm menor razão de capital excedente, enquanto as instituições financeiras de pequeno porte necessitam dispor de mais capital disponível. Essa situação pode ser explicada pelo fato de que as maiores organizações financeiras reúnem melhores condições para diversificação de riscos, além de serem mais resistentes a choques agregados. A relação negativa entre porte econômico e capital excedente em outras economias foi identificada anteriormente por Ayuso, Pérez e Saurina (2002b), Alfon, Argimon e Bascunana-Ambros (2004), Boucinha (2008), Jokippi e Milne (2008), Fonseca e Gonzáles (2009) e Stolz e Wedow (2009).

Finalmente, constatou-se que os bancos públicos possuem menor razão de capital excedente, o que pode ser justificado pela possibilidade remota de terem suas atividades paralisadas. Além de executarem programas de governo, o que as torna imprescindíveis no seu mercado de atuação, essas organizações possuem acesso facilitado a operações de assistência de liquidez. Diferentemente do acionista privado, o controlador dos bancos públicos dispõe de maior capacidade financeira, podendo realizar, quando se fizer necessário, operações de aumento de capital.

Os resultados do presente estudo mostraram que a disciplina de mercado é um mecanismo relevante para a manutenção da estabilidade financeira, pois é capaz de sensibilizar a política de capitalização das instituições financeiras. Com efeito, esse instrumento valida os requerimentos de capital mínimo e complementa o trabalho de verificação realizado pela supervisão bancária. Em vista disso, recomenda-se a adoção de medidas no sentido de aumentar a difusão da disciplina de mercado. Para tanto, poder-se-ia incentivar a captação de dívidas subordinadas e instrumentos de capital e dívida, que em dezembro de 2008 representavam apenas 3,4% do passivo exigível do sistema financeiro brasileiro, conforme dados do BCB (2009b). Outra alternativa seria encorajar a abertura de capital das instituições financeiras. Com essa medida, as fontes de captação de recursos estáveis seriam ampliadas, o que poderia contribuir para reduzir o custo de capital e o risco tomado pelos bancos. Ademais, por se tratar de recursos não restituíveis, as instituições financeiras tornar-se-iam menos suscetíveis aos efeitos de flutuação dos ciclos de negócios.

A partir do segundo semestre de 2008, com a implantação do Novo Acordo de Capital (Basileia II) no Brasil, houve expressivas mudanças nos conceitos e na metodologia de cálculo do requerimento de capital mínimo exigido das instituições financeiras. O risco operacional foi incluído de forma gradual no cálculo do requerimento de capital. No que tange ao risco de mercado, o regulamento passou a considerar as parcelas de requerimento de capital para riscos de variação de cupons de moedas, de índice de preço e de taxa de juros, afora as parcelas relativas aos riscos inerentes às operações com ações e com mercadorias. Desse modo, espera-se que a introdução dessa nova regulamentação de capital tenha impacto no padrão cíclico do capital excedente das instituições financeiras. A verificação empírica dessa hipótese, porém, é deixada como sugestão para pesquisa futura.

ABSTRACT

This paper follows the theoretic model developed by Estrella (2004) in which banks maintain equity capital to reduce the adjustment cost of capital. We claim that excess capital of banks is determined by the risk level of assets and cost of debts. In order to test these hypotheses for the Brazilian banking industry, we estimate a dynamic panel data model with 68 financial clusters in the period from 2000 to 2008. The econometric model includes some control variables to measure the behavior of the excess capital during the business cycle and to analyze the role of the financial intermediaries' profile (size and capital control) in their capitalization policies. Our results indicate that there is persistence in the adjustment process of the excess capital in the Brazilian financial system, suggesting that there are costs to adjusting capital.

Keywords: Banking capital, real business cycles, dynamic panel data.

REFERÊNCIAS

- AGÉNOR, P. R.; ALPER, K.; SILVA, L. P. **Capital requirements and business cycles with credit market imperfection**. The School of Economic Studies, University of Manchester, Centre for Growth and Business Cycle Research, 2009 (Discussion Paper Series, n. 124).
- ALFON, I.; ARGIMON, I.; BASCUNANA-AMBROS, P. **What determines how much capital is held by UK banks and building societies?** UK Financial Services Authority, 2004 (Occasional Paper, n. 22).
- ALLEN, F.; GALE, D. **Understanding financial crises**. New York: Oxford University Press, 2007.
- ANGORA, A.; DISTINGUIN, I.; RUGEMINTWARI, C. **Excess capital of European banks: does bank heterogeneity matter?** University of Limoges, 2009 (Working Paper).
- ARAÚJO, L. A. D.; NETO, P. M. J.; LINHARES, F. **Capital, risco e regulação dos bancos no Brasil. Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 38, n. 3, p. 459-486, 2008.
- ARELLANO, M.; BOND, S. R. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The review of economic studies limited**, n. 58, p. 277-297, 1991.
- _____.; BOVER, O. Another look at instrumental variables estimation of error-component models. **Journal of econometrics**, n. 115, p. 125-157, 1995.

AYUSO, J.; PÉREZ, D.; SAURINA, J. **Are capital buffers pro-cyclical?** Evidence from Spanish panel data. Banco de España, 2002a (Working Paper, n. 224).

_____. Los determinantes del excedente de recursos propios de las entidades españolas. **Revista de estabilidad financiera**, Banco de España, n. 2, 2002b.

_____. Are capital buffers pro-cyclical? Evidence from Spanish panel data. **Journal of financial intermediation**, v. 13, p. 249-264, 2004.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. Chichester, West Sussex: John Wiley & Sons Ltd, 2008.

BARBEDO, C. H. S. *et al.* Avaliação de modelos de cálculo de exigência de capital para risco cambial. **Revista brasileira de finanças**, v. 3, n. 2, p. 223-249, 2005.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de estabilidade financeira**, n. 1, 2009a.

_____. **Relatório de estabilidade financeira**, n. 2, 2009b.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, v. 87, 1998.

BOUCINHA, M. **The determinants of Portuguese bank capital buffers**. Banco de Portugal, 2008 (Working Paper, n. 1).

ESTRELLA, A. The cyclical behavior of optimal bank capital. **Journal of banking & finance**, n. 28, p. 1.469-1.498, 2004.

FERREIRA, R. A.; TABAK, B. M.; CAJUEIRO, D. O. **O comportamento cíclico do capital dos bancos brasileiros**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37. 2009.

FONSECA, A. R.; GONZÁLES, F. How bank capital buffers vary across countries: the influence of cost of deposits, market power and bank regulation. **Journal of banking & finance**, 2009.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, n. 4, v. 50, p. 1.029-1.954, 1982.

HAYASHI, F. **Econometrics**. Princeton: Princeton University Press, 2000.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. **Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation**. Carnegie Mellon University, 1980. Manuscript.

IM, K.; PESARAN, M.; SHIN, Y. Testing for unit root in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, n. 115, p. 53-74, 2003.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. World economic and financial surveys. **World economic outlook database**, 2009.

_____. **Global financial stability report**. [s.d.].

JACKSON, P. **Capital requirements and bank behavior: the impact of the Basel Accord**. Basel Committee on Banking Supervision, 1999 (Working Paper, n. 1).

JOKIPII, T.; MILNE, A. The cyclical behaviour of European bank capital buffers. **Journal of banking & finance**, n. 32, p. 1.440-1.451, 2008.

_____. **Bank capital buffer and risk adjustment decisions**. Swiss National Bank, 2009 (Working Papers, n. 9).

LANE, M.; LUTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of time series analysis**, 2002.

LEVIN, A.; LIN, C.; SHU, C. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of econometrics**, n. 108, p. 108-124, 2002.

LINDQUIST, K. Bank's capital: how important is risk. **Journal of international money and finance**, n. 23, 2004.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford bulletin of economics and statistics**, n. 61, p. 631-652, 1999.

MERTON, R. C. An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loan guarantees. **Journal of banking & finance**, n. 1, p. 3-11, 1977.

NORONHA, A. C. B. T. F.; TABAK, B. M.; CAJUEIRO, D. O. **Bank capital buffers, lending growth and economic cycle**: empirical evidence for Brazil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38. 2010.

PUGA, F. P. **Sistema financeiro brasileiro**: reestruturação recente, comparações internacionais e vulnerabilidade à crise cambial. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

SAIKKONEN, P.; LUTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric theory**, n. 18, p. 313-348, 2002.

STOLZ, S.; WEDOW, M. Bank's regulatory capital buffer and the business cycle: evidence for german. **Journal of financial stability**. n. 137, 2009.

TABAK, B. M.; NORONHA, A. C.; CAJUEIRO, D. Bank capital buffers, lending growth and economic cycle: empirical evidence for Brazil. **Bank for international settlements**, n. 4, 2011.

YANAKA, G.; HOLLAND, M. Basileia II e exigência de capital para risco de crédito dos bancos no Brasil. **Revista brasileira de finanças**, v. 8, n. 2, 2010.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of econometrics**, n. 126, p. 25-51, 2005.

(Original submetido em janeiro de 2011. Última versão recebida em abril de 2012. Aprovado em julho de 2012.)

ANEXO

TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA DADOS EM PAINEL

Discutem-se, a seguir, os testes de raiz unitária propostos por Levin, Lin e Shu (2002), Im, Pesaran e Shin (2003) e Maddala e Wu (1999), os quais serão abreviados por LLC, IPS e Fisher, respectivamente.

O teste LLC assume que há independência entre os indivíduos que compõem o painel. A hipótese nula é que cada série individualmente contém raiz unitária contra a hipótese alternativa de que as séries são estacionárias. A equação de teste é dada por:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{K_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (\text{A.1})$$

em que d_{mt} indica o vetor de variáveis determinísticas e α_{mi} corresponde ao vetor de coeficientes para o modelo $m = 1, 2$ e 3 . Especificamente, $d_{1t} = [\phi]$, $d_{2t} = \{1\}$ e $d_{3t} = \{1, t\}$ representam, respectivamente, a equação de teste sem inclusão de termos deterministas, com inclusão de termo constante e com a inclusão de constante e de tendência. A escolha de m e k_i deverá ser feita de modo que ε_{it} não apresente autocorrelação serial.

A implementação do teste é feita em três etapas. Primeiro, estima-se uma regressão para cada *cross-section* separadamente com o objetivo de identificar o número ótimo de defasagens. Para dado T , escolhe-se k_{\max} e examina-se por meio da estatística-t se uma ordem de defasagem inferior é mais adequada. Uma vez definido k_i , deve-se regressar Δy_{it} sobre $\Delta y_{i,t-L}$ e d_{mt} para obter $\hat{\varepsilon}_{it}$; e regressar $y_{i,t-1}$ sobre $\Delta y_{i,t-L}$ e d_{mt} para obter \hat{v}_{it} em que $L = 1, \dots, k_i$. Para controlar a heterogeneidade entre os indivíduos, esses erros devem ser normalizados. O segundo passo consiste em estimar a variância de longo prazo sob a hipótese nula de raiz unitária. Essa estatística será usada para cálculo da estatística-t ajustada da equação de teste de raiz unitária. No último passo, regride-se $\tilde{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{v}_{it} + \tilde{\xi}_{it}$, em que $\tilde{\varepsilon}_{it}$ e \hat{v}_{it} são os resíduos padronizados obtidos na primeira etapa e $\tilde{\xi}_{it}$ é um ruído branco. Esta última regressão possui $N\tilde{T}$ observações, em que $\tilde{T} = T - \bar{k} - 1$ e $\bar{k} = \sum_{i=1}^N k_i / N$.

A estatística de teste para a hipótese nula $H_0: \rho = 0$ é dada por $t_\sigma = \frac{\hat{\rho}}{\sigma(\hat{\rho})}$.

O teste IPS é menos restritivo, pois permite heterogeneidade no parâmetro autorregressivo de primeira ordem sob a hipótese alternativa. A hipótese nula do teste é que todas as séries têm raiz unitária, isto é, $H_0: \rho_i = 0$ para todo i . A hipótese alternativa permite que haja raiz unitária para alguns (mas não todos) indivíduos do painel:

$$H_1: \rho_i < 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, N_1; \text{ e } \rho_i = 0 \text{ para } i = N_1 + 1, \dots, N \quad (\text{A.2})$$

devido a fração de indivíduos que é estacionária ser não nula, isto é, $\lim_{N \rightarrow \infty} \left(N_1 / N \right) = \delta$, em que $0 < \delta \leq 1$. A equação de teste é dada por:

$$\Delta y_{it} = \alpha_1 + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{k_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \varepsilon_{it} \quad (\text{A.3})$$

A estatística t-bar do teste IPS é definida como a média dos testes Dickey-Fuller aumentado – Augmented Dickey-Fuller (ADF) – individuais.

O teste de Fisher é uma versão multivariada dos testes de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron proposta por Maddala e Wu (1999). Esse teste consiste na realização de N testes de raiz unitária para cada indivíduo do painel. A estatística de teste é dada por $P_\lambda = -2 \sum \ln(p_i)$, sendo p_i o valor-p referente a cada indivíduo do painel. P_λ possui distribuição χ^2 com $2N$ graus de liberdade. A hipótese nula e a hipótese alternativa são as mesmas consideradas para o teste IPS. A equação de teste pode incluir termos determinísticos e o número de defasagens do termo aumentado na especificação ADF deve ser determinado de modo a produzir resíduos não correlacionados. O teste de raiz unitária de Fisher pode ser aplicado também a painel não balanceado.

Choi (2001 *apud* Baltagi, 2008) propôs a seguinte estatística para o teste de Fisher:

$$Z = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{i=1}^T \Phi^{-1}(p_i) \quad (\text{A.4})$$

em que Φ é a função de distribuição acumulada normal. Como $0 \leq p_i \leq 1$, então $\Phi^{-1}(p_i)$ possui distribuição $N(0, 1)$. O autor demonstrou que quando T vai para infinito, Z converge para $N(0, 1)$.

Os casos de presença de correlação serial nos resíduos foram tratados com a inclusão de termos aumentados na equação de teste de raiz unitária. Para definição do número máximo de defasagem, usou-se a regra $L_{\max} = T^{1/4} + 2$, conforme recomendação de Hayashi (2000) para pequenas amostras, em que $T = 34$ é o número de períodos de tempo do painel. Desse modo, $L_{\max} = 34$ ficou determinado como sendo o número máximo de defasagens na equação de teste de cada país. A escolha de k_i em cada equação individual foi definida mediante uso do critério de informação de Schwarz. Para fins de realização do teste LLC, a estimação da variância de longo prazo foi feita com base no método kernel de Bartlett, enquanto a seleção da janela foi feita pelo método de Newey-West. Os resultados dos testes estão reportados na tabela 3.

DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL SOB O REGIME DE CÂMBIO FLUTUANTE*

Andrei Gomes Simonassi**

José Henrique Félix Silva***

Ronaldo de Albuquerque e Arraes****

O artigo contribui com a literatura sobre a dinâmica da taxa de câmbio ao implementar em sua metodologia um modelo autorregressivo, com valor limite endógeno, aplicado para o Brasil. Dados mensais para a cotação PTAX da taxa de câmbio real-dólar no período janeiro de 2000-setembro de 2009 foram utilizados na modelagem e as estimativas permitiram inferir que: *i)* o crescimento da taxa de câmbio no Brasil segue uma dinâmica não linear com raiz unitária parcial e globalmente estacionária; *ii)* para variações inferiores a 2,02 pontos percentuais no crescimento da taxa PTAX ao longo do período, a taxa de crescimento do câmbio nominal é não estacionária; e *iii)* para variações acima desse percentual o processo descrito pelo câmbio é dito estacionário. Conjuntamente, tais resultados podem lançar luz sobre possíveis padrões de atuação do Banco Central do Brasil (BCB) no mercado de câmbio.

Palavras-chave: Dinâmica do câmbio, valor limite, intervenção governamental.

1 INTRODUÇÃO

Ao longo das décadas de 1980 e 1990, a dinâmica da taxa de câmbio tem sido objeto de estudo e debate entre os pesquisadores e formuladores de política. Seja com a finalidade de testar teorias, como a da Paridade do Poder de Compra (PPC), ou de identificar um nível de equilíbrio e a relação com o crescimento econômico, a análise do comportamento da taxa de câmbio e dos demais fundamentos macroeconômicos constitui peça fundamental à análise macroeconômica.

A despeito do anúncio oficial de adoção do regime flexível no final da década de 1990 no Brasil, a autoridade monetária nacional, assim como as de vários países, intervém no mercado para diminuir a volatilidade da taxa de câmbio, reduzir as fricções, movimentos abruptos e imperfeições neste mercado, visando ainda garantir credibilidade ao fluxo de capitais externos para a acumulação de reservas, reduzir pressões inflacionárias em cenários de elevado *pass-through* cambial e até controlar a elevada propensão da dívida em relação ao Produto Interno Bruto (PIB).

* Os autores agradecem aos pareceristas de PPE por suas valiosas contribuições, ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico (FUNCAP) pelo apoio recebido em projetos de pesquisa.

** Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC) e coordenador do Curso de Finanças da UFC. E-mail: simonassi@fgvmail.br

*** Doutorando do Caen/UFC e professor da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade (FEAAC) da UFC.

**** Professor do Caen/UFC e pesquisador do CNPq.

Calvo e Reinhart (2002), Hausmann, Panizza e Stein (2000), Eichengreen, Hausmann e Panizza (2002), Lahiri e Végh (2001) e Holland (2006) abordam de forma teórica e empírica o comportamento *fear of floating* adotado pelas autoridades monetárias das economias emergentes quando, oficialmente, adotam regimes flexíveis, mas, de fato, controlam os movimentos da taxa de câmbio.

Miranda (2006) ressalta a importância dos denominados fundamentos macroeconômicos no sentido de explicar a ocorrência de crises cambiais e ataques especulativos no Brasil. Embora seja reconhecida a importância de variáveis como inflação, saldo comercial e reservas internacionais como determinantes do câmbio praticado em uma economia, acredita-se que os níveis ideais destes agregados variam de acordo com o cenário financeiro internacional.

Nesse sentido, Garcia (2003) exemplifica a interferência da arbitragem financeira sobre o êxito do objetivo de fixação da taxa de câmbio quando se considera uma economia sujeita a um regime de metas de inflação. Controlar as taxas de câmbio e os juros para permitir a livre mobilidade de capitais internacionais é absolutamente inconsistente. Ele também corrobora o argumento de que os determinantes da taxa de câmbio de longo prazo da economia estão relacionados a fundamentos não controlados pela autoridade monetária, restando-lhe, por exemplo, intervir para reduzir a volatilidade dessa taxa ao longo do processo de convergência.

Outra discussão recorrente na literatura tem apontado para uma conclusão consensual sobre a inexistência de um nível ideal para a taxa de câmbio. Destaca-se o argumento a partir de Garcia (2003), de que diferentes objetivos implicam diferentes níveis para o que seria o câmbio ideal. Portanto, como não é possível controlar a taxa de câmbio real, que é a variável de política relevante, toda esta discussão sobre um nível ótimo de taxa de câmbio é inócua.

Em trabalhos como o de Nassif, Feijó e Almeida (2010), o comportamento extremamente conservador da autoridade monetária no Brasil é posto em xeque, ao considerar que mais que a situação de *fear-of-floating* parece emergir o *fear-of-inflating*, ou ainda o *fear-of-depreciation*.

O fato é que, mesmo desconsiderando o impacto das crises externas e dos fundamentos macroeconômicos, apenas os movimentos da taxa de câmbio *per se* já são objeto de constante atenção nos países emergentes e, em particular, no Brasil. Em vista disso, sustenta-se este estudo na necessidade de analisar a dinâmica da taxa de câmbio no país com o objetivo de lançar luz sobre possíveis padrões de atuação do Banco Central do Brasil (BCB) no mercado de câmbio durante o período de câmbio flutuante.

A estratégia do trabalho consiste em identificar a dinâmica da taxa de câmbio, verificando especificamente se sua taxa de crescimento exhibe a propriedade de

reversão à média. Os resultados permitem, portanto, lançar luz sobre a plausibilidade da hipótese de que o padrão de atuação do BCB se caracteriza justamente pela presença de movimentos de reversão à média da taxa de câmbio. Vale notar que a metodologia empírica considera a possibilidade de não linearidades no processo gerador da taxa de câmbio, de modo que os resultados permitem captar possíveis mudanças em sua dinâmica para variações que superem certo valor limite.

Organizou-se o artigo com outras quatro seções contendo, em sequência, uma revisão de alguns trabalhos mais citados na literatura e que dão suporte ao presente trabalho, a descrição da proposta metodológica e a análise dos resultados, finalizando com os pontos conclusivos do estudo.

2 ABORDAGENS NA LITERATURA

Em vista da extensa literatura sobre taxa de câmbio, esta seção apresentará uma literatura relacionada aos trabalhos predominantemente empíricos acerca do tema, como forma de fundamentar e motivar o exercício empírico proposto nas seções seguintes.

Krugman (1979) elabora um modelo estrutural que relaciona câmbio e crescimento econômico baseado em fundamentos macroeconômicos. O modelo compreende uma economia que se financia pelo uso de *senhoriagem* e, simultaneamente, pratica um regime de câmbio fixo. Decorre que tal opção torna a economia mais vulnerável, pois o excesso de moeda estimula o mercado de câmbio e, conseqüentemente, a redução das reservas internacionais preexistentes.

Na literatura sobre os determinantes da evolução da taxa de câmbio, há autores que concentram a análise nos fundamentos macroeconômicos, outros que atribuem as variações do câmbio ao “efeito contágio”, e há ainda aqueles que citam a vulnerabilidade financeira da economia como o causador preponderante. Flood e Garber (1984) e Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) também ressaltam a importância desses fundamentos para, inclusive, explicar e antecipar ataques especulativos na economia. Calvo e Reinhart (2002), por exemplo, calculam indicadores de volatilidade visando identificar tais fenômenos. A relação entre o estudo da evolução da taxa de câmbio e os denominados ataques especulativos constitui assim uma forma alternativa de análise.

A autoridade monetária pode intervir no mercado de câmbio, dependendo do cenário e dos objetivos econômicos vigentes, por meio de três diferentes mecanismos: *i*) compra e venda de divisas no mercado à vista; *ii*) venda de títulos denominados em moeda estrangeira (*swaps* cambiais); e *iii*) manipulação da taxa básica de juros. Muito embora seja interessante classificar a forma de intervenção, o objetivo principal desta abordagem é qualificar a dinâmica da taxa de câmbio nominal no Brasil.

Em relação aos artigos mais empíricos com modelos em forma reduzida, desde as abordagens mais simples, como a de Beirne, Hunter e Simpson (2007), que se utilizam da metodologia de Im, Pesaran e Shin (2003) para atestar a estacionariedade da taxa real de câmbio em um painel de doze países da Europa entre as décadas de 1980 e 1990 e a validade da hipótese da PPC, alerta-se para a possível não estacionariedade da variável de câmbio.

Kohli (2002) combina técnica de raiz unitária e cointegração a diversas definições de taxa de câmbio real e constata a presença de reversão à média na série temporal para a taxa de câmbio real mensal na Índia entre 1993 e 2001. Camarero, Cuestas e Ordóñez (2006), por sua vez, confrontam dois testes de raiz unitária que permitem a não linearidade em seus componentes e, mesmo diante de resultados conflitantes em relação à validade da teoria da PPC, concluem que é fundamental analisar as características dos componentes determinísticos nos testes de raiz unitária e que pelo menos para Malta e Turquia a utilização de modelos que permitam mudanças estruturais parece adequada.

A hipótese central deste estudo diz respeito à possibilidade da adoção, por parte do BCB, de um padrão de intervenção caracterizado pela presença de movimentos de reversão à média da taxa de câmbio. Neste caso, a autoridade monetária atuaria apenas quando o câmbio assumisse uma magnitude inaceitável, política ou economicamente, utilizando-se de qualquer um dos três meios citados. Não obstante, pode ocorrer, por exemplo, de se negligenciar as elevações no câmbio nominal ou ainda realizar um processo de compra de moeda estrangeira para estimular as exportações, desconsiderando-se os impactos no nível de preços do mercado doméstico.¹ Neste caso, apenas as variações no nível do câmbio nominal *per se* são consideradas relevantes.

Diversos estudos, como os de Nassif, Feijó e Almeida (2010), baseiam-se em modelos teóricos para a construção e estimação de modelos econométricos que permitam analisar os determinantes da taxa de câmbio real, ou a elasticidade desta em relação a outros fundamentos, como fluxo de capital e saldo da balança comercial. Entretanto, como bem destacam Taylor e Taylor (2004) e o próprio estudo de Nassif, Feijó e Almeida (2010), uma análise robusta da variável de câmbio não pode negligenciar a possibilidade de reversão à média temporal, fato que requer, portanto, a utilização de técnicas que incorporem mudanças estruturais nos parâmetros dos modelos propostos.

Fundamentado na investigação da hipótese de que a autoridade monetária pode negligenciar ou retardar a intervenção no mercado de câmbio, a exemplo do que foi ressaltado por Alesina (1991) em relação à questão fiscal, este artigo centra-se exclusivamente na dinâmica do crescimento da taxa de câmbio nominal,

1. Intervenção não esterilizada.

considerando apenas a sua trajetória temporal. Deste modo, deixa-se implícito que a influência de qualquer fundamento macroeconômico bem como o “contágio” das variações cambiais de economias que têm tido relações comerciais com o Brasil são informações incorporadas à defasagem do câmbio nominal em algum nível.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Base de dados

Dados da Fundação Getúlio Vargas (FGV)² para a cotação da taxa de câmbio mensal³ PTAX no período de janeiro de 2000 a setembro de 2009 foram utilizados para o cálculo da sua taxa de crescimento e condução da verificação empírica, a qual é fundamentada no modelo autorregressivo com valor limite endógeno proposto por Caner e Hansen (2001), cuja base teórica é detalhada a seguir.

3.2 O modelo econométrico

Visando investigar a dinâmica descrita pelo crescimento da taxa de câmbio média mensal no Brasil, considera-se o seguinte modelo autorregressivo com valor limite (*Threshold Autoregressive Model*) introduzido por Caner e Hansen (2001):⁴

$$\Delta y_t = \theta'_1 x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta'_2 x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

onde $x_{t-1} = (y_{t-1}, r'_t, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$, $I_{(\cdot)}$ é uma função indicador com $I_{(x)} = 1$ se $x \in A$ e $I_{(x)} = 0$ se $x \notin A$; o erro ε_t segue a usual hipótese i.i.d.; $Z_t = y_t - y_{t-m}$ para $m \geq 1$; r_t é um vetor de componentes determinísticos incluindo a constante e possivelmente uma tendência linear.

O parâmetro λ representa o valor limite (*threshold*). Embora desconhecido, assume valores no intervalo $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$, onde λ_1 e λ_2 são escolhidos de forma que $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1$ e $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2$, desde que π_1 e π_2 sejam complementares, ou seja, $\pi_1 = 1 - \pi_2$. Impõe-se com essa restrição que nenhum regime terá um tamanho de subamostra inferior à proporção π_1 do total da amostra. Caner e Hansen (2001) sugerem que $\pi_1 = 0,15$, o que implica que nenhum dos regimes terá menos que 15% das observações.⁵

2. Disponíveis em: <www.fgvdados.br>.

3. A opção por dados mensais visa seguir um padrão observado nas literaturas nacional e internacional, como, por exemplo, em Kohli (2002) ou Nassif, Feijó e Almeida (2010), e ainda em suavizar o movimento da variável de interesse quando analisamos o crescimento da taxa de câmbio nominal. Com dados diários poderíamos ter que trabalhar com inúmeros “zero” na amostra.

4. No modelo original os autores utilizam a ferramenta para analisar a dinâmica da taxa de desemprego norte-americana.

5. Como a amostra utilizada no estudo possui 118 observações, nenhum regime deverá ter menos de 17 observações. Entretanto, após as defasagens, o modelo foi estimado com um mínimo de 32 observações no regime 2 (ver seção 4).

Por fim, define-se $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$ e $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$, onde ρ_1 e ρ_2 são escalares, β_1 e β_2 têm a mesma dimensão de r_t e α_1 e α_2 são vetores de dimensão k . Portanto, ρ_1 e ρ_2 são coeficientes de y_{t-1} , β_1 e β_2 são coeficientes dos componentes determinísticos e α_1 e α_2 são os coeficientes de $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ nos regimes 1 e 2, respectivamente.

A opção por um modelo que permite a classificação das observações em dois regimes se mostra adequada à consecução do objetivo proposto, haja vista que o interesse consiste apenas em verificar uma mudança de padrão na atuação da autoridade monetária sobre o mercado de câmbio, e não em descrever cada estratégia de intervenção do BCB. Tecnicamente, a opção por um modelo econométrico que permitisse a definição de múltiplos regimes poderia implicar estimativas inconsistentes, em virtude do reduzido número de observações que comporiam cada regime.

Para implementar o Método dos Mínimos Quadrados (MMQ) na estimação da equação (1), Caner e Hansen (2001) sugerem aplicar o algoritmo da concentração, o qual consiste em executar as seguintes operações:

- 1) Para cada $\lambda \in \Lambda$, a equação (1) é estimada por MMQ, ou seja, para cada $\lambda \in \Lambda$ tem-se:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \hat{\theta}_2(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda) \quad (2)$$

com:

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\lambda)^2$$

- 2) Estimar o valor limite, λ , minimizando $\hat{\sigma}^2(\lambda)$, ou seja:

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda)$$

- 3) Estimar θ_1 e θ_2 , utilizando a estimativa de λ em (b), $\hat{\lambda}$, isto é:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \hat{\lambda})} + \hat{\theta}_2(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \hat{\lambda})} + \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda}) \quad (3.1)$$

com:

$$\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda})^2 \quad (3.2)$$

As estimativas das equações (3.1) e (3.2) são de suma importância para o propósito deste estudo, pois serão utilizadas para conduzir inferência sobre os parâmetros da equação (1) através de estatísticas de teste *t* e *Wald* descritas a seguir.

3.2.1 Dinâmica da taxa de câmbio

Investigar a mudança de dinâmica no crescimento da taxa de câmbio implica testar, na equação (1), se $\hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)' \neq \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)'$. Cabe notar que na presença de linearidade a regressão (3.1) se identifica como a usual regressão *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).

Apesar de não ser o principal propósito do estudo, vale ressaltar que, se a evolução da taxa de câmbio possuir dinâmica não linear, testar a estacionariedade do processo descrito pela mesma via do teste tradicional de raiz unitária ADF pode culminar em resultados imprecisos. Por este motivo, um teste consistente para investigar a evolução da taxa de câmbio foi proposto por Caner e Hansen (2001), cuja estatística é dada por:

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda) \quad (3.3)$$

onde $W_T(\lambda) = T \left(\frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$ e σ_0^2 representa a variância do resíduo obtido quando se estima a equação (1) impondo $H_0: \theta_1 = \theta_2$, com $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$ calculado de acordo com (3.2).

A distribuição assintótica de W_T sob estacionariedade, $\rho < 0$, foi investigada por Davies (1987), Chan (1991), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (1996). Caner e Hansen (2001) mostram que, sob a presença de raiz unitária, a distribuição assintótica de W_T depende da estrutura dos dados, significando que os valores críticos não podem ser tabulados. Desta forma, os autores sugerem dois métodos de *bootstrap* para aproximar a distribuição assintótica de W_T : o primeiro é apropriado para o caso estacionário, $\rho < 0$, enquanto o segundo é mais adequado para o caso com raiz unitária, $\rho = 0$. Dado que a ordem de integração é desconhecida *a priori*, os valores críticos são calculados por *bootstrap*, assumindo que $\rho = 0$ e $\rho < 0$, e seu valor mais conservador, maior valor-p, é aplicado na estimação. Portanto, este será o procedimento utilizado neste artigo para testar a hipótese nula de linearidade, qual seja, $H_0: \theta_1 = \theta_2$.

3.2.2 Hipótese de raiz unitária em modelos não lineares

Os parâmetros ρ_1 e ρ_2 da equação (1) controlam a estacionariedade do processo y_t , o qual será integrado de ordem 1, $I(1)$, se a hipótese nula, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, for verdadeira. Uma hipótese alternativa natural é dada por, $H_1: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$, pois

denotaria o processo (y_t) estacionário nos dois regimes. Outra possibilidade mais flexível para formulação da hipótese alternativa, e deveras útil para fins de política, denomina-se raiz unitária parcial, cuja especificação é dada por:

$$H_2 : \begin{cases} \rho_1 < 0 \text{ e } \rho_2 = 0 \\ \text{ou} \\ \rho_1 = 0 \text{ e } \rho_2 < 0 \end{cases} \quad (3.4)$$

Se H_2 for verdadeira, o processo y_t terá raiz unitária em um dos regimes, mas será estacionário no outro. Três testes⁶ para investigar a estacionariedade do crescimento da taxa de câmbio são então realizados: raiz unitária global e dois outros para captar a presença de raiz unitária em cada regime, de acordo com as estatísticas $R_{1,T}$, t_1 e t_2 .

Tal discriminação é extremamente importante, pois permite examinar se o crescimento da taxa de câmbio no Brasil seguiu uma dinâmica diferenciada, ou seja, de estacionário para não estacionário ou vice-versa, após atingir certo valor limite, λ , além do qual seria tido como inaceitável em base econômica e/ou política. Neste caso, haveria a necessidade de intervenção por parte das autoridades monetárias para garantir a manutenção de uma taxa de câmbio em padrões aceitáveis.

4 RESULTADOS

As tabelas 1 e 2 apresentam os resultados para os testes de linearidade e de igualdade dos coeficientes, bem como explicitam os resultados das estimações do modelo irrestrito⁷ nos dois regimes,⁸ o limiar para os regimes, λ , o número de observações, o número de defasagens ótimo⁹ (m) para a variável $Z_t = y_t - y_{t-m}$,¹⁰ o número ótimo de defasagens, k , na regressão ADF¹¹ – equação (1) –, e os valores críticos¹² para os testes de linearidade. Todo o processo de estimação e computação de testes de hipóteses foi implementado por meio de programação em Gauss.

6. Ver detalhes no apêndice.

7. O modelo restrito assume a presença de raiz unitária na equação (1).

8. Regime 1 consiste em $Z_{t-1} < \hat{\lambda}$, enquanto o regime 2 consiste em $Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$.

9. A escolha de " m " é realizada a partir do valor que maximiza W_r . Mais detalhes sobre estimação de " m " estão em Caner e Hansen (2001).

10. É importante observar que a variável limiar não precisa ser apenas o crescimento da taxa de câmbio. Poderíamos utilizar apenas a taxa, mas acredita-se que o nível considerado desejável pode variar de acordo com o momento econômico, já a variação na cotação da moeda estrangeira em cada momento é que deve ser a métrica da autoridade monetária para eventuais intervenções e por isso esta foi a variável escolhida na análise. Outro ponto é que se sabe que a não rejeição da hipótese de linearidade pode ser causada pelo uso de uma variável limiar que não seja estritamente estacionária sob H_0 .

11. Calculado de acordo com o critério (do geral para o específico) *general to specific* (GS).

12. Ver valor em (**) na nota abaixo de cada tabela.

TABELA 1

Resultados do modelo irrestrito e teste de linearidade

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda} = 0,0202$				Teste para igualdade dos coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap valor-p
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,004*	0,005	0,001*	0,016	0,06	0,930
y_{t-1}	0,191*	0,153	0,866	0,172	8,62	0,090
Δy_{t-1}	0,244	0,139	0,195*	0,353	1,34	0,500
Δy_{t-2}	0,379	0,131	0,359	0,124	16,70	0,000
Observações	81		32			
Teste conjunto de linearidade (Wald para valor limite)					19,7**	0,040
Número de observações					113	

Fonte: Estimativas dos autores. Elaboração dos autores.

Notas: * não significativo a 5%; ** valor crítico a 5% = 17,8.

Inicialmente observa-se que a dinâmica da taxa de crescimento para cotação média mensal do dólar no Brasil é não linear. Ademais, a tabela 1 indica um número ótimo de defasagens (m) igual a 1 e um valor limite, $\hat{\lambda}$, de 0,0202. Conseqüentemente, na equação (1) obtém-se $Z_t = y_t - y_{t-1}$, de onde se verifica que variações inferiores a 2,02 pontos percentuais (p.p.) no crescimento da cotação do dólar ao mês caracterizam as observações incluídas no regime 1, conquanto variações superiores a este percentual definem as observações do regime 2. Os coeficientes no interior da tabela representam as estimativas da equação ADF em cada regime e, dada a diferenciação já constatada através do teste de Wald de linearidade, perde importância a comparação das estimativas nos dois regimes, mesmo quando estatisticamente significantes. Ressalta-se que, de acordo com os testes de Wald para igualdade dos coeficientes, há divergência entre os coeficientes da defasagem e da segunda diferença nos dois regimes.

Uma vez rejeitada a hipótese nula de linearidade, inferiu-se sobre a presença de raiz unitária na série da taxa de crescimento da taxa de câmbio. Foram calculadas as estatísticas, e reportados tanto os valores-p assintóticos como também aqueles derivados pelo método *bootstrap*. Mesmo com uma amostra de 113 observações após as defasagens utilizadas, a opção por uma frequência mensal faz com que os valores-p obtidos pelo método *bootstrap* possam ser particularmente importantes para garantir a robustez dos resultados que são apresentados na tabela 2.

De acordo com o resultado da estatística $R_{1,7}$, significativa a 1%, o crescimento da taxa de câmbio é globalmente estacionário, cuja confirmação é atestada tanto pelos valores críticos assintóticos quanto por *bootstrap*. Os resultados das estatísticas t_1 e t_2 indicam que a hipótese nula de raiz unitária no regime 2 é rejeitada, mas somos incapazes de rejeitá-la no regime 1.

TABELA 2

Testes de raiz unitária para os dois regimes

Testes	Estatística	Valor-p	
		Assintótico	<i>Bootstrap</i>
R_{17}	27,0	0,000	0,000
t_1	1,25	0,500	0,798
t_2	5,05	0,000	0,000

Fonte: Elaboração dos autores.

Os resultados da tabela 2 implicam que a hipótese nula da existência de raiz unitária não é sustentada, tanto para a série como um todo quanto para o regime 2, contrariamente ao que se constata para o regime 1; ou seja, enquanto a variação no crescimento da cotação do dólar for inferior a 2,02 p.p., valor limite para o regime 1, o crescimento da taxa de câmbio segue um processo não estacionário, o que pode indicar que a cotação desta moeda não é objeto de intervenção por parte da autoridade monetária, ou que tais intervenções não são capazes de determinar um nível desejado da taxa de câmbio. Por outro lado, para variações superiores a 2,02 p.p., o processo descrito por esta taxa é estacionário, implicando, neste caso, a existência de forças econômicas – possivelmente intervenções da autoridade monetária – que determinam a reversão à média do processo gerador da taxa de câmbio.

Em conjunto, os resultados corroboram argumentos de estudos como os de Kohli (2002), Taylor e Taylor (2004) e Camarero, Cuestas e Ordóñez (2006) ao não refutar a presença de um comportamento de reversão à média na evolução da taxa de câmbio, e complementa tais estudos ao estabelecer um limiar para a mudança de regime no Brasil. Ademais, para a hipótese da PPC, é possível inferir que tal análise requereria o cuidado de ser feita por regime.

O gráfico 1 explicita a série para as variações percentuais na taxa de câmbio PTAX média mensal utilizada no modelo e a tabela 3 apresenta a disposição das 33 observações classificadas no regime 2, as quais compreendem os períodos de variações na taxa PTAX acima do limiar estimado. Da análise do gráfico 1 em conjunto com a tabela 3 pode-se extrair que os períodos de incerteza no cenário político-econômico nacional ou de crises financeiras e econômicas correspondem a observações que compreendem o regime 2.

Dentre os períodos de oscilações superiores ao limiar estimado para a taxa de câmbio, destacam-se os quatro meses de 2002¹³ e os sete meses de 2003, os quais correspondem ao início e ao primeiro ano de um novo governo com quebra de

13. "O ano de 2002 oferece um contraponto interessante à crise de 1999. Em 2002, a economia brasileira sofreu uma nova crise cambial, que depreciou a taxa de câmbio em aproximadamente 53%. Porém, ao contrário da crise de 1999, a de 2002 se deu em um regime de câmbio flutuante" (Janot e Novaes, 2009, p. 11).

ideologia política,¹⁴ respectivamente, além dos três últimos meses de 2008, correspondentes à eclosão da crise do *subprime*. Tais resultados permitem constatar que, em períodos de maior incerteza em relação à economia nacional, maior é a volatilidade do câmbio e possivelmente maiores devem ser as ações do BCB para estabilizar a cotação do dólar. Isto é um fato estilizado na literatura, rerepresentado, por exemplo, por Nassif, Feijó e Almeida (2010).

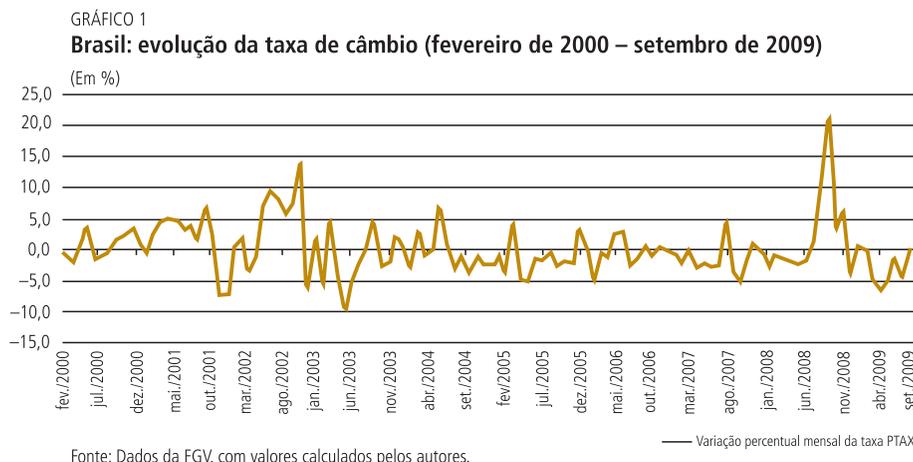


TABELA 3

Distribuição das observações no regime 2 de acordo com o limiar estimado

Ano	Observações no regime 2	Meses
2000	01	Maio
2001	02	Março; outubro
2002	04	Fevereiro; junho; julho; novembro
2003	07	Janeiro; março; junho; julho; agosto; setembro; dezembro
2004	03	Março; junho; novembro
2005	02	Abril; julho
2006	04	Janeiro; abril; junho; outubro
2007	02	Setembro; dezembro
2008	04	Janeiro; setembro; outubro; novembro
2009	03	Janeiro; março; agosto
Total	32	

Fonte: Elaboração dos autores.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A interferência na dinâmica de flutuação da taxa de câmbio é assunto de intenso debate entre acadêmicos e formuladores de política em economias que adotaram

14. "Adicionalmente, a crise de 2002 teve um fator doméstico – a vitória de um partido de esquerda na eleição presidencial – que, por si só, deve ter induzido os agentes a ajustarem suas posições no mercado cambial" (Janot e Novaes, *op. cit.*).

um regime de câmbio flutuante. Visando contribuir com a literatura relacionada a esse tema, o presente artigo utiliza, de forma alternativa, um modelo autorregressivo com valor limite endógeno que permite testar, simultaneamente, a existência de mudança de regime e a estacionaridade da série de tempo analisada e aplica-se este ao crescimento da taxa de câmbio no Brasil. Sob a hipótese de que o padrão de atuação da autoridade monetária nacional se caracteriza pela presença de movimentos de reversão à média da taxa de câmbio, essa metodologia permite verificar a existência de indícios de possíveis hesitações por parte da autoridade monetária em intervir no mercado de câmbio, ou de sua incapacidade em determinar a taxa de câmbio desejada.

A análise é construída a partir da adoção do regime de câmbio flutuante pela economia brasileira. Foram utilizados os dados mensais para a cotação PTAX do dólar entre janeiro de 2000 e setembro de 2009 na estimação de um modelo autorregressivo com valor limite (Threshold Autoregressive Model), introduzido por Caner e Hansen (2001) para verificar se existe mudança de regime ou tendência explosiva no crescimento da referida taxa em períodos relacionados a choques no cenário econômico nacional ou externo.

Os resultados permitiram identificar que: *i*) o crescimento da taxa de câmbio no Brasil segue uma dinâmica não linear e globalmente estacionária, fato que corrobora os achados de outras abordagens, como as de Taylor e Taylor (2004) e de Camarero, Cuestas e Ordóñez (2006); *ii*) no período analisado, para variações inferiores a 2,02 p.p. no crescimento da taxa PTAX, a tendência do câmbio nominal é não estacionária; e *iii*) para variações superiores a esse percentual na referida taxa o processo é estacionário. Ainda que várias interpretações sejam possíveis, é interessante destacar que, conjuntamente, os resultados (*ii*) e (*iii*) são compatíveis com a interpretação de que pode ter havido práticas de intervenções tardias no mercado de câmbio no Brasil, em analogia à interpretação de Alesina (1991), que aborda o “retardo”, por parte do governo, em tomar decisões que impactem negativamente em alguns segmentos da economia.

ABSTRACT

This paper contributes to the literature on exchange rate dynamics by applying an endogenous threshold autoregressive model to Brazil. The model is estimated with monthly data for the growth rate of the R\$-US\$ exchange rate (PTAX) from January 2000 to September 2009. The estimates allow the following conclusions: *i*) the growth rate of the Brazilian nominal exchange rate follows a non-linear process with partial unit root and is globally stationary; *ii*) for changes in the growth rate of the exchange rate which are lower than 2.02%, the process is non-stationary; *iii*) for changes greater than 2.02%, the process is stationary. These results may shed light on the pattern of interventions in the exchange market by monetary authorities in Brazil.

Keywords: Exchange rate dynamics, endogenous threshold, government intervention.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; DRAZEN, A. Why are stabilizations delayed?. **American economic review**, v. 81, n. 5, p. 1.170-1.188, 1991.
- ANDREWS, D. W. K.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Econometrica**, v. 62, p. 1.383-1.414, 1994.
- BEIRNE, J.; HUNTER, J.; SIMPSON, M. Is the real exchange rate stationary? The application of similar tests for a unit root in the univariate and panel cases. **Quantitative and qualitative analysis in social sciences**, v. 1, Issue 2, p. 55-70, 2007.
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. **Quarterly journal of economics**, Cambridge, v. 117, n. 2, p. 379-408, May 2002.
- CAMARERO, M.; CUESTAS, J. C.; ORDÓÑEZ, J. Purchasing power parity versus the EU in the Mediterranean countries. **Applied financial economics**, v. 16, p. 157-167, 2006.
- CANER, M.; HANSEN, B. E. Threshold autoregression with a unit root. **Econometrica**, v. 69, p. 1.555-1.596, 2001.
- CHAN, K. S. Percentage points of likelihood ratio tests for threshold autoregression. **Journal of the royal statistical society**, series B, v.53, p. 691-696, 1991.
- DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Biometrika**, v. 74, p. 33-43, 1987.
- EICHENGREEN, B.; HAUSMANN, R.; PANIZZA, U. **Original sin**: the pain, the mystery and the road to redemption. Currency and maturity matchmaking: redeeming debt from original sin. Inter-American Development Bank, Nov. 2002.
- FLOOD, R. P.; GARBER, P. M. Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples. **Journal of international economics**, Elsevier, v. 17, n. 1-2, p. 1-13, Aug. 1984.
- GARCIA, M. G. P. O câmbio e o banco central. **Jornal valor econômico**, 15 maio 2003.
- HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, v. 64, p. 413-430, 1996.
- HAUSMANN, N. R.; PANIZZA, U.; STEIN, E. **Why do countries float the way they float?**. Inter-American Development Bank, May 2000 (Working Paper, n. 418).
- HOLLAND, M. **External debt in developing economies**: assessment and policy issues. Universidade Federal de Uberlândia, 2006.
- IM, K.; PESARAN, M.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.
- JANOT, M.; NOVAES, W. **Ganhos de globalização do capital em crises cambiais**. Brasília: Banco Central do Brasil, abr. 2009 (Trabalhos para Discussão, n. 183).
- KAMINSKY, G.; LIZONDO, S.; REINHART, C. M. Leading indicators of currency crisis. **IMF staff paper**, v. 45, n. 1, Mar. 1998.
- KOHLI, R. **Real exchange rate stationarity in managed floats**: evidence from India. Indian Council for Research on International Economic Relations (Icrier), Oct. 2002 (Icrier Working Paper).
- KRUGMAN, P. R. A model of balance-of-payments crises. **Journal of money, credit and banking**, v. 11, n. 3, p. 311-325, 1979.

LAHIRI, A.; VÉGH, C. A. **Living with the fear of floating**: an optimal policy perspective. Cambridge, MA, July 2001 (NBER Working Paper, n. 8.391).

MIRANDA, M. C. Crises cambiais e ataques especulativos no Brasil. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 287-301, abr./jun. 2006.

NASSIF, A.; FEIJÓ, C.; ALMEIDA, M. A. S. Why does real exchange rate overvalue in Brazil? Theoretical determinants, empirical evidence and economic policy dilemmas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 38., 2010. **Anais...** Salvador: ANPEC, dez. 2010.

_____; _____.; ARAÚJO, E. **The trend of the real exchange rate overvaluation in open emerging economies**: the case of Brazil. Universidade Federal Fluminense (UFF), maio 2011 (Texto para Discussão, n. 272).

TAYLOR, A. M.; TAYLOR, M. P. **The purchasing power parity debate**. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 2004 (NBER Working Papers Series, n. 10.607).

(Original submetido em abril de 2011. Última versão recebida em dezembro de 2011. Aprovado em julho de 2012.)

APÊNDICE

A distinção entre H_0 , H_1 e H_2 é feita via uso das seguintes estatísticas de teste propostas por Caner e Hansen (2001):

- 1) Uma estatística t para ρ_1 , t_1 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 1, isto é, $H_2: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 = 0$.
- 2) Uma estatística t para ρ_2 , t_2 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 2, isto é, $H_2: \rho_1 = 0$ e $\rho_2 < 0$.
- 3) Uma estatística de Wald unicaudal, $R_{1T} = t_1^2 \mathbf{I}_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 \mathbf{I}_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$, utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa $H_2: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$.

Os valores críticos para as estatísticas R_{1T} , t_1 e t_2 encontram-se tabulados em Caner e Hansen (2001). Foram tabulados valores críticos assintóticos e, para melhorar a inferência em amostras pequenas, valores críticos por *bootstrap*.

É importante mencionar que simulações de Monte Carlo realizadas por Caner e Hansen (2001) mostram que, na presença de raiz unitária parcial, os testes baseados nas estatísticas R_{1T} têm muito mais potência (e melhor tamanho) que o tradicional teste ADF e que o teste baseado na estatística t . Na presença de estacionariedade pura (estacionariedade nos dois regimes), os testes t ainda possuem mais potência que o teste ADF, quando existem efeitos de *threshold* nos outros parâmetros do

modelo (1). Isto levou Caner e Hansen (2001) a concluir que os testes t são capazes de discriminar corretamente os casos de raiz unitária pura, raiz unitária parcial e estacionariedade pura.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Claudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Cristina Célia Alcantara Possidente

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro da Cunha

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond Pro 11/13,2 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em Offset 90g/m²
Cartão Supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro-RJ

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

