

Revista Desenbahia

SALVADOR BAHIA VOLUME 13 / Nº 22 - SETEMBRO 2016



Desenbahia Agência de Fomento do Estado da Bahia S.A.

REVISTA DESENBABIA

Revista semestral editada pela Desenbahia –
Agência de Fomento do Estado da Bahia S.A.

Rui Costa
Governo do Estado da Bahia

Manoel Vitória da Silva Filho
Secretaria da Fazenda do Estado da Bahia

Desenbahia – Agência de Fomento do Estado da Bahia S.A.

Otto Roberto Mendonça de Alencar Filho
(Presidência)
Francisco Alfredo Marcílio de Sousa Miranda
(Diretoria de Negócios)
Paulo de Oliveira Costa
(Diretoria de Operações)

Conselho Editorial

Alicia Ruiz Olalde (UFRB)
Ana Georgina Peixoto Rocha (UFRB)
Ana Maria Ferreira Menezes (UNEB)
André Luís Mota dos Santos (UFBA)
Andréa da Silva Gomes (UESC)
Antonio Ricardo Dantas Caffé (UFBA)
Bouزيد Izerrougene (UFBA)
Carlos Alberto Gentil Marques (UFBA)
Carlos Eduardo Ferreira de Carvalho (PUC-SP)
Francisco Teixeira (UFBA)
Gervásio Ferreira dos Santos (UFBA)
Gilca Garcia Oliveira (UFBA)
Gildásio Santana Júnior (UESB)
Gisele Ferreira Tiriyaki (UFBA)
Hamilton de Moura Ferreira Júnior (UFBA)
Henrique Tomé da Costa Mata (UFBA)
Jair do Amaral Filho (UFC)
João Policarpo Rodrigues de Lima (UFPE)
Lívio Andrade Wanderley (UFBA)
Márcia da Silva Pedreira (UEFS)
Maria Olívia de Souza Ramos (UNIFACS)
Paulo Balanco (UFBA)
Reginaldo Souza Santos (UFBA)
Rosembergue Valverde (UEFS)
Sílvio Humberto dos Passos Cunha (UEFS)

Comissão Editorial

Adelaide Motta de Lima
Danielle Soares Paiva
Sandra Cristina Santos Oliveira

Produção Editorial e Gráfica

Janete Medeiros Paim
Luciano Quintão Ataíde
Oldack de Miranda

Revisão de originais e de provas e normalização de texto

Helena Maria Reis Andrade

Tradução

Fernanda Freitas

Projeto Gráfico

Solisluna Design

Editoração

Raimundo Rodrigues do Nascimento

Os conceitos e opiniões emitidos nos artigos
publicados são de exclusiva responsabilidade
de seus autores. É permitida a reprodução total
ou parcial dos artigos, desde que citada a fonte.

Rua Ivonne Silveira, 213 - Doron
CEP 41.194-015 - Salvador - Bahia
Tel.: 55 71 3103-1087 / 1040 / 1147
Fax: 55 71 3103-1312
Ouvidoria: 0800 284 0011

R237

Revista Desenbahia, v. 13, n. 22, set. 2016.-
Salvador: Desenbahia, Solisluna, 2016.
ISSN 1807-2062

1. Economia-Bahia-Periódicos. I. Desenbahia.

CDD-330

SUMÁRIO

- 5 Apresentação
- 7 Fatores macroeconômicos determinantes da inadimplência das empresas no Brasil
JAILSON DA CONCEIÇÃO TEIXEIRA DE OLIVEIRA, REBECA FORMIGA, ROBSON OLIVEIRA LIMA E ODAELSON SILVA
- 23 Inclusão financeira na Bahia: uma análise espacial da atuação do Banco Postal
VIVIAN BRENDLE E LAUMAR NEVES DE SOUZA
- 53 Fragilidade financeira do setor público brasileiro e os ciclos econômicos
BRUNO ALVES MOURA E GISELE FERREIRA TIRYAKI
- 81 A provisão municipal de bens públicos locais: uma análise dos municípios brasileiros com *Threshold*
LAÉRCIO DAMIANE CERQUEIRA DA SILVA E MARIA DA CONCEIÇÃO SAMPAIO DE SOUSA
- 105 Diferenças de rendimento entre trabalhadores formais e informais: uma decomposição quantílica para as Regiões Metropolitanas do Brasil
LEANDRO BATISTA DUARTE, JADER FERNANDES CIRINO E ANA BEATRIZ SETTE
- 143 Análise dos fatores que afetam a decisão dos pequenos produtores de manga do Polo Petrolina-Juazeiro em realizar comércio exterior
EMANOEL DE SOUZA BARROS
- 169 Qual é a relevância do FNE na promoção do crescimento econômico no Semiárido brasileiro?
POEMA ISIS ANDRADE DE SOUZA

Apresentação

Caros leitores, vivemos momentos desafiadores em vários campos, em particular no campo da economia: tanto a atividade econômica quanto o desenvolvimento do pensamento econômico requisitam determinação e soluções inovadoras. A crise que nos afeta impõe sacrifícios ao setor privado e à administração pública, o que torna premente uma necessidade ímpar de reflexão e de postura positiva, voltada para a identificação das oportunidades que sempre caracterizam os momentos de crise.

Os artigos que compõem este número da Revista Desenhbahia vêm ao encontro dessa necessidade de reflexão com vistas a uma tomada de decisão, seja pela iniciativa privada seja pelo setor público. Afinal, trata-se de um conjunto selecionado de artigos apresentados no XII Encontro de Economia Baiana, que tem justamente como tema “Crise Econômica: Interpretações e Desafios à Retomada do Crescimento Sustentável”.

Do ponto de vista da Desenhbahia, esta edição da Revista assume uma relevância diferenciada, pois a Agência completa seu décimo quinto aniversário exatamente quando este número é lançado. Isto faz com que a Agência se consolide como uma instituição de fomento que consegue trabalhar em diferentes frentes: apoia as iniciativas produtivas baianas via concessão de crédito, colabora com a estruturação de projetos que aprimoram o desenvolvimento do Estado, gesta fundos estaduais e, tão importante quanto as demais atividades, contribui para o avanço da produção científica nas áreas do conhecimento que lhe são afins.

No intuito de estimular a leitura, antecipo os assuntos que vocês se deterão nas próximas páginas. São três artigos relativos a financiamento do desenvolvimento: um que trata dos fatores determinantes da inadimplência das empresas brasileiras; outro sobre a relevância do FNE na promoção do crescimento econômico no Semiárido; e o terceiro que analisa a fragilidade financeira do setor público do Brasil e os ciclos econômicos. No campo da economia baiana e regional, encontram-se quatro trabalhos: um que trata das diferenças de rendimentos entre trabalhadores formais e informais nas regiões metropolitanas do país; o segundo que analisa os fatores que afetam a decisão dos pequenos produtores de manga no Polo Petrolina e Juazeiro em realizar comércio exterior; o terceiro discorre sobre a inclusão financeira na Bahia a partir da atuação do Banco Postal; e, finalmente, o quarto que trata da provisão municipal de bens públicos locais.

Com a certeza de que seguimos firmes e focados na missão de buscar constantemente o desenvolvimento econômico e social do Estado da Bahia,

gerando emprego, renda e riqueza, em nome da Desenbahia, agradeço a todos aqueles que trabalharam para que esta edição pudesse chegar ao seu público-alvo: você, leitor. Em especial, agradeço aos autores dos artigos e à Comissão Científica do XII Encontro de Economia Baiana.

Que os desafios que estão por vir se tornem uma ponte para a vitória, e nossa matéria prima seja a coragem, a humildade, a paciência, a resiliência e a sabedoria para transformar o mundo.

Boa leitura!

Otto Alencar Filho
Presidente da Desenbahia

1 FATORES MACROECONÔMICOS DETERMINANTES DA INADIMPLÊNCIA DAS EMPRESAS NO BRASIL

Jailson da Conceição Teixeira de Oliveira*

Rebeca Formiga**

Robson Oliveira Lima***

Odaelson Silva****

Resumo

Este trabalho tem como objetivo verificar a evolução da inadimplência das empresas no Brasil e sua relação com as principais variáveis macroeconômicas durante o período de 2003 a 2015. Para tal, foi utilizado o modelo de regressão *Markov Switching*. Sendo assim, é possível classificar os dados em regimes de baixa e alta inadimplência. Os resultados mostram que o regime de alta inadimplência das empresas no Brasil é mais persistente do que o regime de baixa. Foram observados que, no regime de baixa inadimplência, os principais determinantes são as taxas de juros e a renda, enquanto que, no regime de alta inadimplência, são as expectativas de inflação e a taxa de câmbio. Os resultados obtidos reforçam a contribuição das variáveis macroeconômicas na explicação da inadimplência das empresas no mercado de crédito brasileiro.

Palavras-chave: Inadimplência das Empresas; Variáveis Macroeconômicas; *Markov Switching*.

* Doutorando em Economia PPGE/UFPB e Professor na Faculdade Maurício de Nassau. jailson.consultor@gmail.com

** Mestre em Administração pela UFPB e Professora na Faculdade Maurício de Nassau. rebeformiga@gmail.com

*** Mestre em economia pela UFPB e Professor no IFPB. Robson.o.l@hotmail.com

**** Mestre em Administração pela UFPB e Professor na Faculdade Maurício de Nassau. odaelson10@gmail.com

Abstract

This study aims at reviewing the evolution of default of Brazilian companies and its relationship with key macroeconomic variables between 2003 and 2015. For that purpose, the Markov Switching regression model was used. Thus, it is possible to sort the data in times of low and high default rates. Results show that high default rates of Brazilian companies are more persistent than the lower rates. We noted that in periods of low default rates, the main determinants are interest rates and income, while in periods of high default rates the main ones are inflation expectations and exchange rate. The results reinforce the contribution of macroeconomic variables in explaining the default of companies in the Brazilian credit market.

Keywords: Default of Companies; Macroeconomic variables; Markov Switching.

Código JEL: C24; E44; G32.

Introdução

De acordo com Oliveira e Frascaroli (2014) é natural para uma empresa, na falta de capital próprio, recorrer ao mercado financeiro, até mesmo como estratégia de crescimento e sobrevivência, o que exige o desenvolvimento desse mercado. Contudo a decisão de crédito se dá num ambiente de incertezas e informações incompletas (Schrickel, 1998). Nesse sentido, para as instituições financeiras, o conhecimento do risco de crédito é fundamental na administração das suas carteiras de ativos, tendo em conta os efeitos negativos decorridos da inadimplência nas suas lucratividades (Chang et. al., 2008). Para o caso dos demandantes de crédito, o conhecimento dos fatores que afetam suas condições de pagamento é importante na medida em que possibilita um melhor planejamento, evitando todos os custos que advêm da situação de inadimplência, entre os quais o aumento dos custos com o passivo oneroso, credibilidade junto às instituições financeiras etc.

Um dos estudos importantes sobre o mercado de crédito é o de Stiglitz e Weiss (1981) que desenhou o mecanismo de crédito com base na ideia de que uma característica intrínseca desse mercado é a presença de informação assimétrica. O problema de assimetria de informação foi formalizado por Akerlof (1970) no qual, segundo o autor, em linhas gerais, os agentes teriam diferenças de informações no processo de transação de bens e serviços. Tal falha de mercado está presente no mercado de capitais e no mercado de crédito. De acordo com Frascaroli e Oliveira (2015), os tomadores de empréstimos têm, necessariamente, melhor conhecimento sobre sua própria capacidade de pagamento tanto a respeito da disposição de recursos e prazo de pagamento do que aqueles que lhes fornecem recursos.

Maia (2009) enfatiza que, do ponto de vista microeconômico, o funcionamento imperfeito desse mercado impede que os donos de recursos ociosos consigam empregá-los, prejudicando os potenciais tomadores desses recursos, o que gera ineficiência em sua alocação. Portanto, dada essa dificuldade em observar quais agentes possuem melhores capacidades de pagamentos, ocorrerá o racionamento de crédito.

Por outro lado, a capacidade de pagamento dos agentes econômicos, entre os quais os governos, empresas e famílias são condicionadas pelas condições macroeconômicas. Como aponta Linardi e Ferreira (2008), o risco de crédito está intrinsecamente relacionado ao ciclo econômico, ou seja, é condicionado pela conjuntura econômica do país. Contudo existe uma dificuldade em se medir o risco ao longo desse ciclo (Borio Furfine e Lowe, 2001; Linardi e Ferreira, 2008). Sendo que, em momento de expansão econômica, tal risco é frequentemente subestimado, enquanto que, em períodos de recessão, o mesmo é sobreestimado.

De acordo com Marins e Neves (2013), no Brasil, existem evidências de uma forte relação negativa entre o ciclo econômico e a inadimplência de crédito das empresas. A atual conjuntura econômica do país, caracterizada por aumento da inflação e juros, redução do seu produto interno bruto (PIB) e desvalorização da sua moeda, afeta negativamente o rendimento e o poder de compra das famílias e empresas, aumentando o risco de inadimplência.

Sendo assim, o presente trabalho tem como principal objetivo verificar como os fatores macroeconômicos podem explicar a dinâmica da inadimplência das empresas no Brasil, numa abordagem dinâmica não linear. Entre os objetivos específicos constam a apresentação da dinâmica da inadimplência das empresas no Brasil durante o período 2003 a 2015, verificar quais os principais determinantes macroeconômicos da inadimplência das empresas brasileiras e, por fim, classificar os regimes de baixa e alta inadimplência no Brasil e apresentar as probabilidades de transição entre eles.

Dados da Serasa Experian (2015) mostram que desde 2010 o nível de inadimplência das empresas vem aumentando. Em 2014, o indicador Serasa Experian de inadimplência das empresas fechou o ano com crescimento de 5,8%, na comparação com o ano anterior. Desde o início de 2015 até o mês de Julho, registrou-se um aumento nesse indicador de 20,5%. No momento são cerca de 4 milhões de empresas inadimplentes, o que representa mais da metade das empresas em operação, segundo os critérios da Serasa Experian, totalizando R\$ 92 bilhões. Esses resultados derivam do quadro de recessão econômica que se vive no país afetando a geração de caixa das empresas, bem como o aumento dos seus custos financeiros (taxa de juros).

Referencial teórico

Segundo Sandroni (1999), a inadimplência pode ser compreendida como a falta de cumprimento das cláusulas contratuais em determinado prazo, o que acarreta pagamento de juros de mora, multa contratual ou outros encargos. Para Anibal (2009), apesar de a palavra inadimplência estar associada à falta de cumprimento de uma obrigação, a definição operacional de inadimplência, para fins de avaliação de risco de crédito, não é uma tarefa trivial dado que deriva dos objetivos e interesses dos analistas.

De acordo com Marques e Lima (2002), o fator que aflige qualquer instituição financeira é a inadimplência, visto que a aprovação dos créditos e a definição das taxas a serem cobradas derivam dos riscos envolvidos nessas operações. Vale salientar que o risco total associado às operações do gênero é composto pelo risco sistemático e risco não sistemático (ASSAF NETO, 2012). O primeiro é entendido como aquele ligado aos fatores macroeconômicos do país, como as políticas econômicas, entre outros. Já o segundo está estritamente associado aos fatores específicos do mercado e à gestão da empresa.

Dada a importância desse assunto, em que o erro decorrente de avaliação de crédito pode acarretar perdas vultosas para instituições financeiras, bem como aumento dos custos financeiros das empresas e restrição de crédito, vários estudos têm sido realizados a fim de evitar que o processo decisório de crédito seja com base no *feeling* do analista, mas sim nos fundamentos econômicos e financeiros. No que tange à inadimplência das empresas, os estudos têm apontando para fatores microeconômicos (intrínsecos a características da empresa) e macroeconômicos (inerentes à conjuntura econômica do país).

Para o caso do Brasil, os trabalhos no âmbito microeconômico destacam os Almeida (1995), Marques e Lima (2002), Minardi (2008) e Akiama (2008). Com base nos indicadores econômicos e financeiros dos balanços das empresas, os autores concluíram que é possível verificar a possibilidade de auxiliar nesse processo de classificação de inadimplência.

Contudo Marins e Neves (2013) apontam que a literatura que relaciona inadimplência de crédito e condições macroeconômicas ainda é considerada escassa e que, após a crise financeira de 2008, estudos sobre a interação macrofinanceira tornaram-se mais frequentes. Entre tais estudos destacam Qu (2008), Bonfim (2009), Repullo, Saurina e Trucharte (2010), Jacobson, Lindé, e Roszbach (2011), Ardiansyah et al. (2013). Os resultados desses estudos sugerem que a inclusão das variáveis macroeconômicas, ou seja, as sistemáticas em que figuram o PIB, a inflação, a taxa de câmbio, a taxa de juros etc melhoram a explicação das variações de inadimplência corporativa.

Segundo Qu (2008), os ciclos de negócios podem ter um grande impacto sobre a rentabilidade das empresas individuais, podendo, portanto, influenciar o perfil de risco de uma determinada empresa ou indústria, contudo existe uma dificuldade em se medir o risco ao longo desse ciclo (Borio Furfine e Lowe, 2001; Linardi e Ferreira, 2008), dado que é frequentemente depreciado em períodos de expansões econômicas e engrandecido nas recessões. De acordo com Marins e Neves (2013), o fato de superestimar o risco em tal período levaria a um aumento nos custos de capital e a uma redução na oferta de crédito, o que pode amplificar a fase recessiva do ciclo. Já em período de expansão econômica, o efeito contrário poderá acontecer. Segundo tais autores, esse argumento é conhecido na literatura como argumento da prociclicidade.

Os trabalhos que incluíram as variáveis macroeconômicas como regressores de inadimplência das empresas no Brasil ainda são escassos. Desses, destacam-se os estudos realizados por Akiama (2008), Linardi e Ferreira (2008), Marins e Neves (2013) e Zaniboni e Montini (2014).

O estudo de Akiama (2008) teve como principal objetivo a construção de um modelo com variáveis contábeis e macroeconômicas (PIB e inflação) que estima a probabilidade de inadimplência de grandes empresas no Sistema Financeiro Nacional. A técnica estatística utilizada para a modelagem foi a

regressão logística. Os resultados obtidos mostram que, além das variáveis contábeis, as macroeconômicas podem auxiliar na explicação da dinâmica da inadimplência. O indicador de inflação utilizado foi o IGPDM, e o resultado aponta que aumentos no nível de preços tendem a aumentar a inadimplência. Já o parâmetro, associado a variações no PIB obtido, apresentou sinal positivo, o que é contra intuitivo, dado que o sinal esperado, segundo a literatura, é negativo, ou seja, incrementos no PIB levam à redução da inadimplência.

Linardi e Ferreira (2008) investigaram a relação existente entre a taxa de inadimplência de empréstimos de bancos brasileiros e as variáveis macroeconômicas visando constituir uma ferramenta adicional de gerenciamento de risco de crédito. O estudo compreende o período de 2000 a 2007 e emprega a metodologia Vector Autoregressivos (VAR). Os resultados obtidos mostram que a inadimplência das instituições financeiras é sensível a choques no hiato do produto, na variação do índice de rendimento médio dos ocupados e na taxa de juros nominal.

Marins e Neves (2013) analisaram empiricamente se a inadimplência de empresas tomadoras de crédito no mercado brasileiro sobe em momentos de recessão da economia, por meio do modelo *probit* com base em microdados de crédito extraídos a partir do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central do Brasil (SCR) e em variáveis macroeconômicas. Os resultados obtidos corroboram a literatura e mostram evidências de uma forte relação negativa entre o ciclo econômico e a inadimplência de crédito. Entre as variáveis macroeconômicas com maior efeito sobre a inadimplência corporativa, encontram-se o crescimento do PIB e a inflação.

Zaniboni e Montini (2014) buscaram descrever e mensurar o impacto de variáveis macroeconômicas e da composição da carteira de crédito na inadimplência das instituições financeiras no Brasil. Para atingir tal objetivo, os autores empregaram um modelo de séries temporais com variáveis explicativas exógenas (ARIMAX) e o saldo da carteira de crédito por região. Entre as principais variáveis, destacaram a dívida pública interna e a taxa de juros.

Metodologia

O presente trabalho trata de uma pesquisa exploratória-descritiva, com uma abordagem quantitativa por meio do modelo de regressão governada por cadeias de markov. Para tal, recorreu-se a uma amostra de dados de fonte secundária, entre as quais se incluem os dados trimestrais da inadimplência das Empresas da Serasa Experian, a Expectativa da Inflação (IPCA), Taxa Selic, Hiato do Produto Industrial e a Taxa de Câmbio, todas coletadas junto ao IPEADATA.

Modelos de regressão *Markov-switching*

Como já apontado, os estudos feitos sobre essa temática, no Brasil, empregaram como técnicas econométricas modelos de regressão logística e modelos VAR. De maneira indireta, pressupõe a manutenção de apenas um regime de inadimplência, já que os parâmetros obtidos são os mesmos para todo o período da amostra. Segundo Hamilton (2005), séries econômicas são suscetíveis a exibirem mudanças abruptas no seu comportamento, quase sempre associadas com eventos importantes como crises financeiras, ou mesmo, mudanças em políticas governamentais.

Nesse contexto, Hamilton (1988) desenvolve um modelo cuja principal característica é a de lidar com processos orientados por diferentes estados heterogêneos da economia. Mudanças bruscas são prevalentes em dados financeiros, com o retorno dos ativos demonstrando períodos de maior ou menor volatilidade ao longo de um período de tempo. Da mesma maneira, o Produto Interno Bruto tende a ser maior em períodos de expansão do que de recessões. Além disso, períodos de expansão tendem a durar mais do que aqueles de recessão. Assim, em todos esses casos, as dinâmicas das séries são regime-dependentes.

Com essa nova técnica, passou a ser possível tratar as mudanças estruturais em uma série econômica como variáveis aleatórias, viabilizando não só a identificação do ponto no qual ocorre a mudança de regimes, como também a probabilidade da série de tempo manter-se num determinado regime ou se mover para qualquer outro (SILVA FILHO, SILVA e FRASCAROLI, 2006).

Considere que as consequências de uma mudança drástica de comportamento de uma variável y_t podem ser descritas como:

$$y_t = \mu_{S_t} + \phi_{S_t} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que $S_t = 1 \dots k$ e $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2)$. Neste caso, a equação (1) possui interceptos μ , e parâmetros ϕ , condicionados a diferentes estados, que são dados pela variável S_t . Desse modo, existem k regimes, cada um com seu respectivo valor para μ e σ^2 . S_t seguindo um processo markoviano de primeira ordem, de modo que a atual realização do estado depende apenas daquela imediatamente anterior.

Para o caso de um modelo com dois regimes ($S = 2$), podemos representar a equação (1) como:

$$y_t = \mu_1 + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{para o estado 1}$$

$$y_t = \mu_2 + \phi_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{para o estado 2}$$

Em que:

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_1^2) \quad \text{para o estado 1}$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_2^2) \quad \text{para o estado 2}$$

Para um modelo de *Markov Switching*, a transição entre estados é estocástica. Não é possível saber que regime o processo está, mas é possível estimar as probabilidades. A dinâmica por trás do processo é conhecida e orientada por uma matriz de transição, que controla as probabilidades de ocorrer uma transição de um estado da natureza para outro. Esta matriz pode ser apresentada como:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{k1} & \cdots & p_{kk} \end{bmatrix}$$

Segundo a matriz P , o elemento na linha i e coluna j (p_{ij}) controla a probabilidade de uma troca do estado j para o estado i . Por exemplo, $p_{1,1}$ é a probabilidade de estar no regime 1 e permanecer nela e $p_{1,2}$ retrata a probabilidade de se encontrar no regime 1 e migrar para o regime 2. Nota-se ainda a possibilidade de estimar as probabilidades de transição como:

$$P(S_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}$$

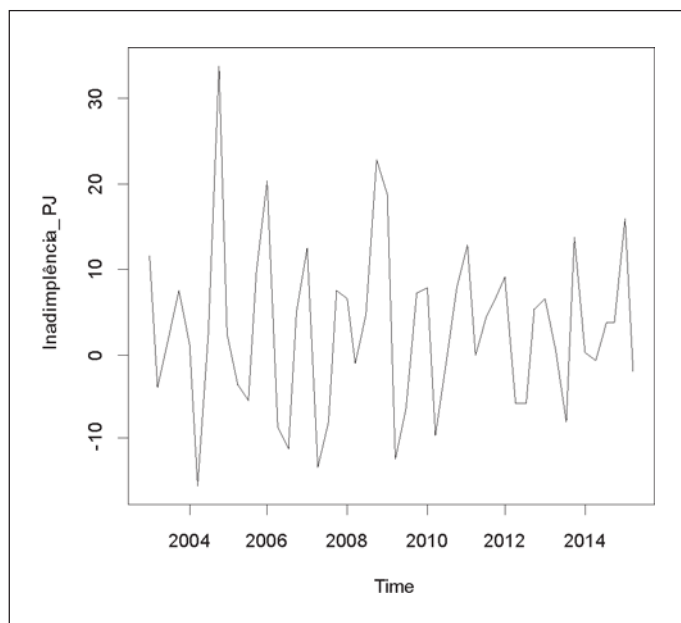
O modelo *Markov Switching* pode ser estimado por máxima verossimilhança usando Filtro de Hamilton (1989), Filtro de Kalmam (1960) ou ainda por meio de algoritmos iterativos, como o *Expectation-Maximization* descrito em Dempster, Laird, e Rubin (1977). Para o presente caso, a estimação do modelo descrito acima será realizada no software R.

Resultados

Como já ressaltado, as variáveis utilizadas neste estudo são trimestrais e mostram os dados da inadimplência das Empresas da Serasa Experian, a Expectativa da Inflação (IPCA), Taxa Selic, Hiato do Produto Industrial e a Taxa de Câmbio, todas coletadas junto ao IPEADATA. Na Figura 1, está ilustrada a dinâmica da inadimplência das pessoas jurídicas no Brasil e, na Figura 2, encontram-se as demais variáveis explicativas.

Figura 1

Dinâmica da inadimplência das Empresas no Brasil 2003/2015

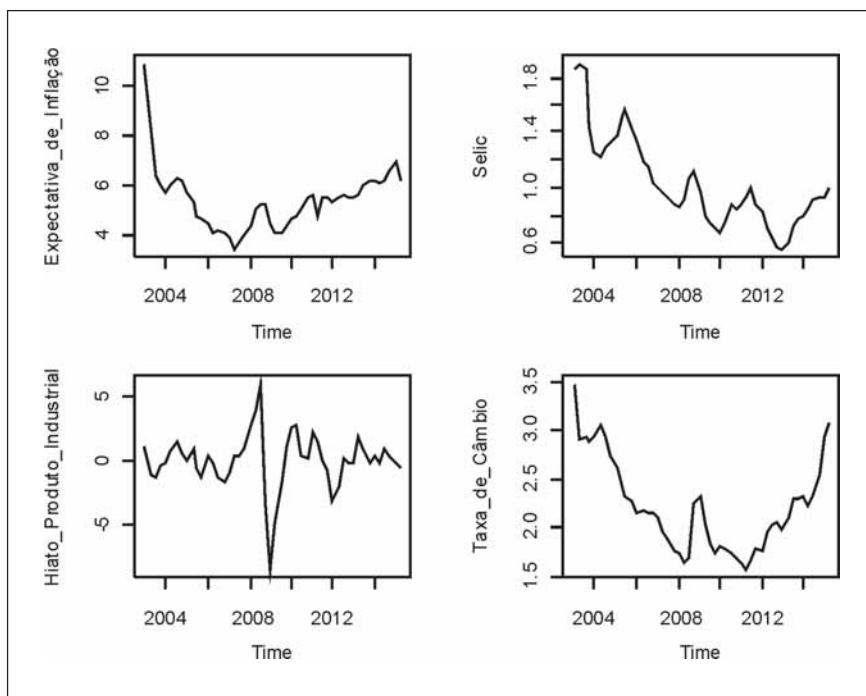


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados.

O indicador de inadimplência da Serasa Experian considera as variações registradas no número de cheques sem fundos, títulos protestados e dívidas vencidas com instituições bancárias e não bancárias. De acordo com a Figura 1, percebe-se que a inadimplência, ao longo desse período, atingiu sua maior variação em 33% no quarto trimestre de 2004, enquanto que a redução mais expressiva foi de 15,58%. O valor médio desse índice, durante o período analisado, foi de 2,98%. É possível verificar ainda que a inadimplência das pessoas jurídicas no Brasil é volátil, o que dificulta a capacidade de sua previsão.

Figura 2

Variáveis explicativas utilizadas



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados.

Ao analisar a Figura 2, percebe-se que, no Brasil, durante esse período, tem-se uma melhoria nas expectativas da inflação por parte dos agentes econômicos até 2008. Nota-se contudo que, para o período mais recente, tal variável apresenta-se em ascensão, o que acompanha o nível geral dos preços computados. Ao verificar o comportamento da taxa básica de juros da economia brasileira, a Taxa Selic, percebe-se que a mesma possui uma relação com a expectativa da inflação, dado que, na medida em que a economia acredita na redução do nível geral dos preços, o Banco Central pratica uma política monetária expansionista, ou seja, reduz os juros.

Para o período mais recente, com a aceleração do nível dos preços, a Taxa Selic vem sendo sistematicamente elevada. Para o caso da variável hiato do produto, deve-se ressaltar que o mesmo foi obtido através da metodologia do filtro de Hodrick-Prescott (1997) e é possível verificar uma piora desse indicador também no período recente. Por fim, a evolução da taxa de câmbio ilustra que, após 2011, o real vem sofrendo desvalorização frente ao dólar o que reflete os

próprios fundamentos da economia brasileira, que não tem sido dos melhores nos últimos doze anos.

Após a análise dos dados, os resultados foram estimados através do modelo *Markov Switching*. Sendo assim, é possível classificá-los em dois regimes, de baixa e de alta inadimplência. Quanto às probabilidades de transição, os resultados estão representados na seguinte matriz de transição:

$$T = \begin{bmatrix} 0,218 & 0,782 \\ 0,279 & 0,721 \end{bmatrix}$$

Esses resultados mostram que o regime de alta inadimplência é mais persistente do que o regime de baixa. Estando no regime de baixa, a probabilidade de permanência no regime atual é de 21,8% e possui 78,2% de probabilidade de mudar para o regime alta inadimplência. Enquanto que, para o regime de alta inadimplência, a probabilidade de se manter nela é de 72,1%, e a probabilidade de mudar para o regime de baixa inadimplência é de 27,9%. Na Tabela 1, estão apresentados os resultados da estimação.

TABELA 1
RESULTADO DO MODELO ESTIMADO

Regime 1 (Baixa Inadimplência)				Regime 2 (Alta Inadimplência)			
Selic	HPI	Inflação	Câmbio	Selic	HPI	Inflação	Câmbio
49,575	-1,143	1,227	8,434	-0,237	0,452	3,834	-8,503
6,728	0,429	2,050	5,378	4,167	0,680	1,158	3,744
[7,368]*	[-2,663]**	[0,598]	[1,568]	[-0,056]	[0,6656]	[3,311]*	[-2,271]**
R2 = 0,9569				R2 = 0,2900			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados.

*1% de significância. **5% de significância. Erro padrão em () e Teste T em [].

Ao analisar a Tabela 1, observa-se que, no regime de baixa inadimplência, as variáveis macroeconômicas que apresentaram significância estatística foram a taxa de juros e o hiato do produto, ou seja, os sinalizadores do custo de capital e a *proxy* da renda. Os sinais dos parâmetros obtidos vão na direção do esperado pela literatura, dado que acréscimos na taxa Selic eleva as demais taxas de juros do mercado financeiro causando aumentos na inadimplência, enquanto que um incremento na produção industrial traduz-se em aquecimento da economia e geração de renda, o que reduz o volume das dívidas vencidas das empresas no Brasil.

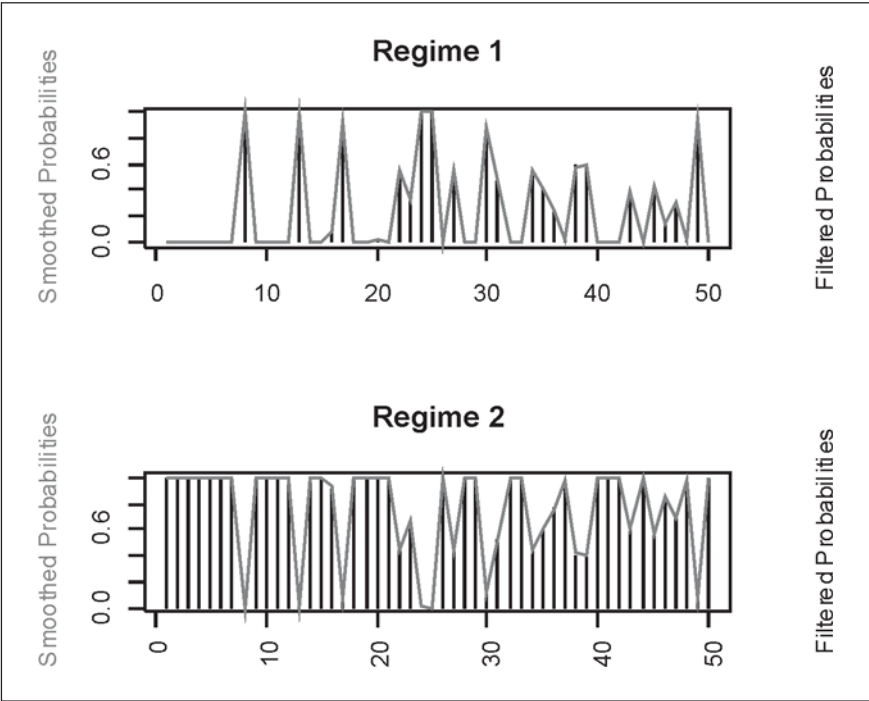
Já, para o caso do regime de alta inadimplência, os resultados mostram que as variáveis com impacto significativo na dinâmica da inadimplência das empresas são a expectativa de inflação e a taxa de câmbio. A primeira, enquanto uma

proxy do ambiente econômico por medir os custos do risco inflacionário que afetam as decisões de consumo das famílias (demanda) e investimento (financiamento) do setor privado apresentou sinal positivo, sinalizando que uma piora nesse indicador, ou seja, aumento na inflação esperada leva a aumento da inadimplência das pessoas jurídicas. Tem-se ainda que o coeficiente associado à taxa de câmbio é negativo, ilustrando, assim, que a desvalorização da moeda nacional reduz a inadimplência. Tal fato deve ocorrer por aumentar a competitividade dos produtos nacionais em relação aos importados na medida em que induz um amento por demanda dos mesmos.

Por fim, tem-se que o modelo estimado explica a dinâmica de baixa inadimplência em 95,69% de acordo com o R2 registrado. Contudo, para o caso da dinâmica de alta inadimplência, o valor cai para 29,0%, sinalizando que, além dos fatores inerentes à conjuntura econômica do país, aspetos microeconômicos intrínsecos às características da empresa não devem ser ignorados. O comportamento dos resíduos do modelo pode ser observado na Figura 1 do Apêndice.

Figura 3

Probabilidades filtradas e suavizadas



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados.

A Figura 3 ilustra as probabilidades estimadas para ambos os regimes, permitindo observar a classificação temporal dos regimes e percebe-se, também, a predominância do regime 2, que é de alta inadimplência, como já salientado.

Conclusão

Através da revisão da literatura, foi verificado que os ciclos de negócios podem ter um grande impacto sobre a rentabilidade das empresas e, conseqüentemente, em seus perfis de risco, entre os quais o de se tornarem inadimplentes. Ademais, existe certa dificuldade em medir o risco ao longo desse ciclo. Para o caso do Brasil, ainda existem poucos trabalhos que investigam tal relação. Dado o cenário atual de crise econômica e em paralelo à intensificação do aumento da inadimplência das empresas no país, o presente trabalho propôs analisar a dinâmica da inadimplência das empresas no Brasil durante o período de 2003 a 2015 e suas interações com as principais variáveis macroeconômicas.

Para atingir tal objetivo, foi empregada a metodologia de regressão *Markov Switching*, e os dados utilizados são trimestrais. Os resultados apontam para a persistência do regime de alta inadimplência durante o período analisado. No tocante às variáveis explicativas, foi observado que, no regime de baixa inadimplência, os principais determinantes são as taxas de juros, representadas pela Taxa Selic, e a renda por meio do hiato do produto industrial. Para o caso do regime de alta inadimplência, as variáveis que se mostraram determinantes desse indicador foram as expectativas de inflação e a taxa de câmbio.

O modelo explica melhor a dinâmica de baixa inadimplência, quando se compara com o regime de alta, sinalizando desse modo que, além dos fatores conjunturais, aspectos intrínsecos às características da empresa não devem ser ignorados. Sendo assim, para trabalhos futuros, mediante a disponibilidade de dados desagregados sobre as empresas tomadoras de crédito, poderia recorrer-se à modelagem com interações entre as variáveis macroeconômicas e os indicadores econômicos, financeiros e setoriais.

Referências

- AKERLOF G. A. The market for “lemons”: quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics* V. 84, n. 3, p. 488-500, aug. 1970.
- AKIAMA, S. R. *Probabilidade de inadimplência de grandes empresas no sistema financeiro nacional*. Dissertação (Mestrado em Controladoria e Contabilidade) - Universidade de São Paulo, 2008.

ALMEIDA, F. C.; Desvendando O Uso de Redes Neurais Em Problemas de Administração de Empresas. *Revista de Administração de Empresas - FGV*, São Paulo, v. 35, n.1, p. 46-55, 1995.

ANNIBAL, C. A. *Inadimplência do Setor Bancário Brasileiro: uma avaliação de suas medidas*. Banco Central do Brasil, Working paper nº 192, 2009.

ARDIANSYAH, M.; QIZAM, I.; HARON, R.; QOYUM, A. Predicting Sukuk Default Probability and Its Relationship with Systematic and Unsystematic Risks: Case Study of Sukuk in Indonesia. *International Journal of Research in Commerce, Economics & Management*, v. 3, n. 1, p. 21-27, 2013.

ASSAF NETO, A. *Mercado financeiro*. 11ª ed. São Paulo: Editora Atlas, 2012.

BONFIM, D. Credit risk drivers: evaluating the contribution of firm level information and of macroeconomics dynamics. *Journal of Banking and Finance*, 33, p. 281-299, 2009.

BORIO, C.; FURFINE, C.; LOWE, P. *Procyclicality of the financial system and financial stability: issues and policy options*. Basel: Bank for International Settlements, 57p. (BIS Papers, 1), 2001.

CHANG, E ; GUERRA, S ; LIMA, E ; TABAK, B . The stability concentration relationship in the Brazilian banking system. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v. 18, p. 388-397, 2008.

CHOW, G. C. Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica* 28: 1960.

DEMPSTER, A. P.; LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. *Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm*. Journal of the Royal Statistical Society, B39, 1-38, 1977.

FRASCAROLI, B. F.; OLIVEIRA, J.C.T. *Sovereign risk rating agencies and macroeconomic fundamentals of countries: a study of risk classification*. In: 3rd Rimini Time Series Econometrics Workshop, 2015, Rimini/Italy. Proceedings of the 3rd Rimini Time Series Econometrics Workshop, 2015.

HAMILTON, J.D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* 57, 357-84, 1989.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. U.S business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.29, n.1, 1-16, 1997.

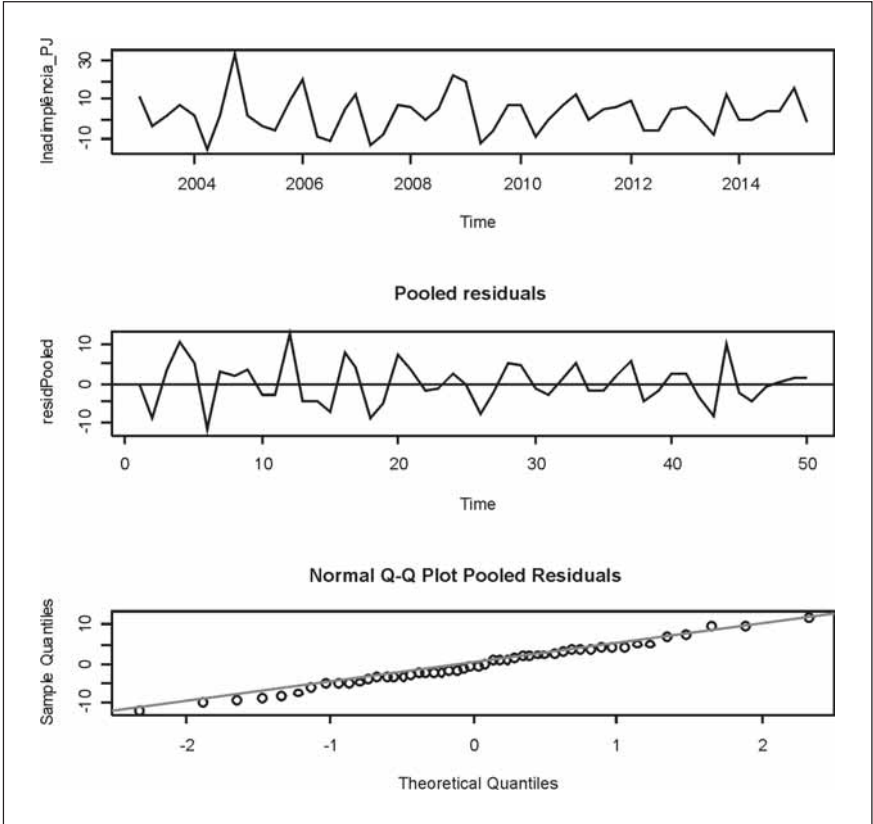
JACOBSON, T.; LINDÉ, J.; ROSZBACH, K. Firm inadimplência and aggregate fluctuations. *International Finance Discussion Papers*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1209. 2011.

KALMAN, R. E. A new approach to linear filtering and prediction problems. *Journal of basic Engineering*, v. 82, n. 1, p. 35-45, 1960.

- LINARDI, F. M.; FERREIRA, M. S.. *Avaliação dos Determinantes Macroeconômicos da Inadimplência Bancária no Brasil*. In: XXXVI Encontro Nacional de Economia, 2008, Salvador. Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia, 2008.
- MAIA, G. B. S.; Racionamento de Crédito e Crise Financeira: Uma Avaliação Keynesiana. *Revista do BNDES*, v. 15, p. 180-212, 2009.
- MARINS, J. T. M.; DAS NEVES, M. B. E. *Inadimplência de Crédito e Ciclo Econômico: um exame da relação no mercado brasileiro de crédito corporativo*. Banco Central do Brasil, Working paper, 2013.
- MARQUES, J. M.; LIMA, J. D. A estatística multivariada na análise econômico-financeira de empresas. *Revista da FAE*, v. 5, n.3, p. 51-59, 2002.
- MINARDI, A. M. A. F. Probabilidade de Inadimplência de Empresas Brasileiras Refletida nas Informações do Mercado Acionário. *RAC Eletrônica (Online)*, v. 2, p. 311-329, 2008.
- OLIVEIRA, J. C. T.; FRASCAROLI, B. F. Impacto dos fatores macroeconômicos na emissão de ações na bolsa de valores. *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, v. 4, n. 1, p. 30-51, jan./abr., 2014.
- Qu, Y. Macro Economic Factors and Probability of Default. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, Issue 13, 2008.
- REPULLO, R.; SAURINA, J.; TRUCHARTE, C. Mitigating the Procyclicality of Basel II. *Economic Policy*, 25, p. 591-806. 2010.
- SANDRONI, P. *Novíssimo Dicionário de Economia*. São Paulo: Best Seller, 1999.
- SCHRICKEL, W. K. *Análise de crédito: concessão e gerência de empréstimo*. 4. ed. São Paulo: Atlas, 1998.
- SERASA EXPERIAN. *Indicador Serasa Experian de Inadimplência das Empresas*. São Paulo: Serasa Experian, 2015.
- SILVA FILHO, O. C. da; SILVA, L. da C.; FRASCAROLI, B. F. *Política monetária e mudanças macroeconômicas no Brasil: uma abordagem MS-VAR*. Fórum do Banco do Nordeste, 2006.
- STIGLITZ, J; WEISS, A. Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review* 71(3): 393-410, 1981.
- ZANIBONI, N. C.; MONTINI, A. A. *A inadimplência do sistema financeiro no Brasil explicada por meio de fatores macroeconômicos*. In: XXXVIII Encontro da ANPAD, 2014, Rio de Janeiro. XXXVIII Encontro da ANPAD, 2014.

Figura A

Inadimplência das empresas, resíduos e QQ-Plot dos resíduos-padrão do modelo estimado.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados.

2 INCLUSÃO FINANCEIRA NA BAHIA: UMA ANÁLISE ESPACIAL DA ATUAÇÃO DO BANCO POSTAL

Vivian Brendle*

Laumar Neves de Souza**

Resumo

Acreditando no papel potencial de um sistema financeiro acessível e inclusivo para a atenuação de desigualdades socioeconômicas regionais, na relevância dos correspondentes bancários para levar o atendimento e a oferta de serviços financeiros aos municípios desassistidos de agências bancárias e diante da finalidade precípua do Banco Postal de promover a inclusão financeira e social de populações de baixa renda e de regiões mais isoladas, o presente estudo tem como objetivo averiguar se esse agente tem contribuído para a promoção da IF no estado da Bahia. Para atingi-lo, procurou-se fazer uso de levantamento bibliográfico pertinente ao tema e de pesquisas documentais, principalmente em relatórios obtidos junto ao Banco Central do Brasil (BACEN), Empresa Brasileira de Correios e Telégrafos (ECT) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Constatou-se que o BP possui uma distribuição espacial mais homogênea de suas dependências do que a distribuição das agências bancárias no território baiano. Além disso, calculou-se o Índice de Inclusão Financeira (IIF) aplicado ao Banco Postal (BP) para os Territórios de Identidade (TI) e municípios do estado da Bahia, tomando por referência a metodologia chancelada pelo BACEN. Considerando que foram mantidas as variáveis originais no método de mensuração do IIF aplicado ao Banco Postal, seus valores absolutos auferidos foram bastante reduzidos, em se comparando com os valores globais nacionais, motivo pelo qual a análise desse indicador foi realizada de forma comparativa entre os territórios do Estado. Ressalte-se que os indicadores de acesso, que ponderam as perspectivas demográfica e geográfica, evidenciam melhores desempenhos do BP em localidades de menor dinamismo econômico.

Palavras-chave: Inclusão Financeira; Sistema Financeiro; Correspondentes Bancários; Banco Postal; Territórios de Identidade Baianos.

* Mestre em Desenvolvimento Regional e Urbano pela Universidade Salvador (UNIFACS). Especialização em Logística Empresarial e Bacharel em Administração Geral pela Faculdade Castro Alves. vivianbrendle@oi.com.br

** Doutor em Ciências Sociais e Mestre em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). Coordenador do Programa de Pós-graduação em Desenvolvimento Regional e Urbano da Universidade Salvador (UNIFACS). laumar.souza@unifacs.br

Abstract

Believing in the potential role of an accessible and inclusive financial system for the mitigation of regional socio-economic inequalities, in the relevance of banking correspondents to provide financial services to the municipalities not served by bank branches, and in face of the fact that the main purpose of the Postal Bank is to promote the financial and social inclusion of low-income populations and more isolated regions, this study aims at determining whether this agent has contributed to the promotion of financial inclusion in the state of Bahia. To achieve its objective, this study used the literature relevant to the topic and documentary research, especially reports obtained from the Central Bank of Brazil (CBB), Correios (Brazilian Postal Service- ECT) and the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). It was found that the Postal Bank has a more even spatial distribution of its facilities than the distribution of bank branches in the State of Bahia. In addition, the Financial Inclusion Index (FII) applied to the Postal Bank (PB) for Territories of Identity (TI) and municipalities of Bahia was calculated, in accordance with the methodology approved by the Central Bank. Considering that the original variables were kept in the FII measurement method applied to the Postal Bank, its earned absolute values were greatly reduced in comparison with the overall national values, for which the analysis of this indicator was performed comparatively between the territories of the State. It should be highlighted that the access indicators, which consider the demographic and geographical perspectives, point to a better performance of the PB in localities of lower economic dynamism.

Keywords: Financial Inclusion; Financial System; Banking Correspondent; Postal Bank; Bahia's Territories of Identity.

Introdução

Desde a década de 1990, o Banco Central do Brasil (BACEN) vem atuando na articulação de conhecimentos e esforços voltados para a promoção da inclusão financeira (IF) da população brasileira. No início, seu foco estava voltado, principalmente, ao aprimoramento normativo de mecanismos e na divulgação do tema junto às entidades do sistema financeiro. A IF foi concebida como “um direito de todos para a efetiva inclusão social, melhor qualidade de vida da população e como meio para o fortalecimento do país” (BACEN, 2009, p. 18). Para essa instituição, há nesta perspectiva:

[...] a convicção de que a busca de mecanismos para inclusão financeira é essencial para redução de desigualdades sociais e para maior desenvolvimento econômico, considerados elementos de um círculo virtuoso: a adequada expansão da inclusão financeira facilita o acesso à economia formal, contribuindo para maior crescimento econômico que, por sua vez, facilita o acesso de mais pessoas à economia e ao sistema financeiro, mobilizando poupança e investimento para o setor produtivo (BACEN, 2010, p. 7).

Neste sentido, a inserção no Sistema Financeiro Nacional (SFN) e o acesso ao crédito configuram-se como instrumentos que podem dinamizar o mercado das microfinanças e elevar os níveis de formação de capital nos municípios, propiciando alternativas de liberdade econômica, novos investimentos em atividades produtivas e melhores possibilidades de vida para as pessoas. A ampliação dos canais de acesso ao SFN também se tornou fator chave para viabilizar a implantação de programas de redistribuição de renda vinculados às políticas públicas sociais, a exemplo do Programa Bolsa Família, que beneficia mais de 45 milhões de brasileiros.

No tocante aos seus objetivos e convergente aos princípios do G-20, o BACEN elegeu a “promoção da inclusão financeira” como um dos caminhos para cumprir sua missão institucional de assegurar a solidez e eficiência do SFN, lançando, em 2009, o Projeto de Inclusão Financeira (PIF). Em seu escopo, o conceito de IF é definido como “processo de efetivo acesso e uso pela população de serviços financeiros adequados às suas necessidades, contribuindo para a sua qualidade de vida” (BACEN, 2010, p. 18). A menção “adequados” advém da premissa de que nem tudo o que é ofertado no mercado contribui, necessariamente, para o bem-estar da população e para a estabilidade da economia como um todo.

Cabe esclarecer que a IF não requer, necessariamente, o efetivo uso de serviços financeiros pela população, mas, simplesmente, a real possibilidade de sua utilização, se adequados às suas necessidades. A decisão pelo seu consumo, ou não, é de caráter individual (BACEN, 2011, p. 15).

Para o BACEN (2009, p. 127), a IF pressupõe a adequação de mecanismos de acesso a crédito e poupança, que sejam sensíveis, perceptíveis, flexíveis e condicionados à realidade da população usuária. A IF também é considerada

como a disponibilização de crédito para financiar o empreendedorismo individual, principalmente aquele desenvolvido nas camadas da sociedade em situação de vulnerabilidade econômica e social.

Ainda no olhar dessa instituição, além de favorecer a eficácia da política monetária, a adequada IF da população também está associada à eficiência do sistema financeiro, de forma a estabelecer um círculo virtuoso. A ideia de apresentar os benefícios do processo de IF para a sociedade e para a economia em um círculo virtuoso é a de demonstrar que sistemas financeiros mais eficientes e conduzidos por políticas monetárias adequadas proporcionam maior acesso à economia formal e melhoria da qualidade de vida das pessoas, gerando mais poupança e investimento que, por associação e consequência, contribuem para fortalecer o desenvolvimento econômico que, novamente em um círculo virtuoso, gera maior desenvolvimento do sistema financeiro, repetindo o círculo.

Atuando na promoção da eficiência do SFN e da IF, o BACEN busca reduzir a assimetria na distribuição dos serviços financeiros, garantir sua adequabilidade e sustentabilidade, no sentido de promover equilíbrio à sociedade, ao ambiente e ao sistema financeiro. Ainda no entendimento dessa instituição:

Para que a inclusão financeira seja, de fato, abrangente, assegurando a todos os agentes econômicos no país – pessoas e empreendimentos – a possibilidade de serviços financeiros adequados às suas necessidades, não basta expandir os canais de acesso da população ao SFN. Deve-se considerar também a adequabilidade e a sustentabilidade do processo. Para tanto, é necessária a adoção de medidas relativas tanto à oferta quanto à demanda de serviços financeiros. Em relação à oferta, é importante induzir a redução de assimetrias regionais na provisão de serviços financeiros, a adequação dos serviços ofertados às necessidades dos usuários e a sustentabilidade do processo. Quanto à demanda, é necessário conferir atenção à educação financeira e à proteção aos usuários, de forma a garantir que a utilização de serviços seja sustentável e benéfica a todos (BACEN, 2011, p 16).

Para essa finalidade, o BACEN vem trabalhando, de forma integrada, com representantes dos setores público, privado e do terceiro setor e, em setembro de 2011, instituiu a Parceria Nacional para a Inclusão Financeira, que tinha por objetivo desencadear diversas ações para promover maior e adequada IF no país.

Dentre as estratégias utilizadas pelo BACEN, voltadas à execução do PIF, em larga escala, está a expansão dos canais de atendimento bancário. O Governo Federal contribuiu decisivamente com a questão ao adequar as regulamentações do sistema bancário para as atuais necessidades do país e introduzir a legislação que possibilitou a criação dos correspondentes bancários¹ - parcerias entre bancos e instituições instaladas em municípios de menor porte econômico e

¹ Os correspondentes bancários são empresas, integrantes ou não do Sistema Financeiro Nacional, contratadas por instituições financeiras e demais instituições autorizadas pelo Banco Central do Brasil para a prestação de serviços de atendimento aos clientes e usuários dessas instituições (BACEN, 2013).

populacional, sendo o Banco Postal (BP) dos Correios, agente financeiro atuando como correspondente bancário do Banco do Brasil, um exemplo dessas parcerias.

Esse novo canal de atendimento bancário, viabilizado pela aplicação da tecnologia da informação no setor, vem se revelando como instrumento versátil para colocar à disposição de amplas camadas da população brasileira, em todo o território nacional, os principais serviços produzidos pelas instituições que integram o SFN, facilitando o acesso a serviços financeiros para o público de menor renda ou de localidades mais distantes que não são atendidas por agências bancárias.

O modelo de correspondentes foi incorporado pelas instituições bancárias, que encontraram neles uma forma de expandir os seus pontos de atendimento sem incorrer nos custos associados à manutenção de uma agência, tais como, despesas com pessoal, segurança e manutenção predial. Essa redução nos custos fixos e variáveis permitiu aos bancos oferecer um portfólio de serviços específicos para os segmentos de baixa renda, compatível ao PIF, a exemplo das contas-correntes básicas, que possuem isenção de cobrança da taxa de serviço ou a oferta de linhas de crédito com juros mais baixos.

Para efeito de acompanhamento do grau de IF das regiões brasileiras, o BACEN adota como principal indicador de avaliação o Índice de Inclusão Financeira (IIF), composto a partir da agregação de indicadores de dimensões geográficas, demográficas e de utilização dos serviços financeiros. Esse índice permite o monitoramento da evolução do processo de inclusão, de forma a identificar necessidades de ajustes e auxiliar os formuladores de políticas públicas a estabelecerem a relação desse indicador com outras variáveis econômicas e sociais.

No que diz respeito à Bahia, o Relatório de Inclusão Financeira (RIF) (BACEN, 2011) evidencia que, apesar da elevada quantidade de agências bancárias, o estado ocupa o 20º lugar no *ranking* nacional de IF, obtendo, apenas, 13,9 pontos para o IIF, um valor muito aquém da média nacional de 21,7 pontos.

Acreditando no papel potencial de um sistema financeiro acessível e inclusivo para a atenuação das desigualdades socioeconômicas regionais, na relevância dos correspondentes bancários para levar o atendimento e a oferta de serviços financeiros aos municípios desassistidos de agências bancárias e diante da finalidade precípua do BP de promover a IF e social de populações de baixa renda e de regiões mais isoladas, o presente estudo tem como objetivo averiguar o desempenho do BP na promoção da IF nos recortes territoriais do estado da Bahia, a partir do estabelecimento do índice de inclusão financeira (IIF) aplicado às suas atividades.

Para atingi-lo, procurou-se fazer uso de levantamento bibliográfico pertinente ao tema e de pesquisas documentais, principalmente em relatórios obtidos junto ao BACEN, Empresa Brasileira de Correios e Telégrafos (ECT) e Instituto

Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Em paralelo a isso, mimetizou-se a metodologia utilizada pelo BACEN para efeito de estabelecimento do IIF do BP nos TI e nos municípios baianos.

Do ponto de vista da estruturação deste artigo, optou-se por organizá-lo em três seções, além desta introdução e das considerações finais. Na primeira, são indicadas, de modo sintético, as métricas e os níveis de IF no Brasil. Na segunda, evidencia-se a capilaridade e distribuição dos canais de atendimento bancário no país, chamando-se atenção para as desigualdades regionais existentes. Já na terceira, apresenta-se, sob a forma de mapas, a distribuição espacial das dependências de agências bancárias e dos bancos postais nos Territórios de Identidade (TI) baianos, bem como os resultados obtidos para o IIF aplicados ao BP tanto nesses TI quanto nos municípios baianos.

As métricas e os níveis de inclusão financeira no Brasil

Conforme Kumar (2004), para que o acesso a serviços financeiros possa ser monitorado sistematicamente e para que os resultados das políticas possam ser acompanhados, faz-se necessário estabelecer medidas e indicadores padronizados. As medidas mais simples podem ser elaboradas com base em estatísticas disponíveis e podem ser utilizáveis em comparações entre países ou monitoração ao longo do tempo. Já os índices de acesso mais sofisticados podem requerer a coleta de dados especializados, o que, via de regra, torna difícil compô-los ou usá-los para fins comparativos.

No grupo dos indicadores simples de acesso (utilizados na métrica brasileira) está a presença institucional, ou seja, a oferta de instituições ou pontos para a entrega de serviços financeiros. Essa medida, usualmente, refere-se a uma contagem das quantidades dos diferentes tipos de pontos de acesso das instituições financeiras. Essas estatísticas, geralmente, estão disponíveis também por unidade geográfica, segmentadas por estado ou município, fornecendo indicadores de disponibilidade dos serviços por área, de forma a permitir realizar comparações entre regiões ou países (KUMAR, 2004).

Para indicar a extensão em que os serviços fornecidos atendem à demanda de uma região, essa autora sugere apresentar os indicadores sob a forma de proporções, como, agências bancárias por unidade de população ou por unidade geográfica determinada. Contudo algumas limitações são enfrentadas quando se recorre a esse expediente, na medida em que nem todas as instituições oferecem os mesmos níveis de serviço e, muitas vezes, não se tem indicações sobre quais os tipos de clientes elas atendem.

Em se tratando de monitoramento, desde o ano de 2009, o BACEN vem organizando e consolidando dados com vistas à elaboração de um diagnóstico efetivo da realidade da IF no Brasil. Visando ao aperfeiçoamento da metodologia utilizada para uma mensuração sistemática, tal instituição criou o IIF para avaliar

o grau de inclusão dos membros da economia aos serviços financeiros (em especial aos serviços bancários), de forma a acompanhar a evolução dos desempenhos em cada região brasileira, ao longo do tempo.

Tendo em vista a relevância de se oferecerem informações comparativas internacionalmente sobre o tema, o BACEN fez uso de dados também utilizados por outros países na construção dos indicadores brasileiros. Em âmbito mundial, a mensuração do nível de IF geralmente é realizada por duas metodologias: a) uma baseada em um conjunto de informações estatísticas, mas avaliada nos seus indicadores distintos e b) outra estruturada a partir de um indicador único e universal, composto da agregação de um grupo de dimensões, constituindo o IIF.

A primeira metodologia foi utilizada pela *Comision Nacional Bancaria y Valores* (CNBV) para avaliar a IF no México, em 2009. Utilizando-se de um conjunto de indicadores, essa comissão realizou o primeiro diagnóstico da IF no país, viabilizando análises da evolução por grupos de indicadores ao longo do tempo, além de comparativos com outros países. A série de indicadores utilizados pela CNBV foi agrupada em quatro categorias de análise, vide Quadro 1.

QUADRO 1

INDICADORES DE INCLUSÃO FINANCEIRA UTILIZADOS PELA CNBV			
Grupo de indicadores	Indicador	Tipo	Nível
Macroeconômicos	- Crédito/PIB - Depósito/PIB - Crédito médio/PIB per capita - Depósito médio/PIB per capita		
Acesso	- Postos de atendimento - ATMs - POS - Agentes bancários - Mobile banking	- Geográfico (por 1.000 km ²) - Demográfico (por 10.000 adultos)	Nacional Estadual Municipal
Uso	- Depósitos - Crédito - Investimentos - Transações	- Demográfico (por 10.000 adultos) - Socioeconômicos, no nível urbano e rural, sexo e idade	Nacional Estadual Municipal
Barreiras ao uso	- Custos de transação - Distância e Documentação		

Fonte: CNBV (2009, p. 15).

A segunda metodologia utilizada para a mensuração do nível de IF foi adotada pelo BACEN na construção do índice brasileiro, que estabelece um indicador sintético, composto a partir da agregação de dados de diferentes dimensões da IF, constituindo-se em uma forma de traduzir o nível de inclusão em uma escala numérica. Para o BACEN (2011, p. 144), o estabelecimento de um indicador

sintético permite diagnosticar e acompanhar a evolução dos níveis de IF em diferentes unidades geográficas (como países, estados ou municípios), verificar avanços e entraves em cada indicador sobre várias dimensões do fenômeno, além de viabilizar estudos da relação do índice com outras variáveis econômicas e sociais.

Com efeito, o método adotado pelo BACEN para a construção do IIF é uma modificação do índice de inclusão proposto por Sarma e Pais (2010). Esses autores realizaram a construção do IIF baseados na distância entre uma dada unidade (país, estado ou município) e um *benchmark* – uma unidade fictícia que atinge a máxima pontuação em todas as dimensões consideradas. “Como cada unidade é caracterizada por um vetor de atributos, no qual cada componente corresponde a uma medida de alguma dimensão da IF, é possível medir a distância entre essa unidade e um ponto ideal” (BACEN, 2011, p. 144).

É bom que se diga que Sarma (2008) foi o pioneiro na construção de um indicador único², o *Index of Financial Inclusion*, com o objetivo de captar o grau de IF entre diferentes países. Sarma e Pais (2010) avançaram no estudo elaborado por Sarma (2008) ao examinarem a relação entre inclusão financeira e desenvolvimento de países, através da identificação empírica de fatores que estão associados ao nível de inclusão social.

O método de apuração do IIF originalmente proposto por Sarma (2008) e mantido no estudo de Sarma e Pais (2010) agrega as dimensões penetração bancária (número de contas bancárias por 100 mil habitantes), disponibilidade (número de agências bancárias e de caixas eletrônicos por 100 mil habitantes) e uso (razão volume de crédito/PIB e depósito/PIB) em um índice cujo resultado classifica o grau de IF em uma economia. Para cada uma dessas dimensões, o autor atribuiu um peso relativo para a construção do índice, conferindo à dimensão “penetração” o peso 1,0, para “disponibilidade” o peso 0,5 e para “uso” também o peso 0,5.

Na metodologia de Sarma (2008), o resultado do IIF é apresentado em um único dígito, que varia entre 0 e 1, em que 0 indica a exclusão financeira completa, e 1 indica a absoluta IF, conforme Quadro 2.

QUADRO 2

CLASSIFICAÇÃO DO GRAU DE INCLUSÃO FINANCEIRA

Valor do IIF	Classificação
$0,5 \leq \text{IIF} \leq 1$	Alta inclusão financeira
$0,3 \leq \text{IIF} < 0,5$	Média inclusão financeira
$0,0 \leq \text{IIF} < 0,3$	Baixa inclusão financeira

Fonte: Sarma (2008, p.12).

² Detalhamento disponível em Sarma (2008, p. 6-14).

Em comparação à Sarma e Pais (2010), o IIF brasileiro amplia as variáveis que mensuram dimensões da inclusão financeira e aplica uma metodologia estatística para a escolha do peso relativo de cada uma dessas variáveis na construção do índice. Apesar dessas mudanças, o índice mantém a ideia originalmente proposta e procura medir o nível de IF a partir da distância entre cada unidade analisada e um *benchmark* ideal (BACEN, 2011, p. 146).

Para monitoramento do nível de acesso e de uso dos serviços e produtos financeiros em âmbito nacional, o BACEN organiza seus indicadores sob as perspectivas geográfica e demográfica, com base em dados por eles geridos (remitidos sistematicamente pelas instituições que estão sob a sua supervisão, por determinação normativa) e de informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para a mensuração demográfica, é considerada para efeito de avaliação da IF somente a população com mais de quinze anos.

Segundo o BACEN (2011, p. 145), o índice brasileiro amplia para dezoito o número de indicadores que compõem o vetor de atributos para cada unidade, que foram agregados em três dimensões: sete indicadores para a dimensão disponibilidade geográfica, sete para a dimensão disponibilidade demográfica e quatro para a dimensão uso (Quadro 3).

QUADRO 3

INDICADORES DE ACESSO E USO DE SERVIÇOS FINANCEIROS	
Dimensão	Indicador
Acesso – disponibilidade geográfica	Agências por 1.000 Km ² PAB por 1.000 Km ² PAA por 1.000 Km ² PAE por 1.000 Km ² PAC por 1.000 Km ² Cooperativas por 1.000 Km ² Correspondentes por 1.000 Km ²
Acesso – disponibilidade demográfica	Agências por 10.000 adultos PAB por 10.000 adultos PAA por 10.000 adultos PAE por 10.000 adultos PAC por 10.000 adultos Cooperativas por 10.000 adultos Correspondentes por 10.000 adultos
Uso dos serviços	Razão Crédito/PIB Crédito (R\$ milhões) por 1.000 adultos Razão Depósitos/PIB Depósitos (R\$ milhões) por 1.000 adultos

Fonte: BACEN (2011, p. 145).

Para o BACEN, as variáveis que capturam as diferentes dimensões associadas ao fenômeno da IF, depois de normalizadas, são denotadas pelo símbolo d_i ($i = 1, 2, 3, \dots, n$). A normalização adotada é:

$$d_i = w_i \frac{X_{i-m}}{M - m}, \text{ em que:}$$

X_i é a i -ésima variável, m denota o valor mínimo desta variável na amostra considerada, M é o seu valor máximo e w_i denota a importância relativa da variável X_i . Assim, cada variável normalizada está limitada ao intervalo $0 \leq d_i \leq w_i$, sendo w_i o valor máximo ideal para esta variável. Desta forma, o ponto ideal é caracterizado pelo vetor $w = (w_1, w_2, \dots, w_n)$ e a pior situação, pelo vetor nulo $0 = (0, 0, \dots, 0)$ (BACEN, 2011, p.144).

Para a obtenção do IIF, o BACEN subtrai o número 1 da distância euclidiana normalizada para o intervalo de 0 a 1 entre cada unidade e o *benchmark*, estabelecendo a seguinte expressão para o cálculo do IIF (BACEN, 2011, p.144):

$$IIF = 1 - \frac{\sqrt{(w_1 - d_1)^2 + (w_2 - d_2)^2 + \dots + (w_n - d_n)^2}}{\sqrt{(w_1)^2 + (w_2)^2 + \dots + (w_n)^2}}$$

Outra diferença no método de mensuração dos níveis de IF, adotado pela instituição brasileira, está na forma de escolha dos pesos atribuídos a cada indicador. Enquanto o original de Sarma (2008) atribui valores *ad hoc* para os pesos, a metodologia de cálculo desenvolvida pelo BACEN atribui peso w_i a uma dada variável de acordo com sua importância nos chamados componentes principais (combinação linear dos indicadores originais), ponderada pelo percentual da variabilidade existente nos dados explicados por cada um. Portanto, “o peso de cada indicador será função tanto dos coeficientes obtidos pela combinação linear como do percentual da variabilidade explicada” (BACEN, 2011, p. 146).

Neste contexto, o IIF nacional tornou-se um indicador universal, que permitiu ao BACEN medir o grau de IF das unidades da federação e realizar comparações entre elas e outros países, visando compreender a dinâmica deste processo e identificar as necessidades de melhorias e ajustes nos mercados financeiros regionais.

Em 2008, Sarma publicou um estudo comparativo realizado entre 55 países, no qual mensurou os indicadores de cada uma das três dimensões consideradas em sua metodologia para composição do cálculo do IIF: penetração bancária, disponibilidade e uso de serviços. Ao estabelecer o IIF para cada um dos países estudados, o Brasil obteve a 22ª colocação no *ranking Index of Financial Inclusion* (IFI) de Sarma (2008, p. 14-15), com uma média de 0,214 pontos, valor este que lhe conferiu uma classificação de baixa IF. Dentre os países pesquisados, os cinco melhores desempenhos foram: Espanha (IFI 0,737), Áustria (IFI 0,667), Bélgica (IFI 0,637), Dinamarca (IFI 0,614) e Suíça (IFI 0,590).

No grupo dos países latinos, somente 7 países foram contemplados na pesquisa de Sarma (2008). Pelos valores obtidos no IFI, todos os países ficaram

classificados como de baixa IF, posto que os resultados foram $IFI < 0,3$, conforme apresentado na Tabela 1.

TABELA 1
INDEX OF FINANCIAL INCLUSION DOS PAÍSES LATINOS

País	Dimensão Penetração	Dimensão Disponibilidade	Dimensão Uso	IFI	Ranking IFI
Chile	0,374	0,104	0,353	0,267	19
Brasil	0,232	0,174	0,237	0,214	22
Colômbia	0,236	0,105	0,095	0,143	36
Argentina	0,130	0,114	0,060	0,101	44
México	0,120	0,095	0,077	0,097	45
Peru	0,121	0,046	0,081	0,082	47
Bolívia	0,011	0,013	0,231	0,079	49

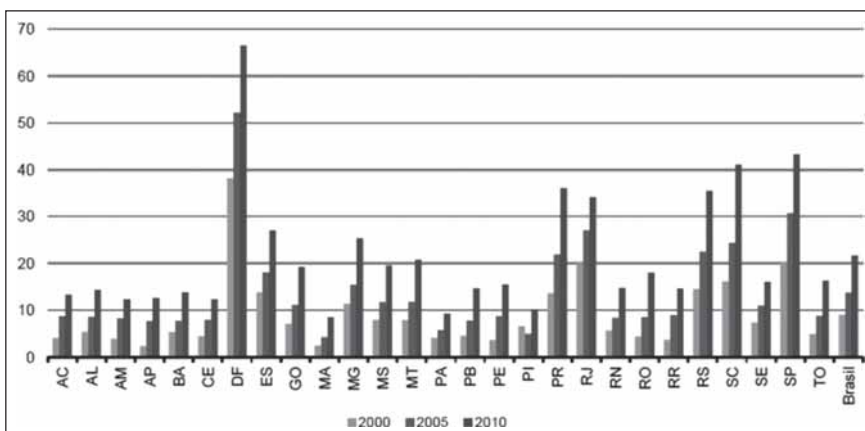
Fonte: Sarma (2008, p. 15).

Cumpre-nos registrar que, apesar do estudo de Sarma ter sido publicado em 2008, os dados utilizados em sua pesquisa possuem como referência o ano de 2004, o que pode representar uma possível e provável defasagem dos seus valores em relação aos dias atuais.

Na perspectiva do Brasil, o BACEN construiu uma série histórica para os anos de 2000, 2005 e 2010, apontando o IIF de cada estado da federação e os valores médios de cada região, objetivando acompanhar a evolução desse processo. As posições relativas dos estados e das regiões, em termos de IF para cada ano avaliado, são apresentadas nos Gráficos 1 e 2, respectivamente.

Gráfico 1

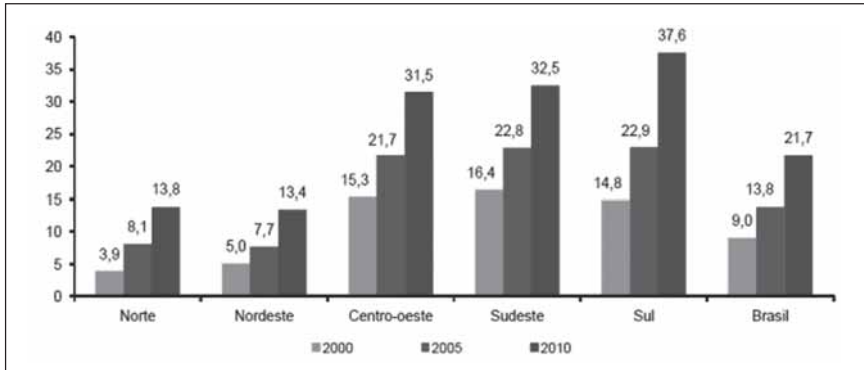
Índice de Inclusão Financeira, por unidade da Federação e Brasil, para os anos 2000, 2005 e 2010



Fonte: BACEN (2011, p. 147).

Gráfico 2

Índice de Inclusão Financeira, por regiões geográficas e Brasil, para os anos 2000, 2005 e 2010



Fonte: BACEN (2011, p. 146).

Os resultados levantados pelo BACEN indicam que o Brasil experimentou uma significativa evolução no processo de IF, nos três períodos analisados, à medida que o índice foi crescente em todas as UF e o valor médio nacional registrou avanço de 141%, passando de 9,0 pontos, no ano de 2000, para 21,7 pontos, em 2010.

Nesse exercício, também foi possível perceber a notória assimetria no grau de IF entre os estados brasileiros. Via de regra, as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram desempenhos superiores aos das regiões Norte e Nordeste, pesando significativamente para a elevação da média nacional.

Apesar da crescente evolução, a região Nordeste apresentou baixos desempenhos para o indicador em todos os anos analisados. Sergipe aparece como o estado mais bem posicionado no grupo, ao longo do tempo, enquanto o Maranhão manteve-se como o último colocado nesse *ranking*. O estado da Bahia, que apresentava 5,3 pontos no resultado do IIF, no ano 2000, apresentou um avanço da ordem de 162% no período analisado, atingindo 13,9 pontos, em 2010, fato esse que o colocava na 20ª posição *ranking* nacional – um desempenho, portanto, muito aquém da média nacional. Os valores do IIF para os estados nordestinos, bem como as suas posições relativas no *ranking* nacional para cada ano avaliado podem ser verificados na Tabela 2.

TABELA 2
ÍNDICE DE INCLUSÃO FINANCEIRA NOS ESTADOS DA REGIÃO NORDESTE

Estados	2000		2005		2010	
	Valor	Posição	Valor	Posição	Valor	Posição
Sergipe	7,4	11	11,0	12	16,0	14
Pernambuco	3,5	25	8,7	15	15,6	15
Rio Grande do Norte	5,6	14	8,4	19	14,8	16
Paraíba	4,5	18	7,8	22	14,7	17
Alagoas	5,4	15	8,6	17	14,4	19
Bahia	5,3	16	7,7	23	13,9	20
Ceará	4,4	19	8,0	21	12,3	24
Piauí	6,6	13	5,0	26	10,1	25
Maranhão	2,5	26	4,2	27	8,5	27

Fonte: BACEN (2011, p. 148).

Neste cenário de crescente aumento da inclusão da população brasileira ao SFN, tem-se o setor bancário como o principal ator provedor de pontos de acesso a serviços financeiros no país. Por essa razão, a seção seguinte discute algumas informações que permitem que se tenha uma ideia acerca da capilaridade da rede de atendimento bancário no país.

Capilaridade da rede de atendimento bancário no Brasil

A eficiência do SFN em promover a IF da população e cumprir o seu papel de intermediar recursos entre agentes poupadores e agentes deficitários está diretamente relacionada à sua capacidade em exercer essas atividades para a totalidade dos agentes da economia. Assim sendo, as principais entidades operativas que contribuem para o alcance do SFN, em todo o território nacional, são as instituições do setor bancário³, uma vez que a representatividade e a capilaridade do seu sistema são cruciais para dispor de estrutura de pontos de acesso a serviços financeiros para a população.

Para o BACEN (2010), a dimensão capilaridade diz respeito à distribuição das dependências bancárias no território nacional, que se dá, primordialmente, por meio de agências, postos de atendimento bancário (PAB), postos avançados de atendimento (PAA), postos de atendimento bancário eletrônico (PAE) e correspondentes. Tem-se que a presença de um canal de acesso é a condição mais imediata para disponibilizar serviços financeiros, embora existam outras cuja inexistência ou insuficiência impedem ou dificultam o seu uso pelo cidadão.

³ Em 2010, os bancos públicos e privados respondiam por 84% do ativo total do sistema financeiro, sendo os principais agentes no processo de intermediação financeira no país (BACEN, 2010, p. 48).

Atualmente, no Brasil, praticamente todos os municípios contam com, pelo menos, um ponto de atendimento do sistema financeiro. Conforme o BACEN (2015, p. 9), apenas o município de Pescaria Brava (SC), criado em 2013, não tinha nenhum canal de acesso a serviços financeiros em sua estrutura de serviços. Apesar desse cenário, é possível verificar, a partir do Quadro 4, que a distribuição quantitativa dos pontos de atendimento bancário não segue uma equalização geográfica nas regiões do país.

QUADRO 4

DISTRIBUIÇÃO DOS PONTOS DE ATENDIMENTO BANCÁRIO, POR REGIÃO/UF, 2010

REGIÃO/UF	Agências	PABs	PAAs	PAEs	Correspondentes bancários
Acre	43	13	5	115	301
Amazonas	176	156	27	607	1.261
Amapá	39	25	10	137	290
Pará	341	123	68	677	2.041
Rondônia	109	19	16	257	969
Roraima	25	13	8	112	197
Tocantins	99	33	79	332	1.180
NORTE	832	382	213	2.237	6.239
Alagoas	144	44	55	328	1.502
Bahia	843	241	144	1.937	8.203
Ceará	400	100	74	743	4.772
Maranhão	263	66	123	713	2.605
Pernambuco	519	167	56	977	4.544
Piauí	125	25	127	368	1.880
Paraíba	195	44	132	525	2.288
Rio Grande do Norte	166	34	104	507	2.400
Sergipe	173	38	21	260	1.214
NORDESTE	2.828	759	836	6.358	29.408
DF	349	221	-	900	1.678
Goiás	614	152	96	1.034	4.220
Mato Grosso do Sul	257	58	18	538	1.898
Mato Grosso	292	53	48	603	2.472
CENTRO-OESTE	1.512	484	162	3.075	10.268
Espírito Santo	402	76	-	711	2.445
Minas Gerais	1.962	563	320	3.665	14.493
Rio de Janeiro	1.865	575	1	2.843	7.711
São Paulo	6.622	2.427	105	10.490	30.952
SUDESTE	10.851	3.641	426	17.709	55.601
Paraná	1.360	522	118	2.080	10.412
Rio Grande do Sul	1.542	539	183	2.445	10.214
Santa Catarina	888	351	40	1.594	5.853
SUL	3.790	1.412	341	6.119	26.479
TOTAL	19.813	6.678	1.978	35.498	127.995

Fonte: BACEN (2010).

A região Sudeste é, disparadamente, aquela com o maior número de dependências, concentrando 45,96% do total do país, enquanto que a região Norte é a de menor suprimento, possuindo apenas 5,16% do total de pontos de atendimento. Juntas, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste possuem em seu território apenas 25,78% das agências do país.

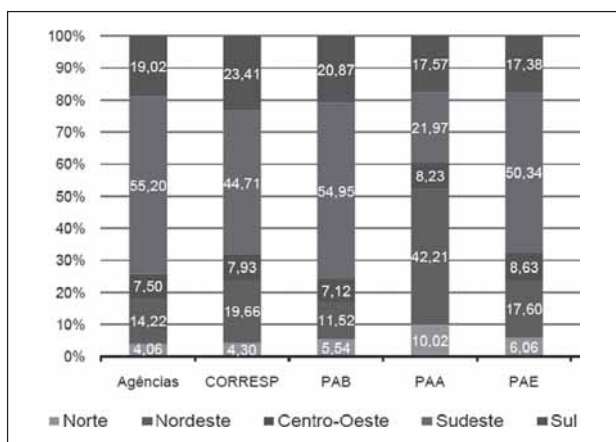
Em termos de capilaridade, os correspondentes representam a principal forma de acesso ao sistema financeiro, predominando em todas as regiões do país, com 127.995 unidades de atendimento – equivalente a 67% do total dos pontos bancários. Segundo o BACEN (2010, p. 49), apenas 34 dos 5.561 municípios brasileiros não possuem, em sua estrutura de serviços, algum correspondente bancário, sendo alternativa a esses municípios o atendimento por meio dos PAAs, PAEs ou PABs.

Em que pese a ampla cobertura dos correspondentes bancários no território nacional ser decisiva para o processo de aprofundamento da IF, em especial nas localidades desassistidas de agências bancárias, verifica-se que tal qual ocorre com os demais pontos de atendimento, os correspondentes estão majoritariamente distribuídos pelas regiões Sul (26.479) e Sudeste (55.601), apresentando-se em menor número na região Norte – a de maior extensão territorial, com, apenas, 6.239 dependências.

A evidência da concentração locacional dos pontos de atendimento bancário no Brasil pode ser mais bem observada quando avaliada a distribuição percentual das unidades por região, conforme demonstrado no Gráfico 3.

Gráfico 3

Percentual dos pontos de atendimento bancário, por região geográfica, 2010



Fonte: BACEN (2010, p. 53).

Embora a capilaridade das instituições bancárias aponte para amplas diferenças regionais no que se refere à quantidade absoluta de pontos, pode-se constatar que elas são atenuadas quando proporcionalizadas pelas dimensões geográficas (quantidade de pontos de acesso por 1.000 Km²) e demográficas (quantidade de pontos de atendimento por 10.000 adultos). Tais indicadores devem ser analisados conjuntamente - já que possuem focos distintos, porém complementares, no exame do nível de capilaridade da rede de atendimento ao usuário do SFN. As resultantes das dimensões geográfica e demográfica para cada região do país são apresentadas nas Tabelas 3 e 4, respectivamente.

TABELA 3
NÚMERO DE CANAIS DE ATENDIMENTO BANCÁRIO/1.000 Km²

REGIÃO	Agências	PABs	PAAs	PAEs	Correspondentes Bancários
NORTE	0,22	0,10	0,06	0,58	1,62
NORDESTE	1,82	0,49	0,54	4,09	18,92
CENTRO-OESTE	0,94	0,30	0,10	1,91	6,39
SUDESTE	11,74	3,94	0,46	19,15	60,14
SUL	6,72	2,50	0,60	10,85	46,97
Média Brasil	2,33	0,79	0,23	4,17	15,05

Fonte: BACEN (2010).

TABELA 4
NÚMERO DE CANAIS DE ATENDIMENTO BANCÁRIO/10 MIL ADULTOS

REGIÃO	Agências	PABs	PAAs	PAEs	Correspondentes Bancários
NORTE	0,88	0,35	0,20	2,05	5,72
NORDESTE	0,73	0,19	0,21	1,63	7,54
CENTRO-OESTE	1,42	0,46	0,15	2,90	9,67
SUDESTE	1,72	0,58	0,07	2,81	8,84
SUL	1,77	0,66	0,16	2,86	12,37
Média Brasil	1,37	0,46	0,14	2,45	8,84

Fonte: BACEN (2010).

No que tange à distribuição geográfica dos pontos de atendimento, verifica-se, na Tabela 3, que o Brasil possui, em média, 2,33 agências bancárias e 15,05 correspondentes por área de 1.000 km². Quando comparadas às cinco regiões, tem-se, no Sudeste, aproximadamente quatro vezes mais agências e três vezes mais correspondentes do que a média nacional, enquanto que as regiões Norte e Centro-Oeste sequer alcançam uma agência por 1.000 km² e estão muito aquém da média nacional para todos os demais pontos de atendimento bancário. Para o BACEN (2010), contribuem para os baixos indicadores das regiões Norte e Centro-Oeste suas extensas dimensões territoriais – que abrangem, respectivamente, cerca de 45% e 18% do território nacional e a baixa densidade demográfica, haja vista que as duas juntas possuem cerca de 14% da população do país.

No critério do acesso demográfico é onde se verifica uma menor disparidade no provimento de pontos de atendimento bancário entre as regiões, conforme dados da Tabela 4. A região Centro-Oeste é a que mais se aproxima da média nacional para todos os canais avaliados. A região Norte permanece a mais carente no suprimento de agências bancárias e correspondentes – estando, aproximadamente, 36% abaixo da média nacional, enquanto que a região Nordeste manteve-se em baixos patamares para praticamente todas as modalidades de acesso a serviços financeiros, superando a média nacional apenas no canal PAA, com 0,21 pontos de atendimento para cada 10 mil adultos.

Sob as diferentes dimensões de análise, a região Norte convive com o menor provimento de infraestrutura de atendimento bancário, nas suas diversas modalidades de pontos de atendimento, enquanto que as regiões Sul e Sudeste prevalecem com os melhores indicadores.

Para a região Sudeste, a perspectiva da disponibilidade demográfica dos pontos de atendimento bancário aproximou a região da média nacional. A atenuação observada para esse indicador é determinada pela alta densidade populacional da região, que abriga em torno de 42,65% da população brasileira. Para essa perspectiva de acesso, a região Sul encontra-se majoritariamente mais bem servida por todas as modalidades de dependências, superando a média nacional em todos os cinco canais de atendimento (Tabela 4).

Os fatores que influenciam o nível de ocupação territorial das instituições bancárias em determinadas regiões podem ter relação com elementos diversos, a exemplo das mudanças nos cenários político e econômico após o Plano Real (1994), que reduziram, drasticamente, os ganhos de receitas e levaram a uma reestruturação do setor financeiro e ao crescimento da participação dos bancos estrangeiros no mercado bancário nacional, que promoveram um aumento da competitividade bancária.

No que tange à questão da distribuição dos pontos de atendimento no território, sob a ótica da localização da firma bancária no Brasil, Sicsú e Crocco (2003) e Silva e Jayme Jr. (2010) defendem que há uma tendência de concentração locacional do setor bancário em grandes centros, ou em localidades que possuem um maior dinamismo econômico, de forma que o número de agências bancárias em cada estado é proporcional ao Produto Interno Bruto (PIB) ou ao grau de concentração de renda de cada região.

Distribuição dos pontos de agência bancária e bancos postais nos territórios de identidade baianos

Na Bahia, as desigualdades regionais na distribuição espacial das agências bancárias são significativas. Tal estado é a 7ª maior economia do país e é o 4º mais populoso, abrigando 7,4% do total da população nacional. Constituído pela extensa área territorial de 564.692 km² (a 5ª maior dentre as UFs),

é marcado por discrepantes realidades socioeconômicas entre as regiões e as pessoas que coexistem dentro do seu espaço.

Spinola (2009) considera que o isolamento geográfico e a rarefação espacial, caracterizada por grandes vazios no território baiano, configuraram um dos elementos determinantes do atraso socioeconômico do estado. Segundo ele, o processo de ocupação do território baiano foi marcado por uma acentuada dispersão dos núcleos urbanos, em parte considerável das regiões, provocando um baixo grau de integração entre as cidades que exercem efeitos polarizadores sobre as demais.

Pesa nas disparidades existentes, a formação da sociedade baiana, que reflete as determinações de um processo histórico marcado por um longo período escravagista e pelos interesses das oligarquias que comandavam a economia primário-exportadora durante o período colonial. Conforme Spinola (2009), o domínio exercido pelo coronelismo no interior do estado contribuiu para inibir a ação governamental em amplos espaços do território baiano e condenar à miséria uma grande parte de sua população.

Outro fator de grande peso que afeta o desenvolvimento da Bahia é o fenômeno da seca, que impediu a formação de uma atividade agrícola regular em 2/3 do território baiano e coadjuvou para a pobreza regional. Também, na visão de Spinola (2009), a seca contribuiu para a formação de oligarquias rurais nas esparsas “ilhas de fertilidade”, que detinham o monopólio do abastecimento e faturavam alto em cima da escassez produzida pela seca, impedindo o surgimento de um mercado agrícola interno no estado.

O processo de industrialização, vivenciado a partir de 1970, acarretou profundas transformações na estrutura da economia baiana. As políticas estaduais de atração de investimentos foram concentradas na Região Metropolitana de Salvador (RMS), de forma que os empreendimentos industriais, principalmente dos setores petroquímico, metalúrgico e automobilístico ficaram, prioritariamente, localizados nessa região. A forma de distribuição dos polos industriais e o processo de acumulação de capital e de produtividade econômica na RMS ocasionaram uma concentração de emprego e renda na região que, somados aos demais fatores, tornaram-se empecilhos ao desenvolvimento regional equilibrado.

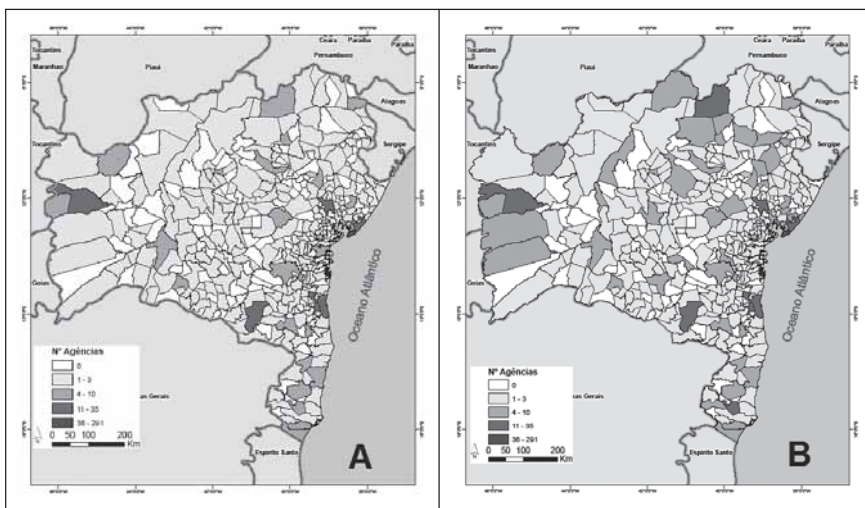
Ainda seguindo a interpretação de Spinola (2009), nas décadas de 1950 e 1960, muitos bancos deixaram de atuar no interior do estado da Bahia, fato esse que, naturalmente, reverberou negativamente no número de agências. Esse movimento de retração da presença de agências bancárias na Bahia também foi constatado no período que cobre os anos de 1992 e 2000, posto que saímos de um total de 330 estabelecimentos para 285. No período recente, o estado é o 6º colocado no *ranking* nacional de quantidade de agências bancárias por UF no país (BACEN 2013). Contudo 42,4% das suas 1.119 agências estão presentes e concentradas em apenas 13 municípios, correspondendo a 464 agências bancárias distribuídas em apenas 3,12% dos seus municípios.

Soma-se a essa perspectiva de assimetrias, o fato de que, em dezembro de 2014, a Bahia ainda contava com 116 municípios⁴ desassistidos de agências bancárias, representando 27,8% do total de municípios existentes no estado, evidenciando a forte concentração espacial do setor bancário e a necessidade de interferência governamental para atenuar tais desigualdades.

Com efeito, houve, no âmbito desse estado, um expressivo crescimento na oferta de agências bancárias durante o período 2010-2014, que passou de 843 para 1.119 dependências - um crescimento na ordem de 33%. O Mapa 1 revela que essa expansão beneficiou todos os TI, sendo o do Sisal o que recebeu maior provimento, duplicando o número de agências bancárias. Outros territórios que também registraram ampliação significativa no número de agências foram: Velho Chico (86,7%), Chapada Diamantina (61,1%) e Bacia do Rio Grande (61,5%). Os menores incrementos em termos de ampliação do número de agências foram observados nos TI Litoral Sul (16,3%), Médio Rio de Contas (17,6%) e Metropolitano de Salvador (18,1%).

Mapa 1

Distribuição das agências bancárias, Bahia, 2010 (A) e 2014 (B)



Fonte: Elaboração própria, com dados do BACEN.

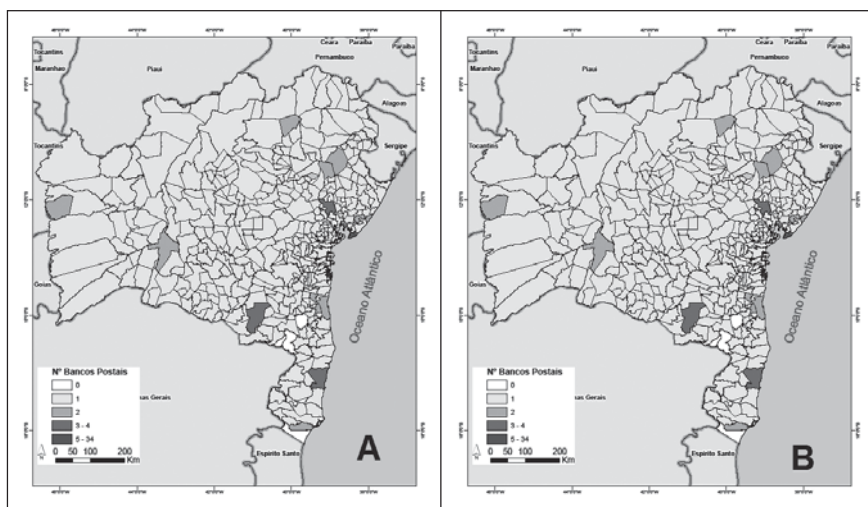
No que se refere às dependências do BP, observa-se, no Mapa 2, uma estabilidade no seu quantitativo entre os anos 2010 e 2014, com uma pequena

⁴ Dados do Departamento de Organização do Sistema Financeiro do BACEN (2014).

retração no TI Metropolitano de Salvador (-4,3%), e uma baixa evolução, de 5,3%, no Portal do Sertão. É possível verificar que o BP possui uma maior área de cobertura, levando serviços financeiros a 98% dos municípios baianos. Apenas os municípios de Itaju do Colônia, Itarantim, Maiquinique, Mucuri e Teolândia não contam com a presença desse correspondente. O Mapa 2 também revela que os pontos de atendimento do BP são distribuídos de modo mais uniforme entre os municípios, se comparados às agências bancárias, existindo poucos pontos de concentração locacional no estado.

Mapa 2

Distribuição dos bancos postais, Bahia, 2010 (A) e 2014 (B)



Fonte: Elaboração própria, com dados da ECT.

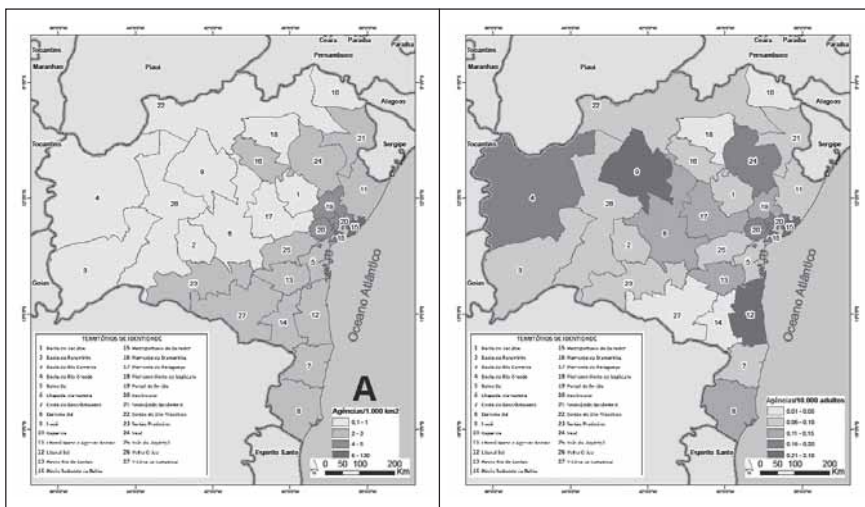
Não há dúvida de que a maior oferta de agências bancárias proporcionou uma melhoria na estrutura de serviços da Bahia. Em 2010, havia, no estado, 147 municípios desassistidos de agências. Já em 2014, esse número caiu para 116 municípios, o que representou uma redução na ordem de 21% no número de localidades com limitações de acesso ao SFN. No que se refere à disponibilidade de bancos postais, manteve-se, nesse período, em número de 5, os municípios sem esse canal de atendimento em sua estrutura de serviços.

Em termos de localização das agências e dos bancos postais no estado, tem-se uma maior representatividade de ambos os canais localizados no território Metropolitano de Salvador, que concentrava, respectivamente, 31,1% e 9,5% dos pontos, no ano de 2014.

Os indicadores de acesso ao SFN, vinculados ao PIF, consideram a dimensão disponibilidade geográfica - que apresenta os pontos de atendimento por 1.000 km² e disponibilidade demográfica - que apresenta os pontos de atendimento por 10.000 adultos. Nos Mapas 3 e 4, tem-se a representação desses indicadores, em um recorte para as agências bancárias e unidades de BP, respectivamente, distribuídos nos TI da Bahia.

Mapa 3

Acesso a agências bancárias, segundo dimensão geográfica (A) e dimensão demográfica (B), territórios de identidade baianos, 2014



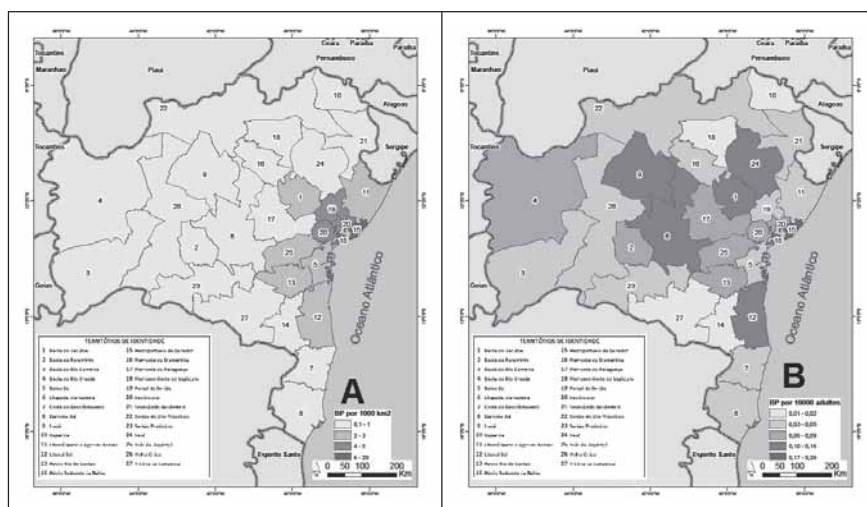
Fonte: Elaboração própria, com dados do BACEN e IBGE.

O índice de disponibilidade geográfica das agências bancárias encontrado para o estado da Bahia foi de 1,98 - um resultado abaixo da média nacional de 2,72 agências (BACEN, 2014). Infere-se que a extensa área rural do estado influenciou, de forma significativa, esse resultado. Dentre os territórios, 10 apresentaram, para esse índice, um resultado superior à média do estado: Baixo Sul (2,6), Costa do Descobrimento (2,14), Extremo Sul (2,5), Litoral Norte e Agreste Baiano (2,77), Litoral Sul (3,87), Médio Rio de Contas (2,02), Portal do Sertão (10,32), Recôncavo (8,43), Sisal (2,02) e Metropolitano de Salvador (126,65). Vale notar que esse último território obteve um elevado valor para esse índice, devido, principalmente, à forte influência da capital do estado, que abrange, sozinha, 291 (ou 26%) das 1.119 de agências bancárias da Bahia.

Os menores índices de disponibilidade geográfica das agências bancárias foram verificados nos TI: Bacia do Rio Corrente (0,36), Sertão do São Francisco (0,47), Bacia do Rio Grande (0,55) e Velho Chico (0,61) – todos muito aquém da média do estado. Este cenário se repete quando considerado o mesmo índice pelo recorte do BP, conforme demonstrado no Mapa 4, variando, apenas, o posicionamento no *ranking* dos menores resultados: Sertão do São Francisco (0,16), Bacia do Rio Grande (0,20), Bacia do Corrente (0,25) e Velho Chico (0,37).

Mapa 4

Acesso a bancos postais, segundo dimensão geográfica (A) e dimensão demográfica (B), territórios de identidade baianos, 2014



Fonte: Elaboração própria, com dados do BACEN, ECT e IBGE.

Com relação ao indicador de acesso demográfico, verificou-se uma maior atenuação nas diferenças de provimento de pontos de acesso de agências bancárias na Bahia. Nessa dimensão, o Metropolitano de Salvador perdeu colocação no *ranking* regional de agências bancárias/10.000 adultos, cedendo a 1ª posição para o TI Bacia do Rio Grande (1,47). O pior desempenho, em termos de agências, foi verificado no TI Bacia do Jacuípe (0,63), alcançando apenas 59% da média estadual.

Em observação aos dados concernentes ao BP, é onde se observou uma maior equidade na distribuição dos pontos de acesso por disponibilidade demográfica. Nessa modalidade de atendimento, apenas quatro TI ficaram abaixo da média

do estado: Metropolitano de Salvador (0,16), Sertão do São Francisco (0,28), Velho Chico (0,37) e Extremo Sul (0,43). O baixo desempenho do Metropolitano de Salvador foi determinado por sua elevada concentração populacional e reduzida quantidade de bancos postais, se comparado com o quantitativo de agências bancárias. Os melhores desempenhos do BP para esses indicadores foram obtidos nos TI: Vale do Jequiriçá (0,90), Chapada Diamantina (0,90) e Bacia do Jacuípe (0,60), o que sugere uma atuação compatível com os seus propósitos de levar acesso a serviços financeiros às localidades remotas e de menor dinamismo econômico.

Explicitados esses aspectos, é chegado o momento de serem apresentados os resultados apurados para o IIF aplicados ao caso do BP, para cada TI da Bahia, referentes ao período de 2009 a 2012. O estabelecimento desse índice objetivou mensurar o desempenho do BP, enquanto agente de IF, em termos das dimensões acesso e uso dos seus serviços, nas diferentes regiões do estado.

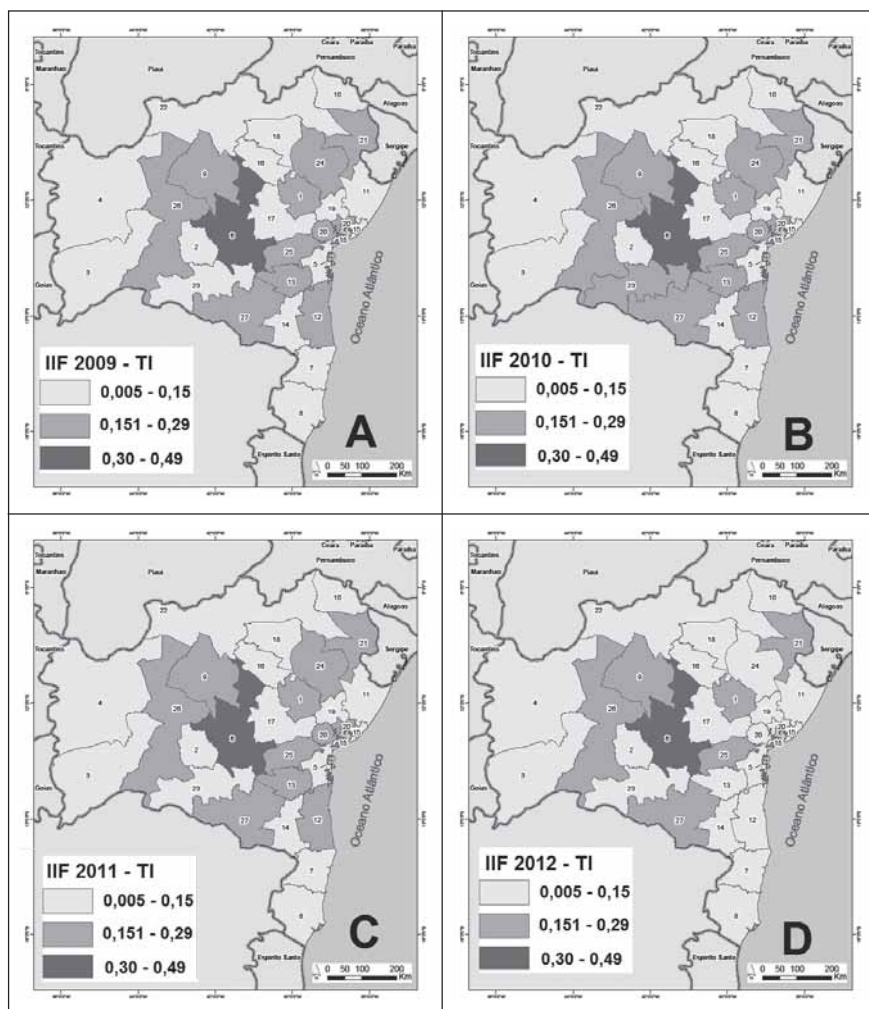
O cálculo do IIF do BP foi realizado a partir do método utilizado pelo BACEN para aferição do indicador oficial, mantendo-se as variáveis e dimensões de análise, em um recorte específico às atividades do BP. Portanto, no presente estudo, tem-se como *proxy* do BP o volume real de crédito concedido a pessoas físicas, e o volume real de depósitos em poupança por município.

Registra-se que, para este estudo, optou-se por trabalhar a dimensão demográfica tal qual o método do BACEN, sendo considerados os dados do IBGE (2010). Portanto, não houve a desagregação desse elemento em população adulta urbana e rural. Pondera-se, ainda, que as variáveis de uso do BP analisadas não estão disponíveis com esse nível de informação.

Os resultados obtidos a partir da agregação dos indicadores de acesso e uso dos serviços financeiros do BP nos territórios de identidade do estado da Bahia são evidenciados no Mapa 5.

Mapa 5

Índice de Inclusão Financeira aplicado ao Banco Postal, por territórios de identidade baianos, 2009 (A), 2010 (B), 2011(C) e 2012 (D)



Fonte: Elaboração própria, com dados da ECT, BACEN, SEI e IBGE.

Apesar do presente estudo mimetizar o método de cálculo do IIF adotado pelo BACEN, para fins de apuração dos valores desse indicador aplicado às atividades do Banco Postal, fez-se necessária a utilização da metodologia de Sarma (2008) para classificar os valores auferidos, visto que não foi possível obter publicações do BACEN que especifiquem a escala de classificação do grau de IIF nacional.

Portanto, para a classificação do grau de IF promovida pelo BP em cada TI, consideram-se resultados entre $0,0 \leq \text{IIF BP} < 0,3$ como baixa IF e valores entre $0,3 \leq \text{IIF BP} < 0,5$ como média IF.

O único território em que o resultado do indicador apresentou uma classificação de média IF, para os anos analisados, foi o da Chapada Diamantina, com um IIF de 0,3124. Os TI Sertão, Itaparica e Costa do Descobrimento foram os mais distantes em termos de inclusão ao SFN promovido pelo BP.

Considerando que fora mantido o peso da *proxy* PIB no denominador das equações, tal qual metodologia do BACEN, confirma-se a hipótese de que os índices aferidos para o BP resultariam em um valor absoluto bastante reduzido em se comparando com os valores globais levantados pela instituição. Portanto, para a interpretação do desempenho atribuído ao BP, em termos de valores de IIF, compreende-se ser prudente não se balisar, exclusivamente, na classificação de Sarma (2008), sendo necessário realizar as análises dos resultados de forma comparativa entre as regiões da Bahia.

Verifica-se que os territórios economicamente mais desenvolvidos, tais como Portal do Sertão, Bacia do Rio Grande, Vitória da Conquista e Litoral Sul, não são as regiões de maior atuação do BP, cujos resultados obtidos para o IIF do BP estão entre os menores. A exceção ocorre no TI Metropolitano de Salvador, tendo em vista que a sua reduzida área geográfica (em comparação com os demais TI) influenciou favoravelmente a dimensão acesso geográfico, elevando o valor final do IIF.

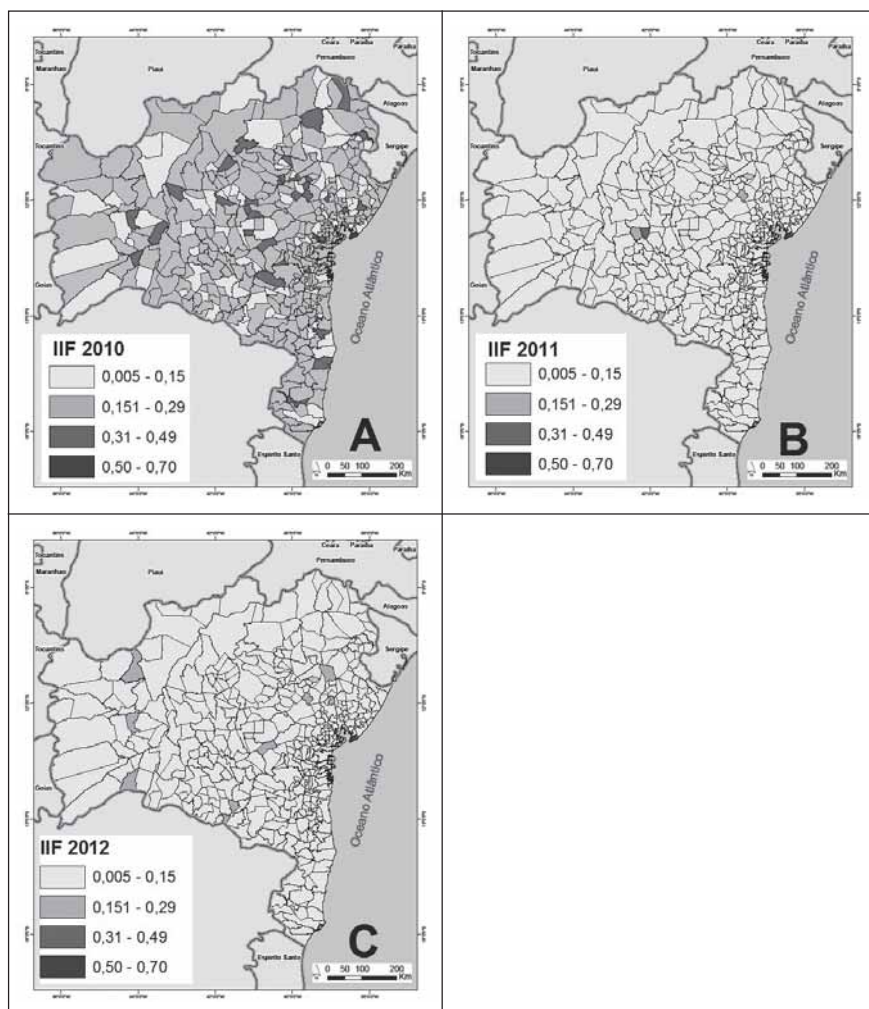
Uma sensível redução nos valores obtidos para o indicador foi observada nos anos de 2011 e 2012. Em 2011, foi o ano em que o BP vivenciou a substituição da sua instituição financeira parceira, deixando de ser correspondente do Banco Bradesco, para representar o Banco do Brasil. Considerando que os clientes bancários detentores de conta corrente e/ou conta-poupança são vinculados à instituição financeira e não ao seu correspondente, infere-se que o declínio dos valores de IIF do BP, nesse período, possui relação direta com essa transição, à medida em que o BP precisou se reposicionar no mercado e reiniciar a captação de novos clientes usuários de seus serviços, reduzindo, temporariamente, o volume de atividades financeiras.

Apesar dos baixos valores obtidos para o IIF do BP nos TI, é possível depreender, a partir da análise individual das dimensões de acesso e uso de serviços financeiros, que o agente BP propiciou a expansão do acesso ao SFN para os territórios com menor dinâmica socioeconômica e suas atividades têm contribuído para a IF dessas populações.

Ao desagregar os valores de IIF para os municípios da Bahia, verifica-se a ocorrência de localidades em que o BP tem uma maior relevância no papel de agente de IF da população, conforme representado no Mapa 6.

Mapa 6

Índice de Inclusão Financeira aplicado ao Banco Postal, por municípios da Bahia, 2010 (A), 2011 (B) e 2012 (C)



Fonte: Elaboração própria, com dados da ECT, BACEN, SEI e IBGE.

Sugere-se que, em âmbito municipal, o declínio dos valores de IIF do BP nos anos de 2011 e 2012 também pode ser reflexo da transição de instituição financeira parceira do BP no ano de 2011.

A cidade de Salvador foi a única classificada em alto IIF do BP para os três anos avaliados. A categorização de média IF foi alcançada em 36 municípios, no

ano de 2010, e as demais localidades, representando 91% do total do estado, obtiveram valores equivalentes a baixo grau de inclusão. Notória se faz a inexistência de aglomerados municipais classificados com média IF do BP, estando estes municípios distribuídos de forma esparsa pelo interior do estado.

Considerações finais

A Bahia é marcada por desigualdades socioeconômicas em seu território. Em se tratando da estrutura de serviços do estado, especificamente no que tange ao setor bancário, as assimetrias existentes são atenuadas pela existência de diferentes canais de acesso a serviços financeiros. Contudo a oferta de serviços não é equilibrada entre as regiões, se considerarmos que o portfólio completo somente é encontrado em agências bancárias.

Apesar do significativo e importante aumento de 33% no número de agências, no período de 2010 a 2014, ainda persistem, nos dias de hoje, 116 localidades desassistidas desse canal de atendimento, evidenciando que ainda há uma grande carência de agências bancárias na Bahia e uma propensão de maior provimento de unidades nas regiões economicamente mais ativas do estado.

No que diz respeito ao estabelecimento do IIF atribuído ao BP, objetivou-se mensurar o desempenho desse agente na promoção da inclusão financeira na Bahia. Conforme se viu, a maioria dos valores obtidos foram muito baixos devido, essencialmente, ao volume das variáveis financeiras observadas serem parametrizadas pelo PIB dos municípios e TI. Portanto, os valores absolutos resultantes de IIF não podem ser utilizados como referência única para avaliar o grau de inclusão financeira proporcionado pelo BP no estado.

Na análise comparativa desse indicador entre os municípios, constatou-se uma equivalência de resultados em 91% dos casos. Os melhores desempenhos estão localizados em 37 cidades da Bahia, distribuídos, de forma esparsa, no interior do estado, em sua grande maioria, localidades desassistidas de agências bancárias e com baixo desenvolvimento econômico (em termos de PIB). Nesses termos, é possível concluir que o agente BP tem se revelado como instrumento eficiente para a expansão do acesso ao SFN, e suas atividades vêm privilegiando a inclusão financeira de populações residentes em localidades periféricas, com menor dinamismo socioeconômico e daquelas desassistidas de agências bancárias, democratizando o acesso aos serviços financeiros para a população baiana.

Com efeito, a presença maciça de dependências do BP no território baiano permite que as pessoas realizem suas transações bancárias no local onde residem, sem a necessidade de se deslocar para cidades centrais (ou maiores centros) e com horário ampliado em comparação ao praticado pelas agências bancárias. Essa facilidade gera comodidade e economicidade às pessoas, ao se considerar a redução de gastos de tempo e de despesas com deslocamentos.

Acredita-se ainda que as facilidades econômicas proporcionadas pelo BP, decorrentes da maior acessibilidade aos serviços financeiros, em especial, do acesso ao crédito, possam contribuir para a ampliação da participação das pessoas na atividade econômica, quer seja para iniciar ou fortalecer um pequeno empreendimento produtivo, ou para viabilizar o consumo de bens e serviços essenciais à ampliação da renda e elevação da qualidade de vida, podendo conferir maior autonomia à sua condição de agente de mudanças.

Admite-se a possibilidade de que a manutenção das atividades financeiras dentro dos municípios estimule a dinâmica econômica e o desenvolvimento local, ao se supor que as pessoas gastem a maior parte de seus recursos monetários na própria localidade onde vivem. Infere-se, por esse motivo, que a atuação do BP contribua para evitar os vazamentos ou transferências de depósitos de regiões periféricas para outras regiões, considerando que o crédito fornecido pela instituição pode retornar para o benefício da própria localidade.

Contudo seria precipitado e imprudente afirmar que o BP tem propiciado desenvolvimento econômico para essas localidades. Para uma análise dessa natureza, seria necessário o estabelecimento de correlações estatísticas entre as atividades do BP e os indicadores de desenvolvimento socioeconômicos municipais.

Referências

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Perspectivas e desafios para Inclusão Financeira no Brasil*: visão de diferentes atores. Brasília/DF: BCB 2009, 254 p. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/Nor/Deorf/projincfin/livro_inclusao_financeira_internet.pdf. Acesso em: setembro/2014.

_____. *Relatório de Inclusão Financeira*. n.1. Brasília/DF: BACEN, 2010. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/?RELINCFIN>. Acesso em: setembro/2014.

_____. *Relatório de Inclusão Financeira*. n. 2. Brasília/DF: BCB 2011. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/Nor/relincfin/RIF2011.pdf>. Acesso em: setembro/2014.

_____. *Relatório de inclusão financeira*. Nº 3. Brasília/DF: BCB 2015. 167 p. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/Nor/relincfin/RIF2015.pdf>. Acesso em: maio/2016.

_____. *Relatório de Estabilidade Financeira*. Vol. 12, Nº 2. Brasília/DF: BCB 2013. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/htms/estabilidade/2013_09/refP.pdf. Acesso em: outubro/2014.

_____. Departamento de Organização do Sistema Financeiro – DEORF. Quadro 4 – *Atendimento bancário no País – Distribuição do quantitativo de municípios por região e UF*. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/htmls/deorf/d200510/quadro4.asp>. Acesso em: outubro/2014.

CNBV. Financial Inclusion Report nº 1. *Comision Nacional Bancaria y de Valores. México*, 2009. 61 p. Disponível em: <http://www.cnbv.gob.mx/en/Inclusion/Documents/Reportes%20de%20IF/Financial%20Inclusion%20Report%201.pdf>. Acesso em: dezembro/2014.

KUMAR, Anjali. *Access to Financial Services in Brazil*. The World Bank, Washington D.C., USA, 2004. Disponível em: <http://siteresources.worldbank.org/EXTINCLUSIVEFINSYS/Resources/AccessToFinancialServicesBrazil.pdf>. Acesso em: abril/2014.

SARMA, Mandira. *Index of financial inclusion*. Working Paper nº 215. Indian Council for Research on International Economic Relations. India, 2008. 26 p. Disponível em: http://icrier.org/pdf/Working_Paper_215.pdf. Acesso em: dezembro/ 2014.

SICSÚ, J; CROCCO, M. *Em busca de uma teoria da localização das agências bancárias: algumas evidências do caso brasileiro*. Economia, Rio de Janeiro, v. 4, n. 2, p. 25-42, 2003. Disponível em: www.anpec.org.br/revista/vol4/v4n1p85_112.pdf. Acesso em: julho 2014.

SPINOLA, Noelio Dantaslé. *A trilha perdida: caminhos e descaminhos do desenvolvimento baiano no século XX*. Salvador: UNIFACS, 2009, 528 p.

SILVA, Guilherme J.C. da; JAYME Jr., Frederico G. *Estratégia de localização bancária: teoria e evidência empírica aplicada ao Estado de Minas Gerais*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, Texto para discussão n 410, 32 p., 2010.

3 FRAGILIDADE FINANCEIRA DO SETOR PÚBLICO BRASILEIRO E OS CICLOS ECONÔMICOS

Bruno Alves Moura*

Gisele Ferreira Tiryaki**

Resumo

Existe um amplo debate teórico quanto à importância de intervenções do governo visando à estabilidade macroeconômica. Embora haja um maior consenso da eficácia da política monetária em minimizar os custos associados às crises econômicas recorrentes, o uso de política fiscal tem sido relegado ao segundo plano nas discussões sobre estabilidade macroeconômica de curto prazo. O fato da política fiscal nem sempre apresentar um comportamento contracíclico tem contribuído para o seu descrédito. Particularmente em países emergentes, crises fiscais têm frequentemente comprometido o desempenho econômico agregado, amplificando a volatilidade dos ciclos econômicos. Este trabalho se propõe a verificar a relação entre a fragilidade financeira do setor público e as flutuações econômicas no Brasil. Utilizando dados mensais da economia brasileira entre 1995 e 2015, construiu-se um índice de fragilidade financeira das contas públicas e, por meio de testes de causalidade de Granger, estabeleceu-se a relação deste indicador com a volatilidade na produção, investimento e consumo. Os resultados indicam que a fragilidade fiscal amplifica a volatilidade dos ciclos econômicos, principalmente via consumo privado.

Palavras-chave: Fragilidade Financeira; Setor Público; Ciclos Econômicos.

* Graduação em Ciências Econômicas – Universidade Federal da Bahia (2015). ex.bruno@gmail.com

** Graduação em Ciências Econômicas – Universidade Federal da Bahia (1993), mestrado em Economia – Northeastern University (1996) e doutorado em Economia – George Mason University (2001). Foi consultora no Banco Mundial (Washington) por quatro anos, professora assistente na Anadolu University (Turquia) entre 2002 e 2006 e professora titular na Universidade Salvador (Bahia, Brasil) entre 2006 e 2009. Atualmente, é pesquisadora professora adjunta da Universidade Federal da Bahia, onde coordena o Grupo de Pesquisa em Economia Aplicada. Tem experiência nas áreas de Macroeconomia e Organização Industrial. gtiryaki@ufba.br

Abstract

A vast theoretical debate has focused on the importance of government intervention to promote macroeconomic stability. Although there is a greater consensus on the efficiency of monetary policy in reducing the costs associated with recurring economic crises, the importance of fiscal policy has been undermined, particularly due to the fact that fiscal interventions have often presented a procyclical behavior. Fiscal crises have hampered the macroeconomic performance, particularly of emerging countries. This paper aims at verifying the relationship between the financial fragility of the public sector and the business cycles volatility in Brazil. Using monthly data of the Brazilian economy between 1995 and 2015, an index of fiscal fragility was constructed so as to analyze its impact on the volatility of output, investment and consumption. Granger causality tests show that fiscal fragility amplifies the volatility of the business cycles, particularly through private consumption.

Keywords: Financial Fragility; Public Sector; Economic Cycles.

Introdução

O Estado é definido como uma instituição composta por segmentos públicos menores, cada um com suas especificidades, que visam atender e organizar as necessidades da população de um território (SOUZA, 2004). O Estado, funcionando enquanto uma instituição, tem os governos na sua composição estrutural. Os governos são transitórios e diversos, mas são responsáveis por gerenciar e controlar o aparato institucional do Estado. Na presente discussão, será utilizado o conceito de governo na discussão teórica e empírica, já que é o mecanismo mais importante para o funcionamento do setor público.

O setor público funciona com um sistema orçamentário de receitas e custos. Esse orçamento, muitas vezes, não é suficiente para manter as contas equilibradas. E, assim como outros agentes econômicos, o setor público pode recorrer a financiamento com recursos de terceiros, caso não consiga arrecadar recursos suficientes via tributação. Dessa forma, nas discussões sobre o setor público, trabalha-se comumente com o conceito de *necessidade de financiamento*, que emerge quando as receitas são menores que os gastos correntes e de capital. O consequente déficit pode ser financiado via senhoriação ou, mais comumente, via emissão de títulos públicos.

A evidência de financiamento desses déficits se dá através da restrição orçamentária do setor público, que revela a relação que há entre gastos, impostos e as fontes de financiamento do déficit público. A fragilidade financeira do setor público decorre de crises de financiamento geral. A dificuldade em financiar o déficit público é reflexo do endividamento exacerbado. Nesse contexto, a fragilidade surge como uma exposição, e revela-se como consequência de ingerências, má alocação e falta de um aparato institucional eficiente.

Como relacionar a dinâmica das contas públicas com as flutuações na atividade econômica? Nas economias capitalistas, os ciclos econômicos são recorrentes: a atividade econômica enfrenta momentos de aquecimento, seguidos de contrações, sem que seja possível prever a periodicidade dessas flutuações. Economistas de tradição clássica defendem que os ciclos econômicos são respostas ótimas às alterações de mercado e que, por consequência, não existe justificativa para a intervenção do governo. No entanto, desde a Grande Depressão de 1929, economistas de tradição keynesiana sugerem que as perdas causadas pelas contrações na atividade econômica podem ser severas e prolongadas e sustentam a necessidade de intervenção do governo, seja via política monetária, seja via política fiscal.

Intervenções de política fiscal e monetária, portanto, deveriam atuar de maneira contracíclica, de forma a minimizar as perdas em produção e emprego durante as recessões, via estímulos ao investimento e ao consumo, e a atenuar processos inflacionários durante as expansões. Recentemente, as intervenções de caráter

fiscal têm sido menos enfatizadas em detrimento de intervenções de política monetária, fruto das suas limitações. Modificações em orçamentos fiscais dependem, normalmente, de aprovação, dificultando o uso da política fiscal como instrumento de estabilização econômica, ao passo que o uso de política monetária é mais flexível e de impacto mais imediato.

Adicionalmente, é comum que as políticas fiscais, particularmente em países emergentes, mostrem-se pró-cíclicas e funcionem como elemento amplificador, ou mesmo desencadeador, de crises financeiras (ver Alesina e Tabelini, 2005; Mishkin, 2010). Flutuações na disponibilidade de crédito para o governo e problemas de agenciamento de caráter político justificariam a existência de políticas fiscais pró-cíclicas. Durante expansões da atividade econômica, não somente agentes privados, mas também agentes públicos têm maior disponibilidade de crédito e, por isso, gastos tendem a crescer. Já durante as recessões, particularmente em países emergentes, o crédito escasseia e mesmo o governo tem dificuldade de financiar suas despesas. No que se refere a distorções políticas, Alesina e Tabelini (2005) argumentam que eleitores esperam uma maior oferta de bens públicos ou menor cobrança de impostos por parte de governos durante as expansões, gerando uma política fiscal míope e pró-cíclica, com excesso de gastos e endividamento, quando a economia está aquecida.

O objetivo deste trabalho é derivar indicadores de fragilidade financeira do setor público e verificar sua relação com os ciclos econômicos no Brasil. Visa-se, assim, contribuir com as autoridades governamentais, na tomada de decisões e na condução de políticas prudenciais para as contas públicas, em termos de redução dos efeitos de recessões, além de tentar prever a ocorrência de crises.

Indicadores de fragilidade financeira foram derivados com o uso de análise de fatores, enquanto que a verificação de relação entre fragilidade financeira do setor público e os ciclos econômicos se deu através da utilização de testes de causalidade de Granger. Os resultados indicaram que a fragilidade fiscal amplifica a volatilidade dos ciclos econômicos, particularmente via gastos de consumo do setor privado.

Além desta introdução, este trabalho conta com mais quatro seções. Na segunda seção, é apresentado o referencial teórico que estabelece a conexão entre o papel dos gastos públicos nos ciclos econômicos, além de discutir as possíveis razões para o caráter pró-cíclico das políticas fiscais. A terceira seção dedica-se à exposição das variáveis utilizadas na análise empírica, enquanto que a quarta seção relata as metodologias adotadas e os resultados obtidos. A última seção apresenta as considerações finais.

O papel dos gastos públicos nos ciclos econômicos: visões alternativas

A consolidação dos estudos sobre ciclos econômicos se deu com o trabalho de Mitchel e Burns, que definem ciclos econômicos da seguinte forma:

Ciclos econômicos são um tipo de flutuação encontrada na atividade econômica agregada dos países que organizam seu trabalho principalmente em atividades empresariais. Um ciclo consiste em expansões ocorridas, quase que ao mesmo tempo, em muitas atividades econômicas, seguidas por recessões, contrações e retomadas similarmente generalizadas que se fundem na fase de expansão do próximo ciclo; essa sequência de mudanças é recorrente, mas não periódica; a duração dos ciclos econômicos varia de mais de um ano a dez ou doze anos. (BURNS; MITCHEL, 1964, p.32)

A interpretação novo-clássica, principalmente em Lucas (1976), é de que os ciclos são monetários e decorrem de percepções errôneas por parte dos agentes da economia. Conforme Lucas (1976), a hipótese é de que a informação incompleta é responsável pelas flutuações que acontecem no produto e no nível de emprego. Neste contexto, intervenções de caráter fiscal ou monetário somente teriam impacto sobre a atividade econômica no curto prazo e se fossem inesperadas. Em última instância, os choques de demanda agregada gerariam apenas inflação. Nesse contexto, o uso de políticas fiscal ou monetárias ativas é desencorajado.

O pensamento dos novos-clássicos se relaciona com o arcabouço teórico da Teoria dos Ciclos Reais de Negócios ou *Real Business Cycles* (RBC). Para RBC, os preços são plenamente flexíveis e inexistem problemas de informação. As flutuações de curto prazo na atividade econômica refletem, principalmente, choques de produtividade. Política monetária é neutra e gera apenas flutuações no nível de preços. Política fiscal, por sua vez, terá um impacto real apenas se influenciar a oferta de trabalho (ver Stadler, 1994; Abel et al, 2008).

A análise de Keynes (1936) sobre os ciclos se fundamenta nas expectativas e nas incertezas. O investimento real é a variável mais importante na compreensão dos movimentos cíclicos da economia. Keynes (1936) considerava o investimento real como autônomo, e os ciclos econômicos resultavam de flutuações nas expectativas e decisões dos agentes. Nos períodos de contração dos investimentos, os agentes econômicos preferem recorrer a títulos e moedas. Enquanto que, quando os investimentos se expandem, o capital torna-se mais atrativo diante dos títulos e das moedas.

Como Keynes (1936) considera que as crises impõem custos significativos em termos de redução de emprego e renda, o papel das políticas anticíclicas, a fim de amenizar os efeitos do ciclo econômico, torna-se relevante. Mas, particularmente, a política fiscal deveria funcionar como uma variável anticíclica. O governo atuaria como agente regulador do volume de investimentos e

também dos gastos do orçamento público, e a política monetária, por sua vez, serviria para evitar perturbações menores, sendo esta a principal maneira de prover a liquidez que o mercado demandasse e assim favoreceria a fundamentação de expectativas pouco voláteis.

Em Schumpeter (1997), a teoria dos ciclos tem sua concepção no desenvolvimento econômico, saindo de uma análise estática (os neoclássicos e Keynes) e partindo para uma análise dinâmica dos ciclos econômicos. O empresário schumpeteriano é a variável diferencial na dinâmica do ciclo: ao realizar inovações tecnológicas nos processos ou nos produtos, rompe-se o fluxo circular e gera-se uma expansão da atividade econômica, que será sequenciada por uma crise que se sucederá em depressão. O colapso pode ser explicado pela incorporação da inovação da firma pioneira com o passar do tempo, ou o desenvolvimento tecnológico equivalente, ou, em uma situação alternativa, a instalação de um monopólio.

Na teoria schumpeteriana, os ciclos funcionam como uma propriedade endógena e inerente ao sistema capitalista, já que as flutuações cíclicas não se originam de forma aleatória ou de choques exógenos, mas da própria dinâmica e funcionamento do sistema (POSSAS, 1987). A inovação é a única causa exógena dos diferentes ciclos.

A abordagem de Schumpeter foca no sistema bancário e na oferta de crédito como os principais agentes fomentadores do desenvolvimento econômico. Cabe aqui uma extrapolação e aplicação da análise schumpeteriana para a realidade brasileira. Aqui, o setor público funciona como um agente fomentador, investindo e financiando projetos de investimento. Em 2014, bancos públicos foram responsáveis por mais da metade das operações de crédito realizadas no país (ver BCB, 2015). Ou seja, na realidade brasileira, o empresário é muito mais próximo de instituições financeiras governamentais do que das de entes privados.

Minsky (1992), teórico de tradição keynesiana, interpreta os ciclos econômicos como um fenômeno financeiro e inerente ao capitalismo. Segundo Bahry e Gabriel (2009), a Hipótese da Fragilidade Financeira (HFF) elaborada por Minsky é uma interpretação mais analítica de alguns pontos da maior obra de Keynes (1936).

De acordo com a HFF, a economia capitalista é caracterizada por um sistema financeiro altamente especulativo, complexo e sofisticado, de maneira que se desenvolve acompanhada por trocas de dinheiro presente por dinheiro futuro (Bahry e Gabriel, 2009). Dessa forma, a instabilidade é natural na economia capitalista. E, por possuir essa natureza, existe a indispensabilidade crescente de endividamento em função de sua necessidade de financiar o investimento em um ambiente de crédito barato. Assim como em Schumpeter, os ciclos econômicos em Minsky têm um caráter endógeno.

A HFF estabelece que a relação de instabilidade se dê entre investimento e endividamento. O investimento é dependente de diversos fatores monetários e financeiros e está exposto a variações repentinas de expectativas e avaliação de risco por parte dos agentes econômicos. Minsky classifica as unidades econômicas como podendo ser *Hedge*, *Especulativo* e *Ponzi*. Agentes do tipo *Hedge* são aqueles cujas receitas esperadas dos seus ativos são suficientes para satisfazer os contratos financeiros do futuro e do presente. Já os agentes do tipo especulativo possuem fluxos de receita inferiores ao necessário para honrar os seus contratos financeiros, conseguindo alavancar receitas que cobrem somente o pagamento de juros. Agentes do tipo *Ponzi*, por sua vez, são casos extremos de unidades especulativas. Esse segmento não detém recursos suficientes para honrar o principal de suas estruturas de passivo. As unidades *Ponzi* refinanciam suas estruturas de endividamento através da venda de ativos e aquisição de novos financiamentos para reestruturar seu passivo a fim de continuarem em atividade.

A fragilidade financeira de uma economia revela o nível de imprudência no endividamento. De acordo com Minsky, em um processo de expansão do sistema econômico, as expectativas dos investidores e de seus financiadores se tornam mais otimistas. Dessa forma, amplia-se o processo de especulação, o que leva a uma alavancagem dos ativos financeiros, levando a economia a uma quantidade de investimentos exacerbada. Como os agentes econômicos constroem expectativas otimistas, o perfil das unidades econômicas começa a se transformar de *hedge* para especulativa, e de especulativa para *Ponzi*, e com isso ampliando a fragilização financeira da economia. Esses efeitos se refletem através da elevação das taxas de juros, pressões inflacionárias e uma alta volatilidade das expectativas na esfera financeira.

Assim como em Keynes (1936), Minsky (1992) defendia que o setor público tinha, por natureza, o papel de agente contracíclico, atuando, juntamente com as autoridades monetárias, para a estabilização econômica. No entanto, é possível fazer uma extensão da HFF para a análise do comportamento de agentes públicos, já que eles também podem estar sujeitos a ondas de otimismo e gastam, de maneira insustentável, durante a fase de expansão da atividade econômica, particularmente se essas fases coincidirem com períodos eleitorais. A importância de ciclos eleitorais para os gastos públicos é discutida de maneira mais detalhada na próxima seção.

Por fim, na análise novo-keynesiana, as variações na demanda agregada tendem a se refletir em efeitos reais na economia, por conta dos preços e salários rígidos no curto prazo. O auto-ajuste do mercado não ocorre no curto prazo, como na visão neoclássica RBC. Por isso, os efeitos agregados dos desequilíbrios de oferta e demanda, que são oriundos dos choques de demanda, refletem no produto, desencadeando o processo dos ciclos econômicos (DE LIMA, 2011). Para os novos-keynesianos, a intervenção contracíclica por parte do governo é

importante, mas o foco da análise desses autores tem sido mais direcionado ao uso de política monetária. Os autores chamam a atenção para as dificuldades de implementação de política fiscal, particularmente para os atrasos de implementação e as distorções de caráter político.

Razões para a ocorrência de política fiscal pró-cíclica

O caráter pró-cíclico da política fiscal consiste no fato de os gastos aumentarem quando há um aumento da dinâmica e da atividade econômica, ao passo que a arrecadação tributária diminui. Ao contrário, durante as recessões, os gastos diminuem, e os impostos sobem – na tentativa de aumentar as receitas tributárias. Diversos países adotam políticas fiscais pró-cíclicas, porém a evidência é maior em países em desenvolvimento.

Alesina e Tabellini (2005) explicam o caráter subótimo desse tipo de política fiscal baseado em distorções políticas e incentivos por parte de “governos menos benevolentes”, interessados em se apropriarem de rendas. A ideia é de que os eleitores exigem uma maior oferta de bens públicos ou menor cobrança de impostos quando a economia se expande, a fim de impedir os governos de se apropriarem de rendas. O cerne principal do trabalho desses autores é contrapor essa explicação a explicações mais tradicionais para a existência de um caráter pró-cíclico da política fiscal, que é alicerçada na existência de restrições ao acesso de crédito por parte do setor público durante as recessões.

Algumas perguntas são importantes para entendermos o porquê desse comportamento “atípico” e tão evidenciado. A primeira questão que Gavin e Perotti (1997), Catao e Sutton (2001) e Kaminski, Reinhart e Vegh (2004) fazem é: “Por que muitos países seguem as políticas fiscais pró-cíclicas, aparentemente, subótimas que contribuem para a instabilidade macroeconômica?”. A resposta mais comum é que há uma relação com o crédito, mais precisamente com a sua oferta. Em períodos de baixa atividade econômica, países emergentes, geralmente, sofrem uma maior dificuldade para adquirir empréstimos. Nessas circunstâncias, os governos com recursos limitados não podem incorrer em déficits e precisam cortar os gastos. Já no período de expansão da atividade econômica, a contratação de empréstimos é facilitada, os governos optam por fazê-lo e logo ampliam os gastos públicos contraindo mais dívidas.

Alesina e Tabellini (2005) questionam o argumento acima, pontuando duas críticas importantes. Por que os credores não emprestam fundos para os países, mesmo em recessões? Já que há um consenso de que o empréstimo seria uma saída ótima para suavizar o ciclo. Segundo, por que os países emergentes não acumulam reservas em períodos de atividade aquecida para melhor enfrentar as restrições de crédito durante as recessões? Para responder essas questões, os autores argumentam que a “política orçamentária pró-cíclica é míope e decorre

de um problema de *political agency*. A explicação é de que eleitores se deparam com governos corruptos que tendem a se apropriarem de parte das receitas fiscais para o consumo público improdutivo, conhecido como “rendas políticas”.

Assim, quando a economia está em crescimento, os eleitores exigem uma maior utilidade (a partir de mais contrapartidas ou redução de impostos). Esse comportamento dos eleitores força o governo a emprestar demasiadamente e assumir a política fiscal de modo pró-cíclica. E é isso que Alesina e Tabellini (2005) denominam de miopia da política fiscal (aumento nos gastos do governo durante expansões, com endividamento excessivo). Esse tipo de fenômeno é atribuído às demandas dos eleitores, que exigem obter, a partir de uma restrição de reeleição ao governo, adotando uma segunda melhor solução para um problema de agência em um ambiente em que a corrupção persiste, e a informação é imperfeita. O equívoco vem através dos eleitores que são mal informados sobre a política econômica.

A explicação política para a pró-ciclicidade da política fiscal em Talvi e Vegh (2005) decorre do aumento de excedentes e da ampliação da propensão do governo a gastar. O argumento é fundamentado na evidência que se tem das flutuações da base fiscal, sendo maiores nos países em desenvolvimento do que nos países do G-7. Nessas circunstâncias, a regulação fiscal implicaria uma gestão de excedentes orçamentais grandiosos em tempos de atividade econômica aquecida e, em tempos ruins, a gestão de orçamentos deficitários. Para fundamentar esse argumento, os autores desenvolvem um modelo que simula uma política fiscal ideal, supondo um componente endógeno dos gastos do governo que é uma função positiva do superávit do orçamento. A partir dessa distorção política, um governo que enfrenta grandes flutuações na sua base tributária irá escolher diminuir os impostos e ampliar os gastos em períodos de *boom*, sendo o contrário para períodos de recessão. Ou seja, o modelo consegue prever que, diante desse tipo de distorção política, a política fiscal dita ideal é a pró-cíclica.

Talvi e Vegh (2005) concluem que a pró-ciclicidade da política fiscal não tem origem na diminuição de oferta de crédito internacional durante as recessões. Contrariamente, a incapacidade dos governos em acumular reservas durante as recessões a fim de evitar as restrições de solvência é que altera o caráter da política fiscal.

Descrição das variáveis

O setor público pode financiar seus déficits via emissão monetária, endividamento ou diminuição de seus ativos externos e/ou internos. O sinal vai variar entre positivo e negativo, sendo negativo em caso de um superávit e positivo em caso de déficit.

O objetivo desta seção é definir as variáveis que são utilizadas neste trabalho. Todos os dados utilizados são mensais, com as séries de janeiro de 1995 até dezembro de 2015. As definições são fundamentadas pelo BACEN (2012). Todos os dados foram coletados junto ao Banco Central do Brasil, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Federal Reserve (FED).

Variáveis de fragilidade do setor público

As estatísticas fiscais servem para avaliar o tamanho do setor público e os impactos que as políticas fiscais causam no restante do agregado da economia. Inserida nesse contexto, a demanda por informações para controle de gastos, grau de eficiência, nível de endividamento e alocação de recursos aumenta à medida que a demanda por transparência faz com que as estatísticas fiscais sejam mais difundidas.

Algumas variáveis incluem as contas do Banco Central. Como o Banco Central transfere de modo automático os seus resultados para o Tesouro Nacional, suas informações são incluídas na apuração da dívida líquida e das necessidades de financiamento. A explicação dada é que, ao incluir o BACEN, a dívida líquida do Setor Público incorpora a base monetária, sendo possível, dessa forma, medir o financiamento realizado com sua expansão (senhoriagem).

A primeira variável identificada para compor o índice de fragilidade do setor público é a razão entre o total de despesas do governo e as receitas fiscais do governo (RELDESPREC). Essa variável representa a relação entre o nível de arrecadação e os gastos do setor público: se a variável for maior que 1, o governo está a gastar mais do que arrecada.

Em seguida, um grupo de variáveis associado à necessidade de financiamento do setor público sem desvalorização cambial (NFSP) foi identificado. Essas variáveis são mensuradas em fluxos mensais como percentual do PIB no mesmo período, um cálculo realizado diretamente pelo Banco Central. A NFSP surge quando as receitas são inferiores aos gastos correntes e de capital. São calculadas em função da variação da Dívida Pública, sendo o resultado fiscal do setor público mensurado pela variação do estoque do endividamento líquido do setor público não financeiro, ou seja, pelo financiamento concedido pelo sistema financeiro e pelos setores privados externos ao setor público não-financeiro. As seguintes variáveis de NFSP foram utilizadas na análise empírica:

- **NFSPRNINGOVBC** mostra a necessidade de financiamento interno do setor público em resultado nominal do governo federal e do Banco Central.
- **NFSPRNINESTMUN** mostra a necessidade de financiamento interno do setor público em variação da dívida líquida do governo federal e do Banco Central.

- **NFSPRNEXGOVBC** revela a necessidade de financiamento externo (internacional) do setor público em variação da dívida líquida do governo federal e do Banco Central.
- **NFSPRNEXESTMUN** indica a necessidade de financiamento externo (internacional) do setor público externo em variação da dívida líquida para as esferas estaduais e municipais.
- **NFSPJNINGOVBC** aponta a NFSP do governo federal e do Banco Central em juros nominais que correspondem ao componente financeiro do resultado fiscal e são incidentes sobre a dívida interna. Os juros nominais dizem respeito ao componente financeiro do resultado fiscal. Vale ressaltar que no cálculo da NFSP sem desvalorização cambial, o efeito da variação cambial sobre a dívida mobiliária interna indexada ao dólar é removido do cálculo dos juros nominais.
- **NFSPJNINESTMUN** mostra os juros nominais incidentes sobre a dívida interna dos Estados e Municípios.
- **NFSPJNEXGOVBC** refere-se à necessidade de financiamento do setor público em termos de juros nominais incidentes sobre as dívidas externas do governo federal e do Banco Central.
- **NFSPJNEXESTMUN** mede a incidência de juros nominais nas dívidas externas dos Estados e Municípios.

O último conjunto das variáveis utilizadas para a composição do índice de fragilidade do setor público refere-se ao endividamento da esfera pública. A Dívida Pública Mobiliária, ou Dívida Interna do Tesouro Nacional, é composta pelos títulos públicos emitidos pelo tesouro e que são registrados na Câmara de Custódia e Liquidação (CETIP) ou no Sistema Especial de Liquidação e da Custódia (SELIC), somente resgatados em moeda doméstica. Além disso, essa parcela do endividamento é composta por títulos emitidos pelo Tesouro Nacional que estão ou em poder do mercado ou em carteira no Banco Central.

O Tesouro Nacional emite títulos para a cobertura do déficit do governo e para a realização de operações financeiras que são definidas em lei, ou seja, no caso em que o governo federal assume dívidas dos governos estaduais e municipais. Foram utilizados os saldos da Dívida Mobiliária - Títulos do Tesouro, em posição de carteira e em posição de custódia. É importante salientar que existe uma diferença entre posição de custódia e posição de carteira. O primeiro diz respeito às operações compromissadas ocorridas no mercado secundário. A segunda são os títulos que estão no portfólio do Banco Central. A relação das duas definições pode ser vista na seguinte equação:

$$\textit{Posição de custódia} = \textit{posição de carteira} + \textit{operações de recompra} - \textit{operações de revenda}$$

De acordo com o Banco Central (2012), as operações de recompra são vendas de títulos ao mercado pelo Banco Central, com o objetivo definido de recompra. Já operações de revenda são operações de aquisição de títulos do mercado, pelo próprio Banco Central, com o objetivo de revenda.

Todas as variáveis relacionadas à Dívida Mobiliária que são listadas a seguir também são representadas em razão do PIB. A começar pela *posição de carteira*, utilizaram-se as variáveis:

- **DMTPTOT** são os saldos totais da Dívida Mobiliária em Títulos do Tesouro Nacional que estão no portfólio do Banco Central.
- **DMTPBC** são os saldos em razão do PIB dos títulos do Tesouro Nacional no portfólio do Banco Central.
- **DMTPTME** mostra o saldo total da dívida mobiliária em títulos do Tesouro Nacional em posição de carteira, porém em posse do mercado e não do BC.

No que diz respeito às variáveis da dívida mobiliária que estão em *posição de custódia*, utilizou-se:

- **DMTTOT** revela todos os títulos emitidos pelo tesouro nacional, em outras palavras, revela o quanto do PIB está comprometido com a dívida em totais de títulos emitidos pelo Tesouro Nacional.
- **DMTCFBC** são os títulos públicos federais que estão em posição de custódia, mas fora do Banco Central, ou seja, com o público.
- **DMTCPBC** expõe os saldos da dívida mobiliária em posição de custódia, mas no portfólio do Banco Central.
- **DMTCTOME** mostra o total de títulos do Tesouro Nacional em posição de custódia em posse do mercado.

Medidas de volatilidade dos ciclos econômicos

PIB, Consumo e Investimento (formação bruta de capital fixo) são três indicadores comumente utilizados na análise de ciclos econômicos. Nesta seção, são expostos, de maneira bem sucinta, os conceitos e os ajustes que foram feitos para adequar as variáveis ao modelo econométrico.

O IBGE publica os indicadores de consumo e investimento trimestralmente. Para que as séries ficassem com a periodicidade uniforme, alguns ajustes foram necessários. A princípio, multiplicou-se a participação trimestral nominal das variáveis consumo e investimento pelo PIB acumulado dos últimos 12 meses, em milhões de dólares, com periodicidade mensal. Feito isso, as variáveis foram convertidas em valores reais, utilizando o *Consumer Price Index* (CPI), indicador equivalente ao índice de preços no Brasil – obtendo-se, assim, as variáveis de consumo real, investimento real e PIB real.

A partir das variáveis em valores reais, foram derivados os componentes cíclicos, conforme exposto mais detalhadamente na próxima seção. No apêndice A, são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise empírica.

Análise econométrica

A análise econométrica envolveu o uso de três metodologias: análise de fatores, filtros de remoção de tendência de séries estatísticas e testes de causalidade de Granger. A análise de fatores permitiu a construção dos indicadores de fragilidade do setor público, enquanto que os filtros foram utilizados para derivar os componentes cíclicos da produção, consumo e investimento. Por fim, os testes de causalidade de Granger foram utilizados para verificar a presença de relação temporal entre os indicadores de fragilidade do setor público e a volatilidade dos ciclos econômicos. Todos os procedimentos foram conduzidos com a utilização do software *EViews 8.0*.

Análise de fatores

A Análise de Fatores é uma metodologia que consiste em verificar a presença de variáveis latentes que possam estar influenciando, simultaneamente, o comportamento de um conjunto de variáveis. O indicador funciona como uma combinação linear das variáveis originais. Quando inseridas em uma regressão, as variáveis originais serão as variáveis independentes, e o indicador, ou índice, será a variável dependente.

O objetivo desta seção é expor o processo de derivação de um indicador de fragilidade financeira do setor público, utilizando os dados disponíveis das contas públicas brasileiras, das receitas, despesas, necessidade de financiamento das esferas do governo e dívida mobiliária. Conforme indicado anteriormente, todas as variáveis do setor público foram representadas como fluxos mensais em valores correntes em percentuais do PIB.

O uso da análise de fatores requer que os dados atendam a alguns pré-requisitos. Primeiro, as variáveis devem ser contínuas, e o tamanho da amostra tem que ser superior a 50 casos. Além disso, a correlação entre as variáveis devem ser majoritariamente superiores a 0,3 (FIGUEIREDO; SILVA, 2010; TIRYAKI, 2014). No presente estudo, estabeleceu-se que cada variável apresentasse correlação de 0,3 com, pelo menos, outras seis variáveis para ser mantida na análise de fatores.

Algumas variáveis precisaram ser descartadas por não atenderem ao critério de correlação. A exclusão de uma variável não diminui a sua importância, apenas indica que ela não é adequada para a inclusão na análise de fatores. Neste sentido, neste estágio preliminar, foram excluídas as seguintes variáveis: NFSPRNINGOVBC, NFSPRNEXGOVBC, NFSPRNEXESTMUN, NFSPJNEXGOVBC, e NFSPJNEXESTMUN.

Feita a análise da adequação dos dados, conduziu-se a etapa seguinte da análise, a extração dos fatores. Foi utilizado o método de Fatores Principais, que busca identificar e localizar o número menor de fatores que respondam pela correlação de um conjunto de variáveis. Vale ressaltar que essa técnica não sofre efeito por mudanças de escala nos dados e é a mais utilizada na literatura (TIRYAKI, 2014). Por fim, uma análise de fatores pode apresentar diversos fatores, muito embora isso não queira dizer que todos os fatores devam ser utilizados.

Para definir o número de fatores a serem utilizados, a técnica mais comum é o critério de Kaiser-Guttman, que define o pré-requisito de autovalor maior do que 1. Contudo, *Horn's parallel analysis* (Análise Paralela) é mais eficiente, quando se trata da comparação dos autovalores observados com os autovalores obtidos a partir de variáveis normais não correlacionadas. A literatura considera esse o melhor método para a seleção de fatores (TIRYAKI, 2014).

A Tabela 1 apresenta os resultados da extração de fatores. Para que uma variável seja mantida nas etapas seguintes da análise de fatores, é importante que as communalidades, que representam a proporção da variância de cada variável explicada pelos fatores excluídos, sejam superiores a 0,4 (COSTELLO; OSBORNE, 2005). Desse modo, foi preciso excluir as variáveis RELESPREC e NFSPJNINGOVBC, e conduzir novamente o processo de extração de fatores, cujos resultados são apresentados na Tabela 2. Nesta segunda estimativa, todas as variáveis incluídas apresentaram communalidades acima de 0,4.

TABELA 1
EXTRAÇÃO DE FATORES NÃO-ROTACIONADOS - 1ª ESTIMATIVA

Unrotated Loadings					
	F1	F2	Communality	Uniqueness	
DMTTOT	0.983834	0.155696	0.992171	0.007829	
DMTCPBC	0.362592	0.559069	0.444032	0.555968	
DMTCTOME	0.976231	0.016884	0.953312	0.046688	
DMTPTOT	0.960341	0.139646	0.941756	0.058244	
DMTPBC	0.900544	0.153033	0.834399	0.165601	
DMTCFBC	0.971222	0.079587	0.949607	0.050393	
DMTPTME	0.931848	0.104136	0.879186	0.120814	
RELESPREC	0.430524	-0.007736	0.185411	0.814589	
NFSPRNINESTMUN	-0.547025	0.709134	0.802108	0.197892	
NFSPJNINGOVBC	0.367874	-0.360001	0.264932	0.735068	
NFSPJNINESTMUN	-0.348624	0.846051	0.83734	0.16266	
Factor	Variance	Cumulative	Difference	Proportion	Cumulative
F1	6.338736	6.338736	4.593219	0.784084	0.784084
F2	1.745517	8.084253	---	0.215916	1
Total	8.084253	8.084253		1	

Fonte: Elaboração própria, 2015.

TABELA 2
EXTRAÇÃO DE FATORES ROTACIONADOS - 2ª ESTIMATIVA

Unrotated Loadings					
	F1	F2	Communality	Uniqueness	
DMTTOT	0.986021	0.135745	0.990664	0.009336	
DMTCPBC	0.311895	0.654894	0.526165	0.473835	
DMTCTOME	0.980312	-0.030225	0.961926	0.038074	
DMTPTOT	0.959034	0.135734	0.93817	0.06183	
DMTPBC	0.914919	0.10057	0.847192	0.152808	
DMTCFBC	0.972207	0.039662	0.94676	0.05324	
DMTPTME	0.941339	0.06486	0.890327	0.109673	
NFSPRNINESTMUN	-0.525198	0.689257	0.750908	0.249092	
NFSPJNINESTMUN	-0.332984	0.805686	0.760008	0.239992	
Factor	Variance	Cumulative	Difference	Proportion	Cumulative
F1	6.00537	6.00537	4.398622	0.788922	0.788922
F2	1.606748	7.612118	---	0.211078	1
Total	7.612118	7.612118		1	

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Para proceder com a análise de fatores, é importante verificar os resultados do teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que também indicam se os dados são adequados para a realização da análise de fatores. Essa estatística varia entre 0 e 1, sendo que um valor maior que 0,5 é indicado como apropriado (FÁVERO *et al.* 2009, *apud*. TIRYAKI, 2014). A Tabela 3 mostra que o resultado obtido no presente estudo para o KMO é de 0,7, ou seja, um resultado satisfatório.

TABELA 3
TESTE DE KAISER-MEYER-OLKIN (KMO)

Teste KMO	
Fator	
Variável	Valor
DMTTOT	0.777903
DMTCPBC	0.191697
DMTCTOME	0.642409
DMTPTOT	0.745403
DMTPBC	0.77369
DMTCFBC	0.972642
DMTPTME	0.741025
NFSPRNINESTMUN	0.688775
NFSPJNINESTMUN	0.579852
Kaiser's MSA	0.708165

Fonte: Elaboração própria, 2015.

A próxima etapa da análise de fatores é a rotação dos fatores. Esse processo permite associar as variáveis a um fator em detrimento dos demais, o que facilita a interpretação dos resultados. Existe uma variedade de métodos à disposição para a condução da rotação de fatores. De uma forma geral, se os fatores forem correlacionados, sugere-se o uso de rotações oblíquas; se não forem correlacionados, é indicado o uso de rotação ortogonal. O método mais utilizado para as rotações oblíquas é o *Direct Oblimin*, enquanto que o método padrão para a ortogonal é a *Varimax* (FIGUEIREDO, 2010; TIRYAKI, 2014).

Como a correlação entre fatores mostrou-se negligenciável (-0,214), optou-se pela rotação ortogonal, cujos resultados são apresentados na Tabela 4. O ideal é que um fator carregue, pelo menos, cinco variáveis (as cargas de cada variável precisam exceder 0,6 para associá-la a um determinado fator, de acordo com TIRYAKI, 2014). O Fator 1 carregou seis variáveis, enquanto que o Fator 2 carregou somente duas. Com isso, optou-se por trabalhar, nas etapas subsequentes da análise econométrica, com o Fator 1.

Denominou-se o fator 1 (F1) de ENDIVIDAMENTO, pois as variáveis retidas se relacionam a componentes de endividamento público. Elevação nos valores desse fator indica um agravamento do endividamento público, portanto uma maior fragilidade fiscal. Teoricamente, essa maior fragilidade fiscal pode ser reflexo de uma maior exposição ao risco por parte dos agentes públicos à *la HFF* de Minsky (1992). Alternativamente, é possível fazer a associação também com a literatura sobre ciclos políticos, conforme discutido na seção anterior.

De acordo com autores como Nordhaus (1975), Rogoff e Silbert (1988), Brender e Dranzen (2004), Nakaguma e Bender (2006) e Vasconcelos et al (2013), o comportamento das contas públicas reflete a relação de poder que os governos utilizam para se perpetuarem em exercício de mandato. Em períodos pré-eleitorais, ocorre uma redução de impostos e uma maior emissão monetária. Já em períodos pós-eleitoral há aumento da inflação e aumento da dívida (termo geral para aumento dos gastos e contração de empréstimos). O fator ENDIVIDAMENTO, neste contexto, poderia refletir a tentativa do grupo político incumbente de se perpetuar no poder, comprometendo a saúde da economia.

TABELA 4
MATRIZ DOS FATORES ROTACIONADOS – ORTOGONAL/VARIMAX

Método de Rotação: Ortogonal/Varimax Cargas Rotacionadas: L * inv(T)'		
	F1	F2
DMTTOT	0.9935	-0.0603
DMTCPBC	0.434272	0.58101
DMTCTOME	0.95535	-0.2219
DMTPTOT	0.96703	-0.055
DMTPBC	0.91688	-0.0808
DMTCFBC	0.96111	-0.1518
DMTPTME	0.93578	-0.121
NFSPRNINESTMUN	-0.379827	0.7789
NFSPJNINESTMUN	-0.168512	0.8553
Correlação dos Fatores Rotacionados: TT		
	F1	F2
F1	1,000	
F2	-2.78E-17	1,000

Fonte: Elaboração própria, 2015.

O Gráfico 1 mostra o comportamento do fator ENDIVIDAMENTO ao longo do tempo analisado – janeiro de 1995 até setembro de 2015. Observa-se que o fator apresentava um valor negativo nos primeiros anos do Plano Real até o abandono das bandas cambiais em 1999. Desde então, vem apresentando valores positivos. Na crise de 2008, o indicador apresentou um leve declínio, mas logo retornou ao patamar anterior, possivelmente fruto das políticas fiscais adotadas no período de estímulo à demanda agregada, como o aumento dos gastos do governo, diminuição de tributos e subsídios para favorecer o consumo. Outra tendência a ser salientada é a tendência de crescimento do fator a partir de 2014. A recente ampliação do indicador pode estar relacionada ao agravamento da situação fiscal do governo e à forte desaceleração econômica.

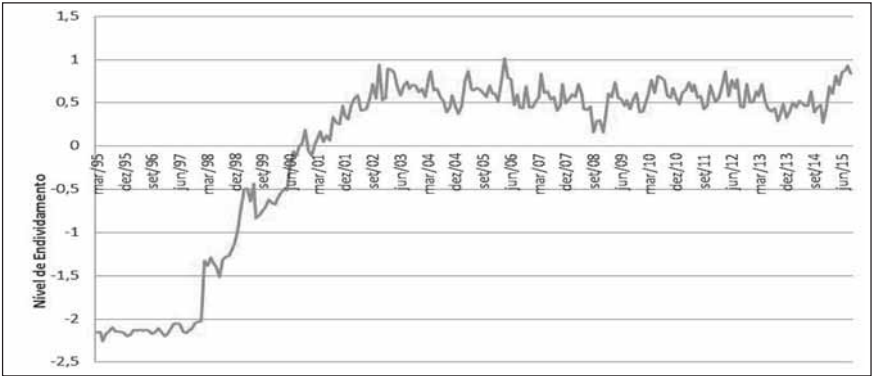
O último passo da análise de fatores é avaliar a qualidade de ajustamento do modelo (ver Tabela 5). Verifica-se aqui se o modelo estimado é superior ao modelo de independência, que assume a ausência de fatores comuns (FABRIGAR *et al.*, 1999; TIRYAKI, 2014). O primeiro indicador a avaliar é a razão de parcimônia: a diferença entre essa razão e a unidade indica o quanto o modelo estimado é mais eficiente em relação ao modelo de independência. No presente estudo, os resultados indicam que o modelo estimado é 52,78% mais eficiente que o modelo de independência.

Os índices de ajuste absoluto também buscam evidenciar a superioridade do modelo estimado. Quanto maiores os valores desses índices, pior é o ajuste do modelo estimado. A RMSR, por exemplo, precisa ser inferior a 0,05,

mas o valor obtido pelo modelo é um pouco maior, 0,063. Já os índices de ajuste incremental fazem uma comparação direta dos resultados obtidos com uma especificação de referência, normalmente o modelo de independência. O modelo é considerado adequado se esses indicadores situarem-se acima de 0,95, sendo que, no modelo elaborado, ambos os indicadores estão acima, 0,98 e 0,99 respectivamente. Tem-se, de forma geral, que o modelo estimado apresentou ajuste adequado.

Gráfico 1

Indicador de fragilidade financeira – Fator 1 - ENDIVIDAMENTO



Fonte: Elaboração própria, 2015.

TABELA 5

GOODNESS OF FIT – CHECAGEM DO BALANCEAMENTO E QUALIDADE DO MODELO.

	Modelo	Independência	Saturado
Parâmetros	26	9	45
Graus de Liberdade	19	36	---
Razão de Parcimônia	0.527778	1.000000	---
Índice de Ajuste Absoluto			
	Modelo	Independência	Saturado
Discrepância (RMSR)	0.142343 0.062881	15.62184 0.658741	0.000000 0.000000
Índice de Ajuste Incremental			
	Modelo		
Bollen Relativa (RFI)	0.982736		
Bentler-Bonnet Normed (NFI)	0.990888		

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Estimativa dos componentes cíclicos das variáveis macroeconômicas

As séries temporais possuem três componentes a serem observados: tendência, sazonalidade e ciclos. A sazonalidade não é um aspecto a ser observado, já que os dados das variáveis macroeconômicas são anualizados. Como o objetivo do trabalho é operar com os ciclos econômicos, é preciso o uso de filtros para separar o componente de tendência do componente de frequência mais curta.

O filtro Hodrick-Prescott é um instrumental matemático utilizado em macroeconomia que foi popularizado pelos economistas Robert J. Hodrick e o prêmio Nobel de 2004, Edward C. Prescott. O filtro busca extrair a tendência, que é considerada estocástica, contudo com variações menos acentuadas ao longo do tempo e que não são correlacionadas com os ciclos econômicos. Ou seja, o filtro permite a remoção das flutuações de baixa frequência nas séries temporais (TELES *et al*, 2005; TIRYAKI, 2008). Os componentes cíclicos obtidos com o uso do filtro de Hodrick-Prescott para as séries de investimento, consumo e PIB foram nomeados, respectivamente, CYCINV, CYCCONS e CYCPIB.

Foi também utilizado o filtro Band Pass (BP), ou técnica de Baxter-King, para obter as variáveis BPFILTERCONS, BPFILTERINV, BPFILTERPIB. Esse instrumental tem uma precisão maior do que o filtro HP, contudo leva à perda de observações, algo em torno de três anos, ou 36 meses no início e no final da série (CHRISTIANO; FITZGERALD, 1999; ANGELIS, 2004; TELES *et al*, 2005).

O Gráfico 2 ilustra a diferença entre as duas técnicas quando aplicadas para o PIB. A curva mais curta mostra o filtro BP, que “perde” algumas observações no início e no final da série. Já a curva mais longa é o filtro HP aplicada ao PIB, que não perde observações, todavia não é tão preciso quanto o filtro BP. Além disso, é possível notar que, apesar de diferentes volatilidades, a tendência das curvas é bastante semelhante.

Gráfico 2

Componente cíclico do Log (PIB); Baxter – King Vs Hodrick - Prescott



Fonte: Elaboração própria, 2015.

Testes de causalidade Granger

Nesta seção, serão mostrados os resultados dos testes de causalidade Granger, que se baseiam no teste F para a significância conjunta dos coeficientes defasados. Caso o valor calculado de F exceder o valor crítico de F, ao nível escolhido de significância, rejeita-se a hipótese nula de que os coeficientes não são diferentes de zero. Em outras palavras, a variável explicativa causa, no sentido de Granger, a variável dependente. Por fim, esse teste é um modo de analisar se valores passados de uma variável A podem servir como um previsor de uma variável B. Em caso positivo, diz-se que A Granger-Causa B (FAVA, 1999).

Os testes utilizaram 12 defasagens, avaliando-se um nível de confiança de, pelo menos, 95%. Analisou-se a importância do fator ENDIVIDAMENTO e das variáveis REDESPREC, NFSPJNEXGOVBC, NFSPJNINGOVBC na determinação das variáveis representando os ciclos econômicos: CYCPIB, CYCINV, CYCCONS, BPFILTERPIB, BPFILTERINV, BPFILTERCONS.

Na Tabela 6, marcadas em **negrito**, estão todas as hipóteses nulas que foram rejeitadas. Para ilustrar, a hipótese **ENDIVIDAMENTO não Granger-Causa BPFILTERCONS** foi rejeitada (marcada em **negrito**) com 5% de significância. Dessa forma, **ENDIVIDAMENTO causa BPFILTERCONS**. Ou seja, o governo, com seu orçamento fragilizado por conta do alto endividamento, não funciona bem como agente estabilizador da volatilidade do consumo.

TABELA 6
TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER PARA F1– DOZE DEFASAGENS

Hipótese Nula:	Obs.	Estatística F	Prob.
ENDIVIDAMENTO não Granger-Causa BPFILTERCONS	165	2,15457	0,0171**
BPFILTERCONS não Granger-Causa Cause F1		1,81104	0,0517
ENDIVIDAMENTO não Granger-Causa BPFILTERINV	165	1,35842	0,1930
BPFILTERINV não Granger-Causa ENDIVIDAMENTO		0,79109	0,6590
ENDIVIDAMENTO não Granger-Causa BPFILTERPIB	165	1,44991	0,1505
BPFILTERPIB não Granger-Causar ENDIVIDAMENTO		1,75934	0,0607
ENDIVIDAMENTO não Granger-Causa HPCYCCONS	237	3,97829	0,00001***
HPCYCCONS não Granger-Causa ENDIVIDAMENTO		4,92297	0,0000004***
ENDIVIDAMENTO não Granger-Causa HPCYCINV	237	2,29842	0,009***
HPCYCINV não Granger-Causa ENDIVIDAMENTO		2,1485	0,0153***
ENDIVIDAMENTO não Granger-Causa HPCYCPIB	237	0,69695	0,7536
HPCYCPIB não Granger-Causae ENDIVIDAMENTO		1,01279	0,4382

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Nota: ** - 5% de significância; *** - 1% de significância.

Na Tabela 7, observa-se que REDESPPREC causa BPFILTERCONS e HPCYCCONS a um nível de 1% de significância, já que a hipótese nula é rejeitada. Lembrando que REDESPPREC é uma variável que mostra a razão entre endividamento e receita, logo, quanto maior a fração, maior o déficit no orçamento público. Observa-se, portanto, que a variável REDESPPREC Granger-cause o componente cíclico do consumo a 1% de significância, independente da filtragem utilizada. Além disso, REDESPPREC Granger causa as flutuações no componente cíclico de investimento medido por HPCYCINV a um nível de 5% de significância.

TABELA 7
TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER PARA REDESPPREC – DOZE DEFASAGENS

Hipótese Nula:	Obs.	Estatística F	Prob.
REDESPPREC não Granger-Causa BPFILTERCONS	165	2,5627	0,0043***
BPFILTERCONS não Granger-Causa REDESPPREC		1,4544	0,1487
REDESPPREC não Granger-Causa BPFILTERINV	165	1,4453	0,1525
BPFILTERINV não Granger-Causa REDESPPREC		1,3406	0,2024
REDESPPREC não Granger-Causa BPFILTERPIB	165	1,1205	0,3483
BPFILTERPIB não Granger-Causa REDESPPREC		1,7143	0,0697
REDESPPREC não Granger-Causa HPCYCCONS	228	3,4489	0,0001***
HPCYCCONS não Granger-Causa REDESPPREC		1,0756	0,3823
REDESPPREC não Granger-CausaHPCYCINV	228	2,2717	0,0101**
HPCYCINV não Granger-Causa REDESPPREC		1,7733	0,0545
REDESPPREC não Granger-Causa HPCYCPIB	228	0,8096	0,6404
HPCYCPIB não Granger-Causa REDESPPREC		0,5003	0,9130

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Nota: ** - 5% de significância; *** - 1% de significância.

Na Tabela 8, o teste de causalidade de Granger é feito para a variável NFSPJNEXGOVBC, que mede a necessidade de financiamento em juros nominais externos do governo e do Banco Central. Essa variável foi selecionada dentre as outras, pois é a mais abrangente, logo possibilita uma visão mais ampla sobre as necessidades de financiamento do governo central. É possível verificar que a hipótese nula é rejeitada para o componente cíclico de investimento em ambas as filtragens e para o componente cíclico do PIB, quando se utiliza o filtro HP.

Por fim, a Tabela 9 revela o teste para a variável NFSPJNINGOVBC, que expõe a necessidade de financiamento interno de juros nominais para o governo e o Banco Central. Aqui os resultados são menos robustos, e o único resultado estatisticamente significativo é que este indicador Granger causa a volatilidade do investimento com 5% de significância.

De uma forma geral, os resultados indicam a importância de monitorar como a fragilidade do setor público pode contribuir para a volatilidade dos ciclos econômicos. Fatores políticos têm contribuído para o uso de políticas fiscais pró-cíclicas, com o setor público não se comportando como agente estabilizador da economia.

TABELA 8
TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER PARA NFSPJNEXGOVBC – DOZE DEFASAGENS

Hipótese Nula:	Obs.	Estatística F	Prob.
NFSPJNEXGOVBC não Granger-Causa BPFILTERCONS BPFILTERCONS não Granger-Causa NFSPJNEXGOVBC	165	1,3644 1,4332	0,1900 0,1577
NFSPJNEXGOVBC não Granger-Causa BPFILTERINV BPFILTERINV não Granger-Causa NFSPJNEXGOVBC	165	1,9872 1,3358	0,0296** 0,2049
NFSPJNEXGOVBC não Granger-Causa BPFILTERPIB BPFILTERPIB não Granger-Causa NFSPJNEXGOVBC	165	0,9465 2,0979	0,5029 0,0206**
NFSPJNEXGOVBC não Granger-Causa HPCYCCONS HPCYCCONS não Granger-Causa NFSPJNEXGOVBC	237	1,7517 1,0179	0,0580 0,4335
NFSPJNEXGOVBC não Granger-Causa HPCYCINV HPCYCINV não Granger-Causa NFSPJNEXGOVBC	237	2,4057 1,0208	0,0061*** 0,4308
NFSPJNEXGOVBC não Granger-Causa HPCYCPIB HPCYCPIB não Granger-Causa NFSPJNEXGOVBC	237	1,8610 1,1008	0,0407** 0,3609

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Nota: ** - 5% de significância; *** - 1% de significância.

TABELA 9
TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER PARA NFSPJNINGOVBC – DOZE DEFASAGENS

Hipótese Nula:	Obs.	Estatística F	Prob.
NFSPJNINGOVBC não Granger-Causa BPFILTERCONS	165	1,5045	0,1292
BPFILTERCONS não Granger-Causa NFSPJNINGOVBC		0,7479	0,7025
NFSPJNINGOVBC não Granger-Causa BPFILTERINV	165	1,2326	0,2667
BPFILTERINV não Granger-Causa NFSPJNINGOVBC		1,1578	0,3195
NFSPJNINGOVBC não Granger-Causa BPFILTERPIB	165	1,1314	0,3397
BPFILTERPIB não Granger-Causa NFSPJNINGOVBC		0,9799	0,4711
NFSPJNINGOVBC não Granger-Causa HPCYCCONS	237	1,4580	0,1421
HPCYCCONS não Granger-Causa NFSPJNINGOVBC		0,5585	0,8735
NFSPJNINGOVBC não Granger-Causa HPCYCINV	237	1,8995	0,0358**
HPCYCINV não Granger-Causa NFSPJNINGOVBC		0,7174	0,7337
NFSPJNINGOVBC não Granger-Causa HPCYCPIB	237	0,9690	0,4796
HPCYCPIB não Granger-Causa NFSPJNINGOVBC		0,6812	0,7686

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Nota: ** - 5% de significância; *** - 1% de significância.

Conclusões

O reconhecimento dos graves e duradouros efeitos das flutuações cíclicas de curto prazo, em termos de perdas em produção e emprego, levou os economistas, particularmente aqueles de tradição keynesiana, a advogarem a favor de intervenções de governo para a promoção da estabilidade. A existência de significativas falhas de mercado abriria espaço para a atuação do governo, seja via política monetária, seja via política fiscal.

Embora haja um maior consenso entre esses economistas da efetividade da atuação das autoridades monetárias em garantir ciclos econômicos menos voláteis, o uso de política fiscal como instrumento estabilizador é menos unânime. Keynesianos tradicionais defendiam o caráter contracíclico da política monetária, enfatizando o papel dos estabilizadores automáticos. No entanto preocupações quanto às dificuldades de aprovação e implementação de iniciativas fiscais de maneira célere, bem como à suscetibilidade do aparato governamental aos ciclos políticos levaram a questionamentos do efetivo papel da política fiscal na promoção da estabilidade de curto prazo.

Este trabalho buscou verificar a relação entre a fragilidade financeira do setor público brasileiro e a volatilidade das flutuações na atividade econômica. Com o uso de análise de fatores, foi possível delinear um indicador que reflete a exposição do setor público em termos de endividamento, e sua avaliação permitiu verificar um agravamento da exposição financeira do governo nos últimos 15 anos.

Os testes de causalidade de Granger, por sua vez, revelaram que a fragilidade fiscal contribuiu para aumentar a volatilidade econômica, particularmente no que diz respeito ao consumo privado. Tanto o indicador de alavancagem financeira obtido com a análise de fatores, quanto as variáveis de desequilíbrio orçamentário e de necessidade de financiamento do setor público, Granger causa a volatilidade do consumo, investimento e produção, embora a relação com a volatilidade do consumo privado seja mais robusta. Esse resultado mostra que a política fiscal pode atuar de maneira pró-cíclica, amplificando e, em algumas situações, gerando as flutuações de curto prazo na atividade econômica.

Alesina e Tabelini (2005) e Mishkin (2010), dentre outros autores, argumentam que esse caráter pró-cíclico das políticas fiscais, particularmente em países emergentes, é relacionado ao efeito “Fome de Leviatã”. É resultado da má alocação de recursos e de interesses pessoais dos governantes à frente dos interesses coletivos. Ou seja, o problema não é de caráter exclusivamente econômico, ele é resultado de tentativas de manutenção do poder político por parte do incumbente. Instituições de governança menos robustas em países emergentes favorecem esse tipo de comportamento dos agentes públicos.

Neste sentido, é necessária a atenção do aparato institucional de Estado, mais especificamente, e da sociedade, de maneira mais geral, para a mudança de caráter das políticas fiscais na sua essência estrutural. Como o endividamento público e as crises orçamentárias dos governos impactam diretamente sobre a atividade econômica do país, é importante delinear mecanismos de controle ao uso abusivo e ineficiente da política fiscal.

Em termos metodológicos, sugere-se, para trabalhos futuros, a estimativa de um modelo de vetor de autointegração (VAR), que permitirá inferir de maneira mais precisa a relação entre fragilidade financeira do setor público e a volatilidade dos ciclos econômicos.

Referências

ABEL, Andrew; BERNANKE, Ben; CROUSHORE, Dean. *Macroeconomia*. São Paulo: Pearson. 2008. 457p.

ALESINA; TABELLINI. *Why is fiscal policy often procyclical?* NBER Working Paper no. 11600, 2005. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w11600.pdf>>. Acesso em: 02 jan. 2015.

ANGELIS, Cristiano Trindade. *Um estudo sobre os filtros HP e BK*. Dissertação (Mestrado em Economia), 2004. – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis. 2004.

ARAUJO, Joelma Maria. *Inovação e ciclos econômicos em Schumpeter e Minsky*. 2012. 146 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, UFAL, Maceió, 2012.

BACEN. *Manual de Estatísticas Fiscais*: departamento econômico do Banco Central do Brasil, abril de 2012, 33p.

BAHRY, T. R.; GABRIEL, L. F. A hipótese de instabilidade financeira e suas implicações para ocorrência de ciclos econômicos. *R. Econ. contemp.*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 27-60, jan./abr. 2008.

BRENDER, A.; DRANZEN, A. Political budget cycles in new versus established democracies. *NBER Working Paper* 10539, 2004.

BURNS, A. F; MITCHELL, W.C. *Measuring business cycles*. Disponível em: <<http://www.nber.org/books/burn46-1>>. Acesso em: 20 maio 2014.

CATAO, Luis A; SUTTON, Bennett W. Sovereign Defaults: The Role of Volatility, IMF Working Papers 02/149, *International Monetary Fund*. 2002.

CHRISTIANO; FITZGERALD. *The Band Pass Filter*. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7257>> Acesso em: 07 abr. 2016.

COSTELLO, A.; OSBORNE, J. Best Practice s in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From Your Analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, v.10, n. 7, 2005.

DE LIMA, Izabel Cristina. *Ciclos econômicos e previsão cíclica*: um estudo de indicadores antecedentes para a economia brasileira. Disponível em: <<http://goo.gl/mlHEik>>. Acesso em: 22 mar. 2015.

FAVA, Vera L. *Manual de econometria*. São Paulo: Atlas, 2000. p. 246-252.

FIGUEIREDO, Dalson B. ; SILVA, José A. Visão além do alcance: uma introdução à análise fatorial. *Opinião Pública*, Campinas, v. 16, n. 1, p. 160-185, jun. 2010.

GAVIN; PEROTTI, *Fiscal Policy in Latin America*. Disponível em: <<http://www.nber.org/books/bern97-1>>. Acesso em: 15 dez. 2015.

KAMINSKI, Graciela, Carmen Reinhart, VEGH, Carlos. When it Rains it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies in Mark Gertler and Kenneth Rogoff (eds) *NBER Macroeconomic Annual 2004*, Cambridge, MA: MIT Press. 2004.

KEYNES, J. M. *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. São Paulo: Atlas, 1936. 328 p.

LUCAS, Robert E. *Understanding business cycles*. Chicago: University of Chicago, 1976.

MINSKY, Hyman. *The Financial Instability Hypothesis*. New Heaven: Twentieth Century Fund Report, 1992.

MISHKIN, Frederic. *Money, Banking and the Financial System*. Pearson; 10th edition, 2010.

NAGAKUMA, Marcos Yamada; BENDER, Siegfried. *A emenda da reeleição e a Lei de Responsabilidade Fiscal: impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos Estados (1986-2002)*. Disponível em: <<http://goo.gl/4PLN1T>>. Acesso em: jun. 2015.

NORDHAUS, W, The political business cycle. *Review of Economic Studies* 42, 169–90. 1975.

POSSAS, M. L. *Dinâmica da economia capitalista: uma abordagem teórica*. São Paulo: Editora Brasiliense, 1987.

ROGOFF, K.; SILBERT, A. Elections and macroeconomic policy cycles. *Review of Economic Studies*. v. 55, n. 1, p. 1-16, 1988.

SCHUMPETER, J. A. *Teoria do desenvolvimento econômico*. São Paulo: Nova Cultural, 1997. 239 p.

SOUZA, Luís Gonzaga. O Estado na economia. *Ensaio de Economia*, p. 92-96, 2004.

STADLER, George W., *Real Business Cycles*. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2728793>> Acesso em: 02/2015.

TALVI, Ernesto; VEGH, Carlos. Tax Base Variability and Procyclicality of Fiscal Policy. *Journal of Development Economics*, forthcoming., 2005.

TELES, *et al.* Ciclos Econômicos e Métodos de Filtragem: “fatos estilizados” para o caso brasileiro. *Economia*, Brasília(DF), v.6, n.2, p.291–328, jul./dez. 2005.

TIRYAKI, Gisele Ferreira. A informalidade e as flutuações na atividade econômica. *Est. Econ.*, São Paulo, v. 38, n. 1, p. 97-125, jan./mar. 2008.

_____. *Análise de fatores: passo a passo*. Salvador: Universidade Federal da Bahia, 2014. 58 slides: color. Slides gerados a partir do software PowerPoint.

VASCONCELOS, Rafael Divino. *A dinâmica da execução orçamentária federal do Brasil sob a ótica dos ciclos políticos eleitorais, 1985-2010*. Disponível em: <<http://goo.gl/OVkrGN>>. Acesso em: jun. 2015.

APÊNDICE A – Estatísticas descritivas

(continua)

	BPFILTERCONS	BPFILTERINV	BPFILTERPIB	HPCYCCONS	HPCYCINV
Média	-0,0040	-0,0039	-0,0024	0,0012	0,0008
Mediana	0,0139	-0,0077	0,0090	0,0045	0,0031
Máximo	0,1379	0,1656	0,1483	0,0932	0,1499
Mínimo	-0,1371	-0,1867	-0,1404	-0,1434	-0,2543
Std. Dev.	0,0812	0,0918	0,0823	0,0472	0,0627
Assimetria	-0,1921	-0,0745	-0,0299	-0,6800	-0,6945
Curtose	1,9090	2,1137	1,9193	3,5277	5,3172
Jarque-Bera	9,8678	5,9573	8,6397	15,6932	53,8250
Probabilidade	0,0072	0,0509	0,0133	0,0004	0,0000
Sum	-0,7155	-0,6990	-0,4287	0,2140	0,1448
Sum Sq. Dev.	1,1603	1,4833	1,1913	0,3928	0,6916
Observações	177,0000	177,0000	177,0000	177,0000	177,0000
	HPCYCPIB	DMTTOT	DMTCPBC	DMTCTOME	DMTPTOT
Média	0,0016	6,0330	1,0206	4,9701	6,2208
Mediana	0,0123	6,3800	0,9800	5,2300	6,4000
Máximo	0,0897	7,2900	1,7500	6,7300	7,2900
Mínimo	-0,1423	2,7500	0,1900	1,9700	4,5100
Std. Dev.	0,0451	0,9885	0,4172	1,1246	0,6117
Assimetria	-0,7832	-1,7167	-0,1622	-1,0451	-0,9772
Curtose	3,5217	5,4070	2,1310	3,4741	3,1506
Jarque-Bera	20,1038	129,6603	6,3451	33,8760	28,3360
Probabilidade	0,0000	0,0000	0,0419	0,0000	0,0000
Sum	0,2855	1067,8400	180,6400	879,7100	1101,0800
Sum Sq. Dev.	0,3578	171,9607	30,6327	222,5868	65,8567
Observações	177,0000	177,0000	177,0000	177,0000	177,0000
	DMTPBC	DMTCFBC	DMTPTME	REDESPREC	
Média	1,4794	5,3516	4,0069	1,4261	
Mediana	1,6700	5,4500	4,5400	1,3900	
Máximo	2,3400	6,7300	5,6200	2,7200	
Mínimo	0,0000	3,3500	0,0000	0,8300	
Std. Dev.	0,6697	0,7078	1,6279	0,2563	
Assimetria	-1,2781	-1,0033	-1,9363	1,5210	
Curtose	3,5510	3,8972	5,1016	8,2040	
Jarque-Bera	50,4285	35,6344	143,1735	267,9679	
Probabilidade	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
Sum	261,8500	947,2300	709,2300	252,4200	
Sum Sq. Dev.	78,9302	88,1658	466,4032	11,5584	
Observações	177,0000	177,0000	177,0000	177,0000	

Fonte: Elaboração própria, 2016.

APÊNDICE A – Estatísticas descritivas

(conclusão)

	NFSPRNINGOVBC	NFSPRNINESTMUN	NFSPRNEXGOVBC	NFSPRNEXESTMUN
Média	3,4338	1,2844	-1,1820	0,0479
Mediana	3,3100	1,0400	-0,7000	0,0300
Máximo	18,3700	12,6200	29,8200	0,6000
Mínimo	-22,2900	-1,2900	-14,0200	-0,2300
Std. Dev.	4,9390	1,5611	4,3432	0,1109
Assimetria	-1,0245	2,6480	1,8778	1,5764
Curtose	7,7382	18,1852	17,9443	8,3027
Jarque-Bera	196,5360	1907,4580	1751,1020	280,6823
Probabilidade	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Sum	607,7800	227,3400	-209,2100	8,4700
Sum Sq. Dev.	4293,2860	428,9158	3319,9610	2,1640
Observações	177,0000	177,0000	177,0000	177,0000

	NFSPJNINGOVBC	NFSPJNINESTMUN	NFSPJNEXGOVBC	NFSPJNEXESTMUN
Média	3,8661	1,9925	0,3847	0,0340
Mediana	3,8900	1,7500	0,3200	0,0300
Máximo	9,3200	11,6100	1,3800	0,0800
Mínimo	-5,5500	-0,4400	-0,3300	0,0100
Std. Dev.	1,8866	1,3600	0,4257	0,0216
Assimetria	-0,9110	2,6774	0,2880	0,4673
Curtose	7,2286	17,4186	1,7219	1,8992
Jarque-Bera	156,3535	1744,6890	14,4942	15,3781
Probabilidade	0,0000	0,0000	0,0007	0,0005
Sum	684,3000	352,6700	68,1000	6,0100
Sum Sq. Dev.	626,4546	325,5467	31,8896	0,0818
Observações	177,0000	177,0000	177,0000	177,0000

Fonte: Elaboração própria, 2016.

4 | A PROVISÃO MUNICIPAL DE BENS PÚBLICOS LOCAIS: UMA ANÁLISE DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS COM *THRESHOLD*

Laércio Damiane Cerqueira da Silva*

Maria da Conceição Sampaio de Sousa**

Resumo

Este artigo coloca em competição duas especificações alternativas, uma do lado da demanda e outra do lado da oferta, para um conjunto de dados de 5285 municípios brasileiros para 2010, a fim de testar a hipótese de que a relevância dos modelos que explicam o comportamento das despesas públicas locais pode depender do tamanho da população das jurisdições. A metodologia econométrica usa a combinação do Teste J, proposto por Davidson e MacKinnon (1981), com o *Threshold*, sugerido por Hansen (2000), como um método de triagem de dados capaz de testar se a resposta dos governos locais aos seus eleitores é estável entre os municípios de pequeno e de grande porte. Os resultados permitem inferir que o modelo do eleitor mediano aplica-se às cidades menores, com tamanho ótimo populacional de 13661 habitantes. Não obstante, é rejeitado em 2293 municípios, para os quais o modelo orientado para a oferta apresenta melhor ajuste. Em outras, a partir desse limiar populacional, os gastos públicos locais não mais se norteiam pelas preferências do eleitor, mas são determinados também, de maneira discricionária, pelos gestores eleitos, privilegiando interesses próprios em detrimento daqueles da população.

Palavras chave: Provisão Local; Modelo de Demanda; Modelo de Oferta; Efeito *Threshold*.

* Doutor em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB) e Professor do Departamento de Economia (DE/UFPB). laerciocerqueira@hotmail.com

** Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB) e do Departamento de Economia (DE/UFPB). csampaioedesousa@gmail.com

Abstract

This article puts in competition two alternative specifications, one on the demand side and another on the supply side, for a set of data of 5285 Brazilian municipalities for 2010, in order to test the hypothesis that the relevance of models that explain the behavior of local public expenditure can depend on the size of the population of the jurisdictions. The econometric methodology uses the combination of the Test J proposed by Davidson and MacKinnon (1981), with the Threshold suggested by Hansen (2000), as a data screening method to test whether the response of local governments to their constituents is stable between small and large municipalities. Results show that the average voter model applies to smaller cities with population optimal size of 13661 inhabitants. Nevertheless, it is rejected in 2293 municipalities, for which the supply-oriented model fits better. In other municipalities, from this population threshold, local government spending is no longer guided by the preferences of the voters, but they are also determined, in a discretionary way, by elected leaders, favoring their own interests to the detriment of the population.

Keywords: Local Provision; Demand Model; Supply Model; Threshold Effect.

Códigos JEL: D7, H70, R5

Introdução

A análise da determinação das despesas públicas constitui um tópico relevante nas discussões que envolvem as finanças dos governos locais. Na extensa literatura sobre o tema, enfoques distintos competem para explicar as escolhas fiscais desses governos. Do lado da demanda, o modelo de referência tradicional é o modelo do eleitor mediano, no qual as escolhas orçamentárias da comunidade baseiam-se nas preferências do eleitor mediano, desde que assegurada a competição política em um ambiente democrático. O agente político, escolhido por votação majoritária, tenderia a escolher uma posição que refletiria a mediana da distribuição das preferências dos eleitores.

Desde os trabalhos seminais de Borcharding e Deacon (1972) e Bergstrom e Goodman (1973), as características da demanda do eleitor mediano têm sido usadas por vários autores para explicar o comportamento dos gastos públicos locais.

No entanto vários aspectos das escolhas fiscais – em particular aqueles ligados à tomada de decisão pelos gestores públicos - não são considerados pela teoria do eleitor mediano. Ora, esses agentes públicos podem agir de forma discricionária, privilegiando interesses próprios em detrimento daqueles da população. Os trabalhos de Wyckoff (1990), Dye e Mac Guire (1997), Ahmed e Greene (2000) exemplificam esse tipo de argumentação. Para esses autores, os gastos locais estão mais ligados ao comportamento burocrático dos governos locais, à ineficiência da estrutura tributária, à existência de grupos de interesse e aos controles de agenda política, fatores predominantemente de oferta.

A provisão de bens públicos seria mais bem explicada por modelos de oferta, nos quais o processo político seria claramente explicitado. Dois modelos concorrentes tentam analisar o comportamento fiscal dos gestores locais: a hipótese de comportamento oportunista e o modelo partidário. No primeiro, os governantes utilizam a passagem no poder para elevar sua probabilidade de reeleição (Nordhaus, 1975 ; Rogoff e Sibert, 1988 ; Besley e Case, 1995). No modelo partidário, os gestores públicos maximizam apenas o bem-estar dos seus eleitores, sendo suas escolhas fiscais motivadas por objetivos ideológicos (Hibbs, 1977 ; Alesina, 1987). Nessa visão, elementos da oferta regeriam a provisão dos bens públicos locais, sendo as características do eleitor mediano irrelevantes para explicar as escolhas fiscais nas esferas inferiores de governo.

Quando testados separadamente, a evidência empírica disponível suporta tanto os modelos tradicionais, baseados na demanda, como os que privilegiam os aspectos da oferta. Ampliando-se o escopo da investigação, um ponto relevante seria determinar qual dessas abordagens prevaleceria - e em que circunstâncias – quando testadas simultaneamente. Ademais, poder-se-ia investigar se a escolha do enfoque é influenciada pelo tamanho da população de uma dada jurisdição.

Esse ponto é particularmente relevante no caso brasileiro, em que as comunidades são bastante heterogêneas, com grandes cidades coexistindo com uma miríade de pequenas municipalidades. Assim, por exemplo, é razoável supor que a capacidade de resposta dos governos locais às preferências do eleitorado seja maior em pequenos municípios, onde a proximidade do gestor com seu eleitorado é maior e o controle social mais presente. A hipótese do eleitor mediano – em que os gestores locais buscam maximizar a utilidade desse eleitor – seria, nesse caso, o enfoque mais apropriado para explicar a provisão de bens públicos locais. Já nas maiores cidades, onde o anonimato contribui para desobrigar os representantes eleitos de um compromisso rigoroso com a escolha do eleitor mediano, a provisão de bens públicos pode ser feita de forma discricionária. Neste caso, o lado da oferta prevalece, e as escolhas fiscais adotadas serão aquelas que atendem aos interesses próprios dos políticos locais e aos burocratas do governo.

O objetivo deste trabalho é explicar o comportamento dos gastos públicos locais, nos municípios brasileiros, com base nas duas especificações previamente mencionadas, a saber, a hipótese do eleitor mediano (modelo de demanda) e o modelo de oferta, em que predominam os aspectos políticos. A partir de informações das finanças municipais e dos dados do Censo 2010, a metodologia da pesquisa combina o Teste *J*, proposto por Davidson e MacKinnon (1981) com o Modelo Limiar (*Threshold*), sugerido por Hansen (2000), para avaliar, simultaneamente, o poder explicativo das especificações propostas. Analisa-se, também, o impacto do tamanho da cidade sobre a escolha dos modelos concorrentes com o intuito de identificar um possível efeito limiar, a partir do qual a dominância de um modelo frente a outro seja bem estabelecida.

Este capítulo está organizado em cinco seções, além desta introdução. As duas próximas seções descrevem, respectivamente, especificações alternativas de determinação da provisão de bens públicos, ou seja, o modelo do eleitor mediano e o modelo direcionado para a oferta. Na seção quatro, são apresentados os procedimentos metodológicos utilizados na pesquisa. Na quinta seção, analisam-se os resultados das estimações realizadas. Por fim, têm-se as considerações finais, nas quais estão dispostas as conclusões, sugestões para futuras pesquisas na área e limitações da pesquisa.

Explicando as despesas públicas locais: hipóteses alternativas

As subseções desta seção descrevem, sucintamente, as duas vertentes teóricas utilizadas para explicar o comportamento da despesa pública nos municípios brasileiros.

O lado da demanda e a escolha do eleitor mediano

Considere I municipalidades ($i = 1, \dots, I$). As preferências do eleitor mediano são dadas pela expressão $u_m(x_m, q)$, em que x_m é o consumo do bem privado e q representa o bem público local. A renda do eleitor mediano é y_m e sua base fiscal, b_m . Para uma alíquota τ , a restrição orçamentária do eleitor mediano pode ser escrita por $x_m + \tau b_m = y_m$. Os gastos públicos locais são denotados por E , e a base fiscal total é B . As receitas de transferências oriundas de outros níveis de governo são denotadas por S . Dessa forma, a restrição orçamentária total da jurisdição é $E = \tau b_m + S$. Finalmente, para uma população N , a função de congestionamento é expressa por $f(N)$ tal que $q = f(N)E$. Definindo-se as variáveis em termos *per capita*, tem-se que: $e = E/N$, $b = B/N$, e $s = \frac{S}{N}$. O problema do eleitor mediano torna-se, então:

$$\max_{x_m, q} u_m(x_m, q) \quad \text{sujeito a} \quad x_m + \frac{q}{N f(N)} \frac{b_m}{b} = y_m + s \frac{b_m}{b} \quad (1)$$

A condição de 1ª ordem associada ao problema acima dá o preço do serviço público (*tax-price*) para o eleitor mediano:

$$p_m = \frac{\frac{\partial u_m}{\partial q}}{\frac{\partial u_m}{\partial x_m}} = \frac{1}{N f(N)} \frac{b_m}{b} \quad (2)$$

A demanda do eleitor mediano pelo bem público, q , sob a hipótese de log-linearidade, é:

$$q = c_1 p_m^\varepsilon y_m^{\beta_1} \left(s \frac{b_m}{b} \right)^{\beta_2} \quad (3)$$

Sendo c_1 uma constante; os coeficientes ε , β_1 e β_2 representam, respectivamente, a elasticidade-preço, a elasticidade-renda, e a elasticidade das transferências. Substituindo a equação (2) em (3), tem-se:

$$q = c_1 \left(\frac{1}{N f(N)} \frac{b_m}{b} \right)^\varepsilon y_m^{\beta_1} \left(s \frac{b_m}{b} \right)^{\beta_2} \quad (4)$$

Como q é uma variável não observável, usa-se $q = f(N)E = N f(N)e$, obtém-se:

$$e = c_1 [N f(N)]^{-(1+\varepsilon)} \left(\frac{b_m}{b} \right)^{\varepsilon + \beta_2} y_m^{\beta_1} s^{\beta_2} \quad (5)$$

A equação dada anteriormente, que representa a função estimável da despesa pública local *per capita*, mostra que essa despesa depende da renda do eleitor mediano (incluindo transferências), de sua capacidade contributiva e do fator de congestionamento, que caracteriza o uso do bem público.

O lado da oferta e as escolhas representativas

No modelo de oferta, os interesses próprios dos representantes eleitos prevalecem quando da determinação da provisão de bens públicos locais. Fatores típicos de oferta como entraves burocráticos, controle da agenda política e complexidades fiscal e institucional concorrem para explicar os gastos públicos locais. Elementos de demanda, como renda e o *tax-price* do eleitor mediano não são relevantes para as escolhas municipais e, portanto, não aparecem na equação de gastos associados a esse enfoque. A parcela fiscal agora é $(1/b)$ já que o representante não considera a capacidade contributiva dos indivíduos, mas apenas o seu nível médio, caracterizando uma medida de esforço fiscal uniforme.

Nesse modelo, o político eleito p maximiza sua função de popularidade $u_p(q, \tau)$ com $\partial u_p / \partial q > 0$ e $\partial u_p / \partial \tau < 0$. Como ele não leva em consideração a restrição orçamentária do eleitor mediano, então, o seu problema é:

$$\max_{q, \tau} u_p(q, \tau) \quad \text{sujeito a} \quad \frac{q}{N f(N)} = \tau b + s \quad (6)$$

O *tax-price* com o qual o gestor público se confronta é:

$$p_p = \frac{\partial u_p / \partial q}{-\partial u_p / \partial \tau} = \frac{1}{N f(N)} \frac{1}{b} \quad (7)$$

Assumindo novamente a log-linearidade, a função de gastos é:

$$q = c_2 p_p^\varepsilon s^{\beta_2} \quad (8)$$

Usando (1.7) e lembrando que $q = N f(N)e$, então:

$$e = c_1 [N f(N)]^{-(1+\varepsilon)} \left(\frac{1}{b}\right)^\varepsilon s^{\beta_2} \quad (9)$$

Essa é a função estimável de despesa pública local *per capita*, do lado da oferta. As equações (5) e (9) fornecem a justificativa teórica para as especificações econométricas que serão utilizadas e expostas adiante dos dois modelos concorrentes da provisão pública local. A diferença entre as abordagens

vem da ausência no modelo de oferta da renda e da base tributária do eleitor mediano. As semelhanças nos dois modelos dizem respeito à influência de transferências governamentais e à existência do efeito congestionamento.

Dados

A amostra contém variáveis referentes a 5285 municípios brasileiros, do total de 5565, para o ano de 2010. A exclusão de algumas cidades deve-se à ausência de dados e a outros problemas detectados durante a coleta das informações. Além das variáveis básicas de cada modelo, foram adicionadas, como variáveis explicativas, a área (A_i) de cada localidade, e *dummies* de capital ($DUMCP_i$), no sentido de captar, respectivamente, a distribuição desigual de terras entre municípios, a heterogeneidade dos dados e a influência geográfica das sedes administrativas sobre o comportamento do gasto público municipal.

O Quadro 1, a seguir, apresenta a lista das variáveis utilizadas neste estudo, bem como as suas descrições sintéticas.

QUADRO 1

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO ESTUDO.

Variável	Notação	Descrição
Despesas locais com Serviços Públicos	e	Despesas totais <i>per capita</i> com os serviços públicos locais.
Tax-price ou Base Fiscal do Eleitor Mediano	b_m/b_i	Razão entre renda mediana e renda média. Mede a sensibilidade da demanda em relação ao preço dos bens públicos.
Renda Mediana	y_{im}	Soma entre a renda mediana de cada município e o produto da multiplicação do <i>tax-price</i> pelo montante das transf. intergovernamentais recebidas.
Parcela fiscal do Modelo da Oferta	$1/b_i$	Razão entre o valor do imposto sobre a propriedade e a receita local. ¹
Transferências do governo	s_i	Participação das rendas provenientes de transf. intergovernamentais na renda do município.
População	N_i	Número de cidadãos em cada município analisado.
Área	A_i	Área de cada município.
Dummy Capital	$DUMCP_i$	Assume o valor 1 se o município for capital de Estado; 0, de outra forma.

Fonte: Elaboração própria.

¹ Seguindo a linha dos trabalhos de Guengant, Josselin e Rocaboy (2002), e Josselin, Rocaboy e Távora (2008).

As principais fontes de informações advêm do Censo (2010) e da Base de Informações Municipais (BIM), coletadas junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Com relação às informações sobre as finanças públicas municipais – gastos, receitas e transferências - a fonte de informações é a Base de Finanças Municipais do Brasil, FIBRA, da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas das variáveis consideradas.

TABELA 1
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Variável	Observações	Média	Desv. Padrão	Mínimo	Máximo
e (R\$)	5285	1504,32	709,34	127,69	10424,06
y_m (R\$)	5285	621,92	169,74	200,74	1800,30
b_m/b_i	5285	0,7128	0,1372	0,2645	1,2365
$1/b_i$	5285	0,4742	0,1740	0,026	0,8894
s_i (R\$)	5285	1367,76	845,84	148,91	12445,17
N_i	5285	34511,84	204811,10	1020	1,13e+07
A_i (Km ²)	5285	1525,77	5609,71	3,56	159533,25

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Chama atenção a grande flutuação dos gastos correntes, os quais apresentam uma média de R\$ 1.504,32 e das transferências entre os municípios analisados que oscilam entre um valor mínimo de R\$ 148,91 e máximo de R\$ 12.445,17 em termos *per capita*.

Feitas todas as considerações sobre a base de dados do trabalho e suas fontes, tem-se, a seguir, as especificações econométricas.

Especificações econométricas

Lembrando que o subscrito i indexa as municipalidades, nas especificações econométricas, três formas funcionais distintas podem ser adotadas para a função de congestionamento:

- Borcherding e Deacon (1972): $f(N) = N^{\gamma}$, com $\gamma < 0$. Note-se que, nessa formulação, o parâmetro de congestionamento - elasticidade dos gastos em relação ao tamanho das cidades - é constante e igual a γ .
- Buchanan (1965): $f(N) = N^{\gamma'} e^{\gamma'' N}$. Essa função, conhecida como a função de *camaraderie*, permite que, até certo ponto, o aumento do número de usuários eleve o nível das despesas públicas; depois desse limiar, predomina

o efeito congestionamento que leva à redução desse nível; A elasticidade do tamanho da cidade é dada pela expressão: $\epsilon_N = \gamma' + \gamma'' N$

iii. A forma flexível, proposta por Edwards (1990) é: $f(N) = \exp(\gamma' N + \gamma'' N^2 + \gamma''' N^3)$. A elasticidade do tamanho das cidades, nessa formulação, é $\epsilon_N = \gamma' N + 2\gamma'' N^2 + 3\gamma''' N^3$.

Neste trabalho, a forma utilizada é a Borchering e Deacon. Assim, substituindo as funções de congestionamento acima citadas em (5) e (9), as formas finais das equações do modelo de demanda do modelo de oferta a serem estimadas são as seguintes:

Modelo do Eleitor Mediano – Regime (1)

$$\ln(e_i) = K_1 + \beta_1 \ln(y_{im}) + (\epsilon + \beta_2) \ln\left(\frac{b_{im}}{b_i}\right) - (\epsilon + 1)(\gamma + 1) \ln(N_i) + \beta_2 \ln(S_i) + \beta_3 \ln(A_i) + \beta_4 DUMCP_i + u_i \quad (10)$$

Modelo de Oferta – Regime (2)

$$\ln(e_i) = K_2 + \epsilon \ln(1/b_i) - (\epsilon + 1)(\gamma + 1) \ln(N_i) + \beta_2 \ln(S_i) + \beta_3 \ln(A_i) + \beta_4 DUMCP_i + v_i \quad (11)$$

Resta, agora, testar os modelos (10) e (11) a fim de saber qual deles melhor se adequa às municipalidades brasileiras. Em particular, investiga-se a relação entre os níveis populacionais e a prevalência de uma dessas hipóteses – eleitor mediano e modelo de oferta – na explicação do dispêndio público local. Trata-se, pois, de determinar, endogenamente, o tamanho da população a partir do qual as preferências do eleitor mediano são ignoradas, e a provisão de bens públicos se dá conforme os interesses dos agentes políticos. Isto equivale a encontrar um limiar, definido em termos populacionais, que aponte a predominância de um modelo contra o seu concorrente. Para tal, desenvolveu-se uma estratégia de estimação, que combina o Teste J, proposto por Davidson e MacKinnon (1981), com um teste para instabilidade dos parâmetros e efeito limiar (*threshold effect*) sugerido por Hansen (2000). Abaixo, discutem-se, brevemente, os referidos testes e a estratégia de combinação.

O teste *j* e o diagnóstico de modelos concorrentes

A ideia básica do Teste J (*J Test*), proposto por Davidson e MacKinnon (1981), é testar um modelo frente a um ou mais concorrentes. Trata-se de um diagnóstico que permite ao pesquisador avaliar a adequação de um modelo a um conjunto de dados, auxiliando-o na escolha entre modelos alternativos.

Supondo-se, por exemplo, o caso de duas hipóteses: $H0: y = X_0\hat{\theta}_0 + u_0$ e $H1: y = X_1\hat{\theta}_1 + u_1$ pode-se testar contra $H0$ por meio do seguinte procedimento:

- a) Estima-se $H1$ e obtêm-se os valores ajustados ($\hat{y}_1 = X_1\hat{\theta}_1$);
- b) Inclui-se $\hat{y}_1$ como regressor em $H0$ e estima-se, então, o modelo ampliado $y = X_0\theta_0 + \lambda\hat{y}_1 + u$;
- c) Testa-se, então, a exclusão da variável adicionada. A rejeição da hipótese $\lambda = 0$ significa a rejeição de $H1$. Adota-se um procedimento análogo para se testar a hipótese $H0$ contra $H1$;
- d) Estima-se $H0$ e obtêm-se os valores ajustados ($\hat{y}_0 = X_0\hat{\theta}_0$);
- e) Inclui-se $\hat{y}_0$ como regressor em $H1$ e estima-se então o modelo ampliado $y = X_1\theta_1 + \lambda'\hat{y}_0 + u$, em que $\lambda' = 1 - \lambda$.
- f) Testa-se, então, a exclusão da variável adicionada. A rejeição da hipótese $\lambda' = 0$ implica a rejeição de $H0$.

Aqui, $H0$ corresponde ao modelo do eleitor mediano, sendo o modelo de oferta a hipótese alternativa $H1$. A adequação do modelo ocorre quando a abordagem concorrente não melhora o seu poder de explicação (DAVIDSON E MACKINNON, 1981, 1993). Note-se que essa abordagem pode levar à rejeição dos dois modelos, assim como a aceitação de ambos. Embora não desejáveis, esses resultados são informativos: se houver rejeição de todos os modelos, torna-se necessário encontrar outro que apresente melhor ajuste; caso nenhum deles seja rejeitado, os dados são compatíveis com ambas as hipóteses. (DAVIDSON E MACKINNON, 1993).

O efeito *threshold* e o teste de identificação do parâmetro

Em análises econômicas, uma questão de interesse é investigar mudanças de regimes desencadeadas quando uma variável observada cruza um determinado limiar. Nesse âmbito, os modelos de regressão *threshold*, propostos por Howell Tong nos anos setenta e revisitados por Hansen (1996, 2000), vêm sendo amplamente utilizados em economia. Embora simples, esses modelos capturam as dinâmicas e assimetrias particularmente relevantes para os problemas de identificação de modelos econômicos. Hansen (2000) desenvolveu um instrumental que permite dividir uma dada amostra, por meio de uma função indicadora, e testar a hipótese de uma formulação linear frente ao modelo de regressão *threshold*. O modelo assume que são gerados dados a partir de $\{y_i, x_i, N_i\}_{i=1}^n$, em que y_i são observações sobre a variável dependente, x_i é um vetor $px1$ de variáveis independentes para cada unidade observada e

(N_i) a variável *threshold* que, além de poder estar contida em x_i , divide a amostra em regimes, classes ou subgrupos. O modelo de Hansen é sumariado nas equações abaixo:

$$y_i = \theta_1' x_i + e_i, \quad N_i \leq \mu \quad (12)$$

$$y_i = \theta_2' x_i + e_i, \quad N_i > \mu \quad (13)$$

em que e_i é o termo de erro da regressão e μ o parâmetro que divide a amostra em dois grupos.

Definindo-se uma variável *dummy* $d_i(\mu) = I\{N_i \leq \mu\}$, em que $I\{\cdot\}$ é a função indicadora, o modelo pode ser expresso em uma única equação. De fato, para $x_i(\mu) = x_i d_i(\mu)$ as equações (12) e (13) podem ser reescritas como:

$$y_i = \theta_2' x_i + \delta_n' x_i(\mu) + e_i \quad (14)$$

em que $\delta_n' = \theta_2 - \theta_1$. Na forma matricial,

$$Y = X\theta + X_\mu \delta + e \quad (15)$$

Y e e são vetores $(n \times 1)$, e X e X_μ são matrizes $(n \times m)$.

Hansen (2000) propôs um procedimento que identifica os valores de μ e também computa estimativas para os parâmetros θ e δ por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Definindo-se $S_n(\theta, \delta, \mu) = (Y - Y\theta - X_\mu \delta)'(Y - Y\theta - X_\mu \delta)$ como a função de soma de quadrados dos erros, por definição, os estimadores de MQO $\hat{\theta}, \hat{\delta}, \hat{\mu}$ minimizam essa soma. Supõe-se que μ é restrito a um conjunto limitado $[\underline{\mu}, \bar{\mu}] = \Gamma$.

Condicionando os parâmetros da equação (15) aos valores de μ , obtêm-se estimadores de Mínimos Quadrados Condicionados, $\hat{\theta}(\mu)$ e $\hat{\delta}_n(\mu)$ por meio da regressão de Y em $X_n^* = [X \ X_\mu]$. Desta feita, $S_n(\theta, \delta, \mu)$ escreve-se como:

$$S_n(\mu) = S_n(\hat{\theta}(\mu), \hat{\delta}_n(\mu), \mu) = Y'Y - Y'X_\mu^* (X_\mu^{*'} X_\mu^*)^{-1} X_\mu^{*'} Y \quad (16)$$

Para encontrar o valor de $\hat{\mu}$ que minimiza a equação (1.20), analisam-se os valores de μ , ou seja, sobre Γ , tal que $\hat{\mu} = \arg\min_{\mu \in \Gamma_n} S_n(\mu)$, em que $\Gamma_n = [\underline{\mu}, \bar{\mu}] \cap \{N_1, \dots, N_n\}$, e $\{N_1, \dots, N_n\}$ é a amostra de possíveis variáveis *threshold*. Após a determinação de $\hat{\mu}$, as estimativas de MQO de θ e μ são dadas por $\hat{\theta} = \hat{\theta}'(\hat{\mu})$ e $\hat{\delta} = \hat{\delta}'(\hat{\mu})$.

A estimação do modelo confronta a hipótese nula de linearidade frente à especificação de existência do efeito *threshold*. No entanto, como o teste não tem uma distribuição assintótica padrão, e como o parâmetro μ não é identificado, Hansen (2000) sugeriu um procedimento *bootstrap* do Teste do Multiplicador de Lagrange (ML), consistente com heterocedasticidade, para tal análise. A sua estratégia tem como base a estatística de verossimilhança $LR_n(\mu)$, e a construção das regiões de confiança baseadas em $LR_n(\mu)$ é realizada pela definição de C como o nível de intervalo de confiança assintótico (C=0,95) e $c = c_{\xi}(C)$ como valor crítico no intervalo $\hat{\Gamma} = \{\mu: LR_n(\mu) \leq c\}$. Em termos gráficos, para encontrar a região $\hat{\Gamma}$, sob hipótese de homocedasticidade, grafa-se a taxa de verossimilhança $LR_n(\mu)$ contra μ , e traça-se uma linha horizontal em c. No caso da hipótese de homocedasticidade ser rejeitada, a estatística de verossimilhança pode ser definida como:

$$LR_n^*(\mu) = \frac{LR_n(\mu)}{\hat{\eta}^2} = \frac{S_n(\mu) - S_n(\hat{\mu})}{\hat{\sigma}^2 \hat{\eta}^2} \quad (17)$$

Combinando o teste j com o modelo *threshold*

Para identificar a possibilidade de quebra da amostra em regimes e testar especificações alternativas para a determinação das despesas públicas, combinaram-se o Teste J e o modelo *threshold*. Utilizou-se o Teste do Multiplicador de Lagrange (ML) consistente com a hipótese de heterocedasticidade, usando o *bootstrap* com 1000 replicações e analisaram-se os valores-*p* estimados². Testou-se, ao mesmo tempo, a possibilidade dos regimes serem gerados pelo modelo do eleitor mediano (*H0*) e/ou pelo modelo direcionado para a oferta (*H1*), com possíveis pontos de quebra entre eles. O teste conta com o auxílio da estatística *t* para a hipótese de $\lambda = 0$, na equação (18):

$$\ln(e_i) = K_1 + \beta_1 \ln(y_{im}) + (\varepsilon + \beta_2) \ln\left(\frac{b_{im}}{b_i}\right) - (\varepsilon + 1)(\gamma + 1) \ln(N_i) + \beta_2 \ln(S_i) + \beta_3 \ln(A_i) + \beta_4 DUMCP_i + \lambda \ln(\hat{e}_i^S) + u_i \quad (18)$$

² Como regra, sob a hipótese nula de que não há o efeito *threshold*, o *p*-valor computado deve permitir a rejeição da hipótese nula, e sugerir, realmente, o efeito limiar com base na população local. Caso contrário, identifica-se a linearidade da amostra, e a população é rejeitada como bom parâmetro para a análise.

em que $\ln(\hat{e}_i^S)$ é o vetor de valores ajustados a partir da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários do modelo da oferta ($H1$). Assintoticamente, a estatística J tem distribuição normal (Davidson e MacKinnon, 1981), e como $I \rightarrow \infty$, se ($H1$) é verdadeira, a probabilidade de que $\hat{\lambda}$ seja significativamente diferente de zero, aproxima-se de 1. Em suma, testam-se as seguintes hipóteses:

$H0$: O modelo do lado da demanda prevalece continuamente na amostra.

$H1$: Abaixo de um limiar desconhecido μ , o modelo da demanda prevalece ($N_i \leq \mu$) enquanto que, além deste ponto de quebra, o modelo da oferta prevalece ($N_i > \mu$).

Ou seja,

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbf{H0:} \ln(e_i) = K_1 + \beta_1 \ln(y_{im}) + (\varepsilon + \beta_2) \ln\left(\frac{b_{im}}{b_i}\right) - (\varepsilon + 1)(\gamma + 1) \ln(N_i) + \beta_2 \ln(S_i) + \beta_3 \ln(A_i) + \beta_4 DUMCP_i + u_i \quad i = 1..I \\ \\ \mathbf{H1:} \left\{ \begin{array}{l} \ln(e_i) = K_1 + \beta_1 \ln(y_{im}) + (\varepsilon + \beta_2) \ln\left(\frac{b_{im}}{b_i}\right) - (\varepsilon + 1)(\gamma + 1) \ln(N_i) + \beta_2 \ln(S_i) + \beta_3 \ln(A_i) + \beta_4 DUMCP_i + u_i \quad N_i \leq \mu \\ \\ \ln(e_i) = K_2 + \varepsilon \ln\left(\frac{1}{b_i}\right) - (\varepsilon + 1)(\gamma + 1) \ln(N_i) + \beta_2 \ln(S_i) + \beta_3 \ln(A_i) + \beta_4 DUMCP_i + v_i \quad N_i > \mu \end{array} \right. \end{array} \right.$$

A construção da técnica de estimação sugerida por Hansen (2000) passa pela definição da função indicadora $\psi_i(\mu) = \begin{cases} 0 & \text{para } N_i \leq \mu \\ 1 & \text{para } N_i > \mu \end{cases}$. Com isso, o modelo estimado para testar a hipótese $H0$ contra $H1$ é:

$$\ln(e_i) = K_1 + \beta_1 \ln(y_{im}) + (\varepsilon + \beta_2) \ln\left(\frac{b_{im}}{b_i}\right) - (\varepsilon + 1)(\gamma + 1) \ln(N_i) + \beta_2 \ln(S_i) + \beta_3 \ln(A_i) + \beta_4 DUMCP_i + \psi \lambda \ln(\hat{e}_i^S) + u_i \quad (19)$$

A última etapa define $S_1(\mu)$ como a soma dos quadrados dos resíduos com o nível *threshold* da variável N_i fixado em μ . Os estimadores de mínimos quadrados de μ são dados por $\hat{\mu} = \argmin_{\mu} S_1(\mu)$. Isto é importante para determinar a significância estatística do efeito *threshold*.

Então, a equação (19) testa a hipótese de linearidade, $H0: \lambda = 0$, contra a hipótese alternativa de efeito limiar. Como exposto na subseção (4.2), o teste não possui uma distribuição assintótica padrão, dessa feita, fez-se uso do procedimento *bootstrap* para simular a distribuição do teste de razão de verossimilhança de $H0: LR_0 = (S_0 - S_1(\hat{\mu})) / \hat{\sigma}^2$, em que S_0 e $S_1(\mu)$ são os resíduos da soma dos quadrados sob $H0: \lambda = 0$ e $H1: \lambda \neq 0$, respectivamente; e $\hat{\sigma}^2$ é a variância dos resíduos sob $H1$. Hansen (1996, 2000) mostra que a melhor maneira para formar uma região de confiança para $\hat{\mu}$ é computar a “região de não rejeição” usando a estatística da razão da verossimilhança para testes em μ . Esses procedimentos foram utilizados neste estudo.

Resultados

Para verificar se os modelos foram corretamente especificados e detectar possíveis problemas com as hipóteses do Modelo de Regressão Linear Clássico (MRLC), os seguintes testes foram realizados: teste de especificação do modelo (RESET), teste de normalidade (Jarque-Bera), teste de autocorrelação e o teste de heterocedasticidade de *White*. O Teste Jarque-Bera sugere a não-normalidade dos resíduos, contudo Brooks (2002) ressalta que este tipo de ocorrência é frequente na modelagem baseada em dados econômicos e que, apelando para a teoria do limite central, a estatística teste seguirá, assintoticamente, a distribuição apropriada, mesmo na ausência da normalidade na distribuição dos erros. A hipótese de homocedasticidade foi rejeitada; por isso, as estimativas usam a estatística de *White*.

O teste do Multiplicador de Lagrange (*ML*), obtido por meio de 1000 passos de *bootstrap* e consistente para heterocedasticidade, computou um *p-valor* significativo de 0,048, sugerindo a rejeição da hipótese nula de ausência do efeito *threshold* e confirmando a divisão da amostra em dois grupos a partir do contingente populacional.

Testes adicionais foram realizados para as duas subamostras no intuito de descobrir outros possíveis pontos de quebra, contudo as estatísticas do *bootstrap* não foram significativas, conforme exposto na Tabela 2.

TABELA 2
RESULTADOS DOS TESTES DE LINEARIDADE PARA AS SUBAMOSTRAS.

MODELO DA DEMANDA	MODELO DA OFERTA
Especificação B-D - drop if pop > 13661	Especificação B-D - drop if pop <= 13661
Threshold estimado: 1228	Threshold estimado: 169137
Teste LM para não threshold: 6.907	Teste LM para não threshold: 11.413
P-valor Bootstrap: .2841	P-valor Bootstrap: .1486

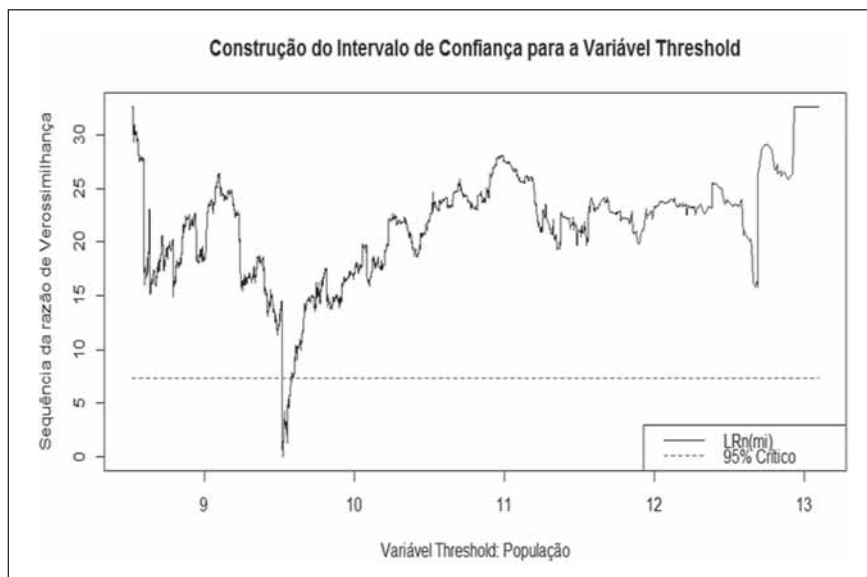
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

A Figura 1 mostra o gráfico da estatística sequência da razão de verossimilhança normalizada $LR_n^*(\mu)$ em função da população local. A estimativa por mínimos quadrados do parâmetro μ é o valor que minimiza o gráfico e ocorre no ponto (em log) $\hat{\mu} = 9.5223$, ou seja, o limiar corresponde a cidades com população local de 13661 habitantes. Note-se que até este patamar populacional, existem 2992 municípios, o que corresponde a 56,6% de toda a amostra. Também é possível visualizar o valor crítico assintótico de 7.35 (linha tracejada) que define um intervalo para o limiar estimado com 95% de confiança. O conjunto [9.517384; 9.591513] define este intervalo que, em termos de população local, representa [13594; 14640].

Os parâmetros também confirmam a adequação dos valores ajustados da equação do modelo da oferta frente ao modelo da demanda, com nível de 1% de significância ($t = 3,74$); e a soma dos quadrados dos resíduos é 311,5 para o modelo da demanda, 492,21 para o modelo orientado à oferta e 267,01 para o modelo *threshold*.

Figura 1

Teste para a variável threshold: Modelo Borcharding-Deacon.



Fonte: Elaboração própria.

Os resultados das estimações dos modelos analisados, expostos nas Tabela 3, completam a análise. A primeira coluna apresenta os coeficientes estimados do modelo completo (*threshold*), a segunda coluna mostra os coeficientes para o modelo do eleitor mediano, e a terceira coluna contém os parâmetros estimados do modelo de oferta

Os resultados sugerem a rejeição de H_0 e aceitação da hipótese alternativa H_1 , a qual prediz, com base no limiar μ , que o modelo da demanda prevalece no intervalo $(N_i \leq \mu)$, enquanto que, além deste ponto de quebra $(N_i > \mu)$, o modelo da oferta apresenta melhor desempenho. De outra forma, o modelo do eleitor mediano aplica-se às municipalidades cujas populações são inferiores a 13661 habitantes, dentro dos intervalos de confiança computados. Acima desses limiares, prevalece o modelo de oferta.

Ademais, o sinal e a significância do termo $\psi(N_i > \mu) \ln(e_i^S)$ sugere que os modelos de oferta e demanda são complementares para explicar os gastos públicos locais *per capita*.

A partir desses resultados, podem-se fornecer explicações exploratórias para as especificidades no comportamento da despesa pública, a partir das duas modelagens.

Corroborando estudos anteriores (Turnbull e Mitias, 1999), percebe-se um relevante aumento da complexidade e comprometimento da estrutura orçamental, quando o tamanho da cidade aumenta. No Brasil, orçamentos maiores, certamente, aumentam a ilusão fiscal e, possivelmente, geram uma sensação de afastamento das decisões que resulta uma maior independência para o gestor municipal. Essa independência pode ser não intencional, como uma espécie de efeito de isolamento, ou estratégica (como em Denzau e Mackay, 1983).

Observando-se a Tabela 3, percebe-se que todos os parâmetros são significativos e apresentam os sinais esperados. O valor estimado para o coeficiente da variável *tax price* - negativo e significativo – é relativamente baixo, o que sugere a existência de inelasticidade da demanda, o que caracteriza os bens públicos locais como bens essenciais para a população. Já no modelo da oferta, o coeficiente atrelado à parcela fiscal é positivo, o que vai ao encontro das predições da lei geral da oferta: a oferta de bens públicos está diretamente relacionada com o preço do serviço pago pela comunidade.

TABELA 3
RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DO MODELO THRESHOLD - MODELO B-D.

	Regressão do Modelo <i>Threshold</i>	Regime 1 $N_i \leq 13661$	Regime 2 $N_i > 13661$
Elasticidades			
$\ln(b_{im}/b_i)$	- 0,0829* (0,0146)	- 0,0613* (0,0172)	
$\ln(1/b_i)$			0,0841* (0,0174)
$\ln(y_i)$	0,5011* (0,0790)	0,4613* (0,0945)	
$\ln(s_i)$	0,5517* (0,0430)	0,5234* (0,0378)	0,4698* (0,1071)
$\ln(N_i)$	- 0,1197* (0,0264)	- 0,1422* (0,0336)	- 0,2932* (0,0834)
$\ln(A_i)$	- 0,0721* (0,0149)	0,0112 (0,0201)	- 0,0533* (0,0109)
DUM_i	0,5921* (0,0028)	0,6048* (0,0071)	0,6927* (0,0055)
$\psi(N_i > 13661) \ln(e_i^S)$	0,0058* (0,0001)		
Constante	2,0096* (0,0862)	2,3318* (0,1708)	1,6095* (0,0783)
R^2 Ajustado	0,7405	0,7194	0,8566
Nº de Observações	5285	2992	2293
Desvio Padrão da Regressão	0,1788	0,1522	0,1063

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

Nota: * significativo ao nível de 1%. Obs. Os valores entre parênteses são os erros padrões.

No que concerne às transferências, os coeficientes atrelados a essa variável são positivos e significantes em todos os modelos testados. Ademais, tanto no modelo *threshold* como no modelo do eleitor mediano, as elasticidades do gasto em relação às transferências são superiores às elasticidades renda,

o que aponta para a existência do efeito *flypaper*. De acordo com esse efeito, a separação entre a arrecadação dos municípios e seus gastos, viabilizada pelas transferências incondicionais, leva os contribuintes a subestimarem o custo real dos bens públicos locais, o que contribui para subestimá-lo, resultando em aumentos da demanda e dos gastos com esses serviços.

Note-se, por fim, que a maior sensibilidade das despesas com relação às transferências no Regime 1 corrobora estudos recentes (Buettner e Fabritz, 2011; Dahlby e Ferede, 2012). Esses estudos mostram que o impacto das transferências sobre os gastos públicos locais é maior nas pequenas jurisdições porque o custo marginal dos fundos públicos (CMFP) é mais elevado nessas localidades, que dispõem de bases tributárias mais restritas; nesse caso, as transferências viabilizam a provisão de serviços públicos, que não poderiam ser financiados por suas receitas próprias.

Já no modelo da oferta, que engloba os maiores municípios, a magnitude do parâmetro sugere que suas economias mais desenvolvidas têm maior potencial produtivo em atividades, como comércio, indústria e serviços, que são bases de incidência dos impostos municipais; consequentemente, essas cidades são menos dependentes das transferências de outras esferas de governo. Como o financiamento dos gastos se dá, além dos repasses intergovernamentais, a partir do esforço fiscal sobre a própria base tributária, é plausível supor que, em grandes cidades, há maior volume de recursos próprios, capazes de gerar uma maior (ou melhor) provisão de serviços.

Com relação à população, esta apresenta efeito negativo sobre as despesas públicas *per capita*, em todos os regimes, o que contraria a chamada “Lei de Brecht”³, segundo a qual áreas densamente povoadas apresentam gastos públicos mais elevados. Não obstante, uma nova literatura (Wildasin, 1989; Reiter e Weicherieder, 1997) fundamenta esses resultados a partir da utilização das funções de congestionamento. Conforme essas abordagens, o impacto da população sobre a despesa em termos *per capita* depende da tecnologia de produção dos bens públicos. Dessa forma, devido à existência de economias de escala, é possível que a despesa *per capita* seja relacionada inversamente com a população e, em alguns casos, com a densidade demográfica.

Em linhas gerais, os resultados fortalecem o argumento de que, em ambos os modelos, o comportamento das despesas públicas varia com a população. No Regime 1, pode-se inferir que o crescimento de 10% no número de habitantes desses municípios reduz a demanda *per capita* por bens e serviços em torno de 1,5%; já nas localidades inseridas no segundo regime, um aumento de 10% do contingente populacional ocasiona uma redução da oferta pública de aproximadamente 3%, em termos *per capita*.

³ Para detalhes ver Reiter e Weicherieder (1997).

Com respeito à área do território, há influência negativa dessa variável para o modelo combinado e para o Regime 2, e positiva para o modelo da demanda. A maior despesa nesses municípios inseridos no Regime 1 pode ser atribuída à presença de retornos crescentes de escala prevalente em pequenos municípios. Por fim, no tocante aos efeitos de localização, o fato da cidade ser capital influencia, fortemente, os padrões de despesa. Este resultado confirma o papel exercido pelas capitais, que são os centros do poder político local, centralizando as pressões por maiores gastos públicos.

Outro ponto refere-se aos efeitos da urbanização: Como a população cresce, a gama de serviços para uma determinada função de gastos é fornecida por um número crescente de jurisdições sobrepostas; contudo os municípios devem ter, basicamente, as mesmas prerrogativas, seja qual for o tamanho de sua população, já que é um pressuposto constitucional. No entanto os políticos tomam as suas decisões em ambientes bastante diferentes e proporcionais ao tamanho da comunidade em que foram eleitos. O que fica evidente, de fato, é a percepção de que à medida que os municípios crescem, o gestor público se afasta cada vez mais das preferências do eleitor mediano e passa a ofertar bens e serviços públicos que correspondam ao interesse da agenda política e da máquina estatal.

Completando as análises, a Tabela 4 apresenta as elasticidades-preço, as elasticidades-renda⁴, os parâmetros de congestionamento e as elasticidades da qualidade do gasto público com respeito à população, para os três modelos testados. Note-se, em primeiro lugar, que as elasticidades-preço, calculadas a partir dos coeficientes da parcela fiscal e das transferências são, respectivamente, $\varepsilon = \hat{\alpha}_2 - \hat{\alpha}_3 = -0,06 - 0,52 = -0,58$, para o Regime 1 (modelo de Demanda), e $\varepsilon = \hat{\alpha}_2 = 0,08$ para o Regime 2 (Modelo de oferta). Em ambos os regimes, observa-se que tanto a demanda como a oferta dos gastos públicos locais no Brasil são inelásticas; porém essa inelasticidade é muito maior no modelo de oferta.

As elasticidades-renda são positivas e inferiores à unidade, tanto no modelo *threshold* como no modelo do eleitor mediano. Essas estimativas encontram-se dentro dos padrões internacionais (Doi, 1998) e corroboram estudos anteriores (Mendes e Sampaio de Sousa, 2006) que atestam que o bem público agregado (*composite local public good*) é um bem normal e não um bem de luxo, conforme sugerido por alguns autores.

⁴ O Teste de Hausman foi realizado para testar a possível endogeneidade da variável renda, e o *p*-valor computado de 0,157 permitiu a não rejeição da hipótese nula de exogeneidade. A estatística para o teste é $(\beta^{VI} - \beta^{MQO})' [V(\beta^{VI}) - V(\beta^{MQO})]^{-1} (\beta^{VI} - \beta^{MQO})$ em que $(\beta^{VI} - \beta^{MQO})$ é a diferença entre os parâmetros dos estimadores de variáveis instrumentais e de mínimos quadrados ordinários, e $[V(\beta^{VI}) - V(\beta^{MQO})]$ é a diferença entre a matriz de covariância dos estimadores VI e MQO. As variáveis utilizadas como instrumentos foram a distância em linha reta (Km) das cidades à capital de seu estado e a altitude dos municípios, em metros.

As elasticidades com respeito ao tamanho das cidades (*cities size elasticities*), ϵ_N , computadas a partir dos parâmetros de congestionamento, são negativas e inferiores à unidade, em todos os modelos considerados. Esses valores são claramente inferiores aos resultados encontrados na literatura (Reiter e Weichenrieder, 1997; Guengant, Josselin e Rocaboy, 2002), em que o valor desse parâmetro situa-se em torno de -1, implicando, assim, efeitos-congestionamento substanciais.

TABELA 4
ELASTICIDADES E PARÂMETROS DE CONGESTIONAMENTO POR FORMA FUNCIONAL.

Observações	Regressão do Modelo <i>Threshold</i>	Regime 1	Regime 2
Borcherding-Deacon			
<i>Elasticidades</i>			
Preço (ϵ)	- 0,6346*	- 0,5847*	0,0841*
Renda (β_1)	0,5011*	0,4613*	
<i>Elasticidade do Tamanho das Cidades</i>			
ϵ_N	- 0,6724*	- 0,6576*	- 0,7295*
Mediana da população	11041	5800	26488

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados do trabalho.

O tamanho subótimo da maioria das municipalidades brasileiras restringe a exploração de economias de escala, que caracteriza a produção de serviços públicos, limitando, assim, a redução dos custos médios dos serviços públicos e o uso eficiente desses recursos. Não surpreendentemente, o valor estimado de ϵ_N no modelo de oferta – que se aplica aos municípios cuja população é superior a 13661 habitantes – é mais elevado, indicando que, nessas cidades, a rivalidade - portanto, o congestionamento - dos bens públicos locais é maior.

Considerações finais

Neste trabalho testou-se a hipótese de que a partir de um dado limiar populacional, os gastos públicos locais não mais se norteiam pelas preferências do eleitor mediano, mas são determinados, também, de maneira discricionária, pelos gestores eleitos, privilegiando interesses próprios em detrimento daqueles da população. Para tanto, utilizou-se a análise *threshold* combinada com o teste *J* para estimar duas especificações alternativas de indução dos gastos públicos – o modelo de demanda, baseado na hipótese do eleitor mediano (Regime 1), e o modelo de oferta (Regime 2), em que predominam motivações políticas.

Ênfase especial foi dada à investigação do impacto do tamanho das cidades sobre a qualidade do gasto público, que leva em conta o efeito congestionamento.

Os resultados confirmam a hipótese segundo a qual o Regime 1 aplica-se às cidades menores; neste caso, as características do eleitor mediano determinam os gastos públicos. O tamanho ótimo da população, para o modelo da demanda, é 13661 habitantes, o que atesta a robustez das estimativas em face da especificação utilizada. Para cidades cuja população é superior a esse limiar, prevalece o lado da oferta. Rejeitou-se, pois, a hipótese de que o modelo de demanda aplica-se a todos os níveis populacionais.

Com relação aos parâmetros estimados, as baixas elasticidades-preço mostraram que os serviços públicos são considerados mais essenciais, nos pequenos municípios. Nos maiores municípios, em que prevalece o Regime 2 (Oferta), a maior inelasticidade atesta que o financiamento dos gastos públicos é mais independente da parcela fiscal, já que essas cidades caracterizam-se pela existência de maior diversificação da base tributária. As elasticidades-renda positivas e inferiores à unidade indicam que os gastos municipais se apresentam dentro dos padrões de serviços normais. Sobre as transferências, a magnitude dos parâmetros sugere uma alta dependência das localidades menores com relação a esses recursos para financiar a provisão de bens, contudo o desenvolvimento das municipalidades no contexto econômico possibilita maior base de incidência de tributos e, conseqüentemente, maior arrecadação, para dispêndio com verbas próprias.

As elasticidades com respeito ao tamanho das cidades (*cities size elasticities*) são negativas e inferiores à unidade, indicando que os bens e serviços ofertados pelas jurisdições têm características de bem público. Não surpreendentemente, o valor estimado de ϵ_N no modelo de oferta é mais elevado, indicando que nessas cidades a rivalidade dos bens públicos locais é maior.

De uma forma geral, os resultados do trabalho sugerem que à medida que, em cidades maiores, os representantes eleitos se afastam de um compromisso rigoroso com a escolha do eleitor mediano, passam a prover bens públicos de forma discricionária, no sentido de maximizar o seu interesse. O desenvolvimento natural da pesquisa envolve a introdução de variáveis específicas que caracterizem impacto direto na função demanda e oferta da provisão pública, inseridas em cada regime e partindo do estudo de parâmetros que possam descrever a qualidade dos serviços públicos fornecidos à sociedade brasileira, via análise do congestionamento, considerando clubes de municípios – pelo tamanho de sua população – classes de despesas, bem como a interação espacial entre os municípios, ou possíveis efeitos *spillovers*.

Referências

- AHMED, S.; GREENE, K.V. Is the median voter a clear-cut winner? Comparing the median voter theory and competing theories in explaining local government spending. *Public Choice*, 105: 207–230, 2000.
- ALESINA, A. Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game. *Quarterly Journal of Economics*, 102, 651–78, 1987.
- BERGSTROM, T.C; GOODMAN, R.P. Private Demands for Public Goods. *The American Economic Review*, 63(3), 280–296, 1973.
- BESLEY, T.; CASE, A. Incumbent behavior: vote seeking, tax setting and yardstick competition. *The American Economic Review*, 85(1): 25– 45, 1995.
- BORCHERDING, T.E.; DEACON, R.T. The Demand for the Services of Non-Federal Governments. *The American Economic Review*, 62(5), 891–901, 1972.
- BUCHANAN, J. An economic theory of clubs. *Economica*, 33: 1–14, 1965.
- BUETTNER, T.; FABRITZ, N. Responses to grants and the marginal cost of public funds. Mimeo, 2011.
- DAHLBY, B.; FEREDÉ, E. The Stimulative Effects of Intergovernmental Grants and the Marginal Cost of Public Funds. *International Tax and Public Finance*, Vol. 19 (6), 844–883, 2012.
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, J.G. Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. *Econometrica*, 49: 551–565, 1981.
- _____; _____. *Estimation and inference in econometrics*. Oxford University Press, 1993.
- DENZAU A.; MACKAY, R. Gate keeping and monopoly power of committees: an analysis of sincere and sophisticated behavior. *American Journal of Political Science*, 27:740–761, 1983.
- DOI, T. *New evidence on the median voter in Japan*. Tokio: Institute of Social Science, 1998.
- DYE, R.F.; MCGUIRE, T.J. The effect of property tax limitation measures on local government fiscal behaviour. *Journal of Public Economics*, 66: 469–487, 1997.
- EDWARDS, J.Y.H. Congestion function specification and the ‘publicness’ of local public goods. *Journal of Urban Economics*, 27: 80–96, 1990.
- GUENGUANT, A, JOSSELIN, J. M, ROCABOY, Y. Effects of club size in the provision of public goods. Network and congestion effects in the case of the French municipalities. *Papers in Regional Science*, 81: 443–460, 2002.

HANSEN, B.E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the Null hypothesis. *Econometrica*, 64:413-430, 1996.

_____. Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68: 575–603, 2000.

HIBBS, D. Political Parties and Macroeconomic Policy. *American Political Science Review*, Chicago, vol. 71, p. 1467-1487, 1977.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - (IBGE). Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/pibmunicipios>>. Acesso em: 21 set 2014.

JOSSELIN, J.M.; ROCABOY, Y.; TAVERA, C. The Influence of Population Size on the Relevance of Demand or Supply Models for Local Public Goods: Evidence from France. *Papers in Regional Science*, 88 (3), 563-574, 2008.

MENDES, C.C.M.; SAMPAIO DE SOUSA, M.C. Estimando a Demanda por Serviços Públicos nos Municípios Brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, n.3, p.281-296, 2006.

_____; _____. Demand for Local Public Schooling in Brazilian Municipalities: A Median Voter Approach. *Urban Economics*, 2010.

NORDHAUS, W. The Political Business Cycle. *Review of Economic Studies*, New York, vol. 42, p. 169-190, 1975.

REITER, M.; WEICHENRIEDER, A. Public goods, club goods and the measurement of crowding. *Journal of Urban Economics*, 24: 84-94, 1997.

ROGOFF, K.; SIBERT, A. *Elections and macroeconomic policy cycles*. Review of economic studies. no 55, páginas 1-16, 1988.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL – STN/FINBRA. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/index.asp>. Acesso em: 23 maio 2014.

TONG, H. On a threshold model. In *Pattern Recognition and Signal Processing* (Edited by C. H. Chen), NATO ASI Series E: Applied Sec. No. 29, Sijthoff & Noordhoff, Amsterdam, 575-586, 1978.

TURNBULL, G.K.; MITIAS, P.M. The median voter model across levels of government. *Public Choice*, 99: 119–138, 1999.

WILDASIN, D.E. Demand estimation for public goods: distortionary taxation and other sources of bias. *Regional Science and Urban Economics*, v. 19, p. 353-79, 1989.

WYCKOFF, P. The simple analytics of slack maximising bureaucracy. *Public Choice*, 67: 35–47, 1990.

5 DIFERENÇAS DE RENDIMENTO ENTRE TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS: UMA DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS DO BRASIL

Leandro Batista Duarte*

Jader Fernandes Cirino**

Ana Beatriz Sette***

Resumo

O presente artigo analisou a diferença de rendimento entre trabalhadores formais e informais nas Regiões Metropolitanas do Brasil. Para tanto, foram definidos, como setor informal, os trabalhadores que se autodeclararam por conta própria, exceto as ocupações de profissionais liberais e os empregados sem carteira assinada. Por outro lado, o setor formal ficou constituído pelos empregados assalariados com carteira assinada (domésticos ou não), funcionários públicos e militares, empregadores e profissionais liberais. Utilizando-se a decomposição Oaxaca-Blinder quantílica de Melly (2006) e a PNAD 2013 foi possível perceber as diferenças de rendimentos verificadas entre trabalhadores formais e informais, o que indica a ocorrência de segmentação. Verificou-se que os trabalhadores mais prejudicados por tal segmentação foram aqueles com menores rendimentos, situados na base da distribuição.

Palavras-chave: Mercado de Trabalho; Segmentação de Rendimento; Setor Formal; Setor Informal.

* Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Mestre em Economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Graduação em Economia pela Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC). leandro.duarte1@hotmail.com

** Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa. jader.cirino@ufv.br

*** Mestranda em Economia Rural e Graduação em Economia pela Universidade Federal de Viçosa. ana.sette@ufv.br

Abstract

This article analyzed the income gap between formal and informal workers in Brazil's metropolitan areas. Thus, it was defined as informal sector self-employed workers, except liberal professionals, and unregistered workers. On the other hand, the formal sector is constituted by waged employees with a formal contract (domestic or not), civil and military officials, employers and liberal professionals. Using the Oaxaca-Blinder decomposition, Melly's quantile regression (2006) and the National Household Survey of 2013 it was possible to understand the income differences observed between formal and informal workers, which indicate the occurrence of segmentation. It was found that the most affected workers are those with lower incomes on the base of the distribution.

Keywords: Labor Market; Income Segmentation; Formal Sector; Informal Sector.

Introdução

O setor informal apresenta características complexas, o que torna difícil a sua definição precisa. Além de ser bastante heterogêneo, compreende um amplo contingente de pessoas oriundas das mais diversas atividades. Basicamente, a informalidade é relacionada a atividades realizadas à margem de qualquer regulamentação ou controle por parte do poder público. Do mesmo modo, caracteriza-se pela produção em pequena escala, reduzido emprego de técnicas, mercados desregulamentados e competitivos (PEREIRA; SILVA e SILVA, 2014).

As diferentes definições dos conceitos de informalidade podem conduzir a resultados substancialmente diferentes, gerando uma dificuldade adicional para a comparação entre pesquisas. Uma classificação tradicional na literatura brasileira enquadra como trabalhadores informais aqueles que não possuem carteira de trabalho assinada, como os trabalhos de Fernandes (1996), Carneiro e Henley (2001), Pianto e Pianto (2002) e Menezes-Filho, Mendes e Almeida (2004). Estudos mais recentes, como os de Dalberto (2014), Cirino e Dalberto (2014), utilizam o conceito de trabalhador informal como aquele que não contribui para a previdência social.

No presente artigo, utiliza-se o conceito de informalidade proposto por Machado, Oliveira e Antigo (2008) o qual combina a definição de regulação do trabalho, ou seja, carteira assinada como característica de formalidade e sem carteira assinada como informalidade, e a definição de subordinação. Esta abordagem consiste em analisar a esfera produtiva em geral, tendo em vista que a atividade capitalista não preenche todo o espaço econômico existente, deixando portas abertas para a inserção intersticial do setor informal de forma subordinada (CACCIAMALI, 2000).

Nesse contexto, o trabalho informal englobaria as pequenas empresas familiares, o trabalhador autônomo (excluindo profissional liberal) e o serviço doméstico remunerado em moeda ou espécie, sem carteira assinada. O trabalho assalariado pode ocorrer marginalmente. Essa concepção está presente em estudos como os de Cacciamali, (2000), Abramovay et al (2003) e permeia a construção da pesquisa Economia Informal Urbana (ECINF) realizada pelo IBGE, nos anos de 1997 e 2003, em domicílios e estabelecimentos (MACHADO, OLIVEIRA e ANTIGO, 2008).

Então, combinando as duas definições anteriores, estabeleceram-se como informal os trabalhadores que se autodeclararam por conta própria, exceto as ocupações de profissionais liberais e os empregados sem carteira assinada. Por outro lado, o setor formal ficou constituído pelos empregados assalariados e com carteira assinada (domésticos ou não), funcionários públicos e militares, empregadores e profissionais liberais.

Dada então a definição de informalidade adotada no estudo, surge a questão do diferencial de salários entre o mercado de trabalho formal e informal, através do qual é possível verificar a ocorrência, ou não, de segmentação entre esses mercados.

O argumento da segmentação do mercado de trabalho entre trabalhadores formais e informais atesta que os primeiros possuem vantagens salariais sobre os últimos, levando-se em consideração indivíduos com a mesma dotação de atributos. A existência deste diferencial em favor da formalidade implica que à mesma estão associadas barreiras à entrada, ou seja, os trabalhadores, de modo geral, enfrentam mais dificuldades para entrar no mercado de trabalho formal do que no informal (MENENES FILHO; MENDES e ALMEIDA, 2004).

Especificamente para o caso brasileiro, tem-se que os resultados dos estudos empíricos mostraram-se diversos, com alguns apontando que o mercado de trabalho nacional é não segmentado em termos de formalidade, enquanto outros concluem exatamente o oposto.

Diante da não existência de um consenso sobre a existência de segmentação em termos de diferenças de rendimento entre os setores formais e informais para o contexto brasileiro, assim como a carência de trabalhos dessa natureza de caráter regional, propõe-se a análise de tal aspecto para o mercado de trabalho das nove Regiões Metropolitanas do Brasil, a saber: São Paulo (RMSP), Rio de Janeiro (RMRJ), Belo Horizonte (RMBH), Porto Alegre (RMPA), Curitiba (RMC), Salvador (RMS), Recife (RMR), Fortaleza (RMF) e Belém (RMB). Dessa forma, a contribuição deste estudo comparado aos demais trabalhos é, portanto, utilizar a definição de Machado, Oliveira e Antigo (2008) para o setor informal e decompor os diferenciais obtidos em cada quantil, segundo o método padrão de Oaxaca-Blinder (1973) para o contexto quantílico, proposta por Melly (2006).

Portanto, o objetivo deste artigo foi analisar o diferencial de rendimento entre os setores formal e informal no mercado de trabalho das nove RM's para os diferentes quantis da distribuição de tal variável. Ressalta-se que serão apresentados, no estudo, apenas os resultados do modelo de decomposição quantílica, bem como sua análise, com vistas a verificar a possível ocorrência de segmentação de rendimentos.

Sabe-se que os resultados da estimação do modelo de regressão quantílica são de fundamental importância, pois são interpretados de forma a melhor entender as diferenças entre os retornos dos atributos individuais dos trabalhadores formais e informais, bem como as diferenças atribuídas à alocação dos indivíduos nos diferentes setores econômicos. Porém a análise descritiva dos dados com base nas variáveis abordadas e os resultados da estimação do modelo de regressão quantílica não serão apresentados aqui, visto que, além da limitação que o estudo permite, não é o principal foco do trabalho.

A escolha da análise geográfica deveu-se à importância das nove RM's para a economia nacional, e assim poder compará-las, uma vez que apresentam mercado de trabalho e dinamismo econômico diferentes (LEMO; MORO; BIAZI e CROCCO, 2003).

O artigo está estruturado da seguinte forma: na introdução, apresentam-se a justificativa e o objetivo. Em seguida, é mostrado o referencial teórico que abrange a teoria do capital humano e a teoria da segmentação. Na terceira seção, descreve-se o enquadramento metodológico. Na sequência, são apresentados e discutidos os resultados da análise dos dados, seguindo a ordem quanto às regiões: Sudeste, Sul, Nordeste e Norte. Finalmente, nas considerações finais, são apresentadas as conclusões advindas desta pesquisa e tecidas recomendações para trabalhos futuros.

Referencial teórico

A teoria do capital humano e a equação minceriana

Para se analisar a ocorrência de possível segmentação em termos de rendimento entre os setores formal e informal, é necessário estimar as equações de rendimento do trabalho para os indivíduos nos dois setores considerados. Para tanto, recorre-se à teoria do capital humano, cujos artigos pioneiros são os de Schultz (1961) e Becker (1962). Segundo tal teoria, o retorno salarial do trabalho de um indivíduo pode ser expresso em função de suas qualidades profissionais derivadas de sua escolaridade e anos de treinamento e experiência. Isso porque, quando o agente investe em qualquer um desses aspectos citados, o mesmo melhora o seu capital humano e, conseqüentemente, a sua produtividade marginal, aumentando o valor esperado de seu trabalho no mercado.

Outra contribuição de Becker (1962) para a teoria do capital humano foi a hipótese da existência de discriminação no mercado de trabalho. Conforme Loureiro e Carneiro (2001), Becker verifica que a discriminação gera salários desiguais e um tratamento diferenciado do trabalhador. Essa discussão remete ao fato de que, numa equação de determinantes da renda, além da educação, é necessário controlar a influência da discriminação no mercado de trabalho.

Com o objetivo de integrar a teoria do investimento em capital humano em um contexto empírico compatível com os modelos formais da teoria econômica, Mincer (1974) propôs uma equação que considera a influência da educação e da experiência no salário dos indivíduos. Essa equação, conhecida como função-salário do capital humano ou equação minceriana, foi proposta pelo referido autor da seguinte forma:

$$\ln Y_i = a + b_1 s_i + b_2 j_i + b_3 j_i^2 + v_i \quad (1)$$

em que $\ln Y$ é o logaritmo natural do salário ou o rendimento do trabalho do indivíduo; s , escolaridade do trabalhador medida em anos de estudo; j , experiência do indivíduo contabilizada através dos seus anos no mercado de

trabalho; a e b_l ($l = 1$ a 3) são os parâmetros a serem estimados; e v é o termo de erro estocástico com as propriedades usuais.

As pressuposições sobre a equação (1) são de que os anos adicionais de escolaridade e experiência apresentam impacto positivo sobre os salários, ou seja, os coeficientes b_1 e b_2 são maiores do que zero. Contudo aumentos causados pelo acréscimo de experiência estariam sujeitos a retornos decrescentes, sendo o coeficiente b_3 negativo. Nesse sentido, conforme enfatizou Berndt (1996), a relação entre rendimentos e experiência não é linear, mas sim parabólica, com um pico próximo à idade média de vida do indivíduo, devido à depreciação normal do capital humano com a idade.

Para mensurar a variável experiência da equação minceriana, normalmente, a literatura do capital humano emprega uma *proxy*: $j = \text{idade} - s - 6$. Segundo Dalberto (2014), essa *proxy* é importante para a obtenção de dados relativos à experiência do indivíduo que, em muitos casos, não pode ser obtida diretamente, como é o caso da base de dados da PNAD, utilizada no presente estudo. Conforme Chaves (2002), essa *proxy*, para a equação minceriana, tem como hipótese que o indivíduo começa a trabalhar logo após terminar seus anos de estudo, e que esse termina o período escolar no tempo s mais seis anos de idade, em que esse último é a idade em que o indivíduo, em média, começa a estudar.

Os componentes que Mincer admitiu influenciar na renda, como o resíduo (v) na equação 1, são componentes que influenciam as habilidades individuais e qualidade da educação, que são de difícil mensuração, segundo França, Gaspari e Loureiro (2005). Na aplicação desse modelo, Senna (1976) propõe que, para uma melhor estimação da equação de rendimentos, deve-se fazer a desagregação por atividade econômica. A desagregação por setor contribui para contornar os possíveis problemas de estimação causados por desequilíbrios na economia, imperfeições de mercado e a heterogeneidade da mão de obra (SALVATO e SILVA, 2008).

Outras informações em relação às variáveis aplicadas na equação (1) podem estar relacionadas com as características dos trabalhadores ou, até mesmo, da região onde os mesmos se localizam. Para isso, a equação deve ser aplicada para dados de sessão cruzada, sendo possível acrescentar *dummies* relacionadas ao gênero, raça e localização do indivíduo (BORJAS e MINCER, 1976 apud DALBERTO, 2014).

Com base nessa teoria, é possível estimar equações de rendimento e examinar os retornos dos atributos dos trabalhadores. Esse mesmo modelo pode ser estimado para diferentes grupos, permitindo fazer comparações e assim verificar se ocorrem diferenças nos retornos dos determinantes salariais entre tais grupos. Desse modo, torna-se possível estimar equações também para os setores formal e informal.

A teoria do mercado de trabalho segmentado

Diversos trabalhos têm abordado a questão da segmentação, apontando distintas teorias e causas para sua ocorrência. As interpretações para explicar a segmentação estão relacionadas, basicamente, à teoria do mercado interno com a teoria do mercado de trabalho dual, e o dualismo tecnológico como fator de intensificação da segmentação. Para melhor entender esse processo, procurou-se definir, primeiro, o termo “segmentação” no mercado de trabalho.

Bulow e Summers (1986), Ryan (1981) e Taubamn e Watcher (1986) apud Seplacek, Barros, Varandas (1990) definiram segmentação no mercado de trabalho como sendo:

“[...] o conjunto de todas as situações em que existam trabalhadores, em princípio, igualmente produtivos, recebendo sistematicamente salários distintos, independentemente da origem e das causas da persistência destes diferenciais de salário ao longo do tempo”.

Nos anos de 1940 e 1950, a Escola Institucionalista Americana abordou a questão do mercado de trabalho dual que foi criada por um grupo de economistas para explicar a persistência do desemprego e da pobreza urbana nos Estados Unidos, mesmo após a criação de programas de treinamento para elevar o capital humano dos trabalhadores mais desfavorecidos. Tal teoria supõe uma “dicotomização” do mercado de trabalho, entre um setor mais favorecido, o primário, e outro menos desenvolvido, o secundário (DALBERTO, 2014).

Para Doeringer e Piore (1971), o mercado de trabalho primário seria formado pelo mercado de trabalho interno bem desenvolvido, ou seja, com melhores condições de trabalho, no qual os empregos são governados por regras formais, geralmente estabelecidas pelos sindicatos. Em conjunto, essas regras estabelecem os salários e os requisitos associados a cada posto de trabalho e à estrutura organizacional dos mesmos, protegendo o mercado interno contra as pressões da concorrência do mercado externo, ou secundário e, portanto, limitando a mobilidade entre ambos.

No caso da mobilidade social, as chances de mobilidade ascendente são maiores no mercado primário (PIORE, 1970 apud BIAGIONI, 2006). No mercado de trabalho primário, os postos possuem melhores rendimentos, condições de trabalho, estabilidade e possibilidade de ascensão. Já no mercado secundário estão as ocupações e as condições de trabalho que não favorecem a melhoria da situação do posto de trabalho já inferior. Isto é, o mercado de trabalho primário é melhor, em termos de condições, que o secundário e oferece melhores oportunidades de ascensão.

Metodologia

Determinantes dos rendimentos dos trabalhadores formais e informais e decomposição de Oaxaca-Blinder no contexto de regressão quantílica

As equações mincerianas do artigo foram estimadas utilizando o método de regressão quantílica, apresentado originalmente por Koenker e Basset (1978). Formalmente, um modelo geral de regressão quantílica para os rendimentos pode ser representado por:

$$\ln w_i = x_i \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i}; \text{ com } Quant_\theta(\ln w_i | x_i) = x_i \beta_\theta \quad (2)$$

Em que $\ln w_i$ é o logaritmo natural do rendimento/hora do indivíduo, x_i é um vetor de variáveis explicativas e β_θ é um vetor de parâmetros a ser estimado. $Quant_\theta(\ln w_i | x_i) = x_i \beta_\theta$ denota o quantil condicional de $\ln w_i$ dado x .

De modo a verificar se os coeficientes estimados de fato diferem entre os quantis, justificando assim o uso do modelo de regressão quantílica, são aplicados testes de Wald para os parâmetros de todos os quantis de cada variável.

Dado o objetivo de estimar as diferenças nos retornos em termos de rendimentos para os atributos dos trabalhadores formais e informais para diferentes níveis da distribuição desta variável, o artigo utilizou o seguinte modelo:

$$\ln w_i = \beta_0^\theta + \beta_1^\theta E_{1i} + \beta_2^\theta E_{2i} + \beta_3^\theta E_{3i} + \beta_4^\theta E_{4i} + \beta_5^\theta Ida_i + \beta_6^\theta Ida_i^2 + \beta_7^\theta R_{1i} + \beta_8^\theta R_{2i} + \beta_9^\theta S_{1i} + \beta_{10}^\theta S_{2i} + \beta_{11}^\theta S_{3i} + \beta_{12}^\theta S_{4i} + \varepsilon_{\theta i} \quad (3)$$

Em que β_i^θ são os parâmetros estimados para o quantil θ (10, 50, 90)¹ da variável dependente que, nesse caso, é o logaritmo dos rendimentos do trabalho; $\ln w_i$; E_k ($k = 1, \dots, 4$) são variáveis discretas que indicam a escolaridade do trabalhador, em anos de estudo, com o grupo base formado por trabalhadores com 0 a 3 anos de estudo, E_1, E_2, E_3 e E_4 , respectivamente, por trabalhadores com 4 a 7, 8 a 10, 11 e mais de 11 anos de estudo; Ida representando a idade do trabalhador como *proxy* da experiência; R_m ($m = 1, 2$) são variáveis *dummies* que indicam a etnia do trabalhador, com o grupo base sendo formado por brancos, R_1 assumindo o valor 1 para negros e 0, caso contrário, e R_2 assumindo o valor 1 para pardos e zero, caso contrário; S_k ($k = 1, \dots, 4$) são variáveis *dummies* que indicam o setor de atividade do

¹ Foram escolhidos estes quantis com o intuito de observar o rendimento nos extremos e no meio da distribuição de rendimento.

trabalhador, sendo o grupo base formado pela indústria, S_1 representando construção, S_2 o comércio, S_3 a administração pública e S_4 os serviços; e $\varepsilon_{\theta i}$ representa os erros da regressão.

É importante destacar que a equação (3) foi estimada separadamente para trabalhadores formais e informais do sexo masculino entre 24 e 65 anos de idade, nas Regiões Metropolitanas, com o objetivo de se obterem comparações nos retornos dos rendimentos às variáveis do modelo ao longo dos quantis de sua distribuição. Além disso, destaca-se que a estimativa utilizou o *software Stata 12* incorporando os pesos amostrais dos indivíduos disponíveis nos microdados da PNAD 2013.

A partir da equação (3), é possível analisar, de maneira mais detalhada, o diferencial de rendimento entre os setores formal e informal por meio da decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) no contexto da regressão quantílica, conforme proposto por Melly (2006). Essa abordagem consiste em decompor as diferenças dos rendimentos em dois componentes: um componente que indique as diferenças atribuíveis às características dos trabalhadores, e outro que expresse as diferenças nos retornos de tais características. Enquanto que o primeiro componente expressa uma diferença de retorno “justificável” – isto é, que pode ser explicada como atribuível à diferença de características dos trabalhadores –, a segunda indica a diferença explicada unicamente pela diferenciação entre setores, e sua existência pode ser considerada como um indício de segmentação.

Seguindo a definição de Melly (2006), é possível expressar esse problema em termos do efeito de um determinado tratamento binário T sobre um produto Y . Assumindo uma amostra de tamanho n , indexada por i , com n_0 unidades de controle e n_1 unidades tratadas, tem-se que $T_i = 0$ caso a unidade i esteja no grupo de controle, $T_i = 1$ e caso a unidade i receba o tratamento. No presente caso, considera-se o produto como sendo o rendimento auferido no mercado de trabalho e interpreta-se o tratamento como sendo o fato do indivíduo pertencer ao setor formal, enquanto que os trabalhadores informais compõem o grupo de controle.

Uma maneira comumente utilizada para verificar os impactos do tratamento é obter o efeito de tratamento médio (*ATE – average treatment effect*):

$$E[Y(1)] - E[Y(0)] \quad (4)$$

Em que $Y(1)$ é o produto sob o efeito do tratamento, e $Y(0)$ é o produto do grupo de controle. Outra forma de verificar tais impactos é o efeito de tratamento médio nos tratados (*ATET – average treatment effect on the treated*):

$$E[Y(1)|T = 1] - E[Y(0)|T = 1] \quad (5)$$

ou seja, o primeiro termo representa o produto (rendimento) do trabalhador formal, uma vez que ele, de fato, está inserido no setor formal, enquanto que o segundo representa o produto (rendimento) que o trabalhador informal receberia caso ele estivesse na formalidade.

Melly (2006) estende essas definições para o caso dos efeitos de tratamento quantílicos, de modo que o efeito de tratamento do θ – *ésimo* quantil (*QTE – quantile treatment effect*) é dado por:

$$F_{Y(1)}^{-1}(\theta) - F_{Y(0)}^{-1}(\theta) \quad (6)$$

enquanto que o efeito de tratamento nos tratados do θ – *ésimo* quantil (*QTET – quantile treatment effect on the treated*) é dado por:

$$F_{Y(1)}^{-1}(\theta|T=1) - F_{Y(0)}^{-1}(\theta|T=1) \quad (7)$$

Em que $F_Y^{-1}(\theta)$ é o θ – *ésimo* quantil de Y .

Para se obter a decomposição de Oaxaca-Blinder para o contexto quantílico, Melly (2006) estabelece procedimento a partir do qual é possível simular os quantis contrafactuais ($\hat{q}_c$) que podem ser utilizados para decompor as diferenças na distribuição e estimar os efeitos de tratamento quantílico. Por exemplo:

$$\hat{q}_c(\theta) = \inf \left\{ q : n_1^{-1} \sum_{i:T_i=t} \hat{F}_{Y(0)}(q|X_i) \geq \theta \right\} \quad (8)$$

é o θ – *ésimo* quantil da distribuição que seria observado caso as unidades tratadas não tivessem recebido tratamento. Uma decomposição da diferença entre o θ – *ésimo* quantil da distribuição incondicional dos tratados e não tratados, portanto, é dada por:

$$\hat{q}_1(\theta) - \hat{q}_0(\theta) = [\hat{q}_1(\theta) - \hat{q}_c(\theta)] + [\hat{q}_c(\theta) - \hat{q}_0(\theta)] \quad (9)$$

Em que $\hat{q}_1(\theta)$ e $\hat{q}_0(\theta)$ representam os rendimentos estimados dos indivíduos formais e informais, respectivamente, no quantil θ . O primeiro termo entre colchetes representa o efeito dos coeficientes (*QTET*, ou a diferença de rendimentos explicada unicamente pela diferenciação intersetorial) e o segundo representa o efeito das características (diferença “justificável”). Melly (2006) demonstrou que, sob certa hipótese, os estimadores de $\hat{q}_0$, $\hat{q}_1$ e $\hat{q}_c$ são consistentes e normalmente distribuídos assintoticamente. No presente caso, portanto, tem-se que a decomposição dos rendimentos pode ser expressa, de maneira análoga à equação (9), como:

$$\ln \hat{w}_1(\theta) - \ln \hat{w}_0(\theta) = [\ln \hat{w}_1(\theta) - \ln \hat{w}_c(\theta)] + [\ln \hat{w}_c(\theta) - \ln \hat{w}_0(\theta)] \quad (10)$$

Para realizar a estimação da decomposição, foi utilizado o módulo *rqdeco* desenvolvido por Melly (2007) para o *software Stata*.

Fonte de dados

Os dados foram obtidos da PNAD para o ano de 2013, sendo a amostra utilizada constituída por homens entre 24 e 65 anos de idade no mercado de trabalho urbano das regiões metropolitanas do Brasil. A escolha de tal faixa etária se deu de modo a excluir do recorte os trabalhadores jovens e os possíveis aposentados.

Em 2013, a PNAD abrangeu um total de 362.555 indivíduos em 148.697 famílias, distribuídos em 1.100 municípios (IBGE, 2013). Como o foco é a comparação entre os setores, serão considerados os trabalhadores do sexo masculino, evitando-se possíveis distorções causadas pela diferenciação existente entre o mercado de trabalho para homens e mulheres e pelo problema de seletividade amostral. Dadas as características selecionadas para o presente trabalho, a amostra utilizada foi de 24.598 indivíduos, sendo 16.826 classificados como trabalhadores formais e 7.772 como informais entre todas as RM's.

Resultados e discussão

Decomposição de Oaxaca-Blinder quantílica para os diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais das RMSP, RMRJ e RMBH.

Na Tabela 1, são apresentados os resultados da decomposição dos diferenciais de rendimento ao longo da distribuição dessa variável. A diferença bruta de rendimento pode ser decomposta em dois termos: a diferença atribuível às características dos indivíduos, ou diferença “justificável”, e a diferença que advém dos coeficientes, ou seja, aquela que existe, unicamente, em função da diferença de setor (formal ou informal) em que o indivíduo está alocado e que, portanto, indica a ocorrência de segmentação. Percebe-se que os valores das diferenças são negativos, visto que a análise é feita através da diferença de rendimentos entre trabalhadores informais e formais, mostrando, em termos percentuais, quanto o trabalhador informal recebe a menos do que o formal.

TABELA 1

DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA DOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTO ENTRE TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS PARA ÁREA URBANA DAS RMSP, RMRJ E RMBH, 2013

	Quantil	Efeito	Efeitos	D.P.	%
RMSP	10º	Diferença bruta	-0,2451***	0,0286	100%
		Características	-0,0427***	0,0159	17,42%
		Coeficientes	-0,2024***	0,0127	82,58%
	50º	Diferença bruta	-0,1630***	0,0298	100%
		Características	-0,1402***	0,0211	86,01%
		Coeficientes	-0,0228	0,0173	13,99%
	90º	Diferença bruta	-0,4333***	0,0559	100%
		Características	-0,2724***	0,0500	62,87%
		Coeficientes	-0,1609***	0,0421	37,13%
RMRJ	10º	Diferença bruta	-0,2280***	0,0282	100%
		Características	-0,0728***	0,0173	31,93%
		Coeficientes	-0,1552***	0,0137	68,07%
	50º	Diferença bruta	-0,2311***	0,0302	100%
		Características	-0,1897***	0,0210	82,09%
		Coeficientes	-0,0414**	0,0163	17,91%
	90º	Diferença bruta	-0,5095***	0,0701	100%
		Características	-0,3657***	0,0681	71,78%
		Coeficientes	-0,1438***	0,0415	28,22%
RMBH	10º	Diferença bruta	-0,1030***	0,0268	100%
		Características	-0,0340***	0,0152	33,01%
		Coeficientes	-0,0690***	0,0120	66,99%
	50º	Diferença bruta	-0,0427*	0,0246	100%
		Características	-0,1140***	0,0244	266,98%
		Coeficientes	0,0713**	0,0198	166,98%
	90º	Diferença bruta	-0,3592***	0,0573	100%
		Características	-0,2427***	0,0532	67,57%
		Coeficientes	-0,1165***	0,0388	32,43%

Fonte: Resultados da pesquisa.

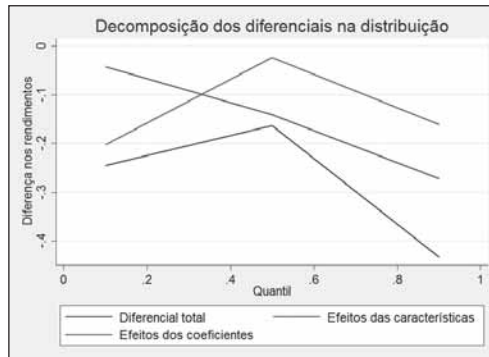
*** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 50 repetições.

Em relação à diferença bruta, percebeu-se que a mesma foi estatisticamente significativa a 1% para todos os quantis. A maior diferença verificada entre os rendimentos de trabalhadores informais e formais deu-se no topo da distribuição (90º quantil), em que os primeiros apresentaram rendimentos 43,33% menores do que os segundos para a RMSP, 50,95% para a RMRJ e 35,92% para a RMBH.

Decompondo o efeito total em efeitos características e coeficientes, observa-se comportamento distinto entre eles ao longo da distribuição de rendimentos nas Figuras 1, 3 e 5.

Figura 1

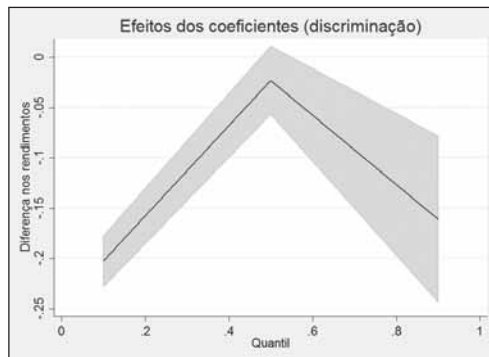
Decomposição dos diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais da área urbana da RMSP, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 2

Diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais atribuídos aos efeitos dos coeficientes, área urbana da RMSP, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

O efeito característica é significativo e crescente em termos absolutos ao longo de toda a distribuição, isso porque, com a elevação do quantil, o trabalhador informal torna-se mais penalizado em relação à diferença de rendimento comparado ao trabalhador formal. Para a RMSP no 10º quantil, o informal recebe 4,27% a menos, e no 90º quantil 27,24%. Para a RMRJ, tais valores são respectivamente de 7,28% no 10º e 36,57% no quantil 90 e na RMBH, 3,4% no 10º e 24,27% no 90º.

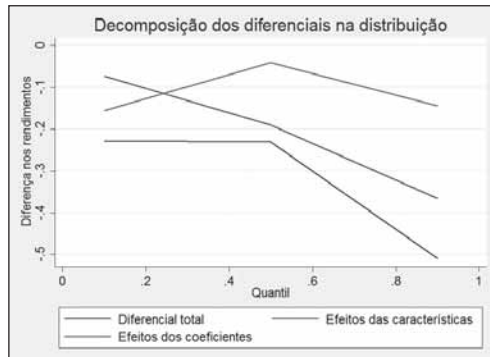
É interessante apontar que o efeito característica, exceto no 10º quantil, é o responsável pela maior parte do diferencial de rendimento entre os trabalhadores informais e formais. A maior diferença verificada entre os rendimentos de trabalhadores informais e formais deu-se no topo da distribuição. Tal resultado sugere que os segundos apresentam melhor dotação de atributos produtivos, sobretudo anos de estudo, quando comparados aos primeiros. Além disso, como no presente artigo os profissionais liberais estão inseridos no setor formal, essa pode ser outra explicação para maior escolaridade, quando comparada ao informal.

Essa predominância do efeito característica foi também verificada por alguns autores em estudos realizados para o Brasil como os de Pianto e Pianto (2002), sendo que, para esse mesmo mercado de trabalho, Machado, Oliveira e Antigo (2008), Carneiro e Henley (2001) e Menezes-Filho, Mendes e Almeida (2004) ressaltaram a importância da maior escolaridade dos formais para o diferencial de rendimento a seu favor em relação aos informais. Dessa forma, como evidenciado em Menezes-Filho, Mendes e Almeida (2004), a educação é uma característica que contribui para explicar a diferença de rendimento entre os dois setores, especialmente para aqueles trabalhadores situados no topo da distribuição.

Quanto ao efeito coeficiente, o mesmo supera o efeito característica apenas no 10º quantil. Ou seja, o efeito coeficiente é o responsável pela maior parte do diferencial de rendimento entre os trabalhadores informais e formais, no quantil 10, para todas as RM's. Percebe-se, então, que os trabalhadores informais são mais penalizados por estarem em tal setor, quando situados na base da distribuição de rendimentos. Destaca-se que, embora a RMBH tenha apresentado maior efeito coeficiente no topo em comparação à base, em termos de participação na diferença bruta de rendimento, o referido efeito tem o maior valor no 10º quantil. De modo a visualizar melhor os efeitos dos coeficientes nos quantis de rendimento, recorre-se às Figuras 2, 4 e 6.

Figura 3

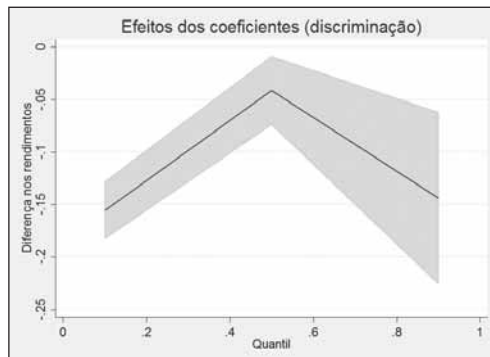
Decomposição dos diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais da área urbana da RMRJ, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 4

Diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais atribuídos aos efeitos dos coeficientes, área urbana da RMRJ, 2013.



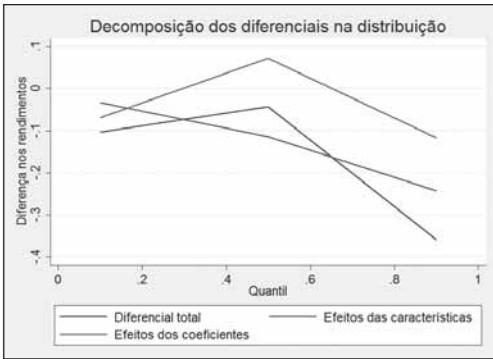
Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados encontrados na decomposição indicam existência de segmentação em termos de rendimento no mercado de trabalho na RMSP e RMBH na base e no topo da distribuição e para a RMRJ em toda a distribuição, existindo então dois mercados internos, sugerindo a dicotomia do mercado dual. Ou seja, tem-se, de um lado, o mercado de trabalho primário, constituído pelos trabalhadores formais, com melhores condições de trabalho, com melhores condições de rendimentos e, de outro, o mercado de trabalho secundário, formado pelos trabalhadores informais em piores condições (CIRINO e DALBERTO, 2014).

Ressalta-se que, para a RMBH, apesar dos efeitos serem significativos no meio da distribuição, não há indícios de segmentação, visto que o sinal do coeficiente foi positivo, mostrando que o trabalhador formal apresenta rendimento menor quando comparado ao informal. Nesse segmento, ser informal é uma vantagem no mercado de trabalho.

Figura 5

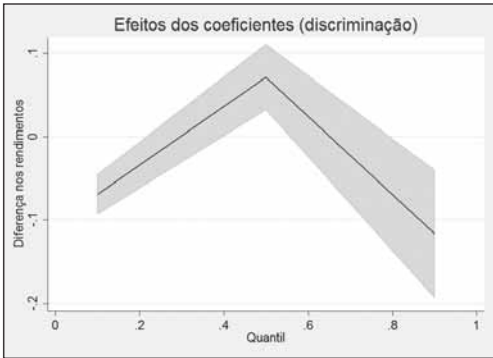
Decomposição dos diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais da área urbana da RMBH, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 6

Diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais atribuídos aos efeitos dos coeficientes, área urbana da RMBH, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Ao analisar a segmentação na base, ou seja, no 10º quantil, especificamente, percebe-se que esses resultados se assemelham aos encontrados por alguns autores como Pianto e Pianto (2002), que apontam, justamente, para uma maior segmentação para o mercado de trabalho brasileiro na base da distribuição de rendimentos. Igualmente, Ulyseia (2007) encontra resultados que apontam para um aumento no Brasil do diferencial de rendimentos entre formais e informais no período 2001-2005, e que os mais prejudicados por tal movimento foram os trabalhadores mais pobres. Cirino e Dalberto (2014), analisando o mercado de trabalho da RMBH, também constataram que, na base da distribuição de rendimentos, haveria segmentação.

Segundo Dalberto (2014), é possível que tal segmentação na base dos rendimentos esteja associada a características institucionais, como a existência do salário mínimo. Tal piso salarial, naturalmente, é válido apenas para trabalhadores em caráter formal, de modo que é de se esperar que os indivíduos de tal setor que se situem na cauda inferior da distribuição de rendimentos não recebam salários muito distantes do mínimo mensal estipulado em lei – exceto nos casos de contratos de trabalho parciais ou temporários, em que o trabalhador recebe o proporcional ao mínimo pelo período trabalhado. No caso dos trabalhadores informais, não existe a imposição de tal restrição mínima, o que permite a existência de níveis de rendimento inferiores ao piso existente na formalidade. Nesse sentido, o salário mínimo pode ser considerado uma barreira à entrada no setor formal para uma parcela dos trabalhadores, especialmente àqueles que se dispõem a trabalhar por salários inferiores ao mínimo, mas que só podem fazê-lo na informalidade. Em geral, tais trabalhadores são caracterizados por uma baixa produtividade, que fica aquém do salário mínimo. Portanto, é de se esperar que trabalhadores, nessas condições, não consigam emprego no setor formal.

No topo da distribuição, o efeito característica supera o efeito coeficiente, porém o último demonstra resultado significativo, provando a existência de segmentação no mercado de trabalho das RM's do Sudeste. Apesar das regiões metropolitanas apresentarem dinamismo econômico, possuem, também, elevada desigualdade e, mesmo nos níveis de maiores rendimentos salariais, a segmentação, muitas vezes, prevalece. O que pode ser observado nesse resultado, no quantil 90, é o diferencial de rendimento que ainda existe entre os setores formais e informais, visto que pode ser devido ao número de profissionais liberais existentes em cada RM, isto é, por ser um trabalhador que apresenta alta qualificação, a chance dele obter maior rendimento salarial quanto à sua contraparte informal é grande. Nesse caso, haveria também dois mercados nas áreas de alto rendimento, sendo que o setor formal apresentaria melhores condições de trabalho.

Decomposição de Oaxaca-Blinder quantílica para os diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais das RMPA e RMC.

Na Tabela 2, são apresentados os resultados da decomposição dos diferenciais de rendimento, por quantil, entre trabalhadores formais e informais para as RMPA e RMC.

Quanto à diferença bruta, percebe-se que a mesma foi estatisticamente significativa a 1% para todos os quantis para as duas RMs. Essa diferença tende a crescer ao longo da distribuição, sendo que a maior diferença verificada entre os rendimentos de trabalhadores informais e formais deu-se no topo (90º quantil).

TABELA 2

DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA DOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTO ENTRE TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS PARA ÁREA URBANA DAS RMPA E RMC, 2013

	Quantil	Efeito	Efeitos	D.P.	%
RMPA	10º	Diferença bruta	-0,1940***	0,0216	100%
		Características	-0,0652***	0,0166	33,61%
		Coeficientes	-0,1288***	0,0136	66,39%
	50º	Diferença bruta	-0,1163***	0,0244	100%
		Características	-0,1011***	0,0193	86,93%
		Coeficientes	-0,0152	0,0146	13,07%
	90º	Diferença bruta	-0,4271***	0,0538	100%
		Características	-0,2575***	0,0519	60,29%
		Coeficientes	-0,1696***	0,0404	39,71%
RMC	10º	Diferença bruta	-0,1533***	0,0354	100%
		Características	-0,0671***	0,0311	44,83%
		Coeficientes	-0,0861***	0,0188	56,17%
	50º	Diferença bruta	-0,1004***	0,0329	100%
		Características	-0,1655***	0,0270	164%
		Coeficientes	0,0650***	0,0231	64,74%
	90º	Diferença bruta	-0,1910**	0,0984	100%
		Características	-0,2353***	0,0595	123,20%
		Coeficientes	0,0442	0,0493	23,14%

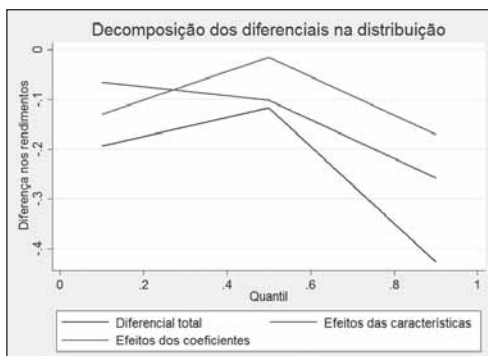
Fonte: Resultados da pesquisa.

*** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 50 repetições.

Decompondo o efeito total em efeitos características e coeficientes, observa-se comportamento distinto entre eles ao longo da distribuição de rendimentos nas Figuras 7 e 9.

Figura 7

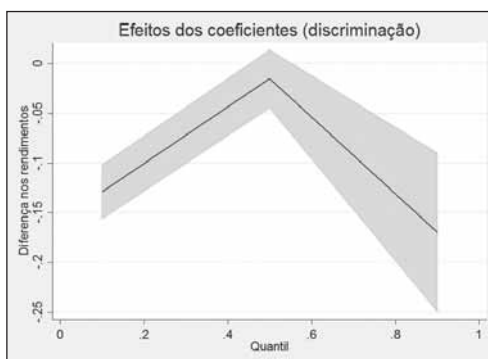
Decomposição dos diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais da área urbana da RMPA, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 8

Diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais atribuídos aos efeitos dos coeficientes, área urbana da RMPA, 2013.



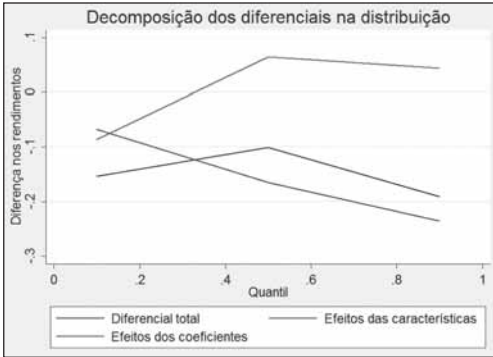
Fonte: Resultados da pesquisa.

O efeito característica novamente é significativo e crescente em termos absolutos ao longo de toda a distribuição, com 6,52% da diferença de rendimento entre os grupos (informal-formal) no 10º quantil e de 25,75% no 90º quantil para a RMPA. Na RMC de 6,71% da diferença de rendimento entre os grupos no 10º quantil e 23,53% no 90º quantil. Esses resultados mostram sempre uma vantagem de rendimento em favor dos formais.

É interessante apontar que o efeito característica, nos quantis 50 e 90, são os responsáveis pela maior parte do diferencial de rendimento entre os trabalhadores informais e formais para as RM's. Esse resultado sugere que os resultados poderiam ser explicados pela variável ano de estudo, uma vez que os trabalhadores formais apresentam melhor dotação de atributos produtivos quando comparados aos informais.

Figura 9

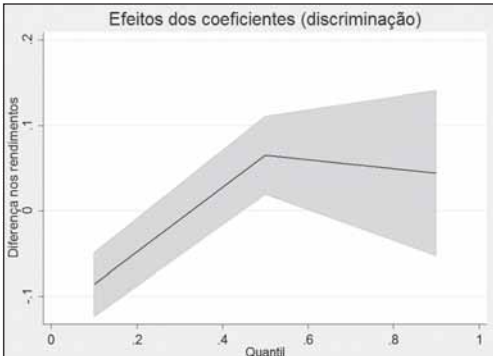
Decomposição dos diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais da área urbana da RMC, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 10

Diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais atribuídos aos efeitos dos coeficientes, área urbana da RMC, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Quanto ao efeito coeficiente, o mesmo supera o efeito característica apenas no 10º quantil. Isto é, o efeito coeficiente é o responsável pela maior parte do diferencial de rendimento entre os trabalhadores informais e formais no quantil 10. Nesse quantil, obteve-se participação de 66,39% e no 90º de 39,71% para a RMPA e 56,17% para a RMC no 10º quantil. De modo a visualizar melhor como variam os efeitos dos coeficientes nos quantis de rendimento, recorre-se às Figuras 8 e 10.

Ressalta-se o resultado encontrado no quantil 50 para a RMC, os trabalhadores informais acabam ganhando salários mais elevados (6,5%) do que sua contraparte formal, apesar do fato de que o seu retorno aos atributos produtivos são baixos comparados à formalidade. Nesse caso, embora os trabalhadores informais ganhem menos do que os formais, pelo efeito característica, eles acham atividades mais rentáveis do que as atividades formais. Nessa faixa de rendimento, ser informal na RMC é uma estratégia, talvez pelo fato de empresários evitarem custos ou escolherem ter maior independência, ou seja, liberdade no trabalho. Essa vantagem comparativa pode ser traduzida em benefícios em comparação com os potenciais salários no setor formal, que podem ser incentivos a escolher a informalidade.

Decomposição de Oaxaca-Blinder quantílica para os diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais das RMS, RMR e RMF.

De modo a verificar se as diferenças entre os retornos aos atributos dos trabalhadores formais e informais apresentadas nas regressões quantílicas de fato se traduzem na ocorrência de segmentação entre tais grupos, procedeu-se a estimação da decomposição dos diferenciais ao longo da distribuição de rendimentos. Os resultados de tal procedimento são apresentados na Tabela 3.

TABELA 3

DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA DOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTO ENTRE TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS PARA ÁREA URBANA DAS RMS, RMR E RMF, 2013

	Quantil	Efeito	Efeitos	D.P.	%
RMS	10º	Diferença bruta	-0,4875***	0,0568	100%
		Características	-0,0652***	0,0154	13,37%
		Coeficientes	-0,4222***	0,0108	86,60%
	50º	Diferença bruta	-0,3330***	0,0254	100%
		Características	-0,1855***	0,0218	55,70%
		Coeficientes	-0,1474***	0,0198	42,26%
	90º	Diferença bruta	-0,6176***	0,0870	100%
		Características	-0,3833***	0,0674	62,06%
		Coeficientes	-0,2342***	0,0652	37,92%
RMR	10º	Diferença bruta	-0,5033***	0,0533	100%
		Características	-0,0358***	0,0124	7,11%
		Coeficientes	-0,4675***	0,0009	92,88%
	50º	Diferença bruta	-0,1963***	0,0247	100%
		Características	-0,1048***	0,0191	53,39%
		Coeficientes	-0,0915***	0,0145	46,61%
	90º	Diferença bruta	-0,1914***	0,0748	100%
		Características	-0,2026***	0,0415	105,85%
		Coeficientes	0,0111	0,0498	5,80%
RMF	10º	Diferença bruta	-0,3781***	0,0374	100%
		Características	-0,0211**	0,0112	5,58%
		Coeficientes	-0,3570***	0,0091	94,42%
	50º	Diferença bruta	-0,1384***	0,0212	100%
		Características	-0,0495***	0,0235	35,77%
		Coeficientes	-0,0889***	0,0186	64,23%
	90º	Diferença bruta	-0,3129***	0,0513	100%
		Características	-0,2939***	0,0576	93,93%
		Coeficientes	-0,0190	0,0559	6,07%

Fonte: Resultados da pesquisa.

*** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 50 repetições.

Em quase todos os casos, percebe-se que os diferenciais estimados foram estatisticamente significativos ao nível de 1%. As maiores diferenças brutas verificadas entre os rendimentos dos dois grupos se dão na base da distribuição para as RMR e RMF, em que os informais obtêm, em média, rendimentos 50,33% e 37,81% a menos do que os formais, respectivamente. Já para a RMS, a maior diferença ocorre no topo da distribuição em que os formais recebem 61,76% a mais do que os informais.

Nos quantis 50 e 90, o efeito das características individuais dos trabalhadores explica a maior parte dos diferenciais de rendimento observados, exceto para a RMF no quantil 50. Esse efeito é proporcionalmente mais elevado à medida que aumentam os rendimentos.

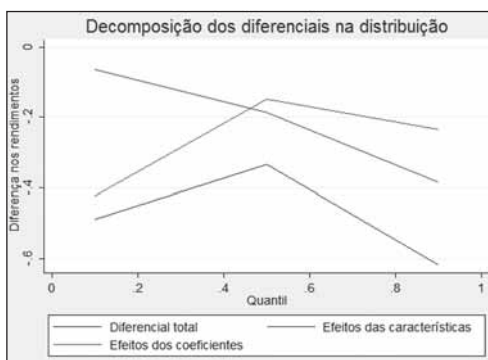
Enquanto o efeito das características dos trabalhadores cresce em termos absolutos, ou seja, à medida que se elevam os quantis de rendimento, aumenta a vantagem dos trabalhadores formais em relação aos informais, em termos de rendimento derivado dos atributos produtivos, os efeitos dos coeficientes diminuem a partir do 10º quantil. Dessa forma, verifica-se que os trabalhadores informais mais penalizados pela diferenciação formal-informal são aqueles situados na base da distribuição de rendimentos, exceto para a RMS. No entanto, mesmo nessa última, a segmentação está presente no 90º quantil. A diferença de rendimento em favor dos formais, nesse ponto da distribuição é, aproximadamente, metade da verificada no 10º quantil.

Essa existência de segmentação na RMS no topo da distribuição assemelha-se aos resultados encontrados na decomposição das RM's do Sudeste e Sul. Percebe-se uma semelhança em relação ao mercado de trabalho, visto que essa diferenciação salarial entre os setores pode ser devido às atividades econômicas existentes na região. De modo a visualizar melhor os efeitos explicados pela distinção entre os setores, seus efeitos são apresentados isoladamente nas Figuras 11, 13 e 15.

O 10º quantil foi o único que apresentou maior proporção de diferença explicada pelos efeitos dos coeficientes, exceto para o quantil 50 da RMF. Em tal parte da distribuição, a mera diferenciação entre os setores explica mais de 85% das diferenças de rendimento verificadas. A proporção explicada por tal diferenciação se reduz ao longo dos quantis à medida que esses se elevam, mas, em todos os momentos, a parcela da diferença explicada pelos coeficientes é tão expressiva quanto significativa. As Figuras 12, 14 e 16 apresentam, graficamente, a distribuição de tais efeitos.

Figura 11

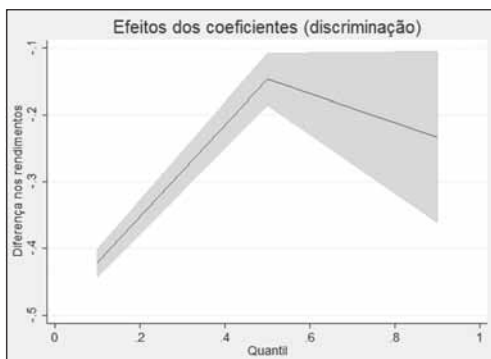
Decomposição dos diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais da área urbana da RMS, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 12

Diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais atribuídos aos efeitos dos coeficientes, área urbana da RMS, 2013.

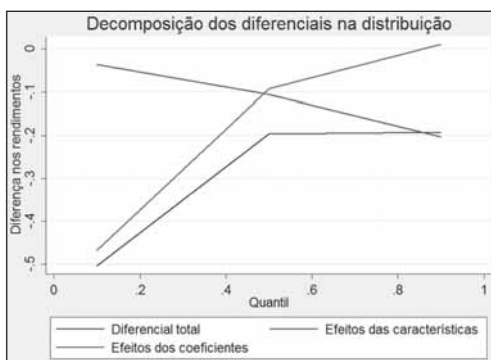


Fonte: Resultados da pesquisa.

Tais resultados dão suporte à evidência de que ocorre segmentação entre o mercado de trabalho formal e o informal. Mas apontam que os mais penalizados por tal segmentação são os trabalhadores situados na base da distribuição de rendimentos, principalmente para as RMR e RMF.

Figura 13

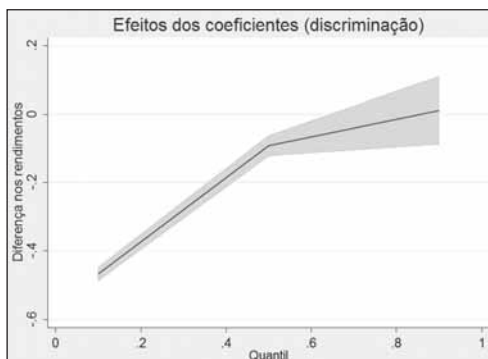
Decomposição dos diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais da área urbana da RMR, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 14

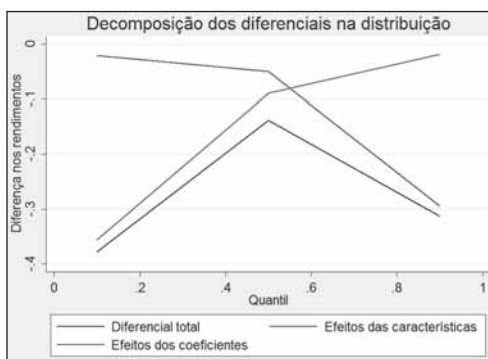
Diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais atribuídos aos efeitos dos coeficientes, área urbana da RMR, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 15

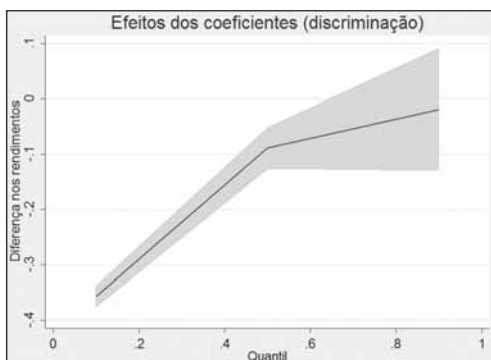
Decomposição dos diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais da área urbana da RMF, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 16

Diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais atribuídos aos efeitos dos coeficientes, área urbana da RMF, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

No que diz respeito à contribuição dos efeitos coeficiente e característica sobre o diferencial de salários, pode-se notar que, nas RM's do Nordeste, nos baixos quantis, o primeiro efeito é negativo e tem uma importante contribuição sobre o salário, ao passo que, na metade e na parte superior da distribuição, o efeito característica é maior do que o efeito coeficiente, exceto para a RMF a qual possui valores muito próximos. Por um lado, esses resultados sugerem que nos níveis mais baixos de rendimento, que apresentam menores atributos produtivos e outras características, as remunerações são menores no setor informal do que no formal, porém o mais importante são as taxas de retorno, sendo mais baixas no primeiro setor do que no segundo. Isso parece confirmar que, nesses pontos da distribuição de salários, não há espaço para esses trabalhadores no setor formal, e ser informal é uma última opção para escapar do desemprego. Por outro lado, embora nas áreas de maiores rendimentos, os trabalhadores informais recebam remunerações mais elevadas por conta dos seus atributos produtivos, eles têm uma desvantagem maior sobre essas características remuneradas em comparação com os trabalhadores formais e, portanto, a diferença salarial aumenta. Nesse caso, os trabalhadores informais podem aceitar ganhar salários mais baixos a fim de evitar ter de contribuir com alguns custos, o que pode ser percebido como sendo ineficaz. Assim, nesse segmento de distribuição, existem incentivos para escolher, voluntariamente, a informalidade como uma forma de emprego, principalmente nas RMR e RMF.

Decomposição de Oaxaca-Blinder quantílica para os diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais das RMB.

Na Tabela 4, são apresentados os resultados da decomposição dos diferenciais ao longo da distribuição de rendimentos da RMB.

TABELA 4

DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA DOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTO ENTRE TRABALHADORES INFORMAIS E FORMAIS PARA ÁREA URBANA DA RMB, 2013

	Quantil	Efeito	Efeitos	D.P.	%
RMB	10º	Diferença bruta	-0,3082***	0,0342	100%
		Características	-0,0416***	0,0202	13,50%
		Coeficientes	-0,2665***	0,0103	86,50%
	50º	Diferença bruta	-0,2148***	0,0279	100%
		Características	-0,1039***	0,0252	48,37%
		Coeficientes	-0,1109***	0,0255	51,63%
	90º	Diferença bruta	-0,3003***	0,0544	100%
		Características	-0,3796***	0,0734	126,40%
		Coeficientes	0,0763	0,0602	25,40%

Fonte: Resultados da pesquisa.

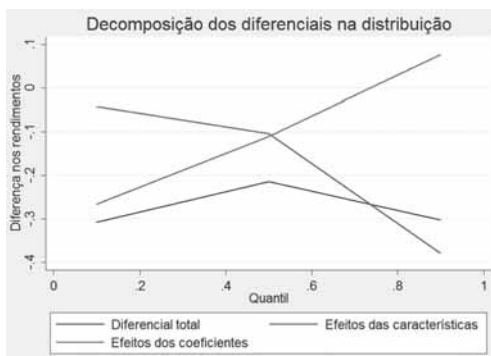
*** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 50 repetições.

Em relação à diferença bruta, percebeu-se que a mesma foi estatisticamente significativa a 1% para todos os quantis. A maior diferença verificada entre os rendimentos de trabalhadores informais e formais deu-se na base da distribuição (10º quantil), na qual os primeiros apresentaram rendimentos 30,83% menores do que os segundos. No topo da distribuição (90º quantil), tal diferença foi de 30,03% e, no meio (50º quantil), de 21,48% (Tabela 4).

Decompondo o efeito total em efeitos características e coeficientes, observa-se comportamento distinto entre eles ao longo da distribuição de rendimentos nas Figuras 17 e 18.

Figura 17

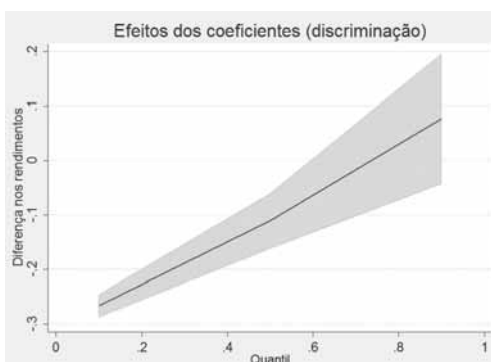
Decomposição dos diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais da área urbana da RMB, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 18

Diferenciais de rendimento entre os trabalhadores informais e formais atribuídos aos efeitos dos coeficientes, área urbana da RMB, 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa.

O efeito característica é significativo e crescente, em termos absolutos, ao longo de toda a distribuição, ou seja, o trabalhador informal torna-se mais penalizado na medida em que se elevam os quantis, de acordo com esse efeito. Enquanto que para o quantil 10 é de 4,16%, a diferença de rendimento entre os grupos, no 90º quantil, tal valor é 37,96%.

Quanto ao efeito coeficiente, o mesmo supera o efeito característica nos quantis 10 e 50. Ou seja, o efeito coeficiente é o responsável pela maior parte do diferencial

de rendimento entre os trabalhadores informais e formais, principalmente na base da distribuição de rendimento. Dessa forma, os trabalhadores informais mais penalizados pela diferenciação informal-formal são aqueles situados na base da distribuição, em que os trabalhadores informais apresentam um rendimento 26,65% menor que os trabalhadores formais. No meio da distribuição, tal diferença é de 11,09% em favor dos trabalhadores formais. No entanto, tal efeito não é significativo no 90º quantil. De modo a visualizar melhor os efeitos dos coeficientes nos quantis de rendimento, recorre-se à Figura 20.

Os resultados encontrados na decomposição indicam existência de segmentação em termos de rendimento no mercado de trabalho na RMB na base e no meio da distribuição. Essa segmentação nas áreas de baixo rendimento pode ser causada, muitas vezes, pelo trabalhador não ter alternativa quanto à sua escolha, ou seja, existindo escassez do setor formal. Dessa forma, como a informalidade torna-se a principal fonte de renda, nessas faixas haverá diferencial de rendimento nessas regiões.

Considerações finais

Este estudo investigou o mercado de trabalho das regiões metropolitanas do Brasil por meio da análise de decomposição da diferença salarial entre o setor formal e informal. Foi utilizado um método de decomposição em regressão quantílica. Esse modelo econométrico permite analisar indivíduos em toda a distribuição de salários e captar o efeito de características observadas e não-observadas, em cada ponto da distribuição, constatando-se diferenças expressivas.

A existência ou não de segmentação no mercado de trabalho brasileiro e de suas possíveis implicações é bastante extensa, como reflexo dos diferentes resultados encontrados por diversos autores.

A partir do modelo de decomposição quantílica, foi possível perceber que parte substancial das diferenças de rendimentos verificadas entre trabalhadores formais e informais se deve pela alocação entre tais setores. Verifica-se que os trabalhadores situados na base da distribuição, ou seja, com menores rendimentos, são os mais prejudicados por tal segmentação.

Apesar da diferença total e do efeito coeficiente se reduzir conforme se elevam os rendimentos, não é possível descartar a ocorrência de segmentação, mesmo para trabalhadores situados nos quantis mais elevados (50º e 90º) de sua distribuição para algumas RM's. Conforme Dalberto (2014), a segmentação é fator persistente de prejuízo aos trabalhadores informais, não desaparecendo totalmente, mesmo com os acréscimos de rendimentos, o que também permite contestar a ideia de que a decisão de trabalhar no setor informal é meramente estratégica e com vistas a compensar os custos da formalidade.

A diferença total apresenta valor significativo na base, reduz no meio da distribuição e volta a crescer no topo, principalmente nas RM's, que apresentam segmentação nas áreas de maiores rendimentos. Já o efeito característica cresce ao longo da distribuição para todas as RM's.

Observa-se que as regiões metropolitanas do Sudeste e Sul apresentam padrão semelhante quanto à existência da dualidade formal-informal no mercado de trabalho. A maioria possui segmentação na base e no topo da distribuição, sendo exceções a RMRJ que também constatou segmentação no quantil 50 e a RMC que não constatou no quantil 90. Contudo as RM's do Nordeste e Norte também apresentaram certo padrão. Todas tiveram segmentação nos quantis de baixo e médio rendimento e, apenas a RMS apresentou diferencial de rendimento em todos os quantis.

Concluindo, uma vez mostrados esses resultados, é de fundamental importância entender como funciona a segmentação que existe entre as regiões do Brasil em virtude da heterogeneidade entre os mercados de trabalho regionais. Por exemplo, o fato de não possuir indícios de diferencial de rendimento no topo da distribuição para as Regiões Metropolitanas do Nordeste e Norte comparadas às outras duas, pode ser devido à quantidade de profissionais liberais inseridos no mercado de trabalho. Sabe-se que esse trabalhador possui qualificação, ao mesmo tempo em que está inserido na formalidade, sendo que, normalmente, o mesmo recebe rendimento salarial alto quando comparado ao setor informal. Nesse caso, as regiões metropolitanas que apresentam uma quantidade significativa de profissionais liberais estão propensas a obter maior diferencial de salário entre os trabalhadores. Dessa forma, nas áreas de maiores rendimentos, os trabalhadores informais não obtêm desvantagem em relação aos formais quando se trata do Nordeste e Norte, ou seja, não havendo segmentação no topo da distribuição.

Do ponto de vista político, os resultados sugerem que, para analisar o emprego informal, é necessário compreender melhor as diferentes realidades dentro das regiões metropolitanas, bem como os grupos diferentes dentro do setor informal. É essencial distinguir entre os trabalhadores que escolhem a informalidade voluntária e, portanto, não estando, muitas vezes, em pior situação em comparação com aqueles que trabalham no setor formal. Pode-se observar esse resultado quando se analisam as regiões metropolitanas do Nordeste e Norte, como se ser informal, no topo da distribuição, fosse uma estratégia para receber um rendimento salarial proporcional ao trabalhador formal. Nessas regiões, nas quais as atividades informais são a principal fonte de renda, o setor informal não é mais considerado um setor pobre e marginal.

Quanto à segmentação, ressalta-se a importância de políticas públicas que amenizem tal situação, sobretudo pela redução de possíveis barreiras à formalidade, permitindo maior acesso a postos de trabalho mais seguros. Uma estratégia nesse sentido, de acordo com Dalberto e Cirino (2014), seria a

desoneração tributária da folha de pagamentos, o que poderia funcionar como um incentivo para que mais postos de trabalho formais fossem oferecidos. Também seria importante uma política que tornasse mais acessível o pagamento, por parte dos autônomos, de plano de saúde, aposentadoria, Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS) e férias remuneradas, de forma a incentivar um maior número de adesão desses trabalhadores a tais benefícios, aumentando a proteção social dos mesmos.

Em virtude da heterogeneidade entre os mercados de trabalho regionais, o presente estudo contribuiu para entender melhor o mercado das regiões metropolitanas brasileiras, segundo a PNAD, analisando os efeitos da informalidade sobre o diferencial de salários. Como sugestão para trabalhos futuros, propõe-se um estudo do mercado de trabalho das RM's para anos anteriores, verificando se a segmentação do mercado de trabalho e de rendimentos já ocorria anteriormente.

Referências

ABRAMOVAY, R; SAES, S; SOUZA, M. C; MAGALHÃES, R. *Mercados do Empreendedorismo de Pequeno Porte no Brasil*. In: *Pobreza e Mercados no Brasil, Uma Análise de Iniciativas de Políticas Públicas*. Brasília: Department for International Development/ CEPAL, Escritório no Brasil, 2003.

BARGAIN, O.; KWENDA, P. *The informal sector wage gap: new evidence using quantile estimations on panel data*. IZA Discussion Paper n. 4286, 2009.

BECKER, G.S. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962. part 2.

BERNDT, E.R. *The practice of econometrics classic and contemporary*. 8. ed. Boston, Massachusetts: Addison-Wesley, 1996.

BIAGIONI, Daniel. *Determinantes da mobilidade por classes sociais: teoria do capital humano e a teoria da segmentação do mercado de trabalho*. XV ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontr02006/docspdf/ABEP2006_652.pdf>. Acesso em, v. 16, 2006.

BORJAS, G.J.; MINCER, J. The distribution of earnings profiles in longitudinal data. *NBER Working Paper*, n. 143, 1976.

CACCIAMALI, M C. *Globalização e processo de informalidade*. *Economia e Sociedade*, IE - UNICAMP, São Paulo, julho, p. 153-175, 2000.

CARNEIRO, F.G.; HENLEY, A. Modelling formal vs. informal employment and earnings: micro-econometric evidence for Brazil. Encontro Nacional de Economia. *Anais*. ANPEC, 2001.

CHAVES, André Luiz Leite. *Determinação dos rendimentos na região metropolitana de Porto Alegre: uma verificação empírica da Teoria do Capital Humano*. In: Encontro de Economia Gaúcha, 1, 2002, Porto Alegre-RS, Anais..., Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística, 2002.

CIRINO, J. F.; DALBERTO, C. R. *Trabalhadores formais versus informais: diferenças de rendimento para a região metropolitana de belo horizonte*. Viçosa, MG, 2014.

DALBERTO, C.R. *Formalidade vs. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma investigação dos diferenciais de rendimento*. Viçosa, MG: UFRV, 2014. 87 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2014.

DOERINGER, P.B.; PIORE, M. J. *Internal labor markets and manpower analysis*. Lexington (MA): Heath Lexington Books, 1971.

FERNANDES, R. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.26, n. 3, p. 417-442, 1996.

FRANÇA, Gilson Nardo; GASPARI, Carlos Eduardo; LOUREIRO, Paulo Roberto de Amorim. *Relação entre Escolaridade e Renda no Brasil na década de 1990*. In: Encontro Regional de Economia, 10, 2005, Fortaleza-CE. Anais..., Fortaleza: Banco do Nordeste, 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. (2013). *Pesquisa Mensal de Emprego – PME*. Região Metropolitana de Salvador. 2013.

KOENKER, R.; BASSET, G. Regressions quantiles. *Econometrica*, v. 1, n. 46, p. 33-50, 1978.

LOUREIRO, Paulo R.A; CARNEIRO, Francisco G. *Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil*. Revista Economia Aplicada, São Paulo, v.5,n.3 , p.519-545, jul./set. 2001.

MACHADO, A.F.; OLIVEIRA, A.M.H.C.; ANTIGO, M. *Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas*. Revista de Economia Contemporânea, v. 12, n. 2, p. 355-388, 2008.

MELLY, B. Estimation of counterfactual distributions using quantile regression. *Review of Labor Economics*, v. 68, p. 543-572, 2006.

MELLY, B. *Rqdeco*: a Stata module to decompose differences in distribution. University of St. Gallen, 2007.

MENEZES-FILHO, N.A.; MENDES, M.; ALMEIDA, E.S. *O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção?* Revista Brasileira de Economia, v. 58, n. 2, p. 235-248, 2004.

MINCER, J. *Schooling, experience, and earnings*. New York: National Bureau of Economic Research: Columbia University, 1974.

OAXACA, R. L. Male-female differentials in urban labor market. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.

PEREIRA, A.M.; SILVA, R.S; SILVA, P.R. *Desigualdades na informalidade: uma análise das Regiões Nordeste e Sudeste do Brasil*. *Revista Desenvolvimento Social*. Edição Especial, 2014. (ISSN 2179-6807).

PIANTO, MARIA E. TANNURI; AND Pianto, DONALD M.: "Informal Employment in Brazil – A Choice at the Top and Segmentation at the Bottom: A Quantile Regression Approach", *Texto para discussão nº 236*. Brasília, agosto de 2002.

SALVATO, M. A; SILVA, D. G. *O impacto da educação nos rendimentos do trabalhador: uma análise para região metropolitana de belo horizonte*. Disponível em: http://cedeplar.ufmg.br/seminarios/seminario_diamantina/2008/D08A070.pdf. Acesso em: abr, 2015.

SCHULTZ, T.W. Investment in human capital. *American Economic Review*, v. 51, n.1, p. 1-17, mar. 1961.

SEDLACEK, Guilherme; DE BARROS, R. Paes; VARANDAS, Simone. *Segmentação e mobilidade no mercado de trabalho: a carteira de trabalho em São Paulo*. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 20, n. 1, p. 87-103, 1990.

SENNA, José Júlio. *Escolaridade, experiência no trabalho e salários no Brasil*. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.30, n.2, p. 163-193, abr./jun. 1976.

APÊNDICE

TABELA 1A

TESTE DAS MÉDIAS DOS VALORES DE RENDIMENTOS, EM REAIS, PARA DIFERENTES QUANTIS DA DISTRIBUIÇÃO ENTRE OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS DA ÁREA URBANA DAS RMSP, RMRJ E RMBH, 2013

Setor	RMSP		RMRJ		RMBH	
	Formal/Informal		Formal/Informal		Formal/Informal	
	Teste das Médias		Teste das Médias		Teste das Médias	
Quantis da distribuição de rendimento	Estat. t	Valor p	Estat. t	Valor p	Estat. t	Valor p
Q0 -Q14	1,47	0,142	-6,80	0,000	1,59	0,113
Q15-Q25	-7,07	0,000	-5,60	0,000	-3,84	0,000
Q26-Q50	-4,27	0,000	-1,88	0,061	-3,39	0,001
Q51-Q75	-2,29	0,023	-4,50	0,000	-1,53	0,128
Q76-Q90	-0,35	0,727	-2,24	0,025	-0,65	0,519
Q91-Q100	-2,4	0,017	-3,22	0,001	-2,69	0,008

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2013.

TABELA 2A

TESTE DAS MÉDIAS DOS VALORES DE RENDIMENTOS, EM REAIS, PARA DIFERENTES QUANTIS DA DISTRIBUIÇÃO ENTRE OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS DA ÁREA URBANA DAS RMPA E RMC, 2013

Setor	RMPA		RMC	
	Formal/Informal		Formal/Informal	
	Teste das Médias		Teste das Médias	
Quantis da distribuição de rendimento	Estat. t	Valor p	Estat. t	Valor p
Q0 -Q14	-0,49	0,627	-3,82	0,000
Q15-Q25	-3,85	0,000	-1,24	0,217
Q26-Q50	-2,54	0,011	-3,56	0,000
Q51-Q75	-2,25	0,025	-0,68	0,500
Q76-Q90	-0,59	0,554	1,07	0,285
Q91-Q100	-2,53	0,012	-0,99	0,321

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2013.

TABELA 3A

TESTE DAS MÉDIAS DOS VALORES DE RENDIMENTOS, EM REAIS, PARA DIFERENTES QUANTIS DA DISTRIBUIÇÃO ENTRE OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS DA ÁREA URBANA DAS RMS, RMR E RMF, 2013

Setor	RMS		RMR		RMF	
	Formal/Informal		Formal/Informal		Formal/Informal	
Quantis da distribuição de rendimento	Teste das Médias		Teste das Médias		Teste das Médias	
	Estat. t	Valor p	Estat. t	Valor p	Estat. t	Valor p
Q0 -Q14	-1.96	0.050	1,31	0,191	-1,88	0,061
Q15-Q25	-6.13	0.000	-6,97	0,000	-8,28	0,000
Q26-Q50	-1.81	0.072	-3,47	0,001	0,21	0,832
Q51-Q75	-2.32	0.021	-0,29	0,771	-1,25	0,211
Q76-Q90	-3.99	0.000	1,95	0,052	-0,08	0,934
Q91-Q100	-1.98	0.049	-1,37	0,172	-1,34	0,183

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2013.

TABELA 4A

TESTE DAS MÉDIAS DOS VALORES DE RENDIMENTOS, EM REAIS, PARA DIFERENTES QUANTIS DA DISTRIBUIÇÃO ENTRE OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS DA ÁREA URBANA DA RMB, 2013

Setor	RMB	
	Informal/Formal	
Quantis da distribuição de rendimento	Teste das Médias	
	Estat. t	Valor p
Q0 -Q14	-1,96	0,052
Q15-Q25	-9,40	0,000
Q26-Q50	-1,93	0,055
Q51-Q75	-2,24	0,026
Q76-Q90	0,16	0,876
Q91-Q100	-1,54	0,124

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2013.

TABELA 1B

TESTES DE IGUALDADE INTERQUANTIL PARA OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS,
ÁREA URBANA DAS RMSP, RMRJ E RMBH, 2013

Setores Variáveis	RMSP				RMRJ				RMBH			
	Formal		Informal		Formal		Informal		Formal		Informal	
	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.
E2 (4 a 7 anos)	1,89	0,151	0,36	0,699	0,56	0,572	0,48	0,619	1,51	0,220	0,95	0,385
E3 (8 a 10 anos)	1,20	0,299	0,11	0,898	0,11	0,896	0,90	0,408	2,96	0,052	0,07	0,933
E4 (11 anos)	3,85	0,021	0,02	0,984	3,69	0,025	1,15	0,318	7,71	0,000	0,53	0,588
E5 (> 11 anos)	40,00	0,000	3,51	0,030	28,36	0,000	6,57	0,001	47,41	0,000	1,09	0,336
Idade	3,66	0,026	1,06	0,345	2,73	0,065	0,93	0,396	1,70	0,183	0,94	0,389
Idade ²	1,97	0,139	0,85	0,426	1,90	0,149	1,15	0,317	0,68	0,508	0,94	0,390
Negros	1,73	0,177	0,96	0,383	7,48	0,000	0,01	0,986	1,63	0,195	1,40	0,247
Pardos	4,33	0,013	0,50	0,606	4,37	0,012	0,49	0,610	4,64	0,009	2,47	0,084
Construção	0,65	0,519	0,19	0,830	1,33	0,264	0,56	0,573	0,45	0,637	0,16	0,856
Comércio	1,33	0,264	3,45	0,032	0,25	0,782	0,18	0,833	0,97	0,377	0,72	0,488
Administ. Pública	0,35	0,704	2,44	0,087	1,35	0,258	0,78	0,456	4,52	0,011	0,11	0,898
Serviços	0,53	0,589	3,66	0,026	0,77	0,461	0,16	0,851	1,93	0,145	1,00	0,370

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 2B

TESTES DE IGUALDADE INTERQUANTIL PARA OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS,
ÁREA URBANA DAS RMPA E RMC, 2013

Setores Variáveis	RMPA				RMC			
	Formal		Informal		Formal		Informal	
	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.
E2 (4 a 7 anos)	6,10	0,0023	1,86	0,1564	0,39	0,6761	0,69	0,5007
E3 (8 a 10 anos)	7,00	0,0009	3,81	0,0224	0,11	0,8944	1,76	0,1739
E4 (11 anos)	17,52	0,0000	1,48	0,2292	1,32	0,2670	0,97	0,3793
E5 (> 11 anos)	77,81	0,0000	2,64	0,0720	9,41	0,0001	6,98	0,0010
Idade	0,21	0,8106	0,37	0,6928	1,48	0,2292	0,69	0,5038
Idade ²	1,08	0,3404	0,50	0,6073	0,74	0,4750	0,78	0,4573
Negros	1,42	0,2426	3,09	0,0461	0,22	0,8057	0,96	0,3831
Pardos	0,57	0,5638	0,23	0,7983	1,31	0,2705	1,01	0,3649
Construção	0,67	0,5102	0,86	0,4218	0,13	0,8741	1,04	0,3541
Comércio	2,35	0,0960	1,99	0,1369	2,44	0,0880	0,77	0,4614
Adm. Pública	1,65	0,1929	0,15	0,8570	0,08	0,9250	0,94	0,3903
Serviços	3,49	0,0380	4,72	0,0091	3,22	0,0401	2,15	0,1175

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 3B
TESTES DE IGUALDADE INTERQUANTIL PARA OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS,
ÁREA URBANA DAS RMS, RMR E RMF, 2013

Setores Variáveis	RMS				RMR				RMF			
	Formal		Informal		Formal		Informal		Formal		Informal	
	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.	Estat. F	Prob.
E2 (4 a 7 anos)	0,71	0,4938	1,18	0,3063	2,09	0,1244	2,16	0,1166	0,01	0,9919	0,24	0,7902
E3 (8 a 10 anos)	3,69	0,0252	0,11	0,8929	10,92	0,0000	0,30	0,7373	0,58	0,5592	2,46	0,0861
E4 (11 anos)	10,81	0,0000	0,07	0,9322	18,98	0,0000	0,32	0,7240	5,32	0,0050	1,74	0,1753
E5 (> 11 anos)	33,44	0,0000	0,70	0,4947	44,68	0,0000	2,50	0,0824	39,69	0,0000	3,08	0,0466
Idade	6,29	0,0019	0,86	0,4251	0,77	0,4621	0,25	0,7815	0,63	0,5301	0,38	0,6838
Idade ²	3,46	0,0316	0,84	0,4326	0,52	0,5959	0,11	0,8974	0,35	0,7019	0,28	0,7587
Negros	6,93	0,0010	0,91	0,4012	0,81	0,4455	0,05	0,9523	2,08	0,1258	1,37	0,2555
Pardos	7,80	0,0004	1,80	0,1657	0,58	0,5596	0,12	0,8913	3,74	0,0239	3,73	0,0243
Construção	0,67	0,5113	1,02	0,3598	1,54	0,2148	4,56	0,0107	6,23	0,0020	0,99	0,3707
Comércio	3,24	0,0395	3,22	0,0407	0,46	0,6301	5,35	0,0050	0,39	0,6739	0,92	0,3992
Administ. Pública	0,28	0,7592	0,63	0,5353	1,25	0,2875	0,47	0,6261	8,68	0,0002	0,45	0,6409
Serviços	1,73	0,1775	2,43	0,0888	0,76	0,4668	3,69	0,0254	2,51	0,0818	1,71	0,1822

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 4B
TESTES DE IGUALDADE INTERQUANTIL PARA OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS,
ÁREA URBANA DA RMB, 2013

Setores Variáveis	RMB			
	Formal		Informal	
	Estatística F	Prob.	Estatística F	Prob.
E2 (4 a 7 anos)	0,38	0,6861	1,61	0,2011
E3 (8 a 10 anos)	0,98	0,3771	0,05	0,9489
E4 (11 anos)	1,94	0,1438	1,78	0,1689
E5 (> 11 anos)	11,83	0,0000	2,49	0,0839
Idade	0,72	0,4894	0,99	0,3726
Idade ²	0,63	0,5328	0,73	0,4816
Negros	5,15	0,0060	1,65	0,1927
Pardos	1,25	0,2858	0,55	0,5755
Construção	1,19	0,3036	1,60	0,2032
Comércio	0,31	0,7306	0,11	0,8980
Adm. Pública	0,26	0,7675	1,64	0,1947
Serviços	0,24	0,7853	0,38	0,5837

Fonte: Resultados da pesquisa.

6 | ANÁLISE DOS FATORES QUE AFETAM A DECISÃO DOS PEQUENOS PRODUTORES DE MANGA DO POLO PETROLINA-JUAZEIRO EM REALIZAR COMÉRCIO EXTERIOR

Emanoel de Souza Barros*

Resumo

O presente artigo propõe uma análise econométrica para identificar os fatores que afetam a decisão dos pequenos produtores do Polo Petrolina-Juazeiro em participar do mercado internacional de manga. A variável dependente descreve, assim, quatro níveis de governança que hierarquizam o grau de conhecimento (e utilização) do mercado de contrato para exportação desses produtores. Os resultados mostram que a probabilidade de participação no comércio internacional é afetada positivamente por variáveis econômicas como escolaridade, renda do lote, treinamento, despesas (com insumos e manutenção) e utilização de mão-de-obra especializada. Contudo a adição de variáveis comportamentais ao modelo tendem a aumentar a probabilidade de comércio internacional. Variáveis tais como “preferência por outro mecanismo de proteção” e “autoconfiança na gestão” chegam a aumentar a probabilidade em até três vezes.

Palavras-chave: Comércio Internacional; Manga; Estrutura de Governança.

* Doutor pela Université Paris 1 – Pantheon Sorbonne, França, 2006. Professor e pesquisador do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON), Centro Acadêmico do Agreste, UFPE. leonamebr@gmail.com

Abstract

This paper provides an econometric analysis to highlight the main factors that affect the participation of the Brazilian farmers from the Petrolina-Juazeiro Pole in the international mango market. The dependent variable describes, thus, four levels of governance that rank the degree of knowledge (and use) of the contract market to export this product. Results show that the probability of participating in the international trade is positively affected by economic variables such as education, farming income, training, expenses (with input and maintenance) and the use of skilled labor. Moreover, farmers are more likely to participate in the international mango market if they have high self confidence in their ability to manage their production and a positive perception of the effectiveness of the contract farming arrangements.

Keywords: International Trade; Mango; Governance Structure.

Introdução

O Polo Petrolina-Juazeiro tem despontado, nas últimas décadas, como um dos importantes centros exportadores de fruticultura do Brasil, principalmente de manga e uva. O volume de exportações de manga, conjunta desses dois estados, aumentou, entre 2009 e 2012, de 77.430 toneladas para 109.903 toneladas (um acréscimo de aproximadamente 42,00%) (MDCI, 2013). No tocante à receita adquirida com as exportações de manga, o aumento foi de US\$77,43 milhões, em 2009, para US\$109,90 milhões, em 2012 (41,94%).

A produção de manga do Polo é realizada por pequenos produtores em perímetros de irrigação com aporte tecnológico elevado. As relações de contrato (normalmente consignadas) são estabelecidas obedecendo às exigências rígidas dos mercados importadores. Desse modo, uma parte desses produtores pode “optar” por não realizar transações destinadas a esses mercados devido aos altos custos que a operação implica. Exige-se (do produtor) uma padronização rigorosa de sua atividade produtiva, com fortalecimento de elos ligados ao processamento e à comercialização, o que caracteriza a maior parte desses custos.

Contudo, mesmo sendo o principal fornecedor de manga para a Europa, o polo possui dificuldades em inserir diretamente o pequeno produtor no circuito das exportações. As relações comerciais estão centradas (em sua maioria) entre os importadores europeus e os grandes produtores (e empresas exportadoras) da região. Os pequenos produtores, ao participarem do processo de exportação, constituem-se em simples fornecedores de manga para esses segmentos, pois não possuem requisitos para transacionar diretamente com o importador europeu (ausência de certificação internacional).

O *Global Partnership for Good Agricultural Practices* (GlobalGAP) é o principal certificado exigido pelo importador europeu da fruta. Além de condicionar o ritmo de processamento do produto, esse certificado representa um diferencial europeu de comercialização no mercado internacional da manga. Contudo a discrepância entre o nível de renda necessário às adaptações para se obter o certificado e o nível de renda obtido corriqueiramente por um pequeno produtor reduz consideravelmente suas chances de obter (no curto prazo) essa certificação.

A participação do pequeno produtor (que já se realiza de forma indireta) passa a constituir um sub-mercado dentro da cadeia de suprimentos. Os grandes produtores e/ou empresas exportadoras passam, assim, a oferecer (ao pequeno produtor) assistência técnica e mão-de-obra especializada e, em contrapartida, o pequeno produtor se compromete a produzir exclusivamente para essas organizações, visando suprir suas necessidades (de produção) em momentos de escassez etc. Do ponto de vista comercial, o ganho para o pequeno produtor seria um preço relativamente mais elevado em relação ao praticado no mercado interno.

É nesse contexto complicado que entram em cena os custos de transação, cuja análise deve passar por questões relacionadas ao comportamento e ao modo como se articulam os participantes do sistema em estudo (produtores, intermediários e importadores europeus). Considerando apenas o contexto do produtor, e partindo da hipótese de que tais produtores podem “escolher” uma dada estrutura de governança, pode-se, assim, indagar se existe um meio de estimar a probabilidade dos mesmos se tornarem capazes de realizar relações de comércio exterior (contrato) sem grandes dificuldades (ou seja, de se tornarem mais eficientes em termos transacionais). A Economia dos Custos de Transação (ECT) vem assim fornecer o arcabouço teórico para o estudo do tema, dentro do conceito de uma estrutura de governança adaptada ao contexto desses produtores.

A concepção de um indicador de integração para os produtores de manga do Polo Petrolina-Juazeiro passa, dessa forma, a considerar três fatores principais: (i) o conhecimento do produtor com relação ao funcionamento do mercado de contrato e seu hábito em utilizá-lo, (ii) a realização de comércio exterior e (iii) a formalização efetiva de um contrato (exportação). A combinação dessas variáveis define, de forma mais precisa, a estrutura de governança de um produtor típico de manga e estaria assim mais próxima de sua realidade.

A ideia por trás dessa estrutura de governança implica que a realização de comércio exterior por intermédio de um produtor com conhecimento do mercado de contrato o deixaria mais “apto” a aumentar seus custos com insumos e manutenção, além de capacitá-lo a adquirir excelência em diversos outros aspectos (localização, escolaridade, background familiar, treinamento, assistência técnica, utilização de mão-de-obra especializada, certificação, área plantada compatível com o processo, dentre muitos outros). Nesse caso, quanto mais coordenado for o produtor em relação a esses aspectos, maior seria sua probabilidade de realizar, de forma recorrente, transações com o exterior. Neste trabalho, é analisada uma estrutura de governança que leva em conta a probabilidade do produtor de manga vir a conhecer, vir a ter experiência e vir a utilizar, de fato, a venda por contrato (exportação) e os fatores que poderiam influenciar nesse processo. Como questões específicas colocam-se: (a) Qual o mecanismo de governança que rege as relações contratuais dos produtores? (b) Quais os impactos (sobre esse mecanismo) quando se levam em conta aspectos socioeconômicos, aspectos de gestão, da propriedade e aspectos comportamentais? (c) Qual a probabilidade de os produtores realizarem comércio exterior (exportações) através de contratos?

O presente artigo foi organizado em cinco seções, incluindo a introdução. Na seção 2, tem-se a revisão da literatura. Na Seção 3, a “Metodologia”, o modelo econométrico, o modelo teórico, os dados utilizados, e o modelo empírico, com a estratégia de análise. Os resultados constam na Seção 4 e as principais conclusões do trabalho são apresentadas na Seção 5.

Revisão da literatura

A Economia dos Custos de Transação (ECT) baseia-se na caracterização de uma relação contratual de comércio entre duas partes como uma relação com informação assimétrica - em que apenas uma das partes dispõe de informação imprescindível ao negócio, sobretudo quando se trata do setor agrícola, dadas as incertezas inerentes da atividade. Ela se concentra na suposição de que os agentes econômicos são oportunistas e agem sob racionalidade limitada e, assim, a existência de um agente econômico implica que ele interaja com outras agentes econômicos, o que gera custos positivos de gerenciamentos de suas relações com o mercado.

A abordagem teórica da ECT tem como marco inicial o trabalho de Coase (1937), mas a noção de estrutura de governança foi formalizada somente com Zybersztajn (1995) e Williamsons (1985, 1996). Segundo essas formalizações, os contratos apresentam estruturas que podem variar do chamado “mercado” (não existe relação de dependência entre compradores e vendedores, e a transação se resolve num determinado ponto no tempo), passando por estruturas “híbridas” (os agentes estabelecem contratos informais e formais entre si), até a formalização de uma estrutura “hierárquica” ou “vertical” (em que as transações são incorporadas para dentro do negócio, permitindo lidar com problemas e situações complexas, o que dificilmente poderia ser especificada nos contratos).

Devem-se levar em conta quatro tipos de especificidades: I) as especificidades físicas (área de produção, capital, e custos; II) as especificidades locacionais (posição geográfica); III) as especificidades de ativos temporais, de incerteza e de frequência (assistências técnicas, treinamento, utilização de mão-de-obra especializada, etc.); e, IV) as especificidades de marcas (certificações). A utilização eficiente dessas especificidades aumentaria a probabilidade de relações contratuais bem sucedidas.

Dentro do estudo da ECT, podem-se citar as contribuições de Armour e Teece (1980), Levy (1985), MacDonald (1985), Masten et al. (1991), Bando (1998), Lieberman (1991), Masten (1994), Lafontaine e Shaw (2001), Hubbard (2001), e Pamigiani (2007), com aplicações práticas da teoria em diversos cenários de análise (sobretudo industrial).

Para a análise agrícola, podem-se citar Shapiro e Brorsen (1988), Asplund et al. (1989), Turvey e Barker (1990), Makus et al. (1990), Goodwin e Schroden (1994), Penning et Leuthold (2000), Isengildina e Hudson (2001), Sherrick et al. (2003), Azevedo e Shikida (2004), Farias et al. (2008). Para o estudo das relações de contrato no Polo Petrolina-Juazeiro, podem-se citar as contribuições de Lima e Ferreira-Irmão (2002, 2004) e Sobel (2011).

Metodologia

O modelo de resposta binária é um caso especial de modelos com variáveis dependentes discretas, caso normalmente aplicado a estudos de estruturas de governança no meio rural, cujo objetivo volta-se a apontar os determinantes que levam um produtor a tornar-se apto (ou não) a realizar transações por contrato. Nesse caso, assumem-se apenas dois valores para a resposta aos regressores do modelo: zero ou um. De acordo com Davidson e MacKinnon (2003), um modelo de resposta binária tenta explicar a probabilidade de o agente “escolher” a alternativa 1 como função de algumas variáveis explicativas observáveis.

Contudo, no presente estudo, além de averiguar a probabilidade de o agente “escolher” a realização do contrato (alternativa 1), leva-se em consideração outros tipos de “escolhas”: i) a opção de não realizar contrato, mesmo tendo conhecimento do mecanismo e frequência em sua utilização; ii) a opção de não realizar contrato por não ter prática em utilizá-lo; e iii) a opção de não realizar contrato pelo fato de desconhecer completamente o funcionamento do seu mecanismo.

Tais condutas estariam numa situação intermediária entre a realização e a não realização do contrato, visto que: a) a não realização do contrato revelaria uma dificuldade do produtor em incorrer em custos maiores, o que é uma situação menos desejada que a não realização do contrato por total desconhecimento de seu mecanismo; e b) contudo, ao mesmo tempo, essas etapas intermediárias demonstrariam um interesse futuro do produtor em realizar vendas por contrato (comércio exterior), o que se configura numa situação mais favorável que o efetivo descompromisso com o aprendizado dos mecanismos que regem o mercado de contratos, ou seja, o desinteresse completo na utilização do contrato e contentamento do produtor com a venda de produtos no mercado interno.

Nesse contexto, cuja variável dependente caracteriza-se como discreta e qualitativa, pretende-se analisar a probabilidade de o agente “escolher” uma dentre quatro alternativas: i) realização consciente do contrato (comércio exterior); ii) não realização do contrato, mesmo tendo conhecimento do mecanismo e frequência em utilizá-lo; iii) não realização do contrato por não ter prática em utilizá-lo; e iv) não realização do contrato por desconhecimento completo do seu mecanismo de funcionamento. Essas alternativas seriam analisadas em função de fatores observáveis. Para tal tipo de variável dependente, é adequada a aplicação do Logit Ordenado, que utiliza máxima verossimilhança para fornecer previsões sobre quais fatores influenciam, no caso deste trabalho, a escolha da conduta do produtor frente à possibilidade da realização de comércio exterior via contrato.

Modelo econométrico

O modelo Logit Ordenado é construído a partir de uma regressão latente equivalente aos modelos binomiais tradicionais. A partir da função $Y^* = X'\beta + \varepsilon$ não há condições de observar Y , mas é possível observar que:

$$Y = \begin{cases} 0, & Y^* \leq \mu_1 \\ 1, & \mu_1 \leq Y^* \leq \mu_2 \\ 2, & \mu_2 \leq Y^* \leq \mu_3 \\ *** \\ j, & \mu_j \leq Y^* \end{cases}$$

Em que os parâmetros μ são chamados pontos de corte das categorias, sendo desconhecidos e estimados em conjunto ao vetor β , enquanto j refere-se ao número de categorias cuja variável dependente está dividida. As probabilidades de ocorrência em Y são então estimadas da seguinte maneira:

$$\begin{cases} P(Y = 0|X) = F(\mu_1 - X'\beta) \\ P(Y = 1|X) = F(\mu_2 - X'\beta) - F(\mu_1 - X'\beta) \\ P(Y = 2|X) = F(\mu_3 - X'\beta) - F(\mu_2 - X'\beta) \\ *** \\ P(Y = j|X) = 1 - F(\mu_j - X'\beta) \end{cases}$$

Em que a função $F(\cdot)$ corresponde à função de densidade logística cumulativa. As derivadas dessas probabilidades com relação a X correspondem, portanto, aos efeitos marginais de mudanças no regressor.

Para o ajuste do modelo, Stata (2012) sugere o teste razão de verossimilhança (teste LR) que verifica se, pelo menos, um dos coeficientes da regressão não é igual a zero, no modelo. O teste pode ser calculado como $-2[l(mod1) - l(mod2)]$, em que $l(mod1)$ é o logaritmo da probabilidade do modelo sem parâmetros e $l(mod2)$ é o logaritmo da probabilidade do modelo com todos os parâmetros. O teste tem distribuição χ^2 , cujos graus de liberdade são definidos pelo número de regressores no modelo. A hipótese nula do modelo é que não existem previsores.

Outro tipo de teste de ajuste de modelo é o que analisa a presença de proporcionalidade entre os pontos de corte, ou seja, o teste da razão aproximada da verossimilhança (*likelihoodratio test*) proposto por Wolfe e Gould (1998). A hipótese nula é que não existe diferença nos coeficientes entre os modelos. O teste é semelhante ao teste LR , mas difere no número de graus de liberdade, que é igual a $p(j - 2)$, em que p é o número de regressores e j é o número de categorias. A distribuição utilizada também é χ^2 . Esse teste também é sugerido para identificar a presença de heteroscedasticidade, como apontam Wang e Kockelman (2005).

Cabe ainda salientar o teste de Brant (1990), o qual analisa a hipótese de regressões paralelas. Referido teste é importante para a especificação do modelo, visto que, caso referida hipótese seja rejeitada, deve-se optar por um modelo logit ordenado generalizado. Se ainda assim a hipótese não for aceita, sugere-se, como alternativa, a estimação de um logit de chances proporcionais parciais.

Dados utilizados

As informações provêm de uma pesquisa de campo financiada pela Fundação de Amparo à Ciência e Tecnologia do Estado de Pernambuco (FACEPE), através de questionários aplicados a 85 produtores de manga do Polo Petrolina-Juazeiro, em outubro e novembro de 2013, dados de corte transversal para o ano agrícola 2012/2013, perímetro Nilo Coelho. A população total de produtores de manga é de 650 produtores. A amostra de 85 produtores responde por 13,08% do total de produtores do perímetro.

Vale destacar que o Perímetro Nilo Coelho é o maior projeto de irrigação do Polo Petrolina-Juazeiro. Em 2005, esse perímetro respondia por 38% do total de áreas irrigadas, 27% do total de empresas rurais e 52% dos colonos CODEVASF (2013). Do total de entrevistados, 71 possuem área total da propriedade inferior a 10 ha e 14 produtores possuem área entre 10 e 30 ha (todos com áreas irrigadas inferiores a 10 ha).

A relação contratual vigente na região coexiste em um cenário com grande número de produtores agrícolas e pequeno número de empresas exportadoras (cerca de dez empresas), o que as leva a atuarem como monopsonhos. Assim, a celebração desses contratos segue procedimentos e regras estabelecidos visando atender às exigências de produção necessárias à exportação. A vantagem para o produtor é a obtenção de um preço mais elevado por unidade de manga.

Dessa maneira, uma estrutura de governança adaptada aos produtores de manga seria construída levando em conta essa realidade e as gradações no conhecimento e utilização da venda por contrato. O produtor poderia, assim, transitar de um extremo em que realiza somente transações no mercado interno, sem nenhum conhecimento do mercado de contratos, até o ponto em que realiza transações com o mercado externo, tendo conhecimento do mercado de contrato com hábito em utilizá-lo e realização efetiva de venda por contrato (situação ideal).

Modelo empírico

Com o objetivo de estimar a probabilidade de que o produtor possa vir a ser um potencial utilizador de venda por contrato (exportação), considera-se a

utilização de um modelo com variável dependente qualitativa ordinal. Para isso, este trabalho propõe (como medida de estrutura de governança) um índice capaz de medir (ordinalmente) a escolha dos produtores quanto ao comércio exterior. Esse indicador pode ser assim nomeado como Índice de Comércio e Contrato com o Exterior (ITCE), cujo objetivo seria de quantificar a medida da capacidade (do produtor) em realizar transações com o exterior através de contratos.

A principal contribuição do ITCE é que ele permite quantificar a probabilidade desse produtor migrar da qualidade de simples negociador no mercado interno para a situação de negociador no mercado externo. O ITCE dos produtores de manga do Polo Petrolina-Juazeiro seria, nesse caso, delineado em seis categorias específicas:

Categoria 1: Reagrupa os produtores que “escolheram” realizar transações no mercado interno e que não têm qualquer conhecimento a respeito do funcionamento do mercado de contratos. Essa categoria teria **peso 0 (zero)**.

Categoria 2: Agrupa os produtores que “escolheram” realizar transações no mercado interno, possuem conhecimento do mercado de contratos (mas não costumam utilizá-lo) e “escolheram” não utilizar contrato em quaisquer de suas transações. Essa categoria teria **peso 0,15**.

Categoria 3: Reagrupa os produtores que “escolheram” realizar transações no mercado interno, possuem conhecimento do mercado de contratos, têm o hábito de utilizá-lo, mas no ano agrícola referente à coleta dos dados “escolheram” não realizar transações por contratos. Essa categoria teria **peso 0,25**.

Categoria 4: Agrupa os produtores que “escolheram” realizar transações no mercado interno, possuem conhecimento do mercado de contratos, costumam utilizá-lo e “escolheram” realizar venda por contratos (exportação) no ano agrícola referente à coleta de dados. Essa categoria teria **peso 0,50**.

Categoria 5: Reagrupa os produtores que, no ano agrícola da coleta de dados, “escolheram” transacionar no mercado externo (exportação), possuem conhecimento do mercado de contratos (mas não costumam utilizá-lo) e realizaram venda por contratos (exportação). Essa categoria teria **peso 0,75**.

Categoria 6: Agrupa os produtores que “escolheram” transacionar no mercado externo, possuem conhecimento do mercado de contratos, costumam utilizá-lo e “escolheram” realizar venda por contratos (exportação). Essa categoria teria **peso 1**.

A informação que define o grupo é a realização de transações com o comércio externo, e as demais (conhecimento, costume em utilizar o mercado de contratos e venda efetiva através de contratos) dão caráter qualitativo e gradativo na escala.

Para responder ao questionamento sobre os fatores que determinam o fenômeno do comércio exterior, as seis categorias do ITCE foram reagrupadas em quatro níveis de estrutura de governança, definindo, assim, a variável dependente a ser utilizada neste trabalho. Essa variável assumirá então os seguintes valores:

- 1. Produtor **Nível 1:** $ITCE = [0]$;
- 2. Produtor **Nível 2:** $ITCE =]0; 0,15]$;
- 3. Produtor **Nível 3:** $ITCE =]0,15; 0,50]$;
- 4. Produtor **Nível 4:** $ITCE =]0,50; 1]$.

Assim, a variável dependente assumirá valor 4 quando o produtor for caracterizado como de nível 4 em estrutura de governança. Se o produtor for contado entre os de nível 3, a variável dependente assumirá o valor 3 (o mesmo raciocínio é válido para os produtores que se encontram no nível 2, com variável dependente assumindo o valor 2). Por fim, a variável dependente assumirá valor 1 somente quando o produtor for caracterizado com ITCE estritamente igual a zero. De acordo com os dados amostrais, dos oitenta e cinco produtores da amostra, trinta e cinco (41,18% do total) encontram-se no nível 1 de estrutura de governança, trinta e quatro (40,00% do total) encontram-se no nível 2, dez (11,76% do total) se encontram no nível 3 e seis (7,06% do total) se encontram no nível 4.

Definida a estrutura da variável dependente, esta será regredida em função de um conjunto de fatores para se estabelecer quais características podem influenciar as chances de o produtor se tornar utilizador frequente de comércio exterior (contrato).

As variáveis explicativas estão divididas em quatro grupos específicos. O grupo 1 agrupa as variáveis socioeconômicas do produtor (IDADE, TEMPMANGA, ESCOL, BACKGROUND_FAM e OUTR_ATIV_ECO). As referidas variáveis captam aspectos relacionados às especificidades de capital humano (IDADE, TEMPMANGA e ESCOL), à influência do *background* familiar (BACKGROUND_FAM) e à existência de outras atividades não agrícolas (OUTR_ATIV_ECO). A hipótese sobre as variáveis TEMPMANGA e ESCOL é de que um ano a mais de experiência e/ou de estudos geram efeitos positivos na intensidade de coordenação das relações contratuais. A existência de *background* familiar também tende a gerar efeitos positivo sobre a variável dependente. A suposição quanto à variável IDADE é que a mesma afeta, negativamente, a variável dependente. Já a variável OUTR_ATIV_ECO tende a afetar, negativamente, a coordenação de relações contratuais, uma vez que o produtor tende a despendar tempo com outra atividade que não a produção de manga.

O grupo 2 descreve as variáveis ligadas ao estilo de gestão do produtor (RECEITA, RENDAEXTRA, ASSISTEC, ASSOC, TREIN, EXIST_DIVI). As variáveis ASSISTEC, ASSOC e TREIN estão relacionadas às especificidades de ativos temporais, de

frequência e de incerteza, pois melhoram a qualidade do produto, reduzem a incerteza e aumentam a frequência de transações (resistência das frutas). Assim, a hipótese quanto a essas variáveis é a de que venham apresentar efeitos positivos em relação a uma melhor gerência das relações contratuais. O mesmo se pressupõe em relação às variáveis RECEITA e RENDAEXTRA, pois trazem maiores aportes financeiros ao negócio e, conseqüentemente, ampliação da possibilidade de venda por contrato. Já para a variável EXIST_DIVI, espera-se efeito negativo, pois reflete restrições geradas pelo pagamento de prestações de empréstimos adquiridos junto a instituições financeiras (públicas e privadas).

O grupo 3 reagrupa as variáveis ligadas à propriedade/lote. Elas refletem diversas especificações necessárias à negociação por contrato. As variáveis CAPITAL, AREAMANGA, CUST_INSUMO e CUST_MANUT descrevem as especificidades físicas da propriedade¹. A variável AREAMANGA capta o efeito inerente à especialização/diversificação da produção. Área plantada menor implica pouca diversificação e menos interferência de atravessadores, aumentando a chance de realização de comércio exterior. A variável LOC identifica a especificidade locacional e a posição do produtor dentre os onze Núcleos do Perímetro Nilo Coelho (N1 a N11). A variável CERTIF verifica se a propriedade é detentora de certificação, atendendo, assim, às especificidades de marca exigidas pelos importadores. A variável UTI_ESP identifica se foi utilizada, na propriedade, mão-de-obra especializada (*proxy* da despesa com mão-de-obra). Com exceção da variável AREAMANGA, espera-se efeito positivo para todas as demais variáveis listadas nesse grupo. O sinal negativo para a AREAMANGA está ligado ao fato da mesma tentar captar a concentração do produtor exclusivamente na produção de manga.

O grupo 4 define as variáveis comportamentais. Elas estão delineadas em escala *linkert* e estabelecem o nível de discordância/concordância (parcial ou completa) em relação a questões ligadas ao modo como os produtores encaram decisões de gestão, venda, risco e confiança. A primeira questão (variável PREFEROUTROMEC) analisa quando o produtor tende a preferir outro mecanismo de proteção diferente da venda por contrato. A hipótese a respeito dessa variável é que ela apresenta efeito positivo sobre a possibilidade de novas relações contratuais, uma vez que se subentende experiência do produtor com outros mecanismos de proteção/negociação e, assim, escolhe a opção contrato (por oferecer maior retorno em receita). A variável PROPENSRISCO mostra o grau de confiança que o produtor tem em sua intuição para estabelecer o melhor momento de venda do produto. Não se tem uma hipótese clara quanto ao sinal esperado para essa variável (se positivo ou negativo).

¹ CUST_INSUMO engloba os custos com adubação, herbicidas, indutores de crescimento, água e energia (para irrigação) e combustível (para as máquinas). A variável CUST_MANUT descreve as despesas com instalações, manutenção da área plantada e cercas.

A variável FALTAPERCEPRISCO identifica se o produtor considera o mercado da manga como não arriscado (falta de percepção do risco). Espera-se sinal negativo para essa variável, uma vez que o produtor se apresenta sem percepção do risco que o mercado do seu produto apresenta. A variável ACOMP MERCADO identifica se o produtor tem o hábito de acompanhar a evolução diária do preço da manga. De forma idêntica ao que acontece com a variável PROPENS RISCO, não se tem uma hipótese clara a respeito do efeito desta variável (se positivo ou negativo). A variável EXCESSOCONF mostra se o produtor considera sua gestão superior à média dos demais produtores da região, ou seja, se possui excesso de confiança em sua gestão. O sinal esperado para essa variável é positivo.

Para responder a todos os questionamentos deste trabalho, quatro modelos são estimados (doravante chamados modelos específicos) em comparação com um modelo geral (chamado modelo conjunto). O modelo conjunto é estimado em função das variáveis significativas dos modelos específicos. O objetivo do modelo conjunto é verificar a interação conjunta dessas variáveis explanatórias, e se as mesmas confirmam os resultados apresentados nos modelos específicos. A variável dependente continua sendo a mesma em todos os modelos (níveis de governança).

Dessa maneira, será possível identificar se existem diferenças com relação aos fatores que explicam a estrutura de governança frente a cada grupo e aqueles que a explicam frente ao modelo conjunto. Além disso, visto que é possível estimar a probabilidade de realização de venda por contrato pelo “produtor médio” do Polo em cada caso, pode-se dar apontamentos sobre o quanto os produtores são mais comprometidos em se tornarem nível 4 na estrutura de governança por grupo de variáveis explicativas e também pela interação conjunta das variáveis significativas de cada grupo.

Resultados

Modelos específicos e modelo conjunto: diagnóstico da estrutura de governança sobre os grupos de variáveis explicativas

Os resultados obtidos para os modelos específicos e modelo conjunto são descritos na Tabela 2. As estatísticas F apontam para modelos apropriados, em que se verifica, para o modelo Logit Ordenado, que a probabilidade da ocorrência da estrutura de governança nível 4 tende a se elevar quando se variam, positivamente, as variáveis explicativas (segundo as principais hipóteses da ECT).

As médias/medianas amostrais das variáveis explanatórias definem o perfil do “produtor médio” de manga. No tocante às variáveis socioeconômicas, esses valores são: IDADE = Faixa 3 (entre 40 e 50 anos); TEMPMANGA = Faixa 4 (entre 15 e 20 anos de experiência); ESCOL = Faixa 2 (ensino fundamental incompleto); BACKGRIUND_FAM = 0 (sem background familiar); e, OUTR_ATIV_ECO = 0 (sem outra atividade econômica).

De acordo com as variáveis de gestão, o “produtor médio” possui RECEITA = Faixa 1 (até R\$20 mil); RENDAEXTRA = 0 (sem acréscimo de renda extra); ASSISTEC = 1 (conta com assistência técnica); ASSOC = 0 (não filiado a associações); TREIN = 0 (sem treinamento); e, EXIST_DIVI = 0 (sem dívidas). Já para as variáveis ligadas à propriedade/lote, tem-se: CAPITAL = Faixa 1 (até R\$ 25 mil); CUST_INSUMO = Faixa 1 (até R\$ 3500,00); CUST_MANUT = Faixa 5 (R\$ 2000,00 ou superior); AREAMANGA = Faixa 1 (até 3 ha); LOC = Faixa 2 (núcleos N4 e N5); CERTIF = 0 (produtor sem certificação); e, UTI_ESP = 0 (produtor não utiliza mão-de-obra especializada).

Para as variáveis comportamentais do “produtor médio”, tem-se: PRFEROUTROME = Faixa 3 (indiferente em procurar outro mecanismo de proteção diferente do contrato); PROPENSRISCO = Faixa 5 (confia totalmente na intuição para o melhor momento da venda); FALTAPERCEPRISCO = Faixa 1 (discorda totalmente da afirmativa de que o mercado de manga não é arriscado); ACOMP MERCADO = Faixa 5 (concorda totalmente com o acompanhamento diário do preço da manga); e, EXCESSOCONF = Faixa 3 (indiferente em considerar sua gestão superior à média dos demais produtores).

Os modelos específicos de melhor ajuste (Tabela 1) mostram que, para o grupo 1, as variáveis TEMPMANGA, ENSINO MÉDIO/TÉCNICO e ENSINO SUPERIOR são significativas para explicar a estrutura de governança dos produtores de manga, com sinais esperados. Não foram significativas as variáveis FUND INCOMPLETO, FUND COMPLETO, BACKGROUND_FAM e OUTR_ATIV_ECO. O modelo de melhor ajuste do grupo 2 considerou significativas as variáveis RECEITA e TREIN. Ou seja, um aumento da faixa de receita em direção às faixas superiores (aliado a treinamento) teria efeito positivo sobre a probabilidade do produtor se situar no nível 4 de governança.

Quanto ao grupo 3, foram significantes as variáveis CUST_INSUMO, CUST_MANUT e UTI_ESP, com sinais esperados. Assim, um aumento nos custos com insumos e nos custos com manutenção aumentariam a probabilidade do produtor ser nível 4 de governança. A variável UTI_ESP mostra que a contratação de mão-de-obra especializada acarretaria um efeito positivo sobre a variável dependente.

Quanto ao modelo de melhor ajuste para o grupo 4 (variáveis comportamentais do produtor) foram significantes as variáveis PRFEROUTROME e EXCESSOCONF. Ou seja, se o produtor (em vez de ser indiferente) passasse a

concordar totalmente na preferência por outro mecanismo de proteção paralelo ao contrato, sua probabilidade de se tornar nível 4 em estrutura de governança seria maior (reflexo da experiência com diversos mecanismos de proteção). Do mesmo modo, se o produtor (em vez de ser indiferente) passasse a “considerar” sua gestão superior à média dos demais produtores, o efeito seria positivo sobre a variável dependente.

O modelo conjunto confirmou, em parte, os resultados apresentados nas estimações específicas. Nesse modelo, foram significantes somente as variáveis TEMPMANGA, ENSINO MÉDIO/TÉCNICO, TREIN, CUST_MANUT e PREFEROUTROME. A variável ENSINO MÉDIO/TÉCNICO tem maior influência na decisão de o produtor vir a ser nível 4 do que a variável ENSINO SUPERIOR (não significativa). Isso poderia ser explicado pelo fato de uma especialização mediana (ou técnica) responder melhor (e mais rapidamente) ao aprendizado necessário para se conhecerem as especificidades inerentes ao setor agrícola (importante na decisão pela venda por contrato). Ainda segundo os resultados do modelo conjunto, os custos com manutenção teriam maior peso na decisão por comércio exterior (contrato) do que a elevação nos custos com insumos. Da mesma forma, a utilização de mão de obra especializada (custo com mão-de-obra elevado) já não impactaria de forma relevante nessa probabilidade.

No tocante às variáveis comportamentais, somente a experiência do produtor em utilizar outros mecanismos de proteção o tornaria mais apto a se tornar nível 4 em estrutura de governança (identificação do contrato como a opção com melhor custo-benefício ao longo do tempo). Como observado, a hipótese de divergência dos fatores de influência quanto ao tipo de estrutura de governança é parcialmente verificada.

TABELA 1
ESTATÍSTICAS DO MODELO DE MELHOR AJUSTE

Discriminação	Logit Ordenado (coeficientes)				
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Modelo Conjunto
IDADE	-0,3929 ^{NS}	—	—	—	—
TEMPMANGA	0,5597**	—	—	—	0,4455***
FUND. INCOMPLETO	1,2926 ^{NS}	—	—	—	—
FUND. COMPLETO	0,9016 ^{NS}	—	—	—	—
ENSINO MÉDIO/TÉCNICO	2,4210**	—	—	—	1,8516***
ENSINO SUPERIOR	2,6553*	—	—	—	0,5713 ^{NS}
BACKGROUND_FAM	-0,0547 ^{NS}	—	—	—	—
OUTR_ATIV_ECO	0,3868 ^{NS}	—	—	—	—
RECEITA	—	0,3497*	—	—	0,0674^{NS}
RENDAEXTRA	—	0,1465 ^{NS}	—	—	—
ASSISTEC	—	0,6887 ^{NS}	—	—	—
ASSOC	—	0,8816 ^{NS}	—	—	—
TREIN	—	1,5443*	—	—	1,3698**
EXIST_DIVI	—	-0,2706 ^{NS}	—	—	—
CAPITAL	—	—	0,1680 ^{NS}	—	—
CUST_INSUMO	—	—	0,4423***	—	0,1054 ^{NS}
CUST_MANUT	—	—	0,3904**	—	0,3863**
AREAMANGA	—	—	-0,5473 ^{NS}	—	—
LOC	—	—	0,2864 ^{NS}	—	—
CERTIF	—	—	0,6974 ^{NS}	—	—
UTI_ESP	—	—	0,9749***	—	0,7616 ^{NS}
PREFEROUTROMECC	—	—	—	0,2863***	0,5344*
PROPENSISCO	—	—	—	0,1569 ^{NS}	—
FALTAPERCEPRISCO	—	—	—	-0,2562 ^{NS}	—
ACOMPMECADO	—	—	—	-0,0838 ^{NS}	—
EXCESSOCONF	—	—	—	0,3574**	0,1510 ^{NS}
Estatística F	F _(8,77) = 2,72*	F _(6,79) = 4,81*	F _(7,78) = 3,12*	F _(5,80) = 2,65**	F _(10,75) = 4,01*
Nº da População	650				
Nº de Observações	85				

Fonte: Elaboração própria.

* Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativo a 10%. NS: Não significante.

Variável dependente (estrutura de governança): categoria 1 – nível 1; categoria 2 – nível 2; categoria 3 – nível 3; categoria 4 – nível 4.

Além das estimações do modelo logit ordenado, os efeitos marginais indicam o quanto a probabilidade de ocorrência em uma das categorias da variável dependente (nível 1, nível 2, nível 3 ou nível 4) pode variar diante de choques em determinada variável explanatória. Para tanto, é necessário estipular uma condição inicial referente às características do produtor, o que normalmente é feito sobre um “produtor médio”. Assim, a análise dos efeitos marginais parte de um choque em certa característica do “produtor médio” para se verificarem as alterações na distribuição de probabilidades de ocorrência em uma das categorias da variável dependente.

Antes de explicar sobre os efeitos marginais de cada variável explicativa, é importante destacar que, de acordo com as estimativas realizadas na Tabela 2, o “produtor médio” teria a seguinte distribuição de probabilidades de ocorrência em cada categoria da variável dependente (para o modelo conjunto): chances de 33,67% de ser nível 1 em estrutura de governança; 54,45% de ser nível 2; 9,17% de ser nível 3; e 2,72% de se tornar produtor nível 4 de estrutura de governança.

Passando, finalmente, à análise dos fatores determinantes da variável dependente, de acordo com os resultados do modelo conjunto de melhor ajuste, vale ressaltar os seguintes pontos:

- Um aumento na faixa de tempo de trabalho com manga (TEMPMANGA = 5) leva o “produtor médio” a aumentar suas chances de se tornar nível 4 para 4,18%, a aumentar suas chances de ser nível 3 para 12,87%, de ser nível 2 para 58,00% e reduz as chances de ser nível 1 para 24,99%;
- Por sua vez, o aumento de uma faixa de escolaridade (ESCOL = 3 – Ensino Médio/Técnico) altera a distribuição de probabilidades para 7,86% (nível 1), 49,35% (nível 2), 28,52% (nível 3) e 14,27% (nível 4);
- Se o produtor recebesse treinamento (TREIN = 1), sua distribuição passaria a ser de 12,03% (nível 1), 55,49% (nível 2), 22,94% (nível 3) e 9,59% (nível 4);
- Caso o “produtor médio” passasse a concordar totalmente em ter outro mecanismo de proteção (PREFEROUTROMECA = 5), sua distribuição passaria para 15,48% (nível 1), 57,78% (nível 2), 19,41% (nível 3) e 7,33% (nível 4);

A brevidade quanto aos comentários relativos a esses resultados deve-se à intenção de pormenorizar a análise relativa aos modelos específicos na próxima seção. Ademais, demonstra-se que a estrutura de governança dos produtores de manga no polo, analisada pela estimativa do modelo conjunto, relaciona-se positivamente somente com as variáveis TEMPMANGA, ENSINO MÉDIO/TÉCNICO, TREIN, CUST_MANUT e PREFEROUTROMECA. Por outro lado, nos modelos específicos, existem também relações positivas com as variáveis RECEITA, ENSINO SUPERIOR, CUST_INSUMO, UTI_ESP e EXCESSOCONF, o que mostraria quadros mais amplos de análise e possibilitaria diversas simulações de realidades.

Simulações e impactos dos efeitos marginais: modelos específicos versus modelo conjunto

Antes de explicar sobre os efeitos marginais, é importante destacar que, de acordo com as estimativas dispostas na Tabela 2, o “produtor médio” teria diferentes distribuições de probabilidades em cada categoria da variável dependente, segundo o tipo de modelo específico (grupo 1, grupo 2, e assim por diante). No caso do modelo específico para o grupo 1, a distribuição seria: chances de 39,14% de ser nível 1; 44,75% de ser nível 2; 10,58% de ser nível 3; e 5,53%

de ser nível 4. Por sua vez, para o modelo do grupo 2, a distribuição seria de 62,28% (nível 1), 31,30% (nível 2), 4,70% (nível 3), e 1,73% (nível 4). Para o modelo específico do grupo 3, têm-se as seguintes probabilidades: 37,28% (nível 1), 45,13% (nível 2), 11,45% (nível 3) e 6,14% (nível 4). Por fim, para o modelo específico do grupo 4, observaram-se as seguintes probabilidades: 45,54% (nível 1), 40,72% (nível 2), 9,06% (nível 3) e 4,68% (nível 4).

Nesse sentido, o comprometimento em realizar vendas por contratos é, de certa forma, divergente, segundo o tipo de grupo de variáveis explicativas que se analisam (sendo essa divergência bastante acentuada no grupo 2 – variáveis de gestão). Esses resultados também reforçam a hipótese de que pesa o histórico cultural de que as empresas exportadoras de manga não fornecem preços tão competitivos para os produtores face aos custos que eles são obrigados a suportar para realizar transações via contrato, o que poderia se configurar em um problema de principal-agente.

Passando finalmente aos resultados de efeitos marginais, analisam-se, inicialmente, as variáveis significantes do modelo do grupo 1 em comparação com os resultados encontrados para as mesmas variáveis no modelo conjunto, se essas forem significantes nesse último. Para a variável TEMPMANGA, os efeitos marginais referentes a essa variável indicam que, se o “produtor médio” atingir a faixa 5 (20 anos ou mais de experiência com manga), suas chances de se tornar nível 4 são aumentadas de 5,53% para 9,18% – modelo específico do grupo 1, enquanto estas passariam de 2,72% para 4,14% no caso do modelo conjunto.

No tocante às variáveis ENSINO MÉDIO/TÉCNICO e ENSINO SUPERIOR, o aumento no nível de escolaridade de fundamental incompleto para ensino médio/técnico aumentaria, consideravelmente, a probabilidade de o produtor se tornar nível 4, sendo essa chance agora de 14,88% – modelo específico. No modelo conjunto, as chances de se tornar nível 4 aumentariam de 2,72% para 14,27% (um aumento de aproximadamente 525,00% no índice de probabilidade). A variável ENSINO SUPERIOR foi significativa somente no modelo específico. Assim, a chance do produtor se tornar nível 4 (comparando-a à faixa 2 de escolaridade) seria então de 17,95%.

A Tabela 2 descreve uma simulação simultânea com as variáveis significantes do modelo do grupo 1. A realidade a ser simulada (chamada situação A) considera que o produtor se encontra na faixa mais elevada da variável TEMPMANGA (20 anos ou mais de experiência) e que a escolaridade do produtor se eleva para ensino médio/técnico e depois para ensino superior. De acordo com esses resultados, se o produtor estiver na faixa 4 de experiência, a probabilidade do produtor se tornar nível 4 passa a ser de 9,18%. Se esse produtor, além de estar situado na faixa mais elevada de experiência, aumentar seu nível de escolaridade para ensino médio/técnico, essa probabilidade cresce para 22,95%. Caso o mesmo venha a possuir ensino superior completo, a probabilidade seria então de 27,09%.

TABELA 2

SIMULAÇÕES SIMULTÂNEAS COM AS VARIÁVEIS SIGNIFICATIVAS DO MODELO ESPECÍFICO (GRUPO 1)

Discriminação	Nível 1	Nível 2	Nível 3	Nível 4
Produtor Mediano de Manga (grupo 1)	39,14%	44,75%	10,58%	5,53%
Situação A: Produtor Mediano + (TEMPMANGA = 4)	27,49%	47,89%	15,45%	9,18%
Situação A + (ESCOL = 3 – ENSINO MÉDIO/TÉCNICO)	11,33%	40,23%	25,48%	22,95%
Situação A + (ESCOL = 4 – ENSINO SUPERIOR)	9,23%	36,88%	26,80%	27,09%

Fonte: Elaboração própria.

Quanto à variável RECEITA (modelo específico – grupo 2), os efeitos marginais referentes a essa variável indicam que, se o “produtor médio” atingir a faixa 6 (renda igual a R\$100 mil ou superior), suas chances de se tornar nível 4 em governança são aumentadas de 1,73% para 9,00%. Com relação à *dummy* TREIN (modelo específico e modelo conjunto), a distribuição de probabilidades desse produtor agora treinado seria de 7,50%². No caso do modelo conjunto, a distribuição seria de 9,54%, em comparação com o perfil do “produtor médio” não treinado desse modelo³.

A Tabela 3 descreve simulações simultâneas com as variáveis RECEITA e TREIN (modelo específico – grupo 2). Essas simulações supõem um produtor treinado (TREIN = 1) escolhendo realizar comércio exterior (contrato) de acordo com as seis faixas de renda. Assim, com treinamento (mas mantendo o nível de receita na faixa 1 – até R\$ 20 mil) essa probabilidade seria aumentada para somente 7,50% (Situação B). Com a variação na faixa de receita para níveis superiores, a probabilidade do produtor se tornar nível 4 em estrutura de governança seria de até 30,35% (produtor treinado e com renda igual a R\$100 mil ou superior).

TABELA 3

SIMULAÇÕES SIMULTÂNEAS COM AS VARIÁVEIS SIGNIFICATIVAS DO MODELO ESPECÍFICO (GRUPO 2)

Discriminação	Nível 1	Nível 2	Nível 3	Nível 4
Produtor mediano de manga (grupo 2)	62,28%	31,30%	4,70%	1,73%
Situação B: Produtor mediano + (TREIN = 1)	27,62%	48,97%	15,92%	7,50%
Situação B + Faixa 2 RECEITA (R\$20 mil a R\$40 mil)	21,41%	48,70%	19,66%	10,23%
Situação B + Faixa 3 RECEITA (R\$40 mil a R\$60 mil)	16,27%	46,50%	23,46%	13,79%
Situação B + Faixa 4 RECEITA (R\$60 mil a R\$80 mil)	12,13%	42,65%	26,94%	18,29%
Situação B + Faixa 5 RECEITA (R\$80 mil a R\$100mil)	8,92%	37,61%	29,65%	23,81%
Situação B + Faixa 6 RECEITA (R\$100 mil ou superior)	6,49%	31,96%	31,20%	30,35%

Fonte: Elaboração própria.

² Em comparação com as probabilidades do “produtor médio” não treinado (modelo específico): 62,28% (nível 1), 31,30% (nível 2), 4,70% (nível 3) e 1,73% (nível 4).

³ Em comparação com as probabilidades do “produtor médio” não treinado (modelo conjunto): 33,67% (nível 1), 54,45% (nível 2), 9,17% (nível 3) e 2,72% (nível 4).

Passando à análise dos efeitos marginais do modelo específico – grupo 3 – e considerando as três variáveis significantes ao modelo (CUST_INSUMO, CUST_MANUT e UTI_ESP), observam-se simulações interessantes. Para a variável CUST_INSUMO, constata-se que o “produtor médio” está situado na primeira faixa de despesas com insumos (despesas com insumos de até R\$3500,00). Se o “produtor médio” tivesse suas despesas com insumos aumentadas até a última faixa (R\$10500,00 ou superior), suas chances de vir a ser nível 4 seriam elevadas de 6,14% para 19,10%. O “produtor médio” já está situado na última faixa de despesas com manutenção, não havendo possibilidade de variação nesse percentual com relação a essa variável.

No tocante à variável UTI_ESP, a análise dos efeitos marginais da variável mostra que a probabilidade de ocorrência de produtores nível 4 seria aumentada de 6,14% (sem mão-de-obra especializada) para 14,43% (com mão-de-obra especializada)⁴. Essa variável mostrou-se redundante no modelo conjunto.

A simulação simultânea de realidades ligadas às três variáveis significantes do grupo 3 estão na Tabela 4. Como ponto de partida, supõe-se uma situação (Situação C) em que o produtor utiliza mão-de-obra especializada (UTI_ESP =1) e variam-se, apenas, as faixas de custos com insumos. Assim, na situação C, a probabilidade do produtor se tornar nível 4 em governança aumentaria de 6,14% (“produtor médio”) para 14,43% (produtor com mão-de-obra especializada mas na faixa 1 de custos com insumos). Variando-se os níveis de despesas com insumos para faixas imediatamente superiores, as probabilidades de ocorrência seriam aumentadas para 20,46% (custos entre R\$3500,00 e R\$7000,00), 28,10% (custos entre R\$7000,00 e R\$10500,00) e 37,17% (custos iguais a R\$10500,00 ou superiores).

TABELA 4

SIMULAÇÃO SIMULTÂNEA COM AS VARIÁVEIS SIGNIFICATIVAS DO MODELO ESPECÍFICO (GRUPO 3)

Discriminação	Nível 1	Nível 2	Nível 3	Nível 4
Produtor mediano de manga (grupo 3)	37,28%	45,13%	11,45%	6,14%
Situação C: Produtor mediano + (UTI_ESP = 1)	19,25%	45,86%	20,47%	14,43%
Situação C + CUST_INSUMO (R\$3500,00 a R\$7000,00)	13,53%	41,74%	24,27%	20,46%
Situação C + CUST_INSUMO (R\$7000,00 a R\$10500,00)	9,27%	35,76%	26,86%	28,10%
Situação C + CUST_INSUMO (R\$10500,00 ou superiores)	6,24%	28,97%	27,63%	37,17%

Fonte: Elaboração própria.

⁴ Comparada à situação do “produtor médio” (modelo específico) sem utilização de mão de obra especializada, as quais sejam: 37,28% (nível 1), 45,13% (nível 2), 11,45% (nível 3) e 6,14% (nível 4).

Com respeito ao modelo específico do grupo 4, foram significantes as variáveis *PREFEROUTROME*C e *EXCESSOCONF*. Assim, para a variável *PREFEROUTROME*C, verifica-se que uma atitude do produtor no sentido de querer utilizar outros mecanismos de proteção tende a aumentar suas chances de se tornar nível 4 em governança. Dadas as distribuições de probabilidade do “produtor médio” do modelo específico (4,69%), essas chances crescem para 6,14% (se ele passar a concordar parcialmente em procurar outro mecanismo de proteção) e aumentam para 7,99% (caso passe a concordar totalmente com a ideia). Para o modelo conjunto, essas probabilidades seriam um pouco menores para essas classes, sendo estimadas em 4,50% e 7,33%, respectivamente.

De acordo com as simulações para a variável *EXCESSOCONF*, se o produtor de manga deixasse de ser indiferente com relação ao grau de confiança em sua gestão e concordasse parcialmente que sua gestão é superior à média dos demais produtores, a probabilidade de ser nível 4 aumentaria de 4,69% para 6,56%. Se ele concordasse completamente em considerar sua gestão superior à dos demais produtores, essa probabilidade seria de 9,09%. Essa variável reflete, de certa forma, o impacto da “autoestima” ou da “satisfação” do produtor com a atividade, resultados esses bastante pertinentes.

A Tabela 5 descreve simulações concatenadas com as variáveis *PREFEROUTROME*C e *EXCESSOCONF*, a fim de avaliar o impacto interativo dessas duas variáveis sobre a estrutura de governança dos produtores de manga.

Assim, são criadas três situações hipotéticas: a primeira (chamada de Situação D) simula que produtor discorda totalmente em utilizar outro mecanismo de proteção (*PREFEROUTROME*C=1), mas concorda totalmente que sua gestão é superior à média dos outros produtores (*EXCESSOCONF*=5). A segunda simulação (Situação E) supõe que o produtor concorda totalmente em utilizar outros mecanismos de proteção (*PREFEROUTROME*C=5), mas discorda totalmente que sua gestão é superior à média dos demais produtores (*EXCESSOCONF*=1). A terceira (Situação F) pressupõe que o produtor concorda totalmente em utilizar outros mecanismos de proteção (*PREFEROUTROME*C=5) e também concorda totalmente que sua gestão é superior à média dos outros produtores (*EXCESSOCONF*=5).

Os resultados da Tabela 5 mostram que, na Situação D, a probabilidade de o produtor se tornar nível 4 (dadas às características do “produtor médio”) tende a ser de 5,36%. Na Situação E, essa distribuição seria inferior à média dos produtores (4,09%). No caso da Situação F (comportamento ideal), a probabilidade seria de 14,99%. Esses resultados mostram que ter confiança na própria gestão é importante, mas mais importante ainda é ter experiência com outros mecanismos de proteção.

TABELA 5
SIMULAÇÃO SIMULTÂNEA COM AS VARIÁVEIS **PREFEROUTROME**C E **EXCESSOCONF** –
MODELO ESPECÍFICO (GRUPO 4)

Discriminação	Nível 1	Nível 2	Nível 3	Nível 4
Produtor mediano de manga (grupo 4)	45,54%	40,72%	9,06%	4,69%
Situação D: (PREFEROUTROME = 1) + (EXCESSOCONF = 1)	42,16%	42,37%	10,13%	5,36%
Situação E: (PREFEROUTROME = 5) + (EXCESSOCONF = 1)	48,98%	38,86%	8,06%	4,09%
Situação F: (PREFEROUTROME = 5) + (EXCESSOCONF = 5)	19,25%	44,68%	21,08%	14,99%

Fonte: Elaboração própria.

Por fim, para completar a análise dos efeitos marginais, a Tabela 6 traz duas simulações com as cinco variáveis significativas do modelo conjunto. O objetivo seria, exclusivamente, verificar o impacto da variável comportamental **PREFEROUTROME**C sobre a probabilidade do produtor se tornar nível 4 em estrutura de governança.

TABELA 6
SIMULAÇÃO SIMULTÂNEA COM AS CINCO VARIÁVEIS SIGNIFICATIVAS DO MODELO CONJUNTO

Discriminação	Nível 1	Nível 2	Nível 3	Nível 4
Produtor mediano de manga (modelo conjunto)	33,67%	54,45%	9,17%	2,72%
Situação G: Produtor Médio + (ESCOL = 3) + (TREIN = 0)	11,33%	40,23%	25,48%	22,95%
Situação H: Produtor Médio + (ESCOL = 3) + (TREIN = 1)	2,15%	25,08%	35,66%	37,11%
Situação H + (PREFEROUTROME = 4)	1,28%	17,07%	32,59%	49,07%
Situação H + (PREFEROUTROME = 5)	0,75%	11,05%	26,96%	61,24%

Fonte: Elaboração própria.

Na primeira simulação (Situação G), considera-se que o produtor mantém sua experiência com manga na faixa 4 (entre 15 a 20 anos), mas passa a ter nível médio/técnico de escolaridade (ESCOL = 3). Na segunda simulação (Situação H), além de possuir nível médio/técnico de escolaridade, o produtor recebeu treinamento (TREIN = 1). Por fim, são feitas variações ao longo das faixas da variável **PREFEROUTROME**C.

Assim, caso o produtor passasse a ter nível médio/técnico de escolaridade (Situação G), sua distribuição de probabilidades seria 11,33% (nível 1), 40,23% (nível 2), 25,48% (nível 3) e 22,95% (nível 4). Na Situação H, esses índices seriam de 2,15% (nível 1), 25,08% (nível 2), 35,66% (nível 3) e 37,11% (nível 4). Dada a situação H, se houver concordância parcial (por parte do produtor) em procurar outros mecanismos de proteção (**PREFEROUTROME**=4), esses índices seriam agora de 1,28% (nível 1), 17,07% (nível 2), 32,59% (nível 3) e 49,07% (nível 4). Caso haja concordância total em utilizar outros mecanismos

de proteção (PREFEROUTROME_C=5), esses percentuais seriam ainda alterados para 0,75% (nível 1), 11,05% (nível 2), 26,96% (nível 3) e 61,24% (nível 4). Observa-se, nesse caso, o efeito positivo que a variável comportamental PREFEROUTROME_C possui sobre as distribuições de probabilidade dos níveis de governança.

Considerações finais

Diante dos resultados apresentados, verifica-se que a dimensão da estrutura de governança é preocupante, no sentido de que as chances de um “produtor médio” do polo se tornar nível 4 são de apenas 2,72% no modelo conjunto. Do lado oposto, a probabilidade de nível 1 chega a 33,67%, e as chances de se tornar nível 2 ou nível 3 são de 54,45% e 9,17%, respectivamente.

De forma geral, vale ressaltar que o problema ligado ao estabelecimento de relação contratual nível 4 está relacionado com o nível de escolaridade, treinamento, utilização de mão-de-obra especializada e preferência por outros mecanismos de proteção (as variáveis comportamentais apresentaram caráter propulsor nas chances do produtor se tornar nível 4). Vale também destacar que, para o caso da estrutura de governança do grupo 2, a estimativa das chances de ocorrência nível 4 é de apenas 1,73%, cerca de 5 vezes menor do que as chances médias nos demais grupos.

Além disso, fatores determinantes dos níveis de governança se reforçam entre os modelos específicos e o modelo conjunto. Os resultados do modelo conjunto confirmam os fenômenos da estrutura de governança dos grupos específicos. O ajuste dos modelos estimados (conjunto e específicos) aponta níveis satisfatórios que permitem sua utilização para inferir sobre a estrutura de governança associada a determinado produtor.

No caso do grupo 1, pesam positivamente o tempo de trabalho com manga e a escolaridade (nível médio/técnico e nível superior). No tocante ao grupo 2, pesam positivamente a receita do lote e o treinamento. No caso do grupo 3, pesam positivamente os custos com insumos, manutenção e a utilização de mão-de-obra especializada. Por outro lado, para o grupo 4, pesam positivamente a preferência por outros mecanismo de proteção e a confiança na própria gestão. No modelo conjunto, pesaram positivamente as variáveis tempo de trabalho com manga, escolaridade, treinamento, custo com manutenção e preferência por outros mecanismos de proteção.

Os resultados mostram que fatores comportamentais poderiam chegar a influenciar, significativamente, na distribuição de probabilidade dos níveis de governança. A preferência por outro mecanismo de proteção e a confiança na própria gestão podem elevar a distribuição de probabilidade de nível 4 a 14,99% (contra 4,69% do “produtor médio” no modelo específico). No modelo

conjunto, essa probabilidade se eleva até 61,24%. Ou seja, para potencializar a probabilidade de ocorrência de nível 4, as variáveis comportamentais passam a ter papéis fundamentais na estrutura de governança.

Esse tipo de resultado decorre do fato de que os produtores demonstram certa tendência a não realizar operação por contrato, considerando variáveis tradicionais (receita, custos etc), pois as empresas exportadoras de manga terminam configurando uma relação informal de exportação com alguns produtores. Assim, questões motivacionais (ou comportamentais) se tornariam fatores decisivos na realização de uma transação via contrato.

Ante o exposto, o foco de políticas setoriais deve: i) incentivar o produtor a adquirir certificação, com a devida adequação aos níveis de tecnologia e qualidade exigidos internacionalmente; ii) efetuar a redução da incidência do comércio realizado por meio de atravessadores, estimulando a realização de contratos entre produtores e demandantes; e iii) promover a melhoria da qualidade de ensino na região, com potenciais efeitos de longo prazo. Para melhoria da estrutura de governança, é necessário que medidas neste sentido sejam colocadas em prática, com o objetivo de se buscar, de maneira responsável e construtiva, uma solução racional e justa, com a participação dos produtores, empresas exportadoras e Governo.

Referências

ARAUJO, J. L. P., e, GARCIA, J. L. L., *Estudo do Mercado de Manga na União Européia*, Documentos Técnicos e Científicos, v. 43, nº 2, Pag. 289-308, abril-junho, 2010.

ARMOUR, H. O.; TEECE, D. J. *Vertical integration and technological innovation*. The Review of Economics and Statistics, v. 62, nº 3, p. 470-474, 1980.

ASPLUND, N. M.; FORSTER, D. L.; STOUT, T. T. *Farmers' use of forward contracting and hedging*. Review of Futures Markets, v. 8, p. 24-37, 1989.

AZEVEDO, C. M.; SHIKIDA, P. F. A. *Assimetria de informação e o crédito agropecuário: o caso dos cooperados da Coamo-Toledo (PR)*. Revista de Economia e Sociologia Rural, Vol.42, Nº 2, Brasília-DF, 2004.

BANDO, P. M. *Coordenação vertical no complexo agroindustrial frutícola brasileiro: uma proposta para a zona da mata mineira*, Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, 178f., 1998.

BRANT, R. *Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression*. Biometrics., 46(4): p. 1171-8. DOI: 10.2307/2532457, 1990.

COASE, R. H. *The nature of the firm*. Economica new series, v. 4, nº 16, p. 386-405, 1937.

CODEVASF, *Companhia de Desenvolvimento dos Vales do São Francisco e do Parnaíba*. Home page. Disponível em: <http://www.codevasf.gov.br/> Acessado em novembro de 2013.

DAVIDSON, R.; MacKINNON, J. *Econometric theory and methods*. Oxford University Press, New York, 2003.

FARIA, R. N.; SOUZA, R. C.; VIEIRA, J. G. V.; LÍRIO, V. S. *Custo de transação e exigências técnicas nas exportações de manga e de mamão*. Informações Econômicas, Vol.38, Nº.5, p. 59-71. São Paulo-SP: IEA, 2008.

FRANCA, C. S. *Impacto da globalização e modernização agrícola na região do vale Submédio do São Francisco: estudo de caso do Perímetro de Irrigação Projeto Bebedouro em Petrolina - PE*. Dissertação - Universidade Federal de Pernambuco, 2004.

GOODWIN, B. K.; SCHROEDER, T. C. *Human capital, producer education programs, and the adoption of forward-pricing methods*. American Journal of Agricultural Economics, v. 76, n. 4, p. 936-947, 1994.

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

HUBBARD, T. N. *Contractual form and market thickness in trucking*. Journal of economics, v. 32, nº 2, p. 369-386, 2001.

ISENGILDINA, O.; HUDSON, M. D. *Factors affecting hedging decisions using evidence from the cotton industry*. In: NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management, St. Louis, Missouri, 2001.

LAFONTAINE, F.; SHAW, K. L. *Targeting managerial control: evidence from franchising*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001.

LEVY, D. T. *The transaction cost approach to vertical integration: na empirical examination*. Review of economics and statistics, v. 67, nº 3, p. 438-445, 1985.

LIEBERMAN, M. B. *Determinants of vertical integration: na empirica test*. Journal of industrial Economics, v. 39, nº 5, p. 451-466, 1991.

LIMA, R. C. e FERREIRA-IRMÃO, J. *Um exame dos determinantes da coordenação vertical no Polo de irrigação Juazeiro-Petrolina*, Relatório de Pesquisa, Recife, 2002.

LIMA, R. C. e FERREIRA-IRMÃO, J. *Coordenação vertical e contratos informais na agricultura irrigada: um estudo de caso com aplicação do modelo Tobit*, Revista de Economia e Agronegócio, v. 2, nº1, 2004.

- MACDONALD, J. M. *Market exchange or vertical integration: an empirical analysis*. Review of economics and statistics, v. 67, nº 2, p. 327-331, 1985.
- MAKUS, L. D.; LIN, B. H.; CARLSON, J.; KREBILL-PRATHER, R. *Factors influencing farm level use of futures and options in commodity marketing*. Agribusiness, v. 6, n. 6, p. 621-631, 1990.
- MASTEN, S. E. *Empirical research in transactions cost economics: challenges, progress, directions*. In: GROENEWEGEN, J. *Transaction cost economics and beyond*. London: Routledge, 1994.
- MASTEN, S. E.; MEEHAN, J. W.; SNYDER, E. A. The costs of organization. Journal of Law, economics and organization, v. 7, nº 1, p. 1-25, 1991.
- MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC), www.aliceweb2.mdic.gov.br, Acessado em outubro de 2013.
- PARMIGIANI, A. *Why do firms both make and buy?: an investigation of concurrent sourcing*. Strategic Management Journal, nº 28, p. 285-311, 2007.
- PENNINGS, J. M. E.; LEUTHOLD, R. M. *The role of farmer's behavioral attitudes and heterogeneity in futures contracts usage*. American Journal of Agricultural Economics, v. 82, n. 4, p. 908-919, 2000.
- RINDFLEISCH, A.; HEIDE, J. B. *Transaction cost analysis: past, present, and future applications*. The Journal of marketing, v. 61, nº 4, p. 30-54, 1997.
- SHAPIRO, B. I.; Brorsen, B. W. *Factors affecting farmers' hedging decisions*. North Central Journal of Agricultural Economics, v. 10, p. 145-153, 1988.
- SHERRICK, B. J.; BARRY, P. J.; SCHNITKEY, G. D.; ELLINGER, P. N.; WANSINK, B. *Farmers' preference for crop insurance attributes*. Review of Agricultural Economics, v. 25, n. 2, p. 415-429, 2003.
- TURVEY, C.G., BAKER, T.G. *A farm level financial analysis of farmers' use of futures and options under alternative farm programs*. American Journal of Agricultural Economics, v. 72, p. 946-57, 1990.
- SOBEL, T.F. *Fruticultura e Economia dos Custos de Transação: determinantes das estruturas de governança dos pequenos produtores do Polo Petrolina-Juazeiro*. Tese (Doutorado em Economia). Recife-PE: UFPE/PIMES, 2011.
- STATA, Data Analysis and Statistical Software. *Home page*. Disponível em: <http://www.stata.com/> Acessado em fevereiro de 2015.
- WILLIAMSON, O. E. *The economic institutions of capitalism*. New York: Free Press, 1985.
- WILLIAMSON, O. E. *The mechanisms of governance*. New York: Oxford Univ Press, 1996.

WOLFE, F.; GOULD, W. *An approximate likelihood-ratio test for ordinal response models*. Stata Technical Bulletin, v.7, n.42. College Station: Statacorp LP, 1998.

ZYLBERSZTAJN, D. *Papel dos contratos na coordenação agro-industrial: um olhar além dos mercados*. Revista de Economia e Sociologia Rural, v.43, n.3, p. 385-420. Rio de Janeiro-RJ: SOBER, 2005.

7 | QUAL É A RELEVÂNCIA DO FNE NA PROMOÇÃO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO NO SEMIÁRIDO BRASILEIRO?¹

Poema Isis Andrade de Souza*

Resumo

Este trabalho tem como principal objetivo avaliar os impactos dos recursos do Fundo Constitucional do Nordeste (FNE) no crescimento da renda per capita e na redução da desigualdade de renda no Semiárido brasileiro, entre 1991 e 2010, configurando-se como um estudo voltado para comprovar os efeitos do FNE no longo prazo, de forma pioneira. Para isso, primeiramente, foram levantadas algumas informações socioeconômicas sobre o Semiárido, em comparação com os dados do Nordeste e do Brasil. De forma sucinta, pode-se afirmar que o Semiárido apresenta um quadro socioeconômico com indicadores mais desfavoráveis em relação, por exemplo, a níveis de renda, acesso a bens e serviços e nível educacional da população. Os resultados encontrados através do modelo de dados em painel apontam efeitos positivos dos recursos do FNE no crescimento da renda *per capita* e na redução da desigualdade de renda durante o período analisado. Portanto, o instrumento de crédito subsidiado do FNE aos setores produtivos parece importante no desenvolvimento do Semiárido do Brasil, todavia ainda há escassez de estudos que corroboram esta evidência.

Palavras-chaves: Avaliação de Impacto; Política Regional; FNE; Semiárido.

Jel: C25, D12.

¹ Os resultados apresentados desta pesquisa são fruto de um projeto executado pela autora junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

* Doutora em economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia da UFPE (PIMES-UFPE). Professora Adjunta da Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE). Pós-doutoranda na Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN). poema.isis@gmail.com

Abstract

This study aims at assessing the impact of resources from the Constitutional Fund of the Northeast (FNE) in the growth of per capita income and the reduction of income inequality in the Brazilian semiarid region between 1991 and 2010, configured as a study focused on proving the effects of the FNE in the long run, in a pioneering way. In order to do so, first, some socioeconomic information about the semiarid region was obtained, in comparison with the data of the Northeastern region and Brazil. Briefly, it can be said that the semiarid region presents a socioeconomic framework with more unfavorable indicators in relation, for example, to income levels, access to goods and services and educational level of the population. The results found through the positive effects panel data model point to the positive effects of the FNE funds in the growth of per capita income and in the reduction of income inequality over the period analyzed. Therefore, the FNE's subsidized credit instrument for the productive sectors seems important in the development of Brazil's semiarid region; however, there are still few studies to corroborate this evidence.

Keywords: Impact Assessment; Regional Policy; FNE; Semiarid.

Jel: C25, D12.

Introdução

Historicamente, o Brasil apresenta desigualdades regionais bastante acentuadas, representadas, sobretudo, pelos contrastes socioeconômicos existentes entre as suas duas maiores regiões, o Sudeste e o Nordeste. A região mais populosa do país, o Sudeste, equivale a 42% da população brasileira, enquanto que o Nordeste ocupa a segunda posição e tem um peso 28% no total de habitantes do Brasil (IPEADATA, 2014). Entretanto as participações dessas regiões no PIB brasileiro mostram aspectos nítidos das discrepâncias regionais encontradas no país, com o Sudeste atingindo um peso de 55,4% do PIB do Brasil, em 2010, enquanto que a economia nordestina correspondeu a, apenas, 13,5% da produção nacional.

As disparidades existentes entre as contribuições regionais do Nordeste e do Sudeste na produção total do Brasil e seus respectivos pesos no contingente populacional do país produzem efeitos variados significativos sobre o bem-estar dessas regiões, medido, por exemplo, pelas diferenças no PIB *per capita* e no índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Assim, em 2010, o PIB *per capita* anual do Sudeste foi equivalente a R\$25.990 enquanto que o do Nordeste foi de apenas R\$9.560. Isso equivale a dizer que a renda média de um nordestino é 37% da renda média de uma pessoa no Sudeste e 48% do PIB *per capita* de um brasileiro, que alcançou R\$19.770, em 2010, segundo os dados do IPEADATA. Em relação ao IDH, o índice alcançou 0,651 no Nordeste, em 2010, enquanto que o valor para o país foi 0,718, o que reflete níveis de renda, educação e saúde muito menores no Nordeste em relação à média observada no país.

Assim, as diferenças entre o PIB *per capita* do Sudeste e o do Nordeste brasileiro não significam apenas limitações nos níveis de consumo pela população nordestina, mas, também, indicam escassez de serviços básicos que afetam o bem-estar da população e seu desenvolvimento socioeconômico, devido às restrições aos serviços de saúde, educação, saneamento, entre outros. Associado a isso, o baixo PIB *per capita* da região Nordeste também está relacionado ao maior contingente de pobres no país, com uma taxa de pobreza de aproximadamente 30% da população, em 2012 (IPEADATA, 2014).

Além das elevadas desigualdades inter-regionais existentes no Brasil, há outro problema bastante relevante, as disparidades que ocorrem dentro das próprias regiões, ou seja, as desigualdades intra-regionais. Sob este aspecto, a região Nordeste apresenta discrepâncias socioeconômicas significativas internamente. Através do índice de Gini, utilizado como um dos principais indicadores de desigualdade de renda, podendo variar entre 0 e 1, que reflete uma maior desigualdade quanto mais próximo de 1 estiver, foi observado que a disparidade de renda dentro da região Nordeste é superior ao valor observado no Brasil. Desta forma, a partir da PNAD 2009 (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) do IBGE, constatou-se que o índice de Gini da renda *per capita* no Nordeste atingiu 0,557, enquanto o índice de Gini do Brasil foi 0,540, o que se

traduz em disparidades de renda no Nordeste maiores do que as desigualdades inter-regionais no Brasil.

No Nordeste, a região mais vulnerável do ponto de vista socioeconômico e ambiental é o Semiárido. Por se caracterizar como uma área de baixas precipitações pluviométricas médias anuais, elevados índices de aridez dos solos, temperaturas elevadas, secas frequentes e um número reduzido de rios perenes, o Semiárido tem uma oferta restrita de recursos hídricos, dificultando o desenvolvimento das suas atividades econômicas. Embora o Semiárido brasileiro esteja localizado, quase que exclusivamente, na região Nordeste, o norte do estado de Minas Gerais é considerado região de semiárido no país (Ministério do Meio Ambiente, 2014).

A partir de 1989, as regiões mais atrasadas do Brasil puderam contar com os recursos dos Fundos Constitucionais de Financiamento (FNE, FCO e FNO) voltados para estimular projetos de desenvolvimento nas regiões Nordeste, Centro-Oeste e Norte, respectivamente (Ministério da Integração Nacional, 2014). Os recursos específicos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) devem ser direcionados, no mínimo, 50% para o Semiárido brasileiro, em concordância ao que foi estabelecido pela Constituição Federal de 1988.

Desta forma, os principais objetivos do FNE são voltados para a promoção do desenvolvimento socioeconômico do Nordeste através de programas de financiamento aos setores produtivos, executados pelo Banco do Nordeste do Brasil, de forma articulada com as diretrizes da Política Nacional de Desenvolvimento Regional (PNDR) do Ministério da Integração Nacional (BNB, 2014).

Portanto, o presente estudo pretende analisar a situação socioeconômica do Semiárido no Brasil e verificar os efeitos do financiamento do FNE sobre o crescimento econômico na região e sobre a desigualdade de renda em todo território do Semiárido, entre 1991 e 2010, através do modelo de dados em painel. Para isso, este trabalho está dividido em 7 seções, sendo a primeira esta introdução. A seção 2 traz a caracterização do Semiárido a partir de informações sobre características territoriais, demográficas e socioeconômicas. A seção 3 contém uma análise descritiva de dados sobre os recursos do FNE. A seção 4 apresenta alguns estudos realizados sobre os impactos econômicos do FNE. A seção 5 discute a estratégia empírica adotada e a base de dados utilizada neste estudo. A seção 6 contém a discussão dos resultados encontrados. Por fim, a última seção apresenta as considerações finais deste estudo.

Caracterização do Semiárido brasileiro

A definição do Semiárido brasileiro foi criada em 1989, em substituição ao Polígono das Secas, e adotava o critério da precipitação pluviométrica média anual inferior a 800 mm, sendo a Sudene o órgão responsável pela definição

dessa área no território nacional. Em 2005, houve uma alteração na classificação da região Semiárido, que passou a incorporar os critérios de um índice de precipitação pluviométrica média anual inferior a 800 mm, um índice de aridez de 0,5 e um risco de seca maior do que 60%. (Ministério da Integração Nacional, 2014).

Dimensão territorial

De acordo com o BNB (2013), o Semiárido brasileiro compreende os estados do Nordeste, com exceção do Maranhão, e o norte de Minas Gerais, abrangendo uma superfície equivalente a 979.884 Km², ou seja, área que corresponde a 11,5% do território nacional e a 56,4% da dimensão do Nordeste. O número de municípios no semiárido por região pode ser observado na Tabela 1, a seguir.

TABELA 1
NÚMERO DE MUNICÍPIOS DO SEMIÁRIDO

Região	Nº de municípios	Participação no total (%)
Nordeste	1.050	92,5
Norte de Minas Gerais	85	7,5
Total	1.135	100

Fonte: Elaboração própria. Dados do INSA (2012).

É importante, também, perceber a participação de cada Unidade da Federação (UF) na região semiárida, a partir do número de municípios e extensão territorial, conforme mostra a Tabela 2.

TABELA 2
NÚMERO DE MUNICÍPIOS E EXTENSÃO TERRITORIAL DO SEMIÁRIDO POR UF.

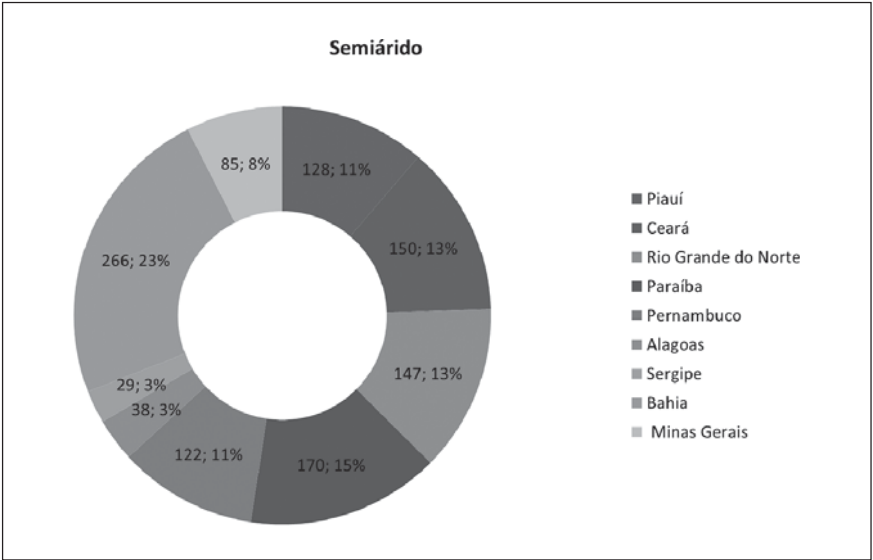
UF	Municípios	Superfície (Km ²)
Piauí	128	149.207
Ceará	150	129.187
Rio Grande do Norte	147	49.098
Paraíba	170	48.677
Pernambuco	122	85.980
Alagoas	38	12.579
Sergipe	29	11.102
Bahia	266	391.486
Norte de Minas Gerais	85	102.567
Semiárido	1.135	979.883

Fonte: Elaboração própria. Dados do INSA (2012).

A partir da análise dos dados disponíveis na Tabela 2, concluiu-se que a Bahia é o estado com a maior área e o maior número de municípios no Semiárido brasileiro, enquanto que Sergipe contém a menor parcela nessa região. De fato, existe uma correlação positiva entre a dimensão do estado e a sua participação no Semiárido. A Figura 1 contém a participação proporcional dos municípios de cada UF brasileira no Semiárido.

Figura 1

Número de municípios e a participação de cada UF no Semiárido.

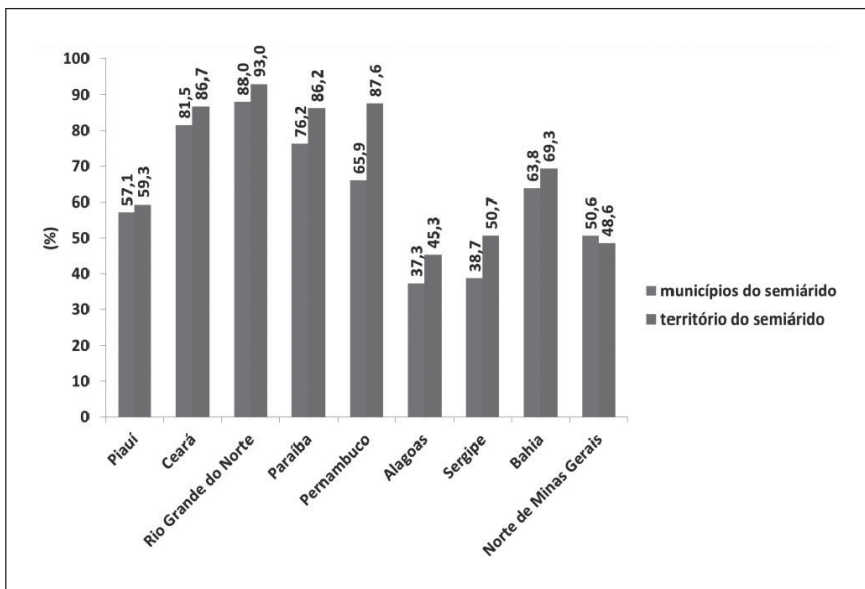


Fonte: Elaboração própria. Dados do INSA (2012).

Porém, ao fazer uma análise relativa do peso do Semiárido dentro de cada UF, é possível verificar uma maior participação do Semiárido nos estados do Rio Grande do Norte, Ceará e Pernambuco, de acordo com a Figura 2.

Figura 2

Participação do Semiárido por UF



Fonte: Elaboração própria. Dados do INSA (2012).

A partir da Figura 2, percebe-se que a maior participação de municípios no Semiárido, por UF, atingiu 88%, e foi verificada no Rio Grande do Norte, onde o percentual de área de semiárido também foi o mais elevado, equivalente a 93% do território. Já os estados de Sergipe e Alagoas obtiveram as menores parcelas de municípios e territórios no Semiárido.

Tipologia da PNDR aplicada ao Semiárido

A análise dos aspectos socioeconômicos do Semiárido será baseada na tipologia da Política Nacional de Desenvolvimento Regional (PNDR) definida pelo Ministério da Integração Nacional, que classifica as regiões em: Alta Renda, Baixa Renda, Dinâmica e Estagnada. Essas classificações são baseadas a partir da taxa de crescimento geométrico do PIB *per capita* e da renda domiciliar mensal *per capita* (Ministério da Integração Nacional, 2014). Com exceção das regiões classificadas como de Alta renda, situadas no Sudeste e no Sul, todas as demais áreas são foco de políticas de desenvolvimento regional no Brasil. O Quadro 1, a seguir, apresenta a Tipologia da PNDR de acordo com os critérios de elegibilidade mencionados.

QUADRO 1

TIPOLOGIA E CRITÉRIOS DE ELEGIBILIDADE - PNDR.

PNDR I (2005) Tipologia Sub-Regional		Rendimento Domiciliar Monetário Mensal per Capita		
		Alto	Médio	Baixo
Taxa de Variação Geométrica do PIB per Capita	Alta	Sub-regiões de ALTA RENDA	Sub-Regiões DINÂMICAS	
	Média		Sub-Regiões ESTAGNADAS	Sub-Regiões de BAIXA RENDA
	Baixa			

Fonte: Ministério da Integração Nacional (2014).

Os critérios adotados na PNDR para a classificação dos municípios brasileiros, agregados em microrregiões, em relação à classificação da renda, englobam os rendimentos de todas as fontes disponíveis no Censo Demográfico do IBGE ajustados pelas diferenças nos custos de vida, utilizando o Índice de Cesta Básica do DIEESE (Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos). Assim, a distribuição da renda domiciliar *per capita* no país é dividida em quartis e, depois, esses grupos são alocados em três faixas de renda: alta, média e baixa. As microrregiões de Alto rendimento são aquelas no grupo dos 25% mais ricos. Já as regiões de rendimento médio (segundo e terceiro quartis da distribuição) têm faixas de renda maiores ou iguais a dos 25% mais pobres e menores do que à renda dos 75% da distribuição. Por fim, as regiões de Baixo rendimento são aquelas com PIB *per capita* mais baixo, enquadrados no primeiro quartil da distribuição, que têm até os 25% das áreas mais pobres. Ainda, a classificação do dinamismo econômico nessas regiões é realizada a partir da taxa de variação do PIB *per capita*, dividindo as regiões em quartis e seguindo a mesma regra da classificação da renda. Todavia essa classificação da PNDR apresenta algumas limitações, por exemplo, se todas as regiões apresentarem taxas de crescimento elevadas, as regiões do primeiro quartil não têm necessariamente baixo crescimento. Ou seja, a classificação do dinamismo econômico adotada é uma medida relativa e não apresenta limites pré-estabelecidos para as taxas de crescimento econômico na classificação das regiões.

Desta maneira, seguindo a Tipologia da PNDR, pode-se verificar a configuração do Semiárido no Brasil para o ano de 2013, onde houve uma participação de

54,5% das localidades consideradas estagnadas ou de baixa renda, 45,3% de áreas dinâmicas e apenas 0,2% foi classificada como região de alta renda. Esses resultados mostram os fortes indícios de que o Semiárido apresenta limitações socioeconômicas e ambientais inibidoras do seu desenvolvimento. Ainda, embora o percentual de regiões dinâmicas tenha sido expressivo, não significa que esses municípios tenham alcançado um nível de renda média, talvez sejam regiões de baixa renda com elevada taxa de crescimento do PIB. A Tabela 3 contém a classificação dos municípios no Semiárido conforme a Tipologia da PNDR.

TABELA 3
CLASSIFICAÇÃO DOS MUNICÍPIOS NO SEMIÁRIDO 2013 – TIPOLOGIA DA PNDR

	Nº DE MUNICÍPIOS	(%)
ALTA RENDA	2	0,18
BAIXA RENDA	237	20,9
DINÂMICA	514	45,3
ESTAGNADA	381	33,6
SEMIÁRIDO	1.135	100

Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

De acordo com a Tabela 3, apenas dois municípios no Semiárido foram classificados como regiões de alta renda: Caucaia e Maranguape. Todas essas localidades fazem parte do estado do Ceará. A primeira, Caucaia, apresentou um aumento nas atividades turísticas e industriais devido à sua proximidade com o Complexo Industrial e Portuário de Pecém. A segunda cidade, Maranguape, também apresenta um dinamismo na economia decorrente das suas atividades industriais no setor têxtil e de calçados, serviços e agropecuária.

Características socioeconômicas do Semiárido

Nesta subseção, serão levantadas informações sobre os aspectos demográficos, decomposição do PIB entre os setores econômicos, PIB *per capita*, concentração de renda, informalidade, qualificação da mão de obra, IDH (Índice de Desenvolvimento Humano) e o acesso aos serviços básicos.

As informações sobre o número de municípios e a área territorial do Semiárido em cada estado brasileiro, além da segmentação de sua população entre rural e urbana, assim como a densidade demográfica, podem ser verificadas na Tabela 4.

TABELA 4
INFORMAÇÕES DEMOGRÁFICAS DO SEMIÁRIDO, POR UF – 2010.

Estados	Municípios	Superfície (Km2)	População total	População rural	População urbana	Densidade demográfica
Piauí	128	149.207	1.045.547	524.934	520.613	7,0
Ceará	150	129.187	4.724.705	1.705.819	3.018.886	36,6
Rio Grande do Norte	147	49.098	1.764.735	553.063	1.211.672	35,9
Paraíba	170	48.677	2.092.400	673.788	1.418.612	43,0
Pernambuco	122	85.980	3.655.822	1.279.502	2.376.320	42,5
Alagoas	38	12.579	900.549	396.960	503.589	71,6
Sergipe	29	11.102	441.474	191.392	250.082	39,8
Bahia	266	391.486	6.740.697	2.762.601	3.978.096	17,2
Minas Gerais	85	102.567	1.232.389	507.141	725.248	12,0
Semiárido	1.135	979.883	22.598.318	8.595.200	14.003.118	23,1

Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

Na comparação entre as populações do meio rural e do meio urbano no Semiárido, percebe-se que a participação das áreas de Baixa Renda é relativamente mais frequente no meio rural, assim como a presença de áreas Dinâmicas. Essa característica pode ser indício de disparidades existentes entre as estruturas produtivas do meio rural no Semiárido. Já em relação às áreas urbanas, essas regiões tiveram uma maior presença relativa de regiões Estagnadas, significando que são áreas com baixo crescimento econômico e nível intermediário de renda. A Tabela 5, a seguir, contém a segmentação dos meios urbano e rural seguindo a Tipologia PNDR.

TABELA 5
PARTICIPAÇÃO DA POPULAÇÃO DO SEMIÁRIDO, SEGUNDO TIPOLOGIA DA PNDR, MEIO RURAL E MEIO URBANO – 2010

	SEMIÁRIDO			
	Alta Renda (%)	Baixa Renda (%)	Dinâmica (%)	Estagnada (%)
População Total	1,9	21,6	31,3	45,1
População Rural	0,7	25,7	35,7	37,9
População Urbana	2,7	19,1	28,6	49,5

Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

As características da estrutura produtiva do Semiárido do Brasil revelaram que esta é uma região que apresenta limitações para o desenvolvimento de suas atividades econômicas, como já foi discutido ao longo deste estudo. Todavia espera-se que as políticas públicas voltadas para a região semiárida contribuam positivamente para o crescimento do PIB, geração de emprego e para o aumento da renda da sua população.

Desta forma, foi verificado que, entre 2000 e 2011, o PIB Nominal do Semiárido evoluiu de 41 bilhões de reais para 164 bilhões de reais. Todavia o peso da região semiárida no valor da produção total do Brasil nesse período avançou muito pouco, de 3,5% do PIB do país para 4%. Sendo assim, a economia do Semiárido correspondeu a 30% do valor do PIB nordestino, em 2011. A baixa participação da região semiárida no PIB do país pode ser resultado do grande número de localidades estagnadas nessa área e, ainda, reflexo da existência de um número expressivo de localidades de baixa renda. A Tabela 6 traz uma síntese do PIB Nominal do Semiárido, Nordeste e Brasil, para os anos 2000 e 2011.

TABELA 6
PIB NOMINAL (EM BILHÕES DE REAIS)

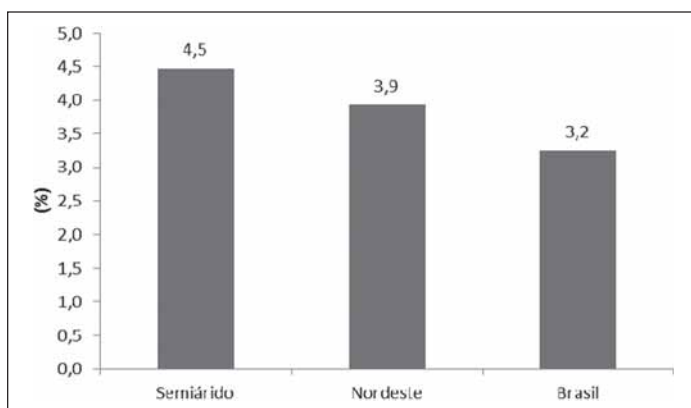
Ano	Semiárido A	Nordeste B	Brasil C	A/B	A/C	B/C
2000	41	147	1.180	28%	3,5%	12,5%
2011	164	555	4.140	30%	4,0%	13,4%

Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

Uma análise mais acurada do desempenho da economia no Semiárido é realizada a partir da taxa de crescimento econômico na região, a partir do PIB real, entre 2000 e 2011. Desta maneira, verificou-se nesse período uma taxa de crescimento econômico médio anual no Semiárido igual a 4,5%, valor superior à média observada no Nordeste e no Brasil, como mostra a Figura 3.

Figura 3

Taxa de crescimento econômico médio anual no Semiárido entre 2000 e 2011.



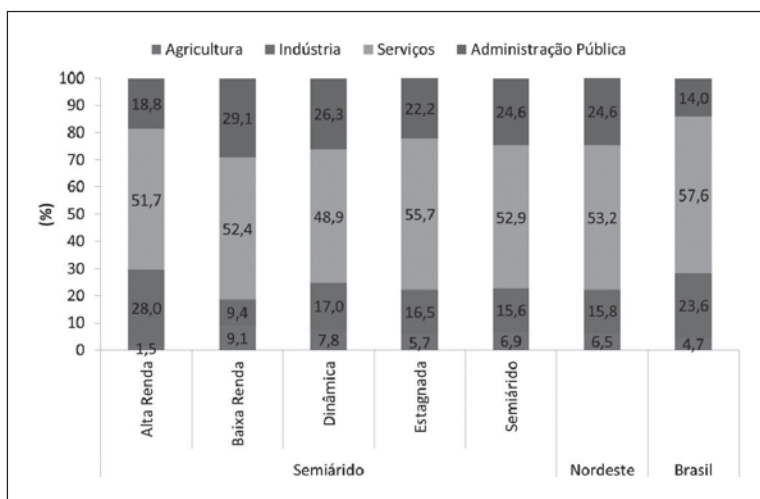
Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

Embora a taxa de crescimento econômico do Semiárido tenha sido superior à média nacional e à do Nordeste, entre 2000 e 2011, isso não gerou um aumento significativo de sua participação na produção total do país, de acordo com o que foi exposto na Tabela 6, porque o peso dessa região no PIB brasileiro ainda é muito pequeno.

A desagregação do valor adicionado do Semiárido entre os principais setores econômicos permite uma melhor compreensão da estrutura produtiva regional e, ainda, é possível fazer uma comparação intra-regional entre as regiões do Semiárido, classificadas de acordo com a Tipologia da PNDR, além de comparar o Semiárido com o Nordeste e com o Brasil. A Figura 4 traz essas informações.

Figura 4

Decomposição do valor adicionado por setor no Semiárido – 2011.



Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

Pode-se concluir, a partir da Figura 4, que a estrutura econômica do Semiárido é muito parecida com a média encontrada para a economia do Nordeste. Ou seja, essas localidades apresentaram maior relevância relativa do setor público e da agricultura no valor de produção, se comparadas com a média do país, e uma menor proporção do setor de serviços e de manufaturas, em relação à economia brasileira.

Porém há diferenças acentuadas internamente no Semiárido, de acordo com as classificações de seus municípios, segundo a Tipologia da PNDR. Assim, foi verificado que os municípios de Alta Renda tiveram um peso médio da indústria no valor adicionado equivalente a 28%, acima da média do Nordeste, que foi igual a 15,8%, e do Brasil, com 23,6%. Além disso, essas localidades

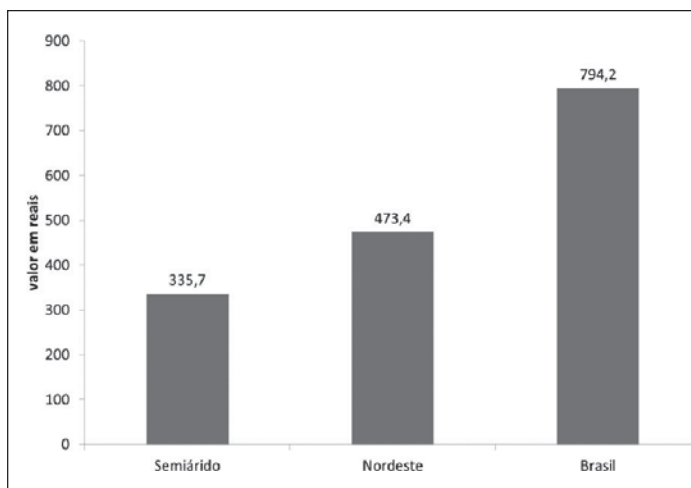
apresentaram uma menor participação relativa dos serviços públicos e do setor agrícola. Ao observar as regiões Dinâmicas e Estagnadas, pode-se afirmar que essas localidades também possuem um peso do setor industrial acima da média do Semiárido e do Nordeste, porém abaixo da média brasileira. Por fim, a região de Baixa Renda no Semiárido apresentou uma maior participação relativa da Administração pública, devido à baixa capacidade produtiva da economia, além de ter um maior percentual do setor agrícola, na comparação com todas as regiões, associado a um baixo nível de atividades industriais.

Em relação aos principais indicadores de desenvolvimento econômico averiguados neste estudo, destacam-se a renda *per capita*, o Índice de Gini, a informalidade, o nível de escolaridade da mão de obra, o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) e a infraestrutura básica (saneamento, energia, água e coleta de lixo).

Devido ao fato da economia do Semiárido ter um valor de produção baixo, a renda *per capita* na região é limitada e atingiu R\$335,70, em 2010, o que gera restrições de consumo nessas áreas e também limita o acesso aos serviços básicos pela população, como educação, saúde e moradia. Sendo assim, a partir dos dados da renda domiciliar *per capita* de 2010, foi constatado que o rendimento médio no Semiárido ficou abaixo 29% do valor encontrado para o Nordeste e correspondeu a, apenas, 42% da renda *per capita* média do Brasil. A Figura 5 contém os valores nominais da renda *per capita* média mensal para o Semiárido em 2010.

Figura 5

Renda *per capita* média mensal – 2010

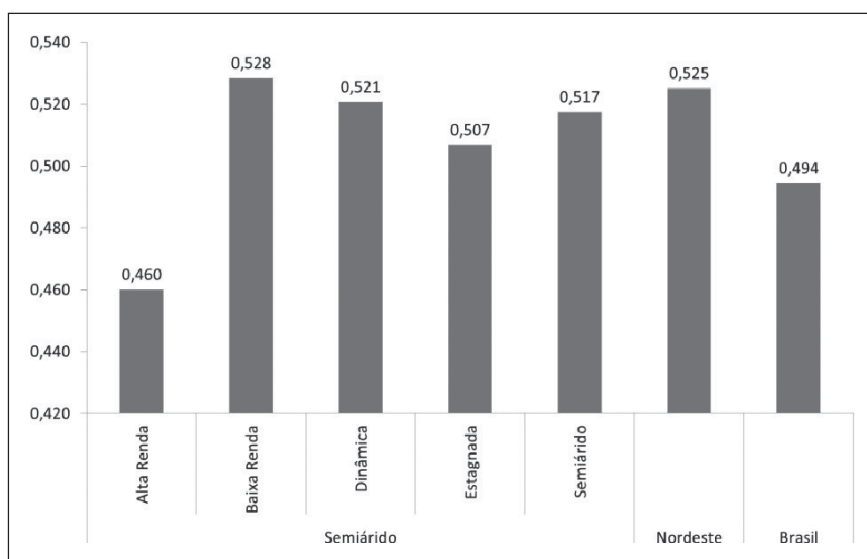


Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

O baixo nível de renda *per capita* do Semiárido está associado a uma desigualdade de renda acima da média brasileira, porém um pouco menor do que o valor encontrado para a região Nordeste, como um todo. Todavia, entre as regiões do Semiárido, foi constatado que as áreas de Baixa renda apresentaram os maiores níveis de desigualdade, enquanto que as áreas de Alta renda mostraram um padrão distributivo mais equilibrado, conforme pode ser observado na Figura 6, através dos valores do índice de Gini calculados a partir da média dos municípios para o Semiárido e suas regiões da PNDR, Nordeste e Brasil.

Figura 6

Índice de Gini – 2010



Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

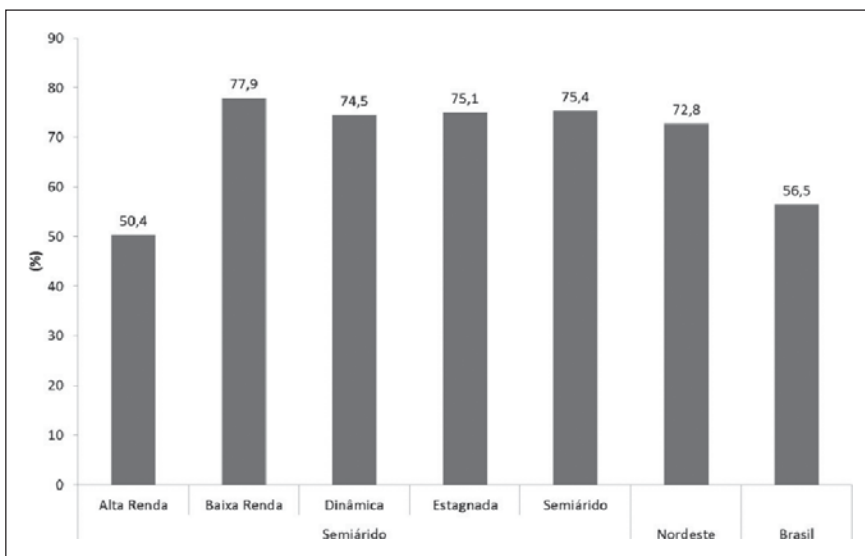
A partir da Figura 6, verificou-se que o baixo nível de renda de algumas áreas no Semiárido está correlacionado com uma concentração de renda mais elevada. De fato, o cenário adverso da região semiárida faz com que haja uma baixa produtividade em grande parte da região, onde a população mais pobre fica mais vulnerável, principalmente se a renda for originária do setor agropecuário, favorecendo a concentração de renda.

Outra característica observada no Semiárido do Brasil foi a forte presença da informalidade na economia. Desta maneira, constatou-se que, em 2010, a participação dos trabalhadores informais, a partir de 18 anos, no Semiárido,

atingiu 75,4%, enquanto que, no Nordeste, esse percentual foi um pouco menor, 72,8%, e no Brasil, 56,5%. Já entre as regiões do Semiárido, as áreas de Baixa renda tiveram uma participação da mão de obra informal 27,5% a mais do que o valor observado nas localidades de Alta renda, de acordo com a Figura 7, a seguir.

Figura 7

Nível de informalidade da mão de obra – 2010



Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

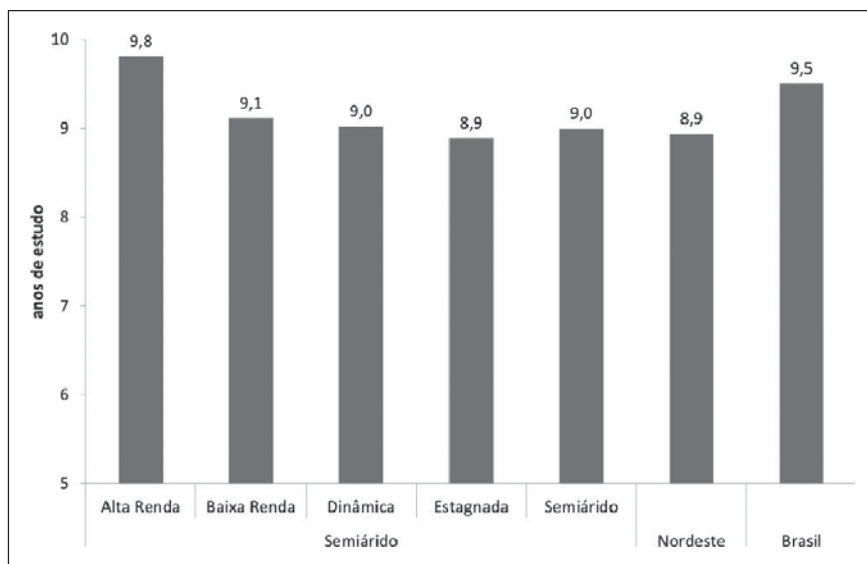
Nota: mão de obra a partir de 18 anos.

A menor incidência da informalidade nos municípios de Alta renda do Semiárido é um forte indício de que as regiões mais produtivas geram empregos de melhor qualidade e garantem uma maior seguridade aos trabalhadores, minimizando a vulnerabilidade da renda do trabalho na região, que é bastante afetada pelas condições ambientais adversas.

Associado ao elevado nível de informalidade no Semiárido, existe uma baixa qualificação da mão de obra na região, o que é um obstáculo para o aumento de produtividade na maior parte dos municípios do Semiárido. A escolaridade média do Brasil é maior do que a média observada no Nordeste e no Semiárido, todavia, em todas as regiões, a mão de obra apresentou um número reduzido de anos de estudo, correspondente a, basicamente, o nível fundamental completo, em torno de 9 anos, como pode ser visto na Figura 8.

Figura 8

Anos de estudo da mão de obra – 2010



Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

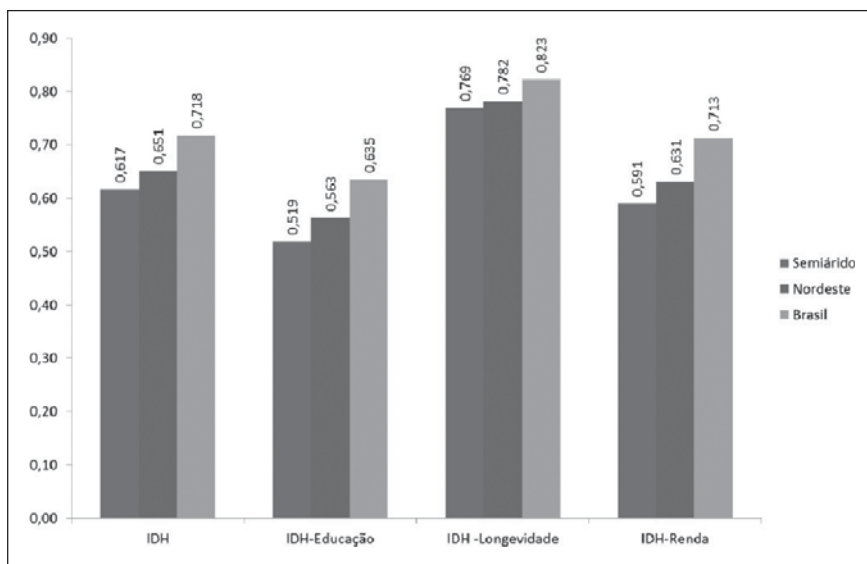
Nota: mão de obra a partir de 18 anos.

Ainda, de acordo com a Figura 8, a região do Semiárido de Alta renda foi a única na região que apresentou uma escolaridade acima da média do país, aproximadamente, 10 anos de estudo.

Neste estudo, também foram levantadas informações sobre o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) no Semiárido para o ano de 2010. O IDH foi analisado, também, através dos seus respectivos índices de educação, longevidade e renda. Desta maneira, pode-se concluir que o Semiárido apresenta um nível de desenvolvimento mais baixo do que o Nordeste e o Brasil, em todas as dimensões analisadas. Essas informações estão na Figura 9, a seguir.

Figura 9

Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) – 2010



Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

De acordo com as informações apresentadas na Figura 9, IDH do Semiárido foi equivalente a 0,617, em 2010, valor 5% menor do que o da região Nordeste, 0,651, e 14% abaixo do desenvolvimento médio brasileiro, 0,718. Os valores do IDH revelam um baixo nível de desenvolvimento humano no Semiárido, principalmente em relação à educação e à renda. Sendo assim, os melhores indicadores do IDH em todas as regiões foram referentes à longevidade da população, indicando que a expectativa de vida ao nascer foi o índice que apresentou a menor variância em relação à média do país.

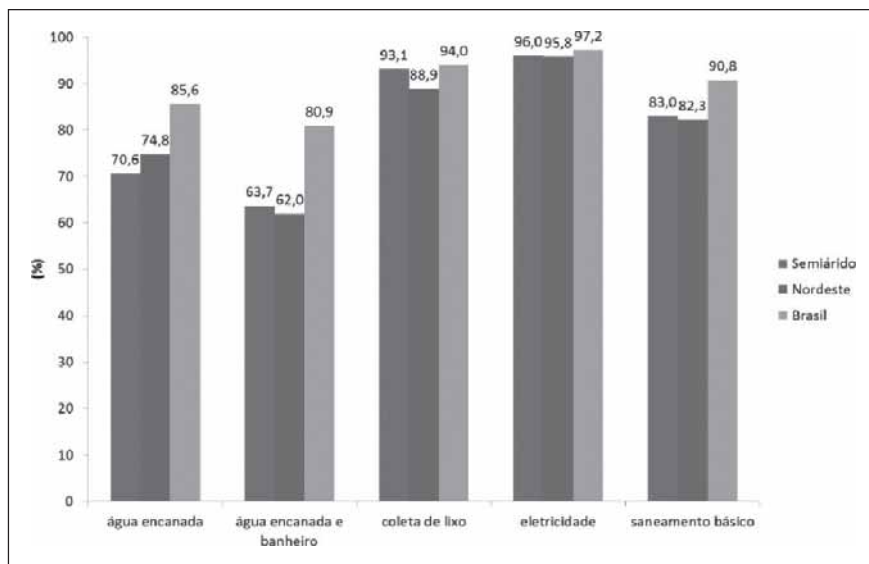
Finalmente, as últimas informações levantadas sobre os indicadores de desenvolvimento socioeconômico são referentes ao acesso a serviços básicos pela população no Semiárido: água encanada, água encanada e banheiro, coleta de lixo, eletricidade e saneamento básico.

De uma forma geral, percebe-se que o acesso aos serviços básicos pela população do Nordeste e do Semiárido fica abaixo da média do Brasil, uma vez que essas regiões são as menos desenvolvidas do país. Contudo o acesso mais restrito da população do Semiárido aos serviços básicos foi verificado em relação aos domicílios com água encanada e banheiro, que englobou apenas 63,7% da população, em 2010. O percentual de pessoas que tem acesso à água encanada na região semiárida ficou abaixo do valor encontrado no Nordeste e

no Brasil, com um valor igual a 70,6%. Já o tratamento do esgoto sanitário no semiárido apresentou um acesso de 83% da população, valor um pouco acima do Nordeste. E nos serviços de eletricidade e coleta de lixo, os valores foram elevados, e o Semiárido ficou muito próximo dos números encontrados para o Nordeste e o Brasil, como está exposto na Figura 10, a seguir.

Figura 10

Serviços básicos no Semiárido – 2010.



Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

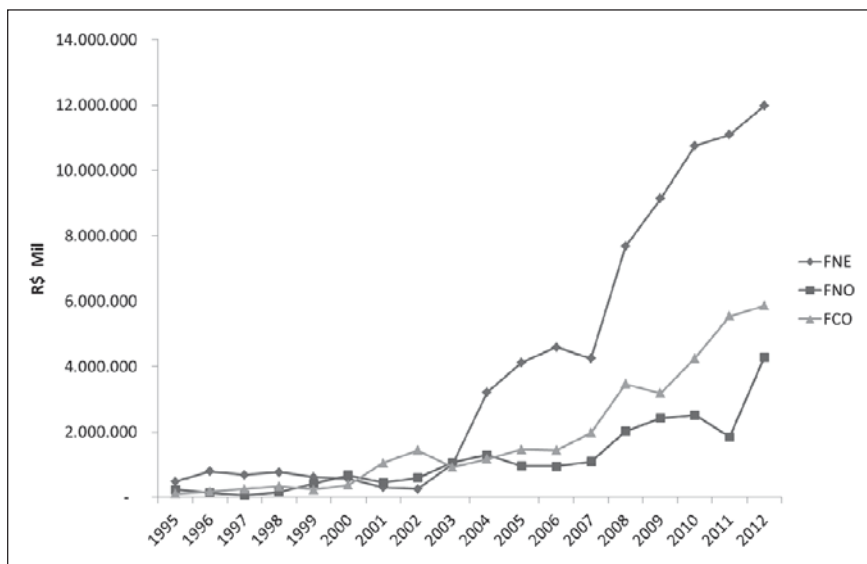
Desta maneira, conclui-se que no Semiárido existe uma restrição forte de acesso da população aos recursos hídricos e de infraestrutura de esgotamento sanitário nos domicílios, em uma parte significativa da região. Essas limitações na infraestrutura básica nos municípios do Semiárido podem afetar negativamente a saúde pública, o meio ambiente e o desenvolvimento socioeconômico dessas localidades.

O Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste no Seminário

A origem dos recursos dos Fundos Constitucionais de Financiamento (FNE, FCO e FNO) é decorrente da Constituição Federal do Brasil de 1988, na qual foi estabelecido que 3% da soma da arrecadação do Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) seriam a fonte desses recursos. Desta maneira, 1,8% do IR e do IPI seria destinado ao financiamento das atividades produtivas no Nordeste (FNE), 0,6% ao Centro-Oeste (FCO) e 0,6% ao Norte (FNO), através de linhas de crédito subsidiado, com o objetivo de promover o desenvolvimento socioeconômico nessas regiões e reduzir as desigualdades regionais no país (Ministério da Integração Nacional, 2014). Sendo assim, a evolução positiva das contratações dos Fundos Constitucionais de Financiamentos deixa clara a maior ênfase dada à região Nordeste, no período após a estabilização econômica da década de 1990, principalmente, a partir de 2003, conforme pode ser observado na Figura 11, a seguir.

Figura 11

Evolução dos recursos dos Fundos Constitucionais



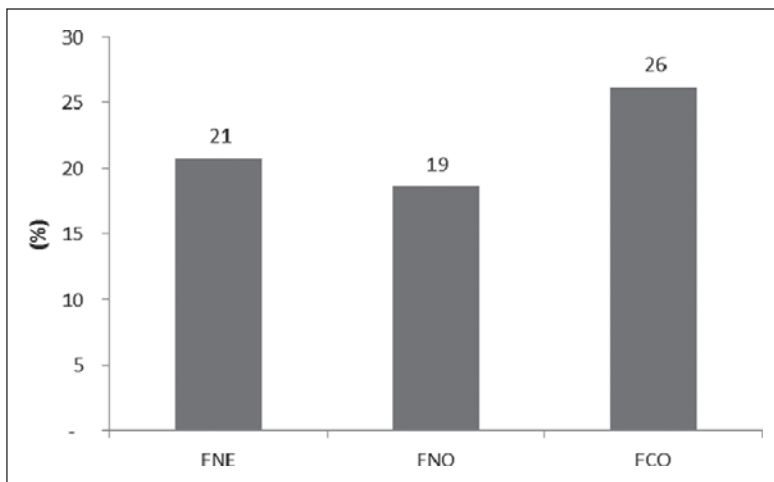
Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

Entre 1995 e 2012, o valor nominal total dos recursos destinados aos Fundos Constitucionais do Brasil passou de R\$832 milhões para R\$22 bilhões.

A Figura 12, a seguir, mostra a taxa crescimento médio anual dos Fundos Constitucionais no Brasil.

Figura 12

Taxa de crescimento anual médio dos Fundos Constitucionais – 1995-2012



Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

Entre 1995 e 2012, o volume de recursos do FNE cresceu a uma taxa média anual igual ao total dos recursos dos Fundos Constitucionais no Brasil, com 21% a. a., ficando atrás da taxa de crescimento do FCO, que atingiu 26% a.a., e um pouco acima da variação anual média do FNO, que obteve 19% a.a., conforme foi apresentado na Figura 12. De fato, os recursos dos Fundos Constitucionais deveriam crescer à mesma taxa, uma vez que a participação de cada um é fixa no total dos recursos. Todavia essas diferenças podem acontecer porque os desembolsos ocorrem de acordo com a demanda por empréstimos e por diferenças no gerenciamento desses recursos.

Embora os recursos do FNE tenham perdido um pouco a importância relativa no total dos recursos dos fundos constitucionais do Brasil, no período 1995-2012, o Fundo Constitucional do Nordeste (FNE) ainda representa 54% do volume de recursos do país direcionados às melhorias socioeconômicas e à redução das disparidades existentes entre as regiões brasileiras, porém abaixo do valor percentual estabelecido pela Constituição Federal, que deveria ser de 60% do total dos recursos dos Fundos Constitucionais. A Figura 13 contém as participações do FNE, FCO e FNO no total de volumes de empréstimos em 1995 e 2012.

Figura 13

Participação (%) dos desembolsos financeiros dos Fundos Constitucionais do Brasil: FNE, FNO e FCO

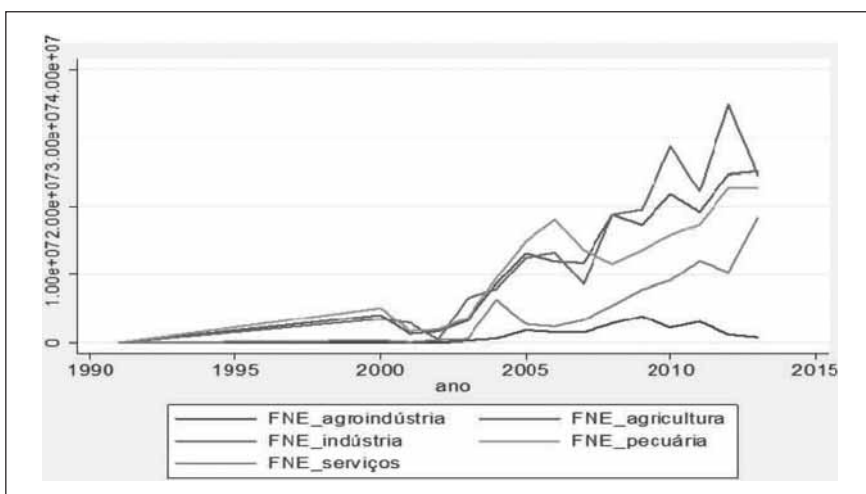


Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

No caso específico do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), a Constituição brasileira determina que 50% dos seus recursos devem ser aplicados na região do Semiárido. Os empréstimos do FNE são direcionados, principalmente, para o setor industrial, agricultura e atividades pecuárias. Em menor escala, existem os recursos voltados para o desenvolvimento do setor de serviços e para as atividades da agroindústria, conforme pode ser visto na Figura 14.

Figura 14

Recursos do FNE (R\$, a preços de 2010), por setor

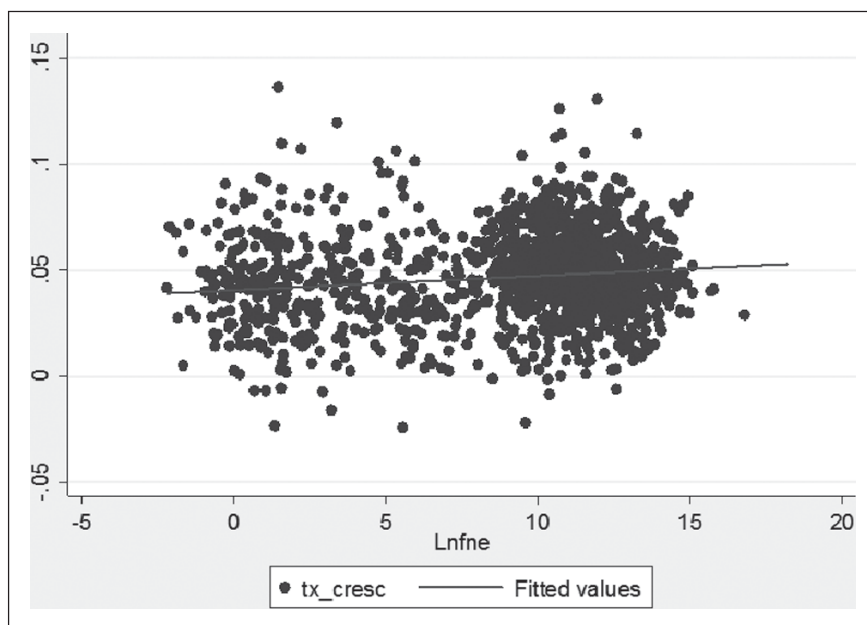


Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

A evolução dos recursos do FNE de forma acentuada, ao longo dos anos, faz com que surjam questionamentos sobre os efeitos desses financiamentos no desenvolvimento socioeconômico das localidades beneficiadas. No caso particular do Semiárido, região com baixo desenvolvimento, busca-se a evidência dos efeitos dos recursos liberados pelo FNE sobre o crescimento econômico e a desigualdade de renda na região. Ressalta-se, desta forma, que os estudos sobre os impactos do FNE no Semiárido ainda são escassos, porém essas investigações são de grande relevância na formulação de políticas públicas voltadas para a região. A Figura 15, a seguir, mostra a relação entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos municípios do Semiárido e os valores dos recursos do FNE (em logaritmos).

Figura 15

Correlação entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* e os desembolsos do FNE no Semiárido entre 1991 e 2010



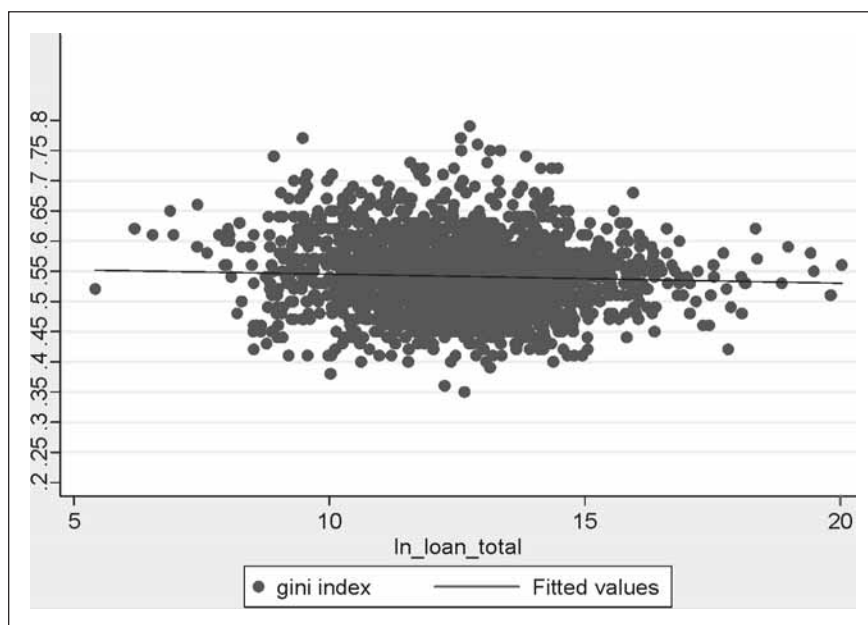
Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

A Figura 15 aponta alguns indícios de correlação positiva entre os desembolsos do FNE e a taxa de crescimento do PIB *per capita* no Semiárido. Porém essa correlação tem um baixo valor e deve ser investigada com o intuito de verificar se existe algum efeito positivo dos financiamentos do FNE sobre o crescimento

econômico dos municípios na região semiárida brasileira. Ainda, de forma preliminar, encontrou-se uma correlação negativa entre os valores dos financiamentos no Semiárido, representado pelo logaritmo dos desembolsos e o índice de Gini. Esse resultado pode ser o primeiro indício da contribuição dos recursos do FNE na redução da desigualdade de renda no Semiárido, conforme pode ser visto na Figura 16, a seguir.

Figura 16

Correlação entre os recursos do FNE e o índice de Gini no Semiárido, 2000-2013.



Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

Estudos sobre os impactos do Fundo Constitucional do Nordeste

Seguindo a ordem cronológica crescente dos principais estudos publicados sobre a avaliação de impactos do FNE recentemente, destaca-se um dos primeiros trabalhos, desenvolvido por Silva, Resende e Silveira Neto (2007), que comprovou os efeitos positivos do FNE sobre o crescimento do emprego nas empresas beneficiadas no Nordeste, em torno de 65% e 68%, em relação às empresas não beneficiadas, no período entre 1995 e 1998. Esses mesmos autores, em 2009, desenvolveram outro estudo em que foram testadas as

hipóteses de efeitos positivos do FNE, FNO e FCO na geração de empregos e no aumento do salário médio das empresas beneficiadas, entre 2000 e 2003, entretanto encontraram efeitos positivos, apenas, dos recursos do FNE sobre a geração de empregos das empresas beneficiadas.

O trabalho de Soares, Sousa e Pereira Neto (2009) também traz uma abordagem com os microdados das empresas beneficiadas pelo FNE, em todo o Nordeste, onde também foram testados os efeitos do FNE sobre a geração de empregos e salários médios, porém este último impacto não foi observado. O aumento percentual da criação de empregos ficou em torno de 33% durante 3 anos, por exemplo, entre as empresas beneficiadas. Além disso, os autores comprovaram o aumento da massa salarial nas firmas beneficiadas pelo FNE, entre 1999 e 2005.

Em contraste com as análises dos impactos do FNE, a partir de microdados das empresas e a metodologia de Matching com Propensity Score dos estudos anteriormente citados, Galeano e Feijó (2012) utilizaram dados agregados por estado do Nordeste, com o intuito de avaliar os efeitos dos recursos do FNE e do BNDES sobre o PIB per capita e a produtividade do trabalho de cada UF nordestina, através da metodologia de dados em painel, entre 2000 e 2008. Porém as estatísticas do estudo de Galeano e Feijó não apresentaram significância estatística.

Em 2012, foram realizados outros dois estudos sobre os impactos do FNE, Resende (2012a) e Resende (2012b), os quais comprovaram efeitos positivos do FNE sobre a geração de empregos nas firmas beneficiadas, na abordagem com microdados entre 2000 e 2006. Além disso, foram verificados efeitos positivos do FNE-industrial sobre o crescimento do PIB per capita municipal, de acordo com Resende (2012b).

O último estudo do Resende (2014) é um dos mais recentes sobre avaliação dos impactos do FNE no Nordeste. Nesse trabalho, o autor fez uma análise dos efeitos do FNE sobre o crescimento do PIB per capita nos níveis municipal e microrregional, entre 2004 e 2010, através do modelo de dados em painel. Desta forma, foram encontrados resultados positivos acerca dos efeitos do FNE sobre o crescimento econômico, em que um aumento de 10% na proporção do FNE-total em relação ao PIB induziu um crescimento adicional médio de 0,32% a.a. do PIB per capita microrregional. Além disso, o autor também testou os efeitos do FNE, separados por setores, em que, apenas, o FNE-agropecuário apresentou efeitos positivos e significativos sobre o crescimento do PIB *per capita*. O autor testou a variável *dummy* para os municípios do Semiárido, porém não encontrou significância estatística. Isso sugere que novos estudos sobre os efeitos do FNE no Semiárido devem ser realizados para minimizar a escassez de análises mais detalhadas da importância dos recursos do Fundo Constitucional do Nordeste no Semiárido.

Métodos econométricos e a base de dados

Estratégica empírica

Nesta seção, serão discutidos os métodos econométricos utilizados neste estudo para verificar os impactos dos desembolsos do Fundo Constitucional do Nordeste no Semiárido. A princípio, serão realizadas duas regressões utilizando-se o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) empilhados, para encontrar possíveis correlações entre os recursos do FNE no Semiárido e seus impactos sobre o crescimento da renda *per capita* e a variação do índice de Gini, entre os dois períodos 1991-2000 e 2000-2010. Além disso, serão estimadas essas equações através do método de dados em Painel com efeitos fixos, em que cada município do Semiárido é acompanhado ao longo do tempo, o que permite capturar as diferenças entre as características endógenas (efeitos fixos) de cada município do Semiárido e elimina o problema de endogeneidade provocado por variáveis omitidas (Greene, 2002). Essa abordagem pretende capturar uma relação de longo prazo entre os desembolsos do FNE e o desenvolvimento socioeconômico dos municípios beneficiados no Semiárido.

As primeiras análises utilizando dados em painel consistirão no modelo de efeitos fixos, que pretende capturar as características não observadas, as quais variam entre as unidades de observação, neste caso, os municípios do Semiárido, porém permanecem constantes ao longo do tempo. O modelo fixo é dado por:

$$(\ln y_{i,t+n,s} - y_{i,t,s}) / T = \alpha_i + \rho \ln FNE_{i,t,s} + \beta_1 RDPC_{i,t,s} + \beta_2 POP_{i,t,s} + \beta_3 ESC_{i,t,s} + \beta_3 GINI + U_{i,t,s} \quad (1)$$

Na equação 1, a variável dependente será representada pelo crescimento anual médio da renda *per capita* e, posteriormente, será substituída pela taxa de crescimento do índice de Gini. A variável α_i é a característica individual de cada município analisado (efeito fixo), $\ln FNE$ é o logaritmo dos valores do FNE, a variável RDPC equivale à renda *per capita* inicial, a variável POP é a população total no início do período, a variável ESC representa a média dos anos de estudo inicial, por fim, a variável GINI representa o valor do índice de Gini no início do período.

As variáveis independentes escolhidas para explicar o crescimento econômico estão baseadas no modelo neoclássico de Solow (1956) e suas derivações, que incorporam o capital humano, como os modelos de Romer (1986) e Lucas (1988), além de incluir o índice de Gini para controlar a correlação entre desigualdade de renda e crescimento econômico, seguindo a mesma ideia de Alesina & Perotti (1994) *apud* Hoffmann (2001), que evidenciaram uma correlação negativa entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico.

O modelo de efeitos fixos é utilizado quando existe uma correlação entre as variáveis explicativas e o parâmetro das características individuais α_i , sendo mais adequado do que o modelo de MQO que, nesse caso, produz estimativas viesadas e inconsistentes dos parâmetros (Greene, 2002).

Além da regressão do modelo em painel com efeitos fixos, serão estimadas regressões de dados em painel com efeitos aleatórios, em que as características individuais α_i , são consideradas aleatórias e não correlacionadas com as variáveis explicativas. A partir das estimativas obtidas em ambos os casos, será realizado o Teste de Hausman, que compara as estatísticas obtidas no modelo de efeitos fixos e aleatórios. A hipótese nula do Teste de Hausman é a de que o modelo de efeitos aleatórios é o adequado, assim, se a hipótese nula for rejeitada, significa que o modelo de efeitos fixos é o que deverá ser adotado.

A base de dados

A base de dados utilizada neste estudo é composta por informações sobre os 1.990 municípios que compõem a área de abrangência do Fundo Constitucional do Nordeste e, especificamente, sobre os 1.135 que pertencem ao FNE no Semiárido. Os dados foram disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, a partir das informações contidas no IPEADATA, IBGE e Ministério da Integração Nacional. Os anos de análise são correspondentes aos três últimos anos do Censo demográfico brasileiro, 1991, 2000 e 2010. Desta forma, pretende-se investigar os efeitos dos empréstimos do FNE sobre a evolução do PIB *per capita* no Semiárido, de forma pioneira. As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo estão apresentadas na Tabela 7, a seguir.

TABELA 7
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS DO ESTUDO

	Região de abrangência	2000-2010				1991-2000			
		Média	Desvio-padrão	Mínima	Máxima	Média	Desvio-padrão	Mínima	Máxima
Taxa de crescimento anual médio da renda per capita	Semiárido	0,040	0,020	-0,024	0,157	0,047	0,016	-0,015	0,131
	FNE	0,037	0,018	-0,024	0,157	0,044	0,015	-0,015	0,131
Ln do FNE (inicial)	Semiárido	6,19	4,44	-2,21	16,79	12,08	1,60	5,42	15,77
	FNE	6,94	4,31	-2,21	16,79	12,75	1,88	5,42	18,19
Renda per capita (inicial)	Semiárido	148,88	66,65	39,45	339,33	215,24	89,93	63,50	449,24
	FNE	227,56	154,74	33,24	594,62	314,22	196,40	63,50	1.104,89
Escolaridade média (inicial)	Semiárido	6,0	1,4	0,9	9,4	7,3	1,1	2,9	11,1
	FNE	6,6	1,5	0,9	10,4	7,7	1,3	2,9	11,1
População (inicial)	Semiárido	55.905	81.096	1.229	406.523	67.658	99.231	1.308	481.368
	FNE	306.892	572.675	1.170	2.077.108	366.453	676.636	1.308	2.443.480
Índice de Gini (inicial)	Semiárido	0,546	0,065	0,320	0,920	0,582	0,053	0,350	0,820
	FNE	0,560	0,072	0,310	0,920	0,591	0,055	0,350	0,820

Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

As variáveis utilizadas neste estudo diferem um pouco daquelas adotadas no estudo de Resende (2014), em que este autor considerou a participação dos desembolsos do FNE sobre o PIB municipal, com o intuito de verificar a contribuição desses recursos no crescimento econômico de toda a área de abrangência do FNE, em vez de considerar os logaritmos dos financiamentos. Outra diferença entre as variáveis adotadas neste estudo, em relação ao de Resende (2014), é a utilização do índice de Gini como uma variável de controle e, posteriormente, será testada a existência de alguma relação entre os desembolsos do FNE e o comportamento da taxa de crescimento do índice de Gini.

Resultados

Os primeiros resultados encontrados sobre os impactos do FNE no crescimento econômico do Semiárido são apresentados na Tabela 8, a seguir, que contém as regressões através do modelo de dados em painel com efeitos fixos e efeitos aleatórios para a região do Semiárido e para toda a área de abrangência do FNE. Assim, todos os resultados apontaram um efeito positivo do financiamento do FNE sobre o crescimento da renda *per capita* dos municípios no Semiárido e em todas as áreas testadas, com um nível de significância de 1%. Todavia, através do teste de Hausman, o modelo mais indicado para a análise da influência do FNE sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* é o modelo de efeitos fixos, o qual capta todas as características inerentes ao município e que não variam ao longo do tempo.

TABELA 8

RESULTADOS DAS REGRESSÕES DE DADOS EM PAINEL DOS IMPACTOS DO FNE SOBRE O
CRESCIMENTO ANUAL MÉDIO DA RENDA *per capita*

Variável dependente: Taxa de crescimento médio anual da renda <i>per capita</i>				
	Painel (1) Efeitos Aleatórios Semiárido	Painel (2) Efeitos Fixos Semiárido	Painel (3) Efeitos Aleatórios Área Total - FNE	Painel (4) Efeitos Fixos Área Total - FNE
Ln FNE	0,0012939*** (0,0001204)	0,002948*** (0,000226)	0,0012725*** (0,0000998)	0,0030073*** (0,0001942)
Renda <i>per capita</i>	-0,0002392*** (0,000011)	-0,000524*** (0,0000294)	-0,000152*** (60,97e-06)	-0,00045*** (0,000025)
População	8.53e-08*** (1.60e-08)	90,07e-07*** (10,51e-07)	2.95e-08*** (3.96e-09)	20,61e-07*** (40,26e-08)
Anos de estudo	0,0041584*** (0,0004007)	0,0050694*** (0,0008435)	0,0032652*** (0,000336)	0,0052204*** (0,0007923)
Índice de Gini	-0,0154113** (0,0073864)	0,0139298 (0,0154305)	-0,019074*** (0,0062988)	0,0031373 (0,0139315)
Constante	0,0520964*** (0,0044457)	0,0409953*** (0,0091606)	0,0481758*** (0,0038111)	0,049199*** (0,0081055)
N	1436		2231	
R ² - Total	0,2846	0,0984	0,2159	0,1202
R ² - <i>Between</i>	0,3160	0,1051	0,2256	0,1400
R ² - <i>Within</i>	0,3902	0,4455	0,3348	0,3980
HAUSMAN	chi2(4) = 115,74 Prob>chi2 = 0,0000		chi2(4) = 172,43 Prob>chi2 = 0,0000	

Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

Os valores dentro dos parênteses correspondem aos desvios-padrões. Os níveis de significância são representados por:

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

Os resultados apresentados na Tabela 8, a partir do modelo de dados em painel com efeitos fixos, apontaram que a cada 10% de aumento nos desembolsos do FNE no Semiárido, a renda *per capita* anual média varia 0,029%, valor muito próximo ao impacto do FNE em toda área de financiamento que chegou a 0,03%. Embora esses valores não sejam muito elevados, eles corroboram os resultados obtidos por Resende (2014), em relação aos impactos positivos do FNE no crescimento econômico dos municípios beneficiados. Porém a evidência dos efeitos positivos do FNE na economia do Semiárido é um resultado pioneiro na literatura voltada à avaliação dos impactos causados pelo Fundo Constitucional do Nordeste.

No que se refere às variáveis de controle utilizadas nas regressões com dados em painel, foi evidenciado que as estimativas dos coeficientes da regressão obtidas apresentaram os sinais esperados. Assim, pode-se comprovar que os municípios com os maiores níveis de renda *per capita* iniciais foram aqueles

que apresentaram menores taxas de crescimento da economia. Além disso, as localidades com um contingente populacional elevado e alto nível de escolaridade tiveram taxas de crescimento da renda *per capita* mais elevada, embora os coeficientes encontrados também apresentem valores baixos. Por fim, nas regressões de dados em painel com efeitos fixos, o índice de Gini, que mede a desigualdade de renda, não apresentou significância estatística nos resultados do modelo de dados em painel com efeitos fixos para explicar a dinâmica do crescimento da renda *per capita* no Semiárido e nos municípios financiados pelo FNE. Todavia os resultados obtidos no modelo de efeitos aleatórios foram estatisticamente significantes e evidenciam a correlação negativa entre a desigualdade de renda sobre o crescimento econômico. Assim, os municípios com maior concentração de renda tenderiam a apresentar menores taxas de crescimento da renda *per capita*.

A segunda parte de estimações realizadas neste estudo se refere aos impactos dos recursos do FNE sobre a redução da desigualdade de renda. Desta forma, a ideia é verificar se esses financiamentos subsidiados, que têm tratamento diferenciado na região semiárida e nas áreas prioritárias da Política Nacional de Desenvolvimento Regional (Baixa renda, Estagnada e Dinâmica), contribuíram de forma positiva para o desenvolvimento regional mais equilibrado na região. Os períodos de análise continuam sendo 1991-2000 e 2000-2010. A variável dependente é a taxa de crescimento médio anual do índice de Gini, e as variáveis explicativas são referentes aos valores dos anos iniciais de cada período, 1991 e 2000, correspondendo ao logaritmo do financiamento do FNE, à renda per capita anual, ao índice de Gini, à população e à escolaridade média.

Os resultados das regressões através do modelo em dados em painel com efeitos fixos e efeitos variáveis estão apresentados na Tabela 15, a seguir. Desta forma, as análises serão concentradas nos resultados encontrados através dos modelos de efeitos fixos, pois o teste de Hausman apontou que esse seria o melhor modelo a ser aplicado nas regressões do Semiárido e em toda a área de abrangência do FNE. A interpretação dos coeficientes deve ser feita multiplicando-se o resultado por cem, uma vez que a taxa de crescimento anual média do índice de Gini foi calculada em decimal. Assim, por exemplo, as estimativas encontradas através do modelo de dados em painel com efeitos fixos para a região do Semiárido e para toda a área de abrangência do FNE, disponíveis nas colunas 1 e 3, respectivamente, indicam que para cada aumento de 1% nos recursos do FNE no Semiárido, a desigualdade de renda se reduz em 0,03%, aproximadamente, enquanto que em toda a região sob a influência do FNE esse valor foi próximo a 0,02%, conforme mostra a Tabela 9.

TABELA 9

RESULTADOS DOS IMPACTOS DO FNE SOBRE O CRESCIMENTO ANUAL MÉDIO DO ÍNDICE DE GINI –
DADOS EM PAINEL

Variável dependente: Crescimento médio anual do índice de Gini				
	Painel (1) Efeitos Fixos Semiárido	Painel (2) Efeitos Aleatórios Semiárido	Painel (3) Efeitos Fixos Área Total - FNE	Painel (4) Efeitos Aleatórios Área Total - FNE
Ln FNE	-0,0002667*** (0,000084)	-0,0006636 (0,0000636)	-0,00021*** (0,0000645)	-0,000694*** (0,0000497)
Renda <i>per capita</i> inicial	-0,0000621*** (0,0000109)	-0,0000472 (6.49e-06)	-0,000058*** (8.30e-06)	-0,000013*** (4.13e-06)
Índice de Gini inicial	-0,254243*** (0,0057341)	-0,1643694*** (0,004139)	-0,258506*** (0,004626)	-0,1686595*** (0,0034461)
População inicial	2.31e-08 (5.62e-08)	1.12e-07** (1.07e-08)	3.04e-08*** (1.42e-08)	2.46e-08*** (2.73e-09)
Anos de estudo	-0,000834*** (0,0003135)	-0,0012924 (0,0002265)	-0,00090*** (0,0002631)	-0,001735*** (0,0001875)
Constante	0,15691*** (0,0034041)	0,1088349 (0,0024697)	0,1585396*** (0,0026915)	0,1109059*** (0,0020601)
N	1436		1436	
R ² - Total	0,4974	0,5632	0,4697	0,5161
R ² - <i>Between</i>	0,3823	0,4533	0,3694	0,4130
R ² - <i>Within</i>	0,8864	0,8481	0,8917	0,8497
HAUSMAN	chi2(4) = 612,21 Prob>chi2 = 0,0000		chi2(4) = 489,99 Prob>chi2 = 0,0000	

Fonte: Elaboração própria. Dados do IPEA.

Os valores dentro dos parênteses correspondem aos desvios-padrões. Os níveis de significância são representados por:

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

Além dos resultados da Tabela 9, que apontam os efeitos positivos do financiamento do FNE na redução da desigualdade de renda, constatou-se, também, que os municípios com os maiores níveis de renda *per capita* mais populosos e escolarizados obtiveram as maiores taxas de redução no índice de Gini, entre 1991 e 2010, em toda a região de abrangência do FNE, inclusive no Semiárido. Sendo assim, os resultados apontaram efeitos positivos do financiamento do FNE no desempenho socioeconômico do Semiárido, apontando indícios de que esses recursos são ferramentas de desenvolvimento econômico equitativo regional.

Considerações finais

Este estudo teve como objetivo fazer um levantamento sobre as características socioeconômicas do Semiárido brasileiro, além de verificar a influência dos recursos do Fundo Constitucional do Nordeste sobre o crescimento da renda *per capita* e na redução da desigualdade de renda na região semiárida brasileira.

Na caracterização do Semiárido, a partir de seus aspectos socioeconômicos, constatou-se que essa área corresponde a 12% do território nacional e da população do país. Todavia a contribuição do PIB do Semiárido no país é de apenas 4%, segundo aos dados do IBGE para o ano 2010. De fato, essa região apresenta uma baixa produção total, o que contribui para um nível de desenvolvimento econômico limitado no Semiárido e para a incidência de uma elevada taxa de pobreza, configurando-se como a região brasileira mais vulnerável do ponto de vista socioeconômico.

O baixo nível de desenvolvimento do Semiárido pode ser verificado a partir da renda *per capita* média da região que equivale a, aproximadamente, 42% da renda *per capita* média brasileira e a, apenas, 70% da renda *per capita* do Nordeste. Sendo assim, a região semiárida apresenta os mais baixos índices de desenvolvimento humano do Brasil e uma elevada concentração de renda, principalmente, nas áreas mais pobres.

Nesse contexto, o presente estudo buscou evidências do papel do financiamento do Fundo Constitucional do Nordeste sobre o crescimento da renda *per capita* anual e a redução da desigualdade de renda do Semiárido e de toda a área sob a influência do FNE no Brasil, no período 1991-2010. Os recursos do FNE são voltados para o desenvolvimento das atividades produtivas, através do financiamento subsidiado, e devem ser aplicados, no mínimo, 50% na região semiárida brasileira.

Portanto, os resultados encontrados, a partir do modelo em dados em painel com efeitos fixos comprovaram, de forma pioneira, os efeitos positivos do FNE sobre o crescimento econômico da renda *per capita* no Semiárido, indicando que um aumento de 10% desses recursos contribuiu para o crescimento da renda *per capita* anual média em 0,029%. Esse resultado apresentou um valor muito próximo ao impacto do FNE em toda área de financiamento que chegou a 0,03% sobre a renda média anual *per capita* da região.

Por fim, foram verificados efeitos positivos do financiamento do FNE na redução da desigualdade de renda regional, tanto no Semiárido quanto em toda a área sob a influência do FNE. Então, percebeu-se a relevância do FNE como a principal ferramenta de desenvolvimento regional no Brasil. Destaca-se, também, a necessidade de novos estudos sobre o tema, principalmente voltados para a região do Semiárido, onde ainda existe uma escassez de informações sobre esse tema.

Referências

- BANCO MUNDIAL. Brazil - *Irrigated Agriculture in the Brazilian Semi-Arid Region: Social Impacts and Externalities*. Report N°. 28785 -BR, 2004. Disponível em: <http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2004/07/20/000012009_20040720134516/Rendered/PDF/28785.pdf>
- Banco do Nordeste do Brasil. *Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste* - FNE 2013 Programação, fev. 2013. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/sobre_nordeste/fne/gerados/fne.asp>.
- BRASIL. Ministério da Integração Nacional. *Conviver - Programa de Desenvolvimento Integrado e Sustentável do Semi-Árido*. Brasília: MI-SDR, 2009. Disponível em: <http://www.mi.gov.br/c/document_library/get_file?uuid=5106593d-2ac0-477e-a539-632c1b5967e6&groupId=10157>
- BRASIL. Ministério da Integração Nacional. *Fundos Constitucionais de Financiamento – 20 Anos, 2014*. Disponível em: <http://www.mi.gov.br/pt/c/document_library/get_file?uuid=6fb34327-732a-4fb2-af11-c7fb3e963c1f&groupId=10157>
- BRASIL. Ministério da Integração Nacional. *Desafios do Desenvolvimento Regional -Tipologia e Critérios de Elegibilidade, 2014*. Disponível em: <http://www.integracao.gov.br/c/document_library/get_file?uuid=10f83387-9ee5-42c3-9418-17022323c31e&groupId=10157>
- GALEANO, E. A. V.; FEIJÓ, C. *Crédito e crescimento econômico: evidências a partir de um painel de dados regionais para a economia brasileira*. Revista econômica do Nordeste, v. 43, p. 201-219, 2012.
- INSA – Instituto Nacional do Semiárido. *Sinopse do Censo Demográfico para o Semiárido Brasileiro*, Campina Grande – PB, 2012. Disponível em: <<http://www.insa.gov.br/censosab/publicacao/sinopse.pdf>>.
- IPEADATA - INSTITUTO DE PESQUISA APLICADA (IPEA). Ipeadata regional. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: novembro de 2014.
- LUCAS, R. *On the mechanics of economic development*. Journal of Monetary Economics, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.
- GUIMARÃES, J. A. *Reforma Hídrica do Nordeste como Alternativa à Transposição do Rio São Francisco*, Cadernos do CEAS, Salvador, p. 107-117, 2007.
- HAHN, J., TODD, P., KLAAUW, W. V. *“Identification and Estimation of Treatment Effects with a RegressionDiscontinuity Design”*. Econometrica, Vol 69, 201-209, 2001.

HOFFMANN, R. *Distribuição de renda e crescimento econômico*. Estudos Avançados, vol.15, nº 41, São Paulo, 2001.

MARENGO, J. *Vulnerabilidade, impactos e adaptação à mudança do clima no semi-árido do Brasil*. Parcerias Estratégicas, BRASÍLIA -DF, nº.27, dezembro, 2008.

MCCRARY, J. *Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design*. Working Paper, University of Michigan, 2005.

OCDE – Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico. *Relatório Territorial da OCDE: Brasil 2013*. OECD Publishing, 2013.

REBOUÇAS, A. C. *Água na região Nordeste: desperdício e escassez*. Estudos Avançados, vol.11, Nº 29, São Paulo, 1997. Disponível em:: http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-40141997000100007&script=sci_arttext

RESENDE, G. M. *Measuring micro- and macro-impacts of regional development policies: the case of the FNE Industrial loans in Brazil, 2000-2006*. Regional Studies, 2012a.

_____. *Micro e macroimpactos de políticas de desenvolvimento regional: o caso dos empréstimos do FNE-Industrial no Estado do Ceará*. Ipea, Texto para Discussão, n. 1777, 2012b.

_____. *Avaliação dos Impactos Econômicos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste entre 2004 e 2010*. Ipea, Texto para Discussão, n. 1918 2014.

SILVA, R. M. A. *Entre o Combate à Seca e a Convivência com o Semi-Árido: políticas públicas e transição paradigmática*. Revista Econômica do Nordeste, v. 38, p. 466-485, 2007. http://www.bnb.gov.br/projwebren/exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=1042

SILVA, A. M.; RESENDE, G. M.; SILVEIRA NETO, R. *Uma avaliação da eficácia do FNE, no período 1995-2000*. Análise econômica (UFRGS), v. 25, p. 233-261, 2007.

_____. *Eficácia do gasto público: uma avaliação do FNE, FNO e FCO*. Estudos Econômicos, v. 39, n. 1, p. 89-125, 2009.

SOARES, R.; SOUSA, J.; PEREIRA NETO, A. *Avaliação de impactos do FNE no emprego, na massa salarial e no salário médio em empreendimentos financiados*. Revista econômica do Nordeste, v. 40, n. 1, p. 217-234, 2009.

SUASSUNA, J. . *Semi-árido: Proposta de convivência com a seca*. In: Janirza C. da Rocha Lima. (Org.). Caderno de Estudos Sociais. Recife PE: Editora Massangana, v. 23, p. 135-148, 2007.

Esta revista foi editada em setembro de 2016,
pela Desenhahia. Composta em Frutiger
e impressa em papel pólen print 90g/m².
Tiragem 300 exemplares. Impressão e
acabamento da JM Gráfica e Editora Ltda.

