

BAHIA ANÁLISE & DADOS

SALVADOR • v.24 • n.1 • JAN./MAR. 2014

ISSN 0103 8117

ECONOMIA APLICADA À ANÁLISE E AVALIAÇÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS





BAHIA ANÁLISE & DADOS



ISSN 0103 8117

Bahia anál. dados

Salvador

v. 24

n. 1

p. 001-213

jan/mar. 2014

Foto: Agecom

Governo do Estado da Bahia
Jaques Wagner

Secretaria do Planejamento (Seplan)
José Sergio Gabrielli

**Superintendência de Estudos Econômicos
e Sociais da Bahia (SEI)**
José Geraldo dos Reis Santos

Diretoria de Indicadores e Estatísticas (Distat)
Gustavo Casseb Pessoti

BAHIA ANÁLISE & DADOS é uma publicação trimestral da SEI, autarquia vinculada à Secretaria do Planejamento. Divulga a produção regular dos técnicos da SEI e de colaboradores externos. Disponível para consultas e download no site <http://www.sei.ba.gov.br>. As opiniões emitidas nos textos assinados são de total responsabilidade dos autores. Esta publicação está indexada no *Ulrich's International Periodicals Directory* e na *Library of Congress* e no sistema *Qualis* da Capes.

Conselho Editorial

Ângela Borges, Ângela Franco, Ardemirio de Barros Silva, Asher Kiperstok, Carlota Gottschall, Carmen Fontes de Souza Teixeira, Cesar Vaz de Carvalho Junior, Edgard Porto, Edmundo Sá Barreto Figueirôa, Eduardo L. G. Rios-Neto, Eduardo Pereira Nunes, Elsa Sousa Kraychete, Guaraci Adeodato Alves de Souza, Inaiá Maria Moreira de Carvalho, José Geraldo dos Reis Santos, José Ribeiro Soares Guimarães, Laumar Neves de Souza, Lino Mosquera Navarro, Luiz Filgueiras, Luiz Mário Ribeiro Vieira, Moema José de Carvalho Augusto, Mônica de Moura Pires, Nádia Hage Fialho, Nadya Araújo Guimarães, Oswaldo Guerra, Renato Leone Miranda Léda, Rita Pimentel, Tereza Lúcia Muricy de Abreu, Vitor de Athayde Couto

Coordenação Editorial

Gustavo Pessoti
Urandi Paiva

Coordenação de Biblioteca e Documentação (Cobi)

Eliana Marta Gomes da Silva Sousa

Normalização

Eliana Marta Gomes da Silva Sousa
Isabel Dino Almeida

Coordenação de Disseminação de Informações (Codin)

Ana Paula Porto

Editoria-Geral

Elisabete Cristina Teixeira Barretto

Padronização e Estilo

Elisabete Barretto
Ludmila Nagamatsu

Revisão de Linguagem

Calixto Sabatini (port.)
Célia Sganzerla (ing.)

Editoria de Arte

Ludmila Nagamatsu

Capa

Julio Vilela

Editoração

Rita de Cássia Assis

Bahia Análise & Dados, v. 1 (1991-)
Salvador: Superintendência de Estudos Econômicos e
Sociais da Bahia, 2014.
v.24
n.1
Trimestral
ISSN 0103 8117

CDU 338 (813.8)

Impressão: EGBA
Tiragem: 1.000 exemplares

Av. Luiz Viana Filho, 4º Av., nº 435, 2º andar – CAB
CEP: 41.745-002 – Salvador – Bahia
Tel.: (71) 3115-4822 / Fax: (71) 3116-1781
sei@sei.ba.gov.br
www.sei.ba.gov.br



SUMÁRIO

Apresentação	5	Mais escolaridade e menos crime? Evidência do impacto da externalidade da educação nos municípios baianos	105
Efeitos da expansão do Programa Bolsa Família sobre a economia baiana	7	<i>Vinicius Felipe da Silva</i> <i>Bernardo Pereira Cabral</i> <i>Daniel Souza Costa</i>	
Mensuração dos efeitos de mudanças climáticas na Bahia	25	Contribuição dos recursos minerais e petrolíferos ao desenvolvimento econômico dos municípios baianos	125
<i>Weslem Rodrigues Faria</i> <i>Eduardo Amaral Haddad</i>		<i>Sydênia de Miranda Fernandes</i> <i>André Luis Mota dos Santos</i>	
Crime e desorganização familiar no estado da Bahia	39	Produção de petróleo e gás natural em campos maduros e o desempenho econômico dos municípios produtores da Bacia do Recôncavo	141
<i>Daniel Souza Costa</i> <i>Gervásio Ferreira dos Santos</i> <i>Daniel Silva Antunes de Carvalho</i> <i>João Gabriel Rosas Vieira</i>		<i>Lucas Reis de Souza</i> <i>Gisele Ferreira Tiryaki</i> <i>Doneivan Fernandes Ferreira</i>	
O efeito da educação sobre o status de saúde e a ocorrência de doenças crônicas na população do estado da Bahia	55	A dispersão espacial da epidemia de dengue na cidade de Salvador e seus condicionantes socioeconômicos	161
<i>Rafael Noronha Reis</i> <i>Gervásio Ferreira dos Santos</i>		<i>Ludmila de Sá Fonseca e Gomes</i> <i>Sebastião A. Loureiro de Souza e Silva</i> <i>Daniel Silva Antunes de Carvalho</i>	
Tamanho das turmas e desempenho em matemática no quinto ano do ensino fundamental das escolas de Salvador: tamanho importa?	73	O status de saúde no estado da Bahia: Uma análise a partir da desigualdade de renda	179
<i>Cláudia Malbouisson</i> <i>Stefanie Eskereski</i> <i>Vinicius Felipe da Silva</i>		<i>Andressa Lemes Proque</i> <i>Carolina Silva Ribeiro</i> <i>Verônica Ferreira Silva dos Santos</i>	
Nível e evolução da desigualdade de renda na Bahia: uma avaliação do papel da educação e dos programas sociais	89	Dinâmica das atividades de serviços nas microrregiões do estado da Bahia: aplicação do método diferencial-estrutural para o período 2006-2012	193
<i>Rodrigo Carvalho Oliveira</i> <i>Francisco de Lima Cavalcanti</i>		<i>Rondinaldo Silva das Almas</i>	



APRESENTAÇÃO

Esse número da revista *Bahia Análise & Dados*, com o tema Economia Aplicada à Análise e Avaliação de Políticas Públicas, tem por objetivo estimular os pesquisadores a aplicarem as recentes metodologias e técnicas de modelagem para a solução quantitativa de problemas socioeconômicos relacionados à análise e avaliação de políticas públicas na Bahia, mediante uma sólida base teórica da área de economia. O que se espera é que a referida publicação se constitua não somente em um conjunto de resultados científicos, mas também em proposições para a tomada de decisões.

A área de economia aplicada está voltada à utilização da teoria econômica em conjunto com métodos quantitativos para resolver problemas práticos de economia. Entre esses métodos, destacam-se procedimentos estatísticos, econométricos, análise de insumo-produto, técnicas de decomposição, pesquisa operacional, equilíbrio geral aplicado e outros. Quanto à pesquisa, sobressaem-se as linhas com fundamentação teórica micro e macroeconômica, tais como economia do trabalho, organização industrial, micro e macrodesenvolvimento, economia da saúde, da educação, do crime, monetária, internacional, da energia e do meio ambiente, regional e urbana, do setor público e mesmo a história econômica voltada para o campo da cliometria. Se no processo de modelagem puramente teórica utiliza-se um elevado nível de abstração, no caso da pesquisa empírica na área de economia aplicada, ela geralmente é reduzida. Isso possibilita que as suposições dos modelos, dos métodos e das teorias sejam confrontadas com problemas econômicos reais.

Com essa edição da *Bahia Análise & Dados*, a SEI cumpre também o papel de estimular os economistas e pesquisadores para que utilizem os recentes avanços teóricos e quantitativos da área de economia aplicada para analisar e avaliar políticas públicas na Bahia. Desse modo, busca-se construir no estado um melhor canal para que o conhecimento científico na área de economia seja utilizado para formular e avaliar políticas públicas. Nesse sentido, a iniciativa contempla um esforço de ampliar e ao mesmo tempo reforçar o papel do economista no estado.

Efeitos da expansão do Programa Bolsa Família sobre a economia baiana

Ana Maria Bonomi Baruffi*

Moisés Diniz Vassallo**

Joaquim José Martins Guilhoto***

* Mestre em Economia, graduada em Ciências Econômicas e doutoranda em Teoria Econômica pela Universidade de São Paulo (USP). ana.baruffi@gmail.com

** Mestre em Engenharia de Infraestrutura Aeronáutica pelo Instituto Tecnológico de Aeronáutica (ITA), graduado em Economia e doutorando em Teoria Econômica pela Universidade de São Paulo (USP). Professor na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP. vassallo@fipec.org.br

*** Livre-docente pela Universidade de São Paulo (USP), pós-doutorado e doutor em Economia pela University of Illinois - System (Uillinois). Pesquisador do CNPq e Adjunct Associate Professor no Regional Economics Applications Laboratory (REAL) da University of Illinois. guilhoto@usp.br

Resumo

O Programa Bolsa Família, instituído em 2004, apresentou um avanço bastante significativo em termos dos recursos destinados às famílias beneficiadas. Na literatura, a maior parte dos trabalhos busca avaliar o impacto dessa política sobre desigualdade, pobreza, educação, saúde, decisão de trabalho, entre outros temas. Entretanto, é interessante compreender como a expansão desse programa afeta a economia do estado da Bahia, tanto em termos de impactos diretos e indiretos do aumento do repasse dentro do próprio estado, como por efeitos indiretos advindos do crescimento do programa no restante do Nordeste e do país. Para tanto, será utilizada a metodologia de insumo-produto, especificamente de Leontief-Myiazawa, para identificar os impactos econômicos setoriais e regionais da expansão do programa de 2008 a 2009. Utiliza-se a matriz inter-regional de insumo e produto do Brasil de 68 setores (56 setores econômicos e 12 grupos de famílias por classe de renda, endogeneizadas) e três regiões (Bahia, Resto do Nordeste e Resto do Brasil). Os resultados apontam que o choque agregado adicional no valor de R\$ 1,85 bilhão em 2009 na renda das famílias beneficiadas em todo o país teve impacto total de R\$ 5,17 bilhões no valor adicionado da economia nacional, considerando o modelo fechado. Na Bahia, especificamente, a variação da renda foi de R\$ 244 milhões entre 2008 e 2009, e o reflexo da expansão do programa no país como um todo foi de R\$ 356 milhões sobre a economia baiana. Adicionalmente, os setores mais associados ao consumo das famílias foram os mais beneficiados pelo programa, mas os efeitos não se restringem à região que recebe os recursos. Ainda em relação à economia baiana, percebe-se que sua estrutura está mais associada ao Resto do Brasil do que ao Resto do Nordeste. Por fim, um choque na demanda das famílias mais pobres vai ter um impacto relevante na massa de renda das demais classes sociais, em função do aumento da contratação de mão de obra. Ou seja, os resultados apontam que existem impactos econômicos relevantes diferenciados setorialmente de um programa de transferência de renda da natureza do Bolsa Família, e que é essencial levá-los em conta ao considerar as análises de custo-benefício de destinação de recursos para tais fins. A análise aqui realizada permite mensurar um efeito multiplicador total de quase 3 do gasto público com o Bolsa Família sobre a atividade econômica nacional, sendo que a Bahia se beneficia relativamente um pouco menos na medida em que sua interdependência com a economia do resto do país se dá mais como demandante do que como ofertante de produtos.

Palavras-chave: Leontief-Miyazawa. Bolsa Família. Bahia.

Abstract

The Programa Bolsa Família, established in 2004, presented a significant growth in terms of resources allocated to beneficiary families. In the literature, most studies seek to assess the policy impacts on inequality, poverty, education, health, work decision, among other topics. However, it is interesting to understand how this expansion affects Bahia's economy, in terms of both direct and indirect transfer increase within the state itself, as well as indirect effects arising from the program growth in the rest of the Northeast region and in the country as a whole. Therefore, an input-output methodology will be used, specifically the Leontief - Miyazawa Matrix, to identify sectoral and regional economic impacts of the 2008-2009 expansion program. An inter-regional input-output table of 68 Brazilian sectors (56 economic sectors and 12 households income groups) and three regions (Bahia, remaining Northeast and remaining Brazil). The results indicate that the additional aggregate shock in the amount of R\$ 1.85 billion in 2009 on beneficiary families income across the country had full impact of R\$ 5.17 billion in value added to the national economy, considering the closed model. In Bahia, specifically, the income variation was of R\$ 244 million between 2008 and 2009, and the reflection of the program expansion in the country as a whole was R\$356 million over the Bahian economy. Additionally, the sectors most benefited by the program expansion were the ones related to household consumption, but the effects are not restricted to the region that receives the funds. Still regarding the Bahian economy, one realizes that its structure is more associated with the rest of Brazil than the rest of the Northeast. Finally, a shock in the demand from poorer families will have a material impact on the total income of the other social classes, due to the increased recruitment of manpower. In other words, the results indicate that a cash transfer program like the Bolsa Família generates significant economic impacts which are differentiated by economic sector and that it is essential to take them into account when considering cost-benefits of allocation funds with such purposes. The analysis performed here allows to measure as almost 3 the total multiplier effect of the Bolsa Família public spending on national economic activity; nevertheless, Bahia benefits relatively little less than expected due to the type of relationship it has with the rest of the country economy which is more as a product demander than as a supplier.

Keywords: Leontief-Miyazawa. Bolsa Família. Bahia.

INTRODUÇÃO

O Programa Bolsa Família foi instituído em 2004 para unificar diversos programas de transferência de renda condicionais com objetivos distintos. Desde então, o total de famílias beneficiadas passou de 6,6 milhões para 13,9 milhões no final de 2012, e o montante repassado saiu de R\$ 3,8 bilhões em 2004 para R\$ 21,2 bilhões em 2012. No que concerne aos repasses realizados para famílias residentes na Bahia, percebe-se que ocorreu aumento semelhante: de 2004 para 2012, as famílias beneficiadas passaram de 0,84 milhões para 1,81 milhão, enquanto que o valor anual repassado se expandiu de R\$ 0,5 bilhão para R\$ 2,7 bilhões.

Uma análise bastante relevante que pode ser realizada neste contexto é como se dá a alocação de recursos das famílias beneficiadas entre os diferentes produtos e setores produtivos da economia. Para tanto, a metodologia de insumo-produto se apresenta como um ferramental bastante

interessante para oferecer conclusões adicionais às providas por métodos econométricos tradicionais.

A literatura sobre avaliação de impacto deste programa é bastante extensa, focando nos efeitos sobre as decisões de trabalho e estudo dos indivíduos em função do choque exógeno em sua renda. Entretanto, poucos estudos conseguiram de fato avaliar o impacto do programa em termos de seus efeitos sobre a atividade econômica local e das demais regiões. Nesse contexto, a metodologia da análise de insumo e produto surge como uma alternativa, já explorada em Azzoni e outros (2009). Entretanto, aqui se coloca a perspectiva de utilizar uma base de dados mais recente, procurando identificar o quanto a expansão do programa de um ano ao outro afeta a economia local e a das demais regiões.

Adicionalmente, vale destacar a importância de um estudo desta natureza para identificar os impactos econômicos diferenciados setorialmente de um programa de transferência de renda. Ou seja, o

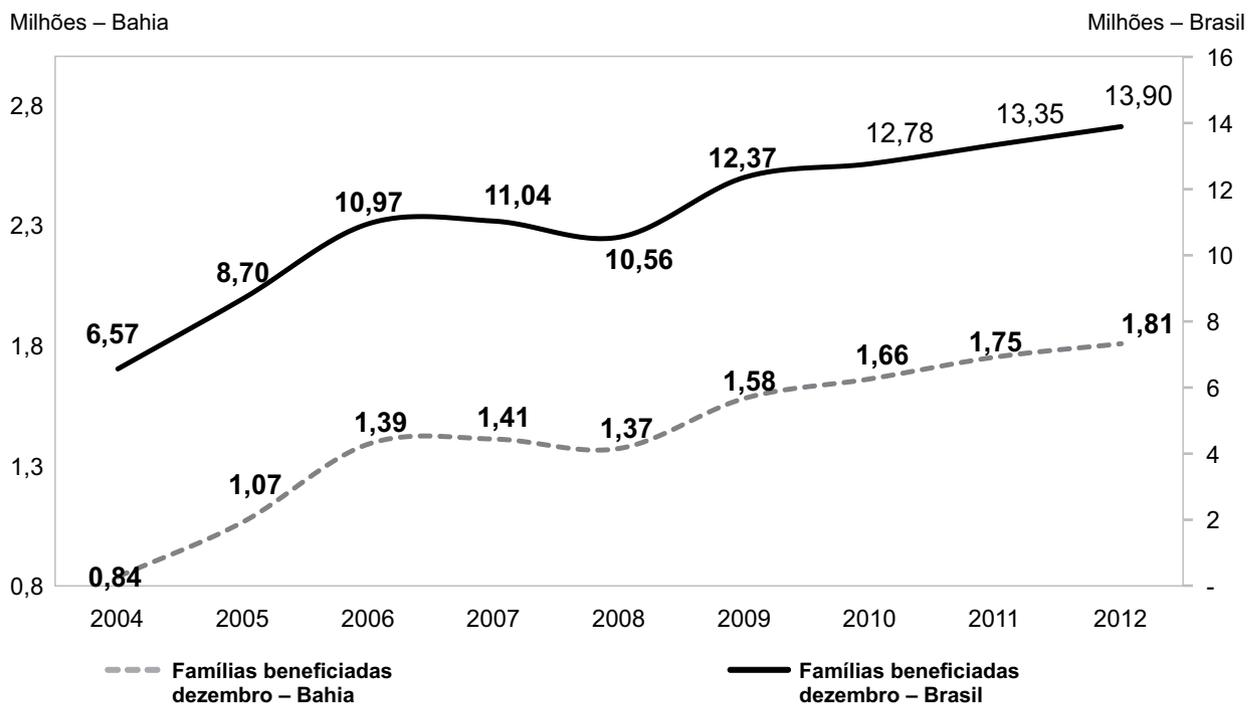


Gráfico 1
Avanço do Programa Bolsa Família em termos do número de famílias beneficiadas no mês de dezembro de cada ano – Bahia e Brasil – 2004-2012

Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social.

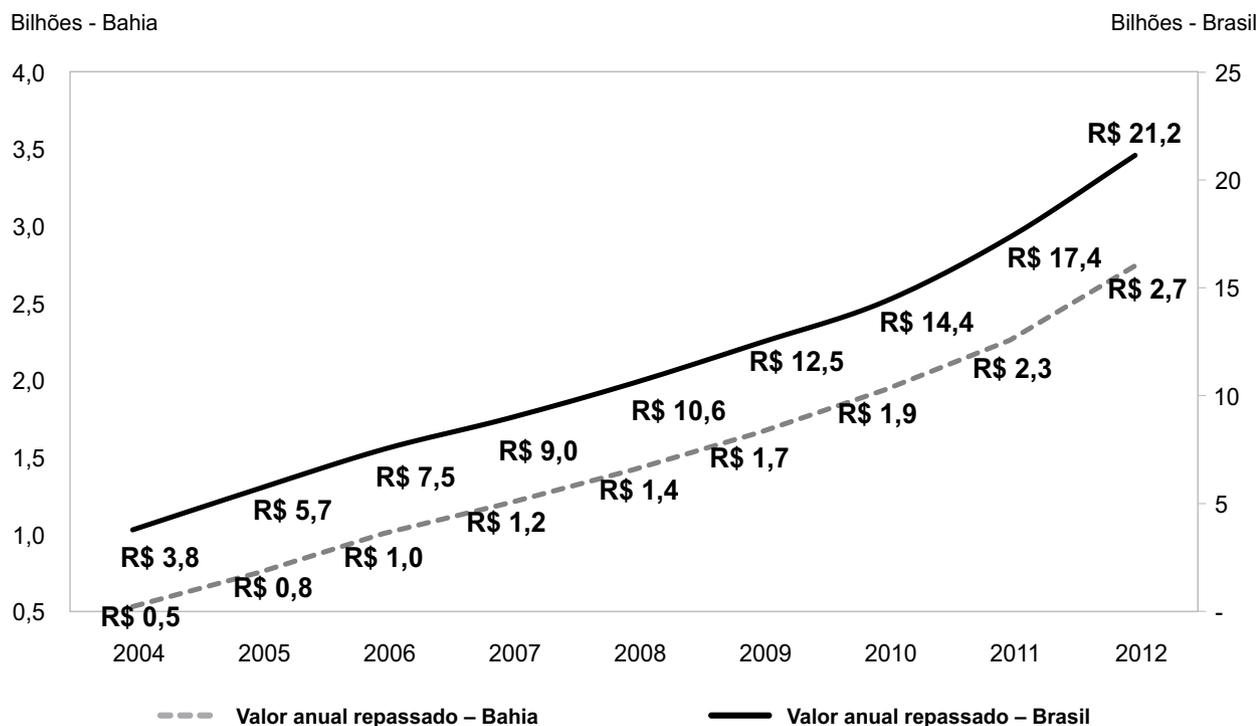


Gráfico 2
Avanço do Programa Bolsa Família em termos do valor anual repassado – Bahia e Brasil – 2004-2012

Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social.

Bolsa Família não apenas proporciona condições para a redução da pobreza e da desigualdade, mas também gera um aquecimento da atividade econômica que deve ser levado em conta.

O restante deste texto é organizado da seguinte forma: na segunda seção apresenta-se uma revisão da literatura acerca do Programa Bolsa Família; a terceira seção traz a metodologia de insumo-produto; os dados são discutidos na quarta seção; os resultados são expostos na quinta seção; e a sexta seção apresenta conclusões e futuros passos.

REVISÃO DA LITERATURA

O Programa Bolsa Família tem sido objeto de diversos estudos que buscam avaliar seu impacto. Uma descrição ampla de suas características e seus principais impactos pode ser encontrada em Soares (2012). De maneira geral, tais estudos procuram identificar quais os resultados relacionados

ao programa, em especial no que tange às condicionalidades (educação e saúde) a ele associadas, à decisão de oferta de emprego, ao bem-estar das famílias e a medidas agregadas de pobreza e desigualdade. Em relação a este último aspecto, é importante destacar o fato de que, de maneira geral, o Bolsa Família é considerado um programa de sucesso no que tange à sua focalização (SOUZA, 2011).

Apesar de não ser um programa com uma perspectiva regional de atuação, o Bolsa Família acaba tendo um impacto bastante diferenciado entre as unidades da Federação. Isso porque a desigualdade de renda pessoal possui um padrão regional bastante claro. Desse modo, Silveira-Neto e Azzoni (2011) encontram um efeito significativo dessa política, somada ao fortalecimento do salário mínimo, para reduzir as disparidades regionais.

Considerando o impacto de programas de transferência sobre pobreza, desigualdade e medidas adicionais de bem-estar, Bourguignon e Spadaro

(2006) expõem o método de microsimulação. Tal método envolve a definição de um modelo microeconômico de decisão de consumo e de trabalho das famílias, e o choque da transferência de renda altera as variáveis, dado um determinado equilíbrio que calibra os parâmetros. Assim, é possível calcular qual o impacto de um programa dessa natureza sobre indicadores sociais agregados. Cury e outros (2010) combinam métodos de microsimulação e um modelo de equilíbrio geral computável para encontrar o resultado de que o Bolsa Família e o Benefício de Prestação Continuada conseguiram reduzir a desigualdade de 2003 a 2005 e tiveram impacto menos significativo sobre a pobreza.

O Bolsa Família pode ser comparado com outros programas condicionais de transferência existentes na América Latina (México, Colômbia, Equador e Chile), tal como feito por Soares, Ribas e Osório (2010). Os autores identificam que, do mesmo modo que os demais programas, o Bolsa Família apresentou resultados importantes de redução de pobreza e desigualdade, melhora de indicadores de educação, sem efeito negativo sobre a oferta de trabalho dos adultos, mas sem observar melhora significativa em indicadores de saúde.

No que diz respeito especificamente à redução da desigualdade, Soares e Sátyro (2009) sintetizam os resultados de outros trabalhos que mostram que o Bolsa Família foi responsável por 19% da queda da desigualdade de 1995 a 2006, mesmo representando apenas 0,5% da massa de renda total da população.

A decisão de oferta de trabalho por parte dos indivíduos é discutida por Teixeira (2010), que utiliza um indicador de intensidade de tratamento dado pelo valor recebido pela família. Seus resultados apontam efeito nulo sobre as horas trabalhadas pelos homens, e os efeitos para as mulheres são negativos e mais significativos, mas ainda assim marginais. Já Ferro, Kassouf e Levison (2010) utilizam

É pouco usual a análise dos impactos econômicos de programas de transferência, em especial do Bolsa Família

uma estimação de um modelo *probit* com *matching* de *propensity score* e encontram um efeito significativo do programa para reduzir a probabilidade do trabalho infantil e aumentar a participação dos pais na força de trabalho.

Sánchez-Ancochea e Mattei (2011) sinalizam que os efeitos sobre saúde e educação poderão ser maiores caso a oferta desses serviços públicos acompanhe a demanda. No que concerne ao jogo de poder dentro do domicílio, o Bolsa Família garante maior empoderamento às mulheres, de acordo com Brauw e outros (2013).

Como visto nos trabalhos mencionados, é pouco usual a análise dos impactos econômicos de programas de transferência, em especial do Bolsa Família. A atividade produtiva apresenta muitas interligações entre setores e efeitos de retroalimentação, e assim é possível que ao realizar uma simples análise econométrica, se tais efeitos simultâneos não forem levados em conta, o impacto total sobre a economia seja subestimado. A metodologia de insumo e produto oferece um ferramental que pode contribuir nesta discussão, especialmente nos casos em que existam informações acerca da estrutura de consumo diferenciada das famílias de acordo com sua renda.

O trabalho de Azzoni e outros (2007) emprega a metodologia de Leontief-Miyazawa (que será descrita adiante) para avaliar os impactos do Programa Bolsa Família nas macrorregiões brasileiras. Os principais resultados encontrados pelos autores indicam que o programa produziu efeitos positivos no que concerne à redução da concentração de renda e da pobreza.

A metodologia de Leontief-Miyazawa tem sido empregada largamente conforme se encontram bases de dados suficientemente detalhadas para incorporar as famílias à matriz de inter-relações setoriais. Santos e Haddad (2007) utilizam esta ferramenta para avaliar como se caracterizam os fluxos intra e interestaduais para atender à demanda final de cada estado, verificando que a estrutura

produtiva tem um papel fundamental na determinação das desigualdades regionais.

Já Guilhoto e Camargo (2008) aplicam esta metodologia para avaliar o impacto da estrutura produtiva e da distribuição de renda sobre a geração de emprego na agricultura familiar e não familiar. Suas conclusões são que os impactos de um choque na demanda final são bastante heterogêneos entre as regiões, sendo que em áreas nas quais a agricultura familiar é pouco expressiva, a geração de emprego se mantém baixa. Por fim, Almeida e Guilhoto (2006) calculam o impacto de choques setoriais com as famílias endogeneizadas sobre o crescimento econômico e a desigualdade de renda.

Assim, como será discutido a seguir, este trabalho objetivará investigar quais os impactos setoriais e regionais da expansão do Programa Bolsa Família de 2008 a 2009, com especial destaque para os efeitos sobre a economia baiana, aplicando a metodologia de insumo e produto com o modelo de Leontief-Miyazawa.

METODOLOGIA

A análise de insumo e produto se baseia na metodologia desenvolvida por Leontief (1936), cujo princípio básico é a hipótese de que existe uma proporção fixa de insumos necessários para produzir determinada quantidade de produto final. Entretanto, neste trabalho será empregada a metodologia de Leontief-Miyazawa para considerar explicitamente não apenas a estrutura de produção na economia, como também a origem setorial da renda e a alocação setorial dos gastos das famílias. Desse modo, é requerido um detalhamento bastante amplo de informações para a base de dados, que será explicitado mais adiante. Adicionalmente, será utilizado um arcabouço inter-regional compreendendo três regiões do Brasil (Bahia, Resto do Nordeste e Resto do Brasil). Portanto, a análise será empreendida levando em conta os efeitos diretos e indiretos da economia de uma região sobre a das demais.

Metodologia de Leontief-Miyazawa

O modelo básico de Leontief apresenta a relação de fluxos intersetoriais de bens e serviços, de modo que o produto final da economia, X ($n \times 1$), deve atender à necessidade advinda da produção de bens intermediários AX , (sendo A ($n \times n$) a matriz de coeficientes técnicos de produção), e da demanda final Y ($n \times 1$).

$$X - AX + Y \quad (1)$$

A equação (1) pode ser reescrita como:

$$X - BY \quad (2)$$

Na qual $B = (I - A)^{-1}$ é a matriz inversa de Leontief. A demanda final pode ser decomposta em alguns elementos principais, a saber: consumo das famílias (Y_f), exportações (Y_e), gastos do governo (Y_g) e investimento (Y_k). Neste contexto, pode-se separar a demanda final em um componente exógeno (Y^B) e um do consumo das famílias (Y^C), que será endogeneizado (Miyazawa, 1963, 1976):

$$Y = Y^C \times Y^B \quad (3)$$

Seguindo Guilhoto e Camargo (2008) e Azzoni et al. (2009), o consumo endógeno é composto da seguinte forma:

$$Y^C = CQ \quad (4)$$

Sendo que C ($n \times r$) se refere à matriz de coeficientes de consumo e Q ($r \times 1$) é o vetor com a renda total de cada grupo de renda. Se E é a matriz cujos elementos e_{ik} representam a quantidade do bem i consumido pelo k -ésimo grupo de renda, os elementos de C podem ser calculados por:

$$c_{ik} = \frac{e_{ik}}{q_k}$$

A estrutura da distribuição de renda é dada pela relação de equações simultâneas $Q = VY$, sendo

que $V (r \times n)$ é uma matriz com razões de valor adicionado, associando a estrutura produtiva do país à estrutura da distribuição de renda. Tomando $R (r \times n)$ como a matriz cujos elementos r_{kj} representam a renda do k -ésimo grupo de renda gerada no j -ésimo setor, pode-se calcular v_{kj} como:

$$v_{kj} = \frac{r_{kj}}{x_j} \quad (5)$$

Substituindo (3), (4) e (5) em (1), é obtida a seguinte equação:

$$X = AX + CVX + Y^B \quad (6)$$

Que pode ser transformada como:

$$X = (I - A - CV)^{-1} Y^B \quad (7)$$

Tal solução pode ser expressa em termos da matriz de Leontief:

$$X = B (I - CVB)^{-1} Y^B \quad (8)$$

Ao substituí-la em (6), o resultado é a expressão que segue, que demonstra que a renda para cada grupo dependerá da participação de cada setor na demanda final exógena:

$$Q = VB (I - CVB)^{-1} Y^B \quad (9)$$

A matriz insumo-produto inter-regional

De acordo com Miller e Blair (2009), o modelo inter-regional pode ser expresso utilizando a estrutura que segue (supondo duas regiões):

$$Z = \begin{bmatrix} Z^{rr} & Z^{rs} \\ Z^{sr} & Z^{ss} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Neste modelo, são considerados tanto os fluxos intrarregionais (Z^{rr}) como os inter-regionais (Z^{sr}). Analogamente, a matriz de coeficientes técnicos é representada como:

$$A = \begin{bmatrix} A^{rr} & A^{rs} \\ A^{sr} & A^{ss} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Onde os elementos relativos aos fluxos intrar-regionais são definidos como (considerando r e s alternativamente):

$$a_{ij}^{rr} = \frac{z_{ij}^{rr}}{X_j^r} \quad (12)$$

E, para os coeficientes inter-regionais (considerando r, s e depois s, r), da seguinte forma:

$$a_{ij}^{rs} = \frac{z_{ij}^{rs}}{X_j^s} \quad (13)$$

A solução do modelo de Leontief pode ser reescrita do seguinte modo:

$$\left\{ \begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & I \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} A^{rr} & A^{rs} \\ A^{sr} & A^{ss} \end{bmatrix} \right\} \begin{bmatrix} x^r \\ x^s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f^r \\ f^s \end{bmatrix} \quad (14)$$

Efeitos adicionais

O modelo de insumo-produto possibilita a quantificação dos efeitos multiplicadores de cada setor de atividade econômica, sendo essa informação fundamental para a avaliação de impactos de políticas públicas. Um multiplicador de impacto setorial consiste numa expressão numérica dos efeitos diretos, indiretos e induzidos propagados sobre o sistema econômico, quando uma determinada atividade apresenta incremento de demanda final.

O multiplicador direto expressa o impacto de variações na demanda final do j -ésimo setor, quando são consideradas apenas as atividades que fornecem insumos diretos ao setor em questão. Já o multiplicador indireto mede o impacto de variações na demanda final do j -ésimo setor, quando se consideram apenas as atividades fornecedoras de insumos indiretos ao setor analisado. Por fim, o multiplicador induzido fornece o impacto de variações na demanda final do j -ésimo setor, considerando a variação adicional da demanda ocasionada pelo incremento no nível de rendimento da economia,

quando se estimula determinado setor. Este último componente pode ser calculado apenas no caso em que se possua um modelo fechado de insumo e produto (famílias endogeneizadas).

O efeito direto no caso dos multiplicadores de produção assume o valor 1 para todos os setores. Já o efeito indireto pode ser obtido pela soma na coluna dos coeficientes da matriz B (inversa de Leontief) com as famílias exógenas. Por fim, o efeito total (direto + indireto + induzido) é calculado pela soma na coluna dos coeficientes da matriz inversa de Leontief com as famílias endogeneizadas (excluindo dessa soma os coeficientes associados às famílias).

Adicionalmente, os efeitos multiplicadores podem ser calculados de maneira agregada ou desagregada em relação às regiões consideradas na análise. Assim, os efeitos multiplicadores advindos do aumento da demanda dos setores da Bahia na verdade têm vazamentos para as outras regiões, e é possível somar a parte da matriz inversa de Leontief concernente a cada região.

DADOS

O Bolsa Família é um programa de transferência de renda com três eixos principais: a transferência

de renda em si, condicionalidades e ações e programas complementares¹. Partindo do Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal, o Bolsa Família realiza transferências para famílias que se enquadram em seus critérios de elegibilidade.

Além de ter sido expandido de maneira significativa na última década, o programa apresentou uma evolução importante dos critérios de elegibilidade e do valor dos benefícios concedidos.

Apesar de ser possível estimar indiretamente quantas famílias de cada classe de renda recebem o Bolsa Família, no trabalho em questão será feita a suposição de que todo o recurso adicional do programa se destinava às famílias com até R\$ 400 em 2008. Esta não é uma hipótese tão forte ao se considerar o fato de que as famílias com renda mais elevada foram capturadas nos primeiros anos do programa, muito em função de sua própria capacidade de buscar o recurso (associada à sua provável maior escolaridade), como também pelo fato de que em lugares mais afastados em geral são encontradas as famílias mais pobres.

A principal base de dados considerada neste trabalho é uma matriz inter-regional de insumo-produto com as famílias endogeneizadas, que já foi utilizada anteriormente em Hasegawa e outros (2013). A construção desta base de dados partiu

Critérios		2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Eligibilidade (renda familiar mensal per capita)	Extremamente pobres	50	50	60	60	60	70	70	70	70
	Pobres	100	100	120	120	120	140	140	140	140
Benefício	Básico	50	50	50	58	62	68	68	70	70
	Variável	15	15	15	18	20	22	22	32	32
	BVJ						33	33	38	38
	Básico									
	Variável	15	15	15	18	20	22	22	32	32
	BVJ						33	33	38	38

Fonte: Pedrosa Jr. (2010) e Gadelha (2013).

Nota: Benefício Variável: pago às famílias pobres desde que tenham filhos até 15 anos (até três benefícios variáveis). Benefício Variável Vinculado ao Adolescente (BVJ): pago às famílias pobres com filhos adolescentes de 16 ou 17 anos frequentando a escola (até dois BVJ).

¹ Como apontado por <http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>

da estrutura de gastos das famílias por unidade da Federação e classe de renda, de acordo com a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF-IBGE) de 2008-2009. Com isso, os valores de base da matriz são de 2008. Esta matriz, originalmente composta por 56 setores e 27 regiões (unidades da Federação), além de 12 classes de renda familiar, foi condensada em uma matriz com 56 setores + 12 classes de renda e três regiões (Bahia, Resto do Nordeste e Resto do Brasil).

Uma implicação importante do fato da matriz se basear em informações de 2008 é que uma boa parte dos impactos do Programa Bolsa Família já está

incorporada na estrutura de gastos das famílias. Portanto, não faz sentido pressupor que todo o dispêndio governamental com o programa em 2009 teve impacto no consumo de bens e serviços por parte das famílias. Isso faz com que aqui seja apenas considerado o efeito marginal da ampliação dos gastos de 2008 para 2009. Na Figura 1 é possível perceber que a distribuição relativa da ampliação dos gastos no período se concentrou em algumas unidades da Federação específicas, com maior destaque para Bahia e Pernambuco em termos absolutos.

Ainda em relação à matriz de insumo-produto utilizada, é possível avaliar como se dá o gasto das

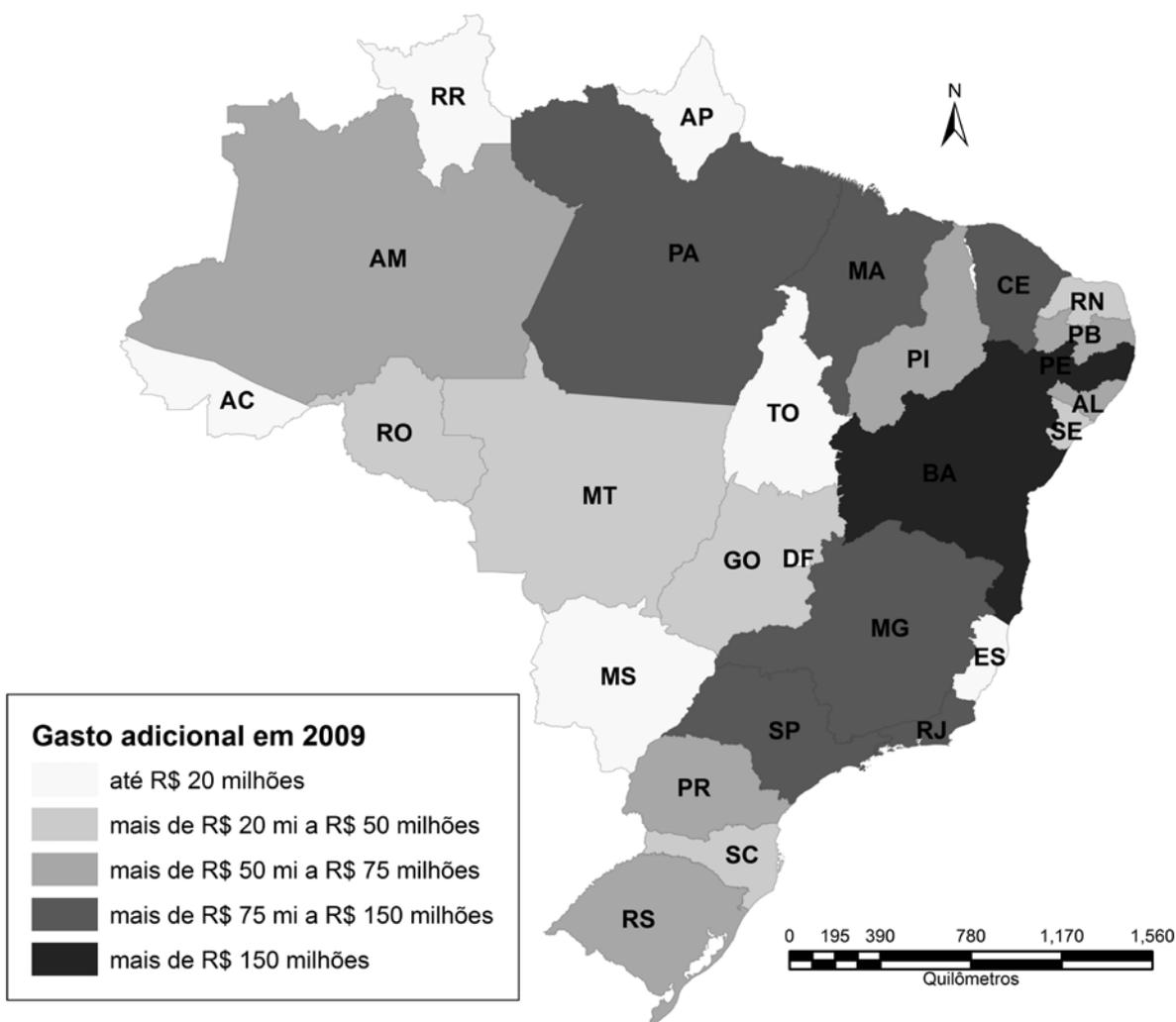


Figura 1
Gasto adicional com o Programa Bolsa Família – Brasil – 2009/2008

Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social.

famílias por setor, de acordo com a classe de renda familiar. Considerando a participação de cada setor no total de gastos de cada classe na Bahia, percebe-se que os gastos de todas as classes se concentram em serviços e na indústria de alimentos e bebidas. Isso porque, por mais que as famílias estejam endogeneizadas na matriz, seu consumo se dá majoritariamente com bens e serviços de setores produtores de bens para o consumo final. Este padrão se mantém em grande medida ao se analisar a distribuição dos gastos nas demais regiões, com pequenas variações na importância de determinados setores em função de hábitos locais.

Um segundo aspecto que merece destaque no Gráfico 3 é que as famílias de classes de renda inferiores gastam mais relativamente com alimentos (os alimentos possuem participação maior em sua cesta de consumo) e menos com saúde e educação mercantil, transportes e serviços prestados às famílias. Mais uma vez, nas demais regiões o padrão da distribuição dos gastos é muito parecido. Assim, ao afetar a disponibilidade de renda de um grupo específico

da população (a camada inferior da distribuição de renda), o Programa Bolsa Família deverá ter impactos bastante específicos, tendo maior efeito sobre os setores cujo consumo relativo desta camada da população é mais elevado. Por fim, as famílias de renda mais elevada acabam poupando mais (a parcela de vazamentos, que se refere a itens como a poupança, é mais elevada nesses casos).

O enfoque deste trabalho estará nas famílias com renda familiar de até R\$ 400. Isso porque, por mais que famílias no grupo de renda seguinte também recebam repasses do Bolsa Família, é feita aqui a hipótese de que os esforços do governo estarão concentrados em encontrar as famílias de fato mais pobres que ainda não são atendidas. Portanto, os choques considerados na próxima seção terão como hipótese subjacente que todo o aumento do repasse do Bolsa Família se deu para as famílias com renda de até R\$ 400 mensais.

Os gráficos que seguem apresentam como é a composição setorial e regional dos gastos das famílias desse grupo de renda por região, apontando

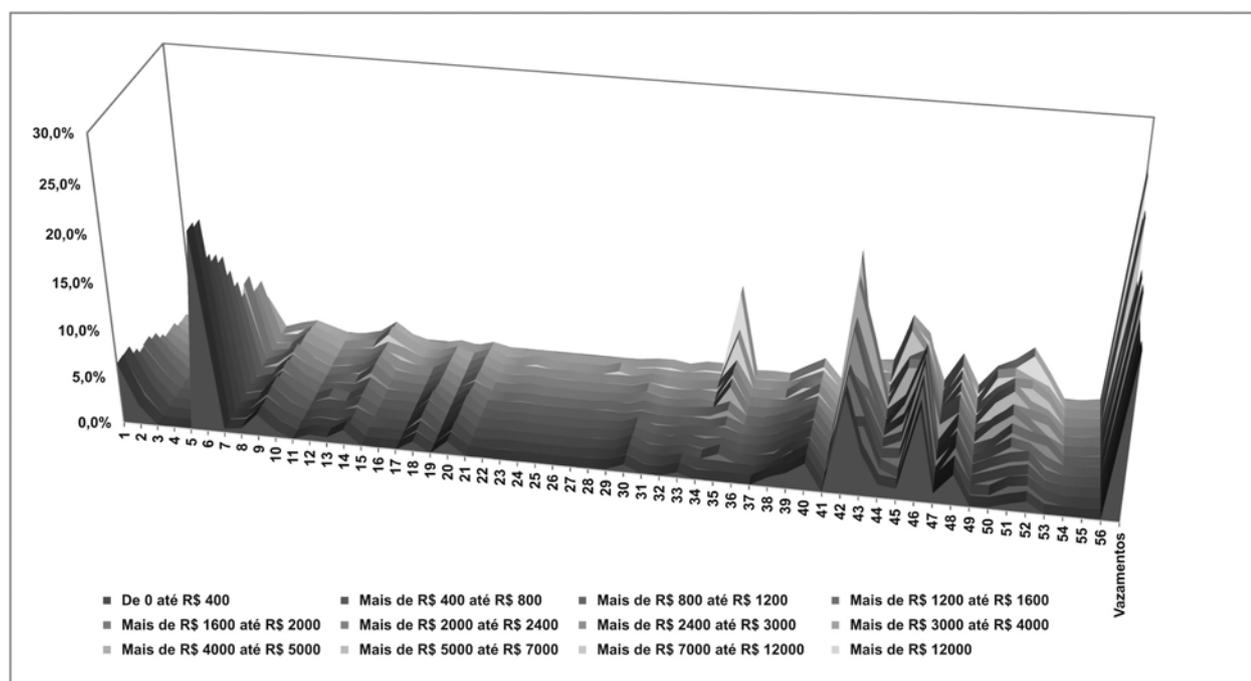


Gráfico 3
Composição dos gastos das famílias de acordo com a renda familiar – Bahia – 2008

Fonte: Elaboração própria.
Nota: A lista de setores encontra-se no anexo.

os setores para os quais ocorre maior vazamento dos gastos (as famílias de determinada região gastam fora dela). Ao somar os percentuais dos três conjuntos de áreas, não se atinge 100%, pois os

gráficos contemplam o vazamento do choque para a poupança das famílias.

Alguns aspectos interessantes podem ser identificados nos gráficos anteriores. Em primeiro lugar,

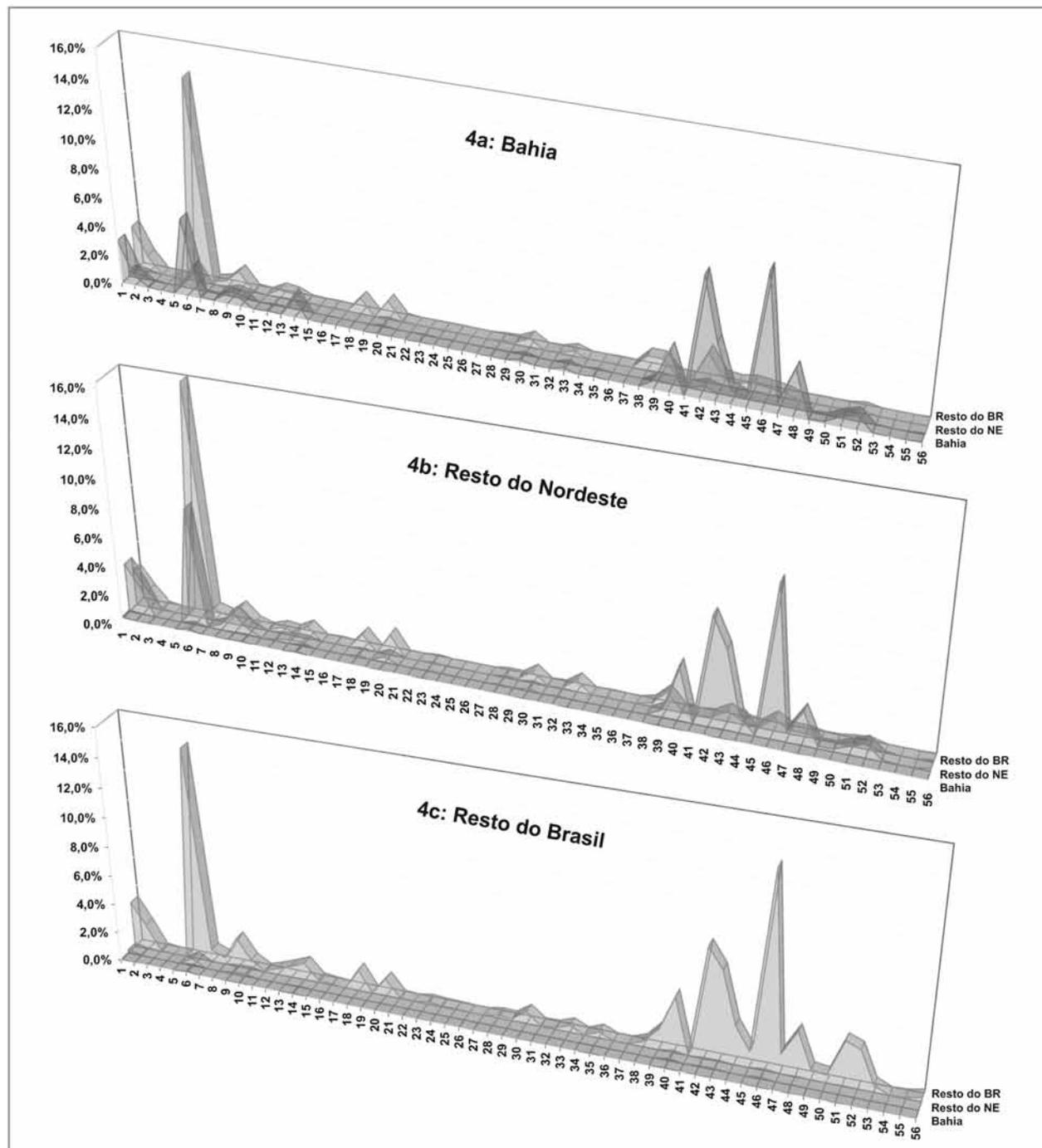


Gráfico 4
Participação de cada setor nos gastos das famílias com renda familiar de até R\$ 400 da Bahia (4a), do Resto do Nordeste (4b) e do Resto do Brasil (4c) em cada região – 2008

Fonte: Elaboração própria.
Nota: A lista de setores encontra-se no anexo.

tanto os gastos das famílias mais pobres na Bahia como no Nordeste, além de estarem relacionados à economia local, dependem mais da economia nacional do que da economia mais próxima (os vazamentos na Bahia se dão mais para o Resto do Brasil do que em relação ao Resto do Nordeste, e os do Resto do Nordeste também ocorrem mais para o Resto do Brasil). Adicionalmente, o consumo das famílias com renda mais baixa no Resto do Brasil apresenta poucos vazamentos para a economia baiana e para a do Resto do Nordeste. O setor de Alimentos e bebidas (6) e o de Agricultura (1) são os que apresentam maior vazamento relativo dos gastos da economia da Bahia e do Resto do Nordeste. Já em relação aos setores de Eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana (40), Comércio (42) e Serviços imobiliários (46), verifica-se que as despesas se dão muito mais no âmbito local, resultado que é bastante intuitivo, considerando a natureza não transacionável em termos regionais dos bens produzidos nesses setores.

RESULTADOS

A análise aqui empreendida buscou identificar quais são as regiões e setores que mais se beneficiam com a ampliação do Programa Bolsa Família. Em primeiro lugar, é dado um choque na demanda final considerando a variação do repasse do Programa Bolsa Família entre 2008 e 2009, por região (Bahia, Resto do Nordeste, Resto do Brasil). Algumas hipóteses foram necessárias aqui: em primeiro lugar, pressupôs-se que apenas as famílias de renda até R\$ 400 foram afetadas por essa expansão de recursos, como mencionado anteriormente. Adicionalmente, permitiu-se que as famílias poupassem parte do choque, prática que é usual em modelos com a estrutura de

Existem diferenças importantes na maneira como as famílias dispõem os recursos disponíveis de acordo com a sua renda

Leontief-Myiazawa. Por fim, o gasto foi distribuído na mesma proporção que essa classe de renda gasta entre os setores e entre as regiões. Como visto, existem diferenças importantes na maneira como as famílias dispõem os recursos disponíveis de acordo com a sua renda, de modo que considerar que as famílias mais pobres gastarão com cada item na mesma proporção que já vinham gastando dado um choque marginal em sua renda parece ser razoável.

O valor total do choque, como pode ser visto na Tabela 2, variou bastante entre as diferentes regiões consideradas. Uma das razões para isso é que o tamanho da população de cada uma delas difere bastante: na Bahia, totalizava 14 milhões em 2009; no Resto do Nordeste, 39,3 milhões; e no Resto do Brasil, 138,4 milhões. Outro elemento essencial para explicar essa diferença é o percentual de famílias que se encaixam nos critérios de elegibilidade do programa.

De todo modo, o efeito agregado da expansão do Bolsa Família na Bahia resulta em R\$ 760,7 milhões, enquanto que, considerando todos os choques simultaneamente, a Bahia tem um acréscimo de sua produção de R\$ 355,9 milhões. Por fim, o acréscimo do Bolsa Família no Brasil como um todo apresenta um impacto de R\$ 3,99 bilhões, ante um choque agregado de R\$ 1,85 bilhão.

A comparabilidade dos efeitos dos choques torna-se mais fácil com a Tabela 3. Nela, cada região recebe o mesmo choque, e percebe-se que na Bahia os efeitos locais são ligeiramente mais elevados do que no Resto do Nordeste, mas inferiores aos observados no Resto do Brasil para um choque em cada uma das regiões.

Após descrever os impactos agregados da expansão do Bolsa Família sobre as economias locais, é interessante estudar como é a estrutura econômica da Bahia, pois, conforme alguns setores se beneficiem mais ou menos de determinada

Tabela 2
Valor total do choque sobre a demanda final das famílias com renda até R\$ 400 mensais em cada região e seu efeito agregado por região – 2008

(em R\$)					
Região de origem do choque					
	Bahia	Resto do Nordeste	Resto do Brasil	Total	
Valor do choque	240.160.716	672.342.909	935.698.683	1.848.202.308	
Efeito agregado	Bahia	244.280.067	58.508.976	53.115.745	355.904.788
	Resto do Nordeste	49.027.286	680.984.186	99.477.614	829.489.086
	Resto do Brasil	467.371.539	1.279.737.873	2.240.207.223	3.987.316.634
Total	760.678.891	2.019.231.035	2.392.800.582	5.172.710.508	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3
Efeitos agregados de um choque padrão de R\$ 1.000.000 sobre a demanda final das famílias com renda até R\$ 400 mensais em cada região – 2008

(em R\$)					
Região de origem do choque					
	Bahia	Resto do Nordeste	Resto do Brasil	Total	
Valor do choque	1.000.000	1.000.000	1.000.000	3.000.000	
Efeito agregado	Bahia	1.017.152	87.023	56.766	1.160.941
	Resto do Nordeste	204.144	1.012.852	106.314	1.323.310
	Resto do Brasil	1.946.078	1.903.401	2.394.155	6.243.633
Total	3.167.374	3.003.276	2.557.234	8.727.884	

Fonte: Elaboração própria.

política, é possível que o impacto sobre a economia do estado seja maior ou menor em função dos vazamentos para outras regiões.

Nesse sentido, o Gráfico 5 apresenta os efeitos multiplicadores do aumento da demanda de cada setor da Bahia em uma unidade, um de cada vez, sobre a economia do país como um todo (Total). Em seguida, esses efeitos totais são decompostos nos demais gráficos. No intitulado Bahia, é apresentada a parte desse efeito multiplicador que vai permanecer na economia do estado. Os gráficos do Resto do Nordeste e Resto do Brasil apresentam qual é a magnitude dos efeitos que vazam da economia baiana. Adicionalmente, os gráficos também trazem como o efeito multiplicador pode ser desmembrado em efeitos diretos e indiretos e efeitos induzidos. Como já mencionado, os efeitos diretos associados a multiplicadores de produção vão ser sempre 1. Quanto aos efeitos indiretos,

eles mensuram quanto as inter-relações entre os setores vão gerar de produção adicional. Por fim, os efeitos induzidos apontam como os multiplicadores se alteram conforme as famílias são endogeneizadas na matriz de insumo e produto (em comparação à situação na qual elas estão exógenas).

Os maiores destaques estão associados ao fato de que os efeitos multiplicadores advindos do aumento da demanda de cada setor da Bahia vão se concentrar na própria Bahia e no Resto do Brasil. A economia do Resto do Nordeste é muito pouco afetada, o que sinaliza que grande parte das inter-relações da economia baiana se dá com unidades da Federação que estão fora da Região Nordeste. Além disso, os efeitos induzidos são mais fortes no Resto do Brasil, enquanto que os efeitos diretos e indiretos vão se concentrar mais na Bahia.

Retornando à análise do gráfico Total, verifica-se que os efeitos induzidos são mais relevantes na composição dos efeitos multiplicadores dos setores mais associados a comércio e serviços, acima do 40 (são mais afetados pelo consumo final,

enquanto que setores da indústria são mais impactados pelo consumo intermediário). Esse fenômeno faz bastante sentido, pois, de fato, o primeiro grupo de setores acaba produzindo mais bens de consumo final.

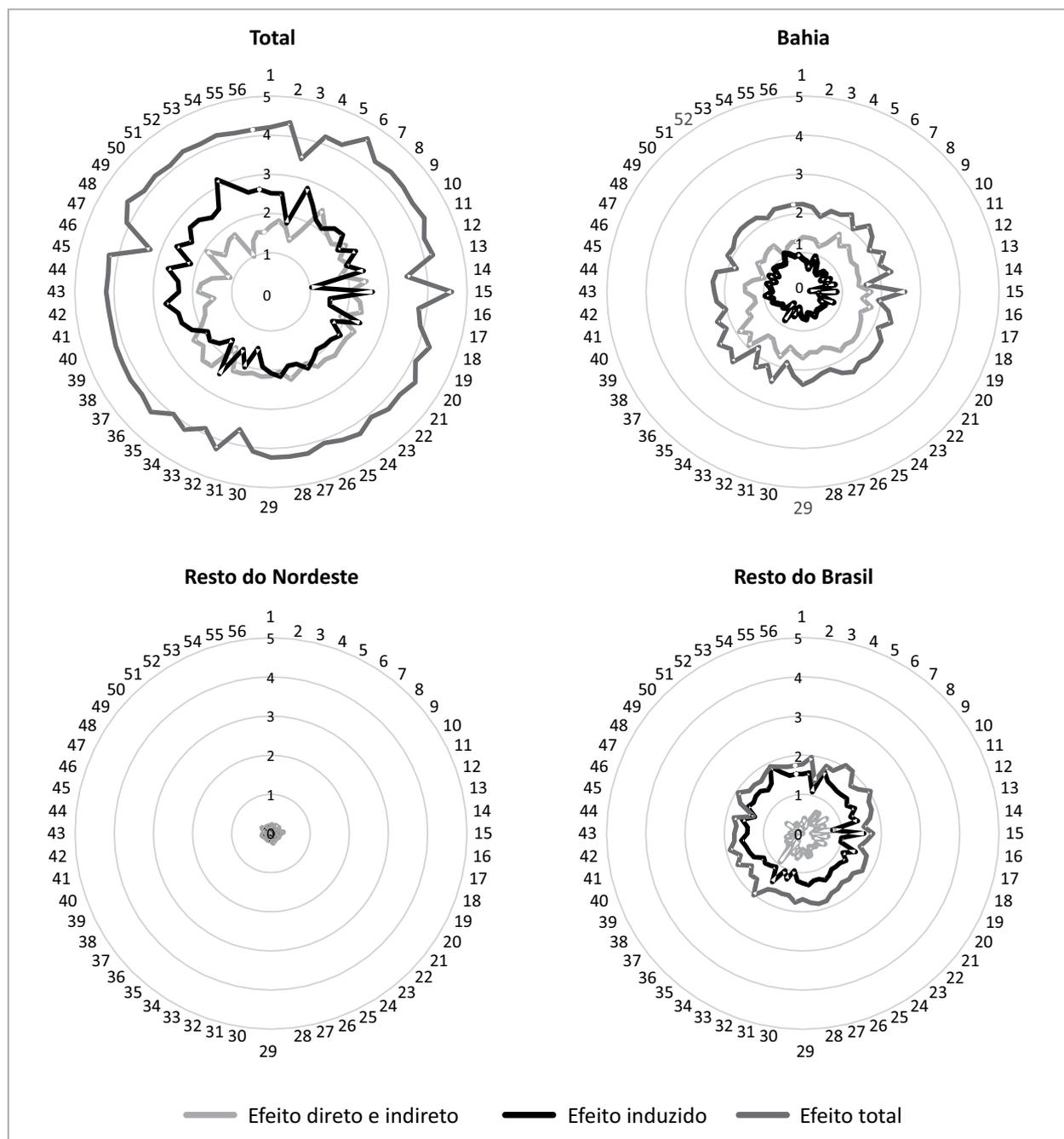


Gráfico 5
Efeitos multiplicadores (total, direto e indireto, e induzido) do aumento da demanda final dos setores da economia da Bahia sobre os setores locais e das demais regiões – 2008

Fonte: Elaboração própria.
Nota: A lista de setores encontra-se no anexo.

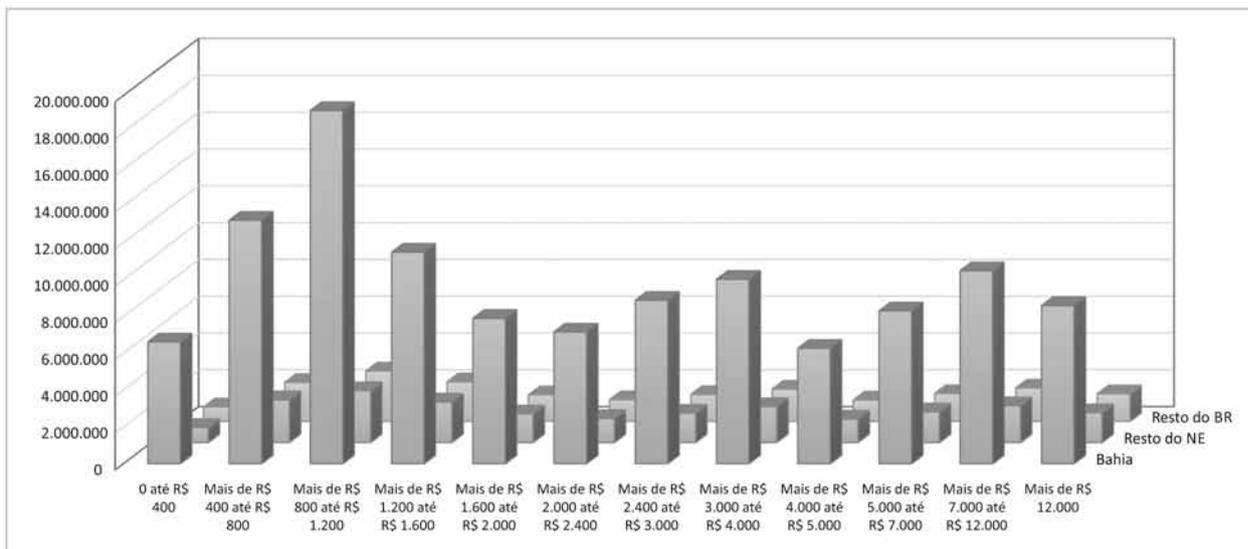


Gráfico 6
Impacto na massa de renda das famílias baianas em função do choque agregado da expansão do Bolsa Família em cada região considerada

(em R\$)

Fonte: Elaboração própria.

Assim, o Gráfico 5 permite identificar questões bastante interessantes relativas à estrutura da economia baiana. De fato, existe uma clara interdependência em relação a outros estados do país, especialmente aqueles localizados fora do Nordeste, o que indica a importância absoluta e relativa da economia do centro-sul do país. Por mais que em anos recentes determinados investimentos tenham alçado a Região Nordeste a uma posição de maior destaque para a indústria nacional, ainda existe um longo caminho a ser percorrido para ampliar o seu protagonismo no país.

Por fim, uma possibilidade bastante interessante advinda do fato de existirem informações acerca de como as famílias consomem e participam da produção (como elas são contratadas pelas empresas dos diferentes setores) é compreender como uma transferência de renda afeta determinado grupo da sociedade por ter impactos indiretos sobre a geração de renda das demais classes sociais. Ou seja, as famílias beneficiárias do Bolsa Família, ao receberem o recurso, vão consumir mais, gerando um processo que se retroalimenta e acaba resultando em maior geração de renda na economia.

No gráfico que segue são apresentados os impactos sobre a renda das famílias baianas, por faixa de renda, dos choques na demanda das famílias beneficiárias do Bolsa Família em cada região considerada (o valor do choque pode ser encontrado na Tabela 1). É interessante observar que, mesmo que os principais destinatários desse programa de transferência de renda sejam as famílias mais pobres, ainda assim existe um impacto de geração de renda sobre todas as classes (com especial destaque para as famílias com renda de R\$ 400 a R\$ 1.600). Ou seja, a massa de renda gerada para as famílias desse último grupo chega a atingir quase R\$ 20 milhões (barras azuis), apenas pelos efeitos indiretos associados à contratação de mão de obra gerada pelo choque na demanda final na Bahia.

Vale destacar que os choques do Bolsa Família nas demais regiões também afetam a massa de renda das famílias baianas. Isso se dá pelo fato de os setores nas outras regiões demandarem bens intermediários de produtores do estado da Bahia para atender a essa nova demanda. Com isso, determinados setores na Bahia vão contratar mais, ampliando a massa de renda das famílias.

CONCLUSÃO

Este trabalho realizou um estudo sobre o impacto diferenciado da expansão do Programa Bolsa Família no contexto regional e setorial, com destaque para o estado da Bahia. É importante notar que os setores mais beneficiados por uma expansão da renda das famílias são aqueles que têm maior participação no consumo dessas famílias (serviços, alimentos e bebidas, transporte etc.). O choque agregado nacional relativo à expansão do Programa Bolsa Família no valor de R\$ 1,85 bilhão em 2009 teve impacto total de R\$ 5,17 bilhões no valor adicionado, considerando o modelo fechado de insumo e produto, com as famílias endogeneizadas.

A análise da expansão do programa por região aponta que a economia baiana se beneficia de maneira mais efetiva quando se considera o choque na sua própria economia. Ao avaliar os efeitos advindos dos impactos indiretos de choques nas outras regiões, percebe-se que sua magnitude é muito baixa. Isso pode ser um indicio de que, ao menos no que concerne a choques em outras regiões que possuem uma estrutura setorial semelhante à do consumo das famílias de baixa renda, a economia baiana é pouco afetada.

Adicionalmente, ao avaliar como a Bahia se relaciona com as demais regiões quanto à estrutura setorial, verifica-se que sua interdependência é muito mais importante com o Resto do Brasil do que com o Resto do Nordeste.

Por fim, foi possível identificar que existe um efeito indireto sobre a massa de renda das demais classes sociais em função do choque estudado. Ou seja, a expansão da renda explicada pelo Programa Bolsa Família tem impactos indiretos sobre a contratação de famílias de outros grupos de renda, efeito esse que outras técnicas de análise não necessariamente permitem identificar.

Como já mencionado anteriormente, um estudo desta natureza permite avaliar quais os reais benefícios de um choque na economia advindo de um programa de transferência de renda. Os efeitos

econômicos se devem ao aumento da demanda das famílias beneficiadas, derivado da sua expansão de renda. É necessária uma reflexão sobre em que medida o Programa Bolsa Família poderá ser expandido ainda mais, pois já se discute a dificuldade de encontrar os beneficiários que ainda não estão sendo atendidos. Ainda assim, este trabalho permitiu analisar de maneira mais completa os impactos positivos do programa sobre a economia baiana e sobre as demais regiões do país.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, L. O.; GUILHOTO, J. J. M. *Crescimento econômico e distribuição de renda: uma análise a partir das estruturas econômicas do Brasil contemporâneo*. [S.l.]: [s.n], 2006. (MPRA paper n, 38068). Disponível em: <<http://mpr.ub.uni-muenchen.de/38068/>>. Acesso em: 27 jul. 2013.
- AZZONI, C. R. et al. Social policies, personal and regional income inequality in Brazil: an I-O analysis. In: LOVE, J. L.; BAER, W. (Ed). *Brazil under Lula*. New York: Palgrave Macmillan, 2009. chapter thirteen, p. 243-261.
- BOURGUIGNON, F.; SPADARO, A. Microsimulation as a tool for evaluating redistributive policies. *Journal of Economic Inequality*, [S.l.], v. 4, p. 77-106, 2006.
- BRAUW, A. et al. The impact of Bolsa Família on women's decision-making power. *World Development*, [S.l.], v. 20, p. 1-18, 2013. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.02.003>>. Acesso em: 27 jul. 2013.
- CURY, S. et al. *The impacts of income transfer programs on income distribution and poverty in Brazil: an integrated microsimulation and computable general equilibrium analysis*. [Cambridge, USA]: Harvard University, 2010. (MPIA Working Paper 2010-20).
- FERRO, A. R.; KASSOUF, A. L.; LEVISON, D. The impact of conditional cash transfer programs on household work decisions in Brazil. In: AKEE, Randall. K. Q.; EDMONDS, Eric, V.; TATSIRAMOS, Konstantinos (Ed.). *Child labor and the transition between school and work*. [S.l.: s.n], 2010. p.193-218. (Research in labor economics, v. 31).
- GUILHOTO, J. J. M.; Camargo, F. S. *Employment and familiar agriculture agribusiness in the brazilian economy: an interregional Leontief-Miyazawa model approach*. [S.l.]: [s.n], 2008. (MPRA paper n. 40398). Disponível em: <<http://mpr.ub.uni-muenchen.de/40398/>>. Acesso em: 27 jul. 2013.
- HASEGAWA, M. M. et al. Economic interdependence between Paraná state and rest of Brazil: a Miyazawa analysis. In:

- INTERNATIONAL INPUT-OUTPUT CONFERENCE, 2., 2013, Kitakyushu. [Anais...] Kitakyushu: [s.n], 2013.
- LEONTIEF, W. Quantitative input-output relations in the economic systems of the United States. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, USA, n. 18, p. 25-105, 1936. *Metroeconomica*, Aug.-Dec., vol. 15, nos. 2-3.
- MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. *Input-output analysis: foundations and extensions*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 2009.
- MIYAZAWA, K. "Interindustry Analysis and the Structure of Income Distribution". *Quarterly Journal of Economics*, [S.l.], v. 74, n. 1, Feb. 1963.
- _____. *Input-output analysis and the structure of income distribution*. Berlin: Springer-Verlag, 1976.
- PEDROZO JR., E. *Efeitos de elegibilidade e condicionalidade do Programa Bolsa Família sobre a alocação de tempo dos membros do domicílio*. 2010. 120 f. Tese (Doutorado)-Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2010.
- SÁNCHEZ-AACOCHEA, D.; MATTEI, L. Bolsa Família, poverty and inequality: political and economic effects in the short and long run. *Global Social Policy*, Canadá, v. 11, n. 2/3, p. 299-318, 2011.
- SANTOS, R. A. C.; HADDAD, E. A. Uma análise de insumo-produto da distribuição interestadual da renda no Brasil. *Revista Economia*, [São Paulo], v. 8, n. 1, p. 121-138, jan./abr. 2007.
- SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Non-spatial government policies and regional income inequality in Brazil. *Regional Studies*, [S.l.], v. 45, n. 4, p. 453-461, Apr. 2011.
- SOARES, S. S. D. Bolsa Família, its design, its impacts and possibilities for the future. [S.l.]: [s.n], 2012. (Working paper, International Policy Centre for Inclusive Growth, n. 89).
- SOARES, S. S. D.; RIBAS, R. P.; OSÓRIO, R. G. Evaluating the impacts of Brazil's Bolsa Família. *Latin America Research Review*, [S.l.], v. 45, n. 2, p. 173-190, 2010.
- SOARES, S. S. D.; SÁTYRO, N. *O Programa Bolsa Família: desenho institucional, impactos e possibilidades futuras*. Brasília: IPEA, 2009. (texto para discussão, 1424).
- SOUZA, A. P. *Políticas de distribuição de renda no Brasil e o Bolsa Família*. São Paulo: FGV, 2011. (Textos para discussão, 281).
- TEIXEIRA, C. G. *A heterogeneity analysis of the Bolsa Família Programme effect on men and women's work supply*. [S.l.]: [s.n], 2010. (Working paper, International Policy Centre for Inclusive Growth, n. 61).

Artigo recebido em 15 de dezembro de 2013
e aprovado em 17 de fevereiro de 2014.

Anexo

Lista de códigos dos setores e suas denominações

Código	Denominação
1	Agricultura, silvicultura, exploração florestal
2	Pecuária e pesca
3	Petróleo e gás natural
4	Minério de ferro
5	Outros da indústria extrativa
6	Alimentos e Bebidas
7	Produtos do fumo
8	Têxteis
9	Artigos do vestuário e acessórios
10	Artefatos de couro e calçados
11	Produtos de madeira - exclusive móveis
12	Celulose e produtos de papel
13	Jornais, revistas, discos
14	Refino de petróleo e coque
15	Álcool
16	Produtos químicos
17	Fabricação de resina e elastômeros
18	Produtos farmacêuticos
19	Defensivos agrícolas
20	Perfumaria, higiene e limpeza
21	Tintas, vernizes, esmaltes e lacas
22	Produtos e preparados químicos diversos
23	Artigos de borracha e plástico
24	Cimento
25	Outros produtos de minerais não-metálicos
26	Fabricação de aço e derivados
27	Metalurgia de metais não-ferrosos
28	Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos
29	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos
30	Eletrodomésticos
31	Máquinas para escritório e equipamentos de informática
32	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos
33	Material eletrônico e equipamentos de comunicações
34	Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico
35	Automóveis, camionetas e utilitários
36	Caminhões e ônibus
37	Peças e acessórios para veículos automotores
38	Outros equipamentos de transporte
39	Móveis e produtos das indústrias diversas
40	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana
41	Construção
42	Comércio
43	Transporte, armazenagem e correio
44	Serviços de informação
45	Intermediação financeira e seguros
46	Serviços imobiliários e aluguel
47	Serviços de manutenção e reparação
48	Serviços de alojamento e alimentação
49	Serviços prestados às empresas
50	Educação mercantil
51	Saúde mercantil
52	Serviços prestados às famílias e associativas
53	Serviços domésticos
54	Educação pública
55	Saúde pública
56	Administração pública e seguridade social

Mensuração dos efeitos de mudanças climáticas na Bahia

Weslem Rodrigues Faria*

Eduardo Amaral Haddad**

* Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo (USP), mestre em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). elizabethmoura@hotmail.com

** Livre-docente pela Universidade de São Paulo (USP), pós-doutor pela University of Oxford (OX) e doutor em Economia pela University of Illinois - System (Uillinois).

Resumo

O artigo apresenta os efeitos de mudanças climáticas sobre a economia da Bahia. Os principais resultados indicaram uma variação negativa do PIB real da Bahia entre -0,028% e -0,114%, em um cenário, e entre -0,029% e -0,075% no outro. Estes dados, associados ao fato de que a Bahia possui produtividade agrícola de algumas culturas inferior à média nacional, sugerem que políticas públicas e privadas podem ser adotadas para mitigar os efeitos de mudanças climáticas e aumentar o desempenho, em termos de produção agrícola, relativo aos outros estados do Brasil (incentivo ao cultivo alternativo de algumas lavouras e medidas de estímulo para adaptação às mudanças climáticas). Os resultados foram obtidos a partir do desenvolvimento de um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) com especificação detalhada do uso da terra para a Bahia. Tal especificação foi incorporada no modelo de forma a considerar 13 distintos usos da terra. Para analisar os efeitos econômicos de mudanças climáticas, foi utilizada uma metodologia que integrou o EGC a um modelo econométrico. As simulações tiveram como referência informações de um período-base e de projeções e cenários climáticos do IPCC.

Palavras-chave: Mudanças climáticas. Bahia. Equilíbrio geral.

Abstract

The paper presents the effects of climate change on the economy of Bahia. The results indicated a negative change in real GDP of Bahia between -0.028% and -0.114% in one scenario and between -0.029% and -0.075% in another. This result together with the fact that Bahia has agricultural productivity of some crops below the national average suggests that public and private policies can be adopted to mitigate the effects of climate change and increase the performance, in terms of agricultural production, relative to other states. The results were obtained from a computable general equilibrium (CGE) model with detailed specification of land use for Bahia. This specification has been incorporated in order to consider 13 different land uses. In order to analyze the economic effects of climate change an integrated methodology between the CGE model and an econometric model was used. The simulations were based on information from a benchmark and climate projections and scenarios from IPCC.

Keywords: Climate change. Bahia. General equilibrium.

INTRODUÇÃO

O Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (IPCC)¹ tem publicado as principais informações referentes às previsões de variações de temperatura e precipitação. Para isso, algumas hipóteses são realizadas acerca do comportamento econômico, utilização de combustíveis fósseis, uso da terra e adoção de fertilizantes, iniciativas sociais, valorização do meio ambiente etc. Tais hipóteses correspondem a cenários cujas características são assumidas como de ocorrência ao longo do tempo. O Quadro 1 resume os principais cenários adotados pelo IPCC na geração das estimativas dos indicadores de mudanças climáticas.

sendo que o valor médio mais brando para o aquecimento global para o período 2090-2099 é de 1,8°C, relativo ao cenário B1, e o valor mais alto é igual 4°C, no cenário A1F1. Em razão da existência de um clima futuro mais quente, os modelos de previsão indicam que a precipitação aumenta de forma generalizada nas áreas de máxima precipitação tropical regional (e.g. regimes de monções) e sobre o pacífico tropical. Além disso, é prevista redução da precipitação nas regiões subtropicais e aumento em áreas de altas latitudes, em razão da intensificação do ciclo hidrológico global. São projetados aumentos das médias globais de vapor de água, evaporação e precipitação (MEEHL et al., 2007).

A1	Este cenário descreve um mundo de crescimento econômico rápido, crescimento populacional que atinge o pico em meados do século e rápida introdução de tecnologias novas e mais eficientes. Principais questões subjacentes são a convergência entre regiões, a capacitação e o aumento das interações culturais e sociais, com uma redução substancial das diferenças regionais na renda per capita.
A2	Este cenário é caracterizado por um mundo heterogêneo. A principal questão é a autossuficiência e a preservação das identidades locais. Padrões de fertilidade entre as regiões convergem muito lentamente, o que resulta no aumento contínuo da população. Desenvolvimento econômico é orientado primeiramente para a região, e o crescimento econômico per capita e as mudanças tecnológicas são mais fragmentados e mais lentos do que nos outros cenários.
B1	Este cenário descreve um mundo convergente com a mesma população global, que chega ao valor mais alto em meados do século e declina em seguida, assim como no cenário A1, mas com rápida mudança nas estruturas econômicas em direção a uma economia de serviços e informações, com reduções da intensidade do uso de materiais e a introdução de tecnologias limpas e de recursos tecnológicos mais eficientes. A ênfase é dada nas soluções globais para a sustentabilidade econômica, social e ambiental, incluindo a melhoria da equidade, mas sem iniciativas climáticas adicionais.
B2	Este cenário descreve um mundo em que a ênfase reside em soluções locais para a sustentabilidade econômica, social e ambiental. Neste mundo, a população global aumenta continuamente, mas a uma taxa inferior à prevista pelo cenário A2. Prevalecem níveis intermediários de desenvolvimento econômico, com mudanças tecnológicas menos rápidas e mais diversas do que nos cenários B1 e A1. Neste cenário, a orientação para a proteção ambiental e equidade social ocorre nos níveis local e regional.

Quadro 1
Resumo dos cenários do IPCC¹

Fonte: *Intergovernmental Panel on Climate Change* (2007).

Notas: 1) Este quadro sumariza os cenários do Relatório Especial do IPCC sobre Emissões.

2) A família de cenários A1 se desdobra em três grupos, que descrevem direções alternativas da mudança tecnológica no sistema energético.

Os três grupos A1 distinguem-se por sua ênfase tecnológica: intensiva em fósseis (A1F1), fontes de energia não fóssil (A1T) ou um equilíbrio entre todas as fontes (A1B).

Como base nos cenários que definem as hipóteses acerca da trajetória do mundo, estimativas de temperatura foram calculadas e divulgadas pelo IPCC. Os valores são reportados na Tabela 1. As estimativas variam de acordo com o cenário,

Com base em conjecturas de mudanças climáticas, como as apresentadas no Quadro 1 e na Tabela 1, alguns estudos tiveram como foco a análise dos efeitos de mudanças climáticas no Brasil, com resultados para o Nordeste e o estado da Bahia. Os primeiros desenvolvimentos foram realizados considerando a modelagem ricardiana da terra. Nesta metodologia, fatores biofísicos da terra, como tipos de solo e regimes de chuvas segundo estações, são levados em conta. O método de solução baseia-se em modelos econométricos em que os produtores

¹ Utiliza-se aqui o seguinte conceito de mudanças climáticas do IPCC: "Mudança climática é entendida como uma variação estatisticamente significativa em um parâmetro climático médio ou sua variabilidade, persistindo um período extenso (tipicamente décadas ou por mais tempo). A mudança climática pode ser devido a processos naturais ou forças externas ou devido a mudanças persistentes causadas pela ação do homem na composição da atmosfera ou do uso da terra" (www.ipcc.ch).

Tabela 1
Média de aquecimento global da superfície terrestre projetada para o século 21
(Mudança na temperatura em °C para o período 2090-2099 em relação ao período 1980-1999)

Cenários	Melhor estimativa	Intervalo provável
B1	1,8	1,1-2,9
A1T	2,4	1,4-3,8
B2	2,4	1,4-3,8
A1B	2,8	1,7-4,4
A2	3,4	2-5,4
A1FI	4	2,4-6,4

Fonte: *Intergovernmental Panel on Climate Change IPCC (2007)*.

objetivam maximizar suas funções de receita de acordo com a alocação da terra nos diferentes usos possíveis. Variáveis climáticas fazem parte do processo de decisão dos agentes. Alguns resultados preveem, via esta análise, queda do valor da terra no Brasil proporcionada pelo efeito conjunto do aumento de temperatura e variação na precipitação, ocorrendo de forma mais intensiva nos estados do Norte e Nordeste (SANGHI et al., 1997; SANGHI; MENDELSONH, 2008).

Usando essa metodologia, os resultados de outro estudo projetam, com base em cenários sobre temperatura e regimes de chuvas, que o aumento da temperatura no verão poderia elevar a alocação da terra em pastagem no Nordeste, principalmente em detrimento das áreas de floresta e cultura permanente. O aumento de temperatura no inverno, por outro lado, poderia causar redução da alocação da terra em pastagem, com aumento de áreas de floresta e de cultura temporária no Norte, Nordeste e Centro-Oeste (TIMMINS, 2006).

Nessa linha de modelagem econométrica, vale destacar ainda os resultados do trabalho de Feres, Reis e Speranza (2009), que buscou identificar o efeito de mudanças climáticas globais sobre a alocação do uso da terra no Brasil. Tal uso foi dividido entre lavoura, pasto e floresta, nos estabelecimentos agrícolas. Os autores basearam-se em resultados do modelo *Providing Regional Climates for Impact Studies (Precis)*, do CPTEC/INPE, sobre variação de temperatura e precipitação para os cenários de

emissões A2 e B2, do IPCC. Os principais resultados das simulações para a Região Nordeste apontam para uma forte redução de áreas de florestas/matras e um aumento das áreas de pastagem. Os dados sugerem que as mudanças climáticas têm como consequência a degradação das terras e a conversão de áreas de matras em pastos de baixa rentabilidade sobre as regiões da caatinga e do cerrado nordestino (sul do Maranhão, sul do Piauí e oeste da Bahia). Já as áreas de lavoura apresentam variações negativas significativas em dois períodos de simulação e aumento em outro.

Em termos de modelagem de equilíbrio geral computável (EGC), um grande estudo foi realizado para mensurar os efeitos de mudanças climáticas no Brasil. Tal trabalho, feito no âmbito de estudo da economia das mudanças climáticas, teve como base projeções macroeconômicas até o ano de 2050, que forneceram as condições de contorno da evolução da economia brasileira e mundial. A trajetória da economia nacional em nível setorial foi projetada de forma consistente com esta evolução da economia mundial e com os cenários de mudanças climáticas do IPCC, A2 e B2. Além das projeções macroeconômicas, a estratégia metodológica considerou um grande procedimento de integração de modelos, levando em projeções para agricultura e uso da terra, energia e demografia para alimentar o modelo EGC. Os resultados desse trabalho indicam uma redução de 0,1% e 0,7% no PIB da Bahia projetados para 2050, considerando a existência de mudanças climáticas dos cenários A2 e B2, respectivamente (MARGULIS; DUBEUX, 2010).

Vale ser destacado, por fim, um amplo estudo conduzido pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (2008), embora não tenha sido utilizado nenhum dos instrumentais econômicos mencionados anteriormente, mas sim análise de zoneamento de riscos climáticos para definir áreas aptas ou inaptas de cada tipo de lavoura e simulação de cenários climáticos para o Brasil, a partir do modelo climático *Precis*. Os resultados deste estudo acerca da avaliação dos efeitos do aquecimento global

sobre a configuração espacial da produção agrícola no Brasil indicaram que o aumento da temperatura pode provocar um prejuízo para o setor agrícola de R\$ 7,4 bilhões até 2020 e R\$ 14 bilhões até 2070. Foi previsto que a produção de alimentos pode ser bastante impactada. As áreas cultivadas com milho, arroz, feijão, algodão e girassol sofrerão

forte redução na Região Nordeste, com perda significativa da produção. A área correspondente ao agreste nordestino, responsável pela maior parte da produção regional de milho, e a região dos cerrados nordestinos – sul do Maranhão, sul do Piauí e oeste da Bahia – serão as mais atingidas. O estado da Bahia pode ainda ter perdas nas produções de algodão e feijão.

Em geral, esses estudos indicam que os efeitos de mudanças climáticas podem ser adversos sobre a economia, sendo mais ou menos intensos dependendo do cenário considerado. A apresentação dos resultados já encontrados dos efeitos de mudanças climáticas na Bahia e Restante do Brasil tem como objetivo retratar informações relevantes para contextualizar os possíveis resultados que podem ser obtidos neste trabalho. Vale destacar que os dados encontrados nas simulações e análises da próxima seção suscitam a necessidade da atenção das autoridades na formulação de políticas públicas que visem entender (e.g. o presente trabalho) e mitigar os efeitos de mudanças climáticas na Bahia (e.g. incentivo ao uso de técnicas mais avançadas e intensificação/alternância do cultivo de algumas lavouras). Tal necessidade surge principalmente devido a duas razões: i) elevar o potencial da produção agrícola do estado a partir da observação de suas principais vocações e dos custos impostos por este fenômeno; e ii) tornar a Bahia mais competitiva frente a outros estados do Brasil, isto é, aumentar a sua produtividade agrícola relativa.

O objetivo deste trabalho é apresentar resultados de projeções de mudanças climáticas sobre

O aumento da temperatura [aquecimento global] pode provocar um prejuízo para o setor agrícola de R\$ 7,4 bilhões até 2020 e R\$ 14 bilhões até 2070

a economia da Bahia e do Restante do Brasil utilizando um modelo EGC. Para analisar os efeitos econômicos de mudanças climáticas, foi utilizada uma estratégia de integração com os resultados de um modelo econométrico que estimou parâmetros da influência de variáveis climáticas sobre a alocação de terra entre diferentes usos.

Além desta introdução, o trabalho tem mais seis seções: i) uso da terra na Bahia; ii) metodologia; iii) banco de dados; iv) estratégia de integração do modelo EGC do uso da terra ao modelo econométrico; v) resultados; e vi) conclusão.

Uso da terra na Bahia

As tabelas 2 e 3 apresentam os padrões de uso da terra na Bahia e Restante do Brasil em 1996 e 2006, respectivamente. O objetivo é retratar e comparar o perfil de produção agrícola dessas duas regiões para auxiliar o melhor entendimento sobre o padrão de localização das atividades agrícolas. Dessa forma, tais informações podem ser relevantes no estabelecimento mais apropriado da ligação entre o uso da terra e o problema de pesquisa. A construção das tabelas foi feita com base nas informações dos censos agropecuários de 1996 e 2006 do IBGE.²

Cada tabela retrata o valor e a participação (%) da produção e da área colhida de cada cultura agrícola em ambas as regiões. Além disso, é apresentada também a participação da produção e da área colhida das culturas agrícolas da Bahia

² Vale observar que a atividade de bovinos e outros animais vivos possui elevada participação tanto na produção agrícola como na área total utilizada nas atividades agrícolas das regiões. Por exemplo, em 2006, segundo os dados do Censo Agropecuário, 52,8% de toda a área agrícola do estado da Bahia foi utilizada na atividade de bovinos e outros animais vivos. A atividade de extração vegetal e silvicultura também apresentou elevada participação relativa na área agrícola da Bahia (11,7%). No entanto, para facilitar a observação de determinados padrões com relação à produção agrícola, além de facilitar as comparações realizadas, apenas as atividades de culturas foram retratadas.

Tabela 2
Uso da terra na Bahia em 1996*

Tipos de uso da terra	Bahia				Restante do Brasil				Participação % da Bahia	
	Produção		Área colhida		Produção		Área colhida		Produção	Área colhida
	Valor	%	Valor	%	Valor	%	Valor	%		
1. Arroz em casca	58,6	0,9%	50,3	1,5%	7.989,3	2,1%	2.917,8	7,6%	0,7%	1,7%
2. Milho em grão	596,1	8,8%	544,1	16,7%	24.915,8	6,6%	9.904,4	25,8%	2,3%	5,2%
3. Trigo em grão e outros cereais	0,4	0,0%	0,3	0,0%	1.432,7	0,4%	842,4	2,2%	0,0%	0,0%
4. Cana-de-açúcar	1.483,2	21,8%	60,9	1,9%	263.533,1	69,4%	4.245,7	11,1%	0,6%	1,4%
5. Soja em grão	721,3	10,6%	355,1	10,9%	20.866,9	5,5%	8.885,2	23,2%	3,3%	3,8%
6. Mandioca	869,6	12,8%	211,4	6,5%	8.229,6	2,2%	1.004,1	2,6%	9,6%	17,4%
7. Fumo em folha	6,4	0,1%	10,1	0,3%	445,0	0,1%	289,0	0,8%	1,4%	3,4%
8. Algodão herbáceo	43,8	0,6%	101,4	3,1%	770,4	0,2%	509,3	1,3%	5,4%	16,6%
9. Frutas cítricas	336,7	5,0%	54,6	1,7%	13.805,1	3,6%	1.067,7	2,8%	2,4%	4,9%
10. Café em grão	95,6	1,4%	111,9	3,4%	2.742,6	0,7%	1.700,4	4,4%	3,4%	6,2%
11. Outros produtos e serviços da lavoura	2.588,3	38,1%	1.752,1	53,9%	35.078,6	9,2%	6.988,6	18,2%	6,9%	20,0%
Total	6.800,0	100,0%	3.252,2	100,0%	379.809,0	100,0%	38.354,5	100,0%	1,8%	7,8%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Agropecuario 1995-1996 (1998).
* Valores da produção em 1.000 toneladas e valores da área colhida em 1.000 hectares.

Tabela 3
Uso da terra na Bahia em 2006*

Tipos de uso da terra	Bahia				Restante do Brasil				Participação % da Bahia	
	Produção		Área colhida		Produção		Área colhida		Produção	Área colhida
	Valor	%	Valor	%	Valor	%	Valor	%		
1. Arroz em casca	21,6	0,2%	14,9	0,4%	9.424,8	1,7%	2.392,3	4,9%	0,2%	0,6%
2. Milho em grão	1.732,4	14,0%	725,9	19,2%	40.549,4	7,4%	10.993,0	22,4%	4,1%	6,2%
3. Trigo em grão e outros cereais	0,0	0,0%	0,0	0,0%	2.251,9	0,4%	1.297,5	2,6%	0,0%	0,0%
4. Cana-de-açúcar	2.721,5	22,0%	57,6	1,5%	381.443,2	69,9%	5.517,5	11,2%	0,7%	1,0%
5. Soja em grão	1.715,2	13,9%	630,6	16,7%	38.981,5	7,1%	15.010,0	30,6%	4,2%	4,0%
6. Mandioca	1.246,8	10,1%	321,3	8,5%	14.847,1	2,7%	2.375,9	4,8%	7,7%	11,9%
7. Fumo em folha	6,3	0,1%	6,4	0,2%	1.102,7	0,2%	561,1	1,1%	0,6%	1,1%
8. Algodão herbáceo	649,2	5,3%	188,5	5,0%	1.670,8	0,3%	589,5	1,2%	28,0%	24,2%
9. Frutas cítricas	573,4	4,6%	41,9	1,1%	13.180,2	2,4%	684,8	1,4%	4,2%	5,8%
10. Café em grão	145,7	1,2%	107,2	2,8%	2.214,8	0,4%	1.580,2	3,2%	6,2%	6,4%
11. Outros produtos e serviços da lavoura	3.536,5	28,6%	1.683,4	44,6%	40.160,9	7,4%	8.072,4	16,4%	8,1%	17,3%
Total	12.348,6	100,0%	3.777,7	100,0%	545.827,2	100,0%	49.074,1	100,0%	2,2%	7,1%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Agropecuario 2006 (2009).
* Valores da produção em 1.000 toneladas e valores da área colhida em 1.000 hectares.

nacionalmente em ambos os anos. Em 1995, as principais culturas da Bahia foram *outros produtos e serviços da lavoura* (38,1%) e *cana-de-açúcar* (21,8%), em termos de produção. Ressalte-se o elevado nível de produtividade³ relativa desta cultura, uma vez que apenas 1,9% do total de toda a

área colhida foi utilizado em sua produção. O resultado para o Restante do Brasil ratifica o fato de que a cultura de cana-de-açúcar possui elevado valor em termos de produtividade agrícola relativa. A última parte da Tabela 2 mostra que a Bahia, com relação a todas as culturas, possui participação (%) mais elevada nacionalmente da área colhida do que da produção. Isso quer dizer que no estado maior quantidade de área é necessária para

³ Considerando uma definição simples de produtividade como sendo o valor resultante da divisão entre produção e área colhida.

a produção de uma mesma quantidade de produto agrícola em comparação com o Restante do Brasil para todas as culturas. Por exemplo, de toda a área colhida na produção de *outros produtos e serviços da lavoura*, 20,0% encontra-se na Bahia. Porém, o estado produz apenas 6,9% do total desta cultura. Isso quer dizer que o Restante do Brasil consegue produzir uma mesma quantidade que a Bahia utilizando a mesma quantidade de terra.

A Tabela 3 apresenta as mesmas informações discutidas anteriormente, mas para o ano de 2006. Em relação ao período anterior, culturas como *milho em grão*, *soja em grão* e *algodão herbáceo* ganharam participação no total da produção da Bahia. O estado ainda reverteu à condição de possuir um nível de “produtividade agrícola” inferior em relação ao Restante do Brasil nas culturas de *soja em grão* e *algodão herbáceo*, embora tal nível, em termos gerais, seja ainda bem inferior. No entanto, de um olhar mais profundo das possíveis mudanças no padrão da produtividade agrícola entre 1996 e 2006 podem emergir algumas conclusões. Faria e Haddad (2013) encontraram evidências de que mudanças no padrão da produtividade agrícola entre estes dois períodos contribuíram para a redução das disparidades regionais no Brasil, uma vez que os estados mais afetados positivamente (em termos de nível de atividade econômica) por esta mudança encontram-se nas regiões Nordeste e Centro-Oeste.

Em termos práticos, as estruturas produtivas agrícolas das economias da Bahia e do Restante do Brasil condicionam os resultados encontrados das simulações para verificar os efeitos econômicos das mudanças climáticas. Economias mais intensivas na produção agrícola tendem a ser mais afetadas. No entanto, a maior produtividade agrícola contribui para a redução da vulnerabilidade frente a este fenômeno.

Estrutura do modelo

As estruturas produtivas agrícolas das economias da Bahia e do Restante do Brasil condicionam os resultados encontrados das simulações para verificar os efeitos econômicos das mudanças climáticas

O modelo Brazilian Land Use Energy (BLUE) foi derivado a partir do modelo B-MARIA-27, que serviu como base para a especificação das equações comportamentais e para a implementação computacional. A estrutura energética do modelo ENERGY-BR foi adotada para a incorporação dos produtos e setores de energia ao banco de dados do modelo (SANTOS, 2010). Em relação ao B-MARIA-27, o ENERGY-BR adotou uma abordagem setor \times setor de modelagem, que consiste na especificação das funções de produção dos setores de forma a permitir que cada setor produza apenas um produto. O detalhamento completo da estrutura e das características do modelo encontra-se em Faria (2012).

O modelo reconhece a economia de 27 regiões do Brasil, correspondentes às 27 unidades da Federação. Os resultados são baseados na abordagem *bottom-up*, em que resultados nacionais são obtidos a partir da agregação dos resultados regionais. O modelo identifica, em cada uma das 27 unidades da Federação, 42 produtos, sendo 13 relacionados à atividade da agropecuária, e nove, de energia. O sistema corresponde a uma relação atividade \times atividade, adotada para que o modelo pudesse observar o componente terra do valor adicionado de forma desagregada, tal qual na especificação dos produtos.

A escolha desta estrutura em termos da quantidade de produtos deveu-se à possibilidade de captação do relacionamento entre os diferentes usos da terra e os produtos agrícolas. Assim, tal estrutura do modelo permite que sejam considerados efeitos de transbordamentos do relacionamento sistêmico indireto de equilíbrio geral entre o uso da terra e os produtos de energia. A utilização de produtos desagregados de energia se justifica também por

permitir a obtenção de resultados em termos de emissões, o que representa um bom indicador a ser analisado em contexto de avaliação de efeitos econômicos de mudanças no clima. Isso também significa que emissões provenientes do uso indireto da terra também sejam consideradas, neste caso, via utilização de insumos energéticos.

BANCO DE DADOS

Dados relativos ao core do modelo

Os dados utilizados para calibrar o modelo, no que diz respeito ao fluxo inter-regional de comércio de insumos intermediários, demanda por investimentos, demanda das famílias, demanda dos governos regionais e federal, demanda por variação de estoque, exportações, remuneração dos insumos primários, demanda por margens de transporte e impostos, são relativos ao ano-base de 2007. O fluxo de comércio inter-regional dos insumos intermediários foi gerado a partir de um extenso procedimento que envolveu ampla coleta de dados, compatibilização das informações de diferentes institutos de pesquisa e validação das etapas empregadas e das informações obtidas em cada uma. Resumidamente, todo o conjunto de dados obtido e utilizado para completar uma etapa na trajetória de pesquisa foi trabalhado de forma a manter a consistência com as informações oficiais do novo sistema de contas nacionais (NSCN) do IBGE, em um estilo de abordagem *bottom-up*. Isto significa que os dados foram trabalhados a partir de escalas espaciais inferiores, sendo que, quando agregadas, deveriam representar de forma consistente o comportamento da escala regional superior em cada nível.

Dados do uso da terra

A especificação do uso da terra, tanto em termos da demanda quanto da oferta física, constitui

o ponto central do trabalho. Os dados utilizados nesta análise são referentes às informações do mais recente Censo Agropecuário, cujo ano-base é 2006, para as unidades da Federação (CENSO AGROPECUÁRIO 2006, 2009). Foram quatro os conjuntos de informações utilizados deste Censo: i) valor pago de arrendamento de terras pelos estabelecimentos; ii) área colhida, segundo classes da atividade agrícola; iii) utilização das terras nos estabelecimentos, por tipo de utilização, segundo os grupos e classes da atividade agrícola; e iv) valor das terras dos estabelecimentos. O primeiro conjunto de dados foi usado para calibrar as informações referentes à demanda por terra. O terceiro conjunto foi utilizado para calibrar as informações sobre a oferta física de terra. O segundo conjunto de informações forneceu informações úteis no processo de calibração, servindo como *proxy* em alguns casos. O último conjunto de dados foi utilizado no cálculo das elasticidades de substituição no processo de conversão de terra no lado da oferta.

ESTRATÉGIA DE INTEGRAÇÃO ENTRE A MODELAGEM EGC DO USO DA TERRA E A MODELAGEM DO USO DA TERRA ÀS VARIAÇÕES CLIMÁTICAS

Para verificar os efeitos econômicos de mudanças climáticas a partir da modelagem desenvolvida neste trabalho, foi utilizada uma estratégia de integração em que os resultados de um modelo econométrico do uso da terra foram acoplados ao modelo EGC para a geração dos resultados. Tal modelo econométrico, desenvolvido nos estudos de Féres, Reis e Speranza (2009) e Barbosa (2011), considerou em sua especificação os efeitos de variação e temperatura sobre a alocação de terra de diferentes categorias de uso. O detalhamento completo da estratégia de integração entre as duas modelagens pode ser encontrado em Faria (2012).

Para a utilização das elasticidades da alocação da terra às mudanças climáticas foi elaborada a

hipótese de que as decisões ótimas dos agentes representativos do modelo EGC são consistentes com as decisões ótimas do agente representativo da especificação econométrica. Neste sentido, apenas os elementos climáticos são considerados para fazer a integração, *ceteris paribus* os outros elementos levados em conta na especificação econométrica. O modelo EGC foi calibrado com elasticidades construídas a partir dos parâmetros estimados por Barbosa (2011). A forma de integração ocorreu adicionando-se termos tecnológicos exógenos na função de demanda por terra no modelo EGC para introduzir as variações percentuais na temperatura e precipitação dos cenários climáticos. Tais termos são multiplicados pelos seus correspondentes vetores de elasticidades regionais de cada cultura. A introdução destes termos teve como objetivo promover deslocamentos da função de demanda por terra em razão de variações climáticas.

As informações das variáveis climáticas são relativas à base de dados da Climatic Research Unit (CRU/University of East Anglia), e as projeções de temperatura e precipitação para o período de 2010 a 2099, considerado no presente trabalho, advêm do modelo regionalizado Precip, do CPTEC/INPE.

Na construção dos choques, primeiramente foram calculadas as médias estaduais a partir das informações microrregionais da CRU e das projeções das variáveis climáticas. Em seguida, foram obtidas as variações percentuais das médias trimestrais dos valores das projeções, tanto da temperatura quanto da precipitação, em relação aos valores das médias trimestrais da CRU para ambos os cenários, A2 e B2. Em outras palavras, para cada intervalo de tempo, 2010-2039, 2040-2069 e 2070-2099, foram calculadas as variações percentuais das projeções trimestrais em relação aos dados trimestrais do período 1975-2005. Como os valores necessários para a geração dos choques deviam refletir o ambiente anual das variáveis climáticas, foi realizado, por fim, o cálculo dos valores médios de temperatura e precipitação em cada cenário e período de previsão, com base nas informações trimestrais das estações.

RESULTADOS

A Tabela 4 apresenta os resultados das simulações dos efeitos de mudanças climáticas para os três intervalos de tempo e ambos os cenários, A2 e B2. Vale destacar novamente que tais simulações tiveram como base as variações de temperatura e precipitação para os três períodos de tempo em relação aos dados regionais de temperatura e precipitação do período 1975-2005.⁴ Em geral, percebe-se que, nos dois cenários, os efeitos de mudanças climáticas tornam-se mais intensos à medida que o intervalo de tempo analisado tem horizonte mais distante. Nenhuma das variáveis apresentou mudança no sinal ao longo das simulações. Isso reforça a robustez do modelo na geração dos resultados. Além disso, os resultados do cenário B2, o qual prevê efeitos de mudanças climáticas mais brandas, têm magnitude menor do que os do cenário A2, em geral. Para o intervalo de tempo mais próximo, isto é, para o período 2010-2039, tem-se que os resultados de ambos os cenários são mais próximos do que para os intervalos posteriores. Isto indica que, à medida que o tempo avança, os efeitos de mudanças climáticas

Tabela 4
Impactos regionais de longo prazo do efeito de mudanças climáticas
(PIB real em %)

Cenário	Período	Bahia	Restante do Brasil
A2	2010-39	-0,028	-0,025
	2040-69	-0,059	-0,055
	2070-99	-0,114	-0,107
B2	2010-39	-0,029	-0,026
	2040-69	-0,051	-0,047
	2070-99	-0,075	-0,07

Fonte: Elaboração própria.

⁴ Foi utilizado nos exercícios de simulação o fechamento de longo prazo. O fechamento corresponde a hipóteses admitidas para o ambiente econômico. No fechamento de longo prazo, por exemplo, o capital é permitido variar endogenamente entre produtos e regiões, crescendo a mesma taxa do investimento. No mercado do fator terra, a oferta permanece exógena, uma vez que não faz sentido, pelo menos neste trabalho, que terra seja gerada regionalmente. O detalhamento completo acerca das hipóteses de simulação encontra-se em Faria (2012).

mostram-se mais evidentes, como reflexo das hipóteses admitidas em cada um dos cenários.

Para a apresentação dos resultados, apenas identificando o estado da Bahia e o Restante do Brasil, foi realizado um procedimento adicional: os resultados para o Restante do Brasil correspondem à média dos impactos nos outros estados do Brasil. Os impactos médios que representam os resultados do Restante do Brasil consideraram em seu cálculo a ponderação dos resultados regionais pela matriz de produção da economia. Portanto, os resultados desta região são formados pela situação “média” dos demais estados do Brasil.

Tanto o estado da Bahia quanto o Restante do Brasil apresentam redução do PIB real devido às mudanças climáticas, mais intensamente no primeiro estado do que na segunda região. A principal razão para a redução do PIB observada nas duas regiões é a queda, na média, no nível de atividade e remuneração dos fatores primários de produção. As variações de temperatura e precipitação funcionam como um fator de “perda” de produtividade agrícola. Com isso, a produção agrícola necessita que mais terra seja empregada para manter o mesmo nível de produção. Com a utilização mais intensiva do fator terra na produção, a sua remuneração tende a ser positiva, em detrimento do uso dos outros fatores primários (trabalho e capital), que se tornam mais caros. Portanto, as mudanças climáticas, neste ambiente de simulação com modelagem EGC do uso da terra, tornam o uso da terra mais intensivo, o que aumenta a competição por este uso entre os usos possíveis. A redução da renda do trabalho tem como consequência, por exemplo, a diminuição do consumo das famílias, a redução do retorno do capital e a diminuição dos investimentos. Isso afeta negativamente e de forma generalizada a economia das duas regiões.

Vale destacar também alguns fatos relacionados às magnitudes dos efeitos das mudanças climáticas.

As variações de temperatura e precipitação funcionam como um fator de “perda” de produtividade agrícola

O PIB real apresentou variação negativa cada vez mais intensa à medida que os períodos de tempo se tornaram mais distantes. Para o estado da Bahia, na simulação para o período 2010-39, foi projetada uma variação de -0,028% do PIB no cenário A2, e -0,114% para o período 2070-99, também neste cenário. Em relação ao cenário B2, apenas o resultado para o período 2070-99 é mais distinto do resultado do cenário A2 (-0,075%). Isso ocorre em razão de os efeitos de mudanças climáticas serem mais evidentes sobre hipóteses distintas à medida que o horizonte de tempo se torna mais longo. As reduções do PIB real da Bahia significam custos de R\$ 120,9 milhões e R\$ 79,7 milhões nos cenários A2 e B2, respectivamente, considerando o horizonte de tempo mais distante (2070-99), em termos do PIB deste estado em 2007.

Comparando estes resultados com aqueles encontrados no estudo *Economia da Mudança do Clima no Brasil* (MARGULIS; DUBEUX, 2010), tem-se que, no presente trabalho, as magnitudes são menores. Neste, foram projetadas reduções de 0,1% e 0,7% do PIB nos cenários A2 e B2, respectivamente, em 2050. A diferença entre os resultados deve-se, principalmente, a dois elementos: i) neste estudo, foram considerados os efeitos de mudanças climáticas não apenas sobre o uso da terra. Outros modelos forneceram informações, tais como projeções demográficas, do uso de energia e da produtividade agrícola, que foram consideradas na modelagem econômica do estudo nacional. Portanto, outros contextos da influência das mudanças climáticas foram assimilados na estratégia de avaliação dos efeitos de mudanças climáticas sobre a economia; e ii) hipóteses distintas foram consideradas por cada estudo na forma de implementar a influência das mudanças climáticas sobre o uso da terra na modelagem econômica. No caso da *Economia das Mudanças Climáticas*, foi utilizada uma estratégia em que os efeitos de mudanças climáticas sobre o uso da terra seriam transformados em

uma medida tecnológica, para implementação do modelo econômico. No caso do presente estudo, é detalhada a estrutura do uso da terra, com a definição das distintas possibilidades de emprego deste fator, e de um sistema em que a demanda e a oferta de terra são interligadas. Além disso, no presente trabalho, é realizada uma estratégia de integração de modelos para a avaliação dos efeitos econômicos das mudanças climáticas.

As tabelas 5 e 6 apresentam os resultados dos efeitos de mudanças climáticas sobre o nível de atividade das economias baiana e do Restante do Brasil. Percebe-se que as mudanças climáticas afetam negativamente a maioria das atividades da economia da Bahia, em especial as atividades de *arroz em casca, trigo em grão e outros cereais e bovinos e outros animais vivos*. A maioria das outras atividades agrícolas apresentou impactos positivos, embora inferiores aos valores negativos das atividades citadas anteriormente. Os modelos EGC têm a capacidade de estabelecer relacionamentos sistêmicos entre as atividades produtivas e regiões. Desta forma, ocorrem efeitos de substituição na economia entre as atividades da mesma região e outras de outras regiões. Como algumas atividades agrícolas tiveram efeitos negativos fortes, outras se beneficiaram com o aumento da oferta de fatores de produção antes empregados naquelas atividades. Por exemplo, a redução do nível de atividade de *bovinos e outros animais vivos* implica que mais terra está disponível para ser utilizada por outras atividades agrícolas (Tabela 5).

O resultado do Restante do Brasil, por outro lado, retrata a situação “média” dos outros estados brasileiros. Portanto, as mudanças climáticas têm como efeito a redução generalizada do nível de atividade no contexto médio nacional, retirando a Bahia. Isso quer dizer que efeitos de substituição entre fatores de produção, por exemplo, são insuficientes para contrabalancear os impactos negativos sistêmicos proporcionados pelas mudanças climáticas (Tabela 6).

Além disso, as atividades não agrícolas mais afetadas negativamente foram *alimentos e bebidas*.

No caso da Bahia, além destas atividades, *produtos químicos*, e no caso do Restante do Brasil, *álcool*. Tais setores possuem forte ligação na cadeia produtiva com as atividades agrícolas, sendo importantes fornecedores de matéria-prima na produção de alimentos, álcool e produtos químicos.

CONCLUSÕES

O trabalho teve como objetivo apresentar resultados da aplicação do modelo BLUE para avaliar os efeitos de mudanças climáticas sobre a economia da Bahia. Tais resultados são importantes, uma vez que as mudanças climáticas exigem cada vez mais dos planejadores de política pública e do setor privado medidas adaptativas para mitigar os seus efeitos negativos sobre a economia (e.g. produção agrícola e setor de alimentos e bebidas).

Os resultados alcançados foram construídos a partir de uma metodologia EGC com estrutura detalhada do uso da terra. O aprimoramento metodológico significa um avanço no sentido de capacitar métodos de análise econômica para avaliar efeitos de fenômenos climáticos. O avanço realizado na metodologia EGC acresce valor também, uma vez que esses modelos possuem grande virtude na obtenção de efeitos sistêmicos sobre atividades e regiões.

Os principais resultados encontrados indicam que as mudanças climáticas, em geral, têm efeitos negativos sobre a economia da Bahia. Para que os resultados fossem obtidos mais adequadamente, foi permitida ao modelo a interdependência deste estado com o Restante do Brasil. Dados descritivos sobre o uso da terra na Bahia indicam que o estado ainda possui uma “defasagem” em termos de produtividade agrícola em relação ao Restante do Brasil. Tal fato pode sugerir que a Bahia apresenta uma vulnerabilidade maior às mudanças climáticas do que a média dos outros estados do Brasil em termos de produção agrícola. No entanto, a comparação das informações do uso da terra na Bahia indica que, entre 1996 e 2006, houve

Tabela 5
Resultados de longo prazo dos efeitos de mudanças climáticas sobre a Bahia
(nível de atividade em %)

Ordem	Atividades	A2			B2		
		2010-39	2040-69	2070-99	2010-39	2040-69	2070-99
C1	Arroz em casca	-1,911	-4,141	-8,063	-1,980	-3,542	-5,282
C2	Milho em grão	0,136	0,296	0,578	0,141	0,253	0,378
C3	Trigo em grão e outros cereais	-0,467	-1,007	-1,951	-0,483	-0,863	-1,282
C4	Cana-de-açúcar	0,216	0,468	0,914	0,223	0,400	0,597
C5	Soja em grão	0,090	0,195	0,383	0,093	0,167	0,249
C6	Outros produtos e serviços da lavoura	0,037	0,082	0,168	0,038	0,070	0,106
C7	Mandioca	0,183	0,399	0,783	0,190	0,341	0,510
C8	Fumo em folha	0,038	0,082	0,161	0,039	0,070	0,105
C9	Algodão herbáceo	0,033	0,073	0,145	0,035	0,062	0,093
C10	Frutas cítricas	0,103	0,222	0,433	0,106	0,190	0,283
C11	Café em grão	0,094	0,204	0,402	0,097	0,175	0,261
C12	Produtos da exploração florestal e da silvicultura	-0,084	-0,182	-0,352	-0,087	-0,156	-0,231
C13	Bovinos e outros animais vivos	-0,434	-0,941	-1,833	-0,450	-0,806	-1,200
C14	Petróleo, gás natural e carvão mineral	0,018	0,040	0,079	0,019	0,034	0,051
C15	Minério de ferro, minerais metálicos não ferrosos e minerais não metálicos	-0,010	-0,022	-0,040	-0,011	-0,019	-0,027
C16	Alimentos e bebidas	-0,098	-0,212	-0,413	-0,102	-0,182	-0,271
C17	Produtos têxteis	-0,007	-0,014	-0,026	-0,007	-0,012	-0,018
C18	Papel e celulose	-0,025	-0,053	-0,103	-0,026	-0,046	-0,068
C19	Refino e produtos do petróleo	-0,003	-0,006	-0,010	-0,003	-0,005	-0,007
C20	Álcool	-0,008	-0,016	-0,030	-0,008	-0,014	-0,020
C21	Produtos químicos	-0,014	-0,031	-0,058	-0,015	-0,026	-0,039
C22	Cimento	-0,001	-0,003	-0,006	-0,002	-0,003	-0,004
C23	Outros produtos minerais não metálicos	-0,008	-0,016	-0,030	-0,008	-0,014	-0,020
C24	Ferro e aço	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
C25	Metalurgia dos não ferrosos	0,011	0,025	0,051	0,012	0,021	0,032
C26	Produtos de metal, máquinas e equipamentos, automóveis e peças	-0,010	-0,021	-0,039	-0,010	-0,018	-0,027
C27	Outros produtos manufaturados, incluindo vestuário, eletrodomésticos e móveis	-0,014	-0,030	-0,058	-0,015	-0,026	-0,038
C28	Hidroeletricidade	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
C29	Termoeletricidade — combustível fóssil	-0,004	-0,008	-0,014	-0,004	-0,007	-0,010
C30	Termoeletricidade — carvão	-0,030	-0,063	-0,116	-0,031	-0,054	-0,079
C31	Termoeletricidade — diesel	-0,004	-0,009	-0,016	-0,004	-0,008	-0,011
C32	Termoeletricidade — gás natural	-0,001	-0,002	-0,003	-0,001	-0,001	-0,002
C33	Termoeletricidade — cana-de-açúcar	-0,007	-0,015	-0,028	-0,008	-0,013	-0,019
C34	Termoeletricidade — outras fontes	-0,001	-0,002	-0,003	-0,001	-0,001	-0,002
C35	Transmissão e distribuição de eletricidade	-0,013	-0,028	-0,054	-0,013	-0,024	-0,035
C36	Distribuição urbana de gás natural	-0,001	-0,001	-0,002	-0,001	-0,001	-0,001
C37	Provisão de água e esgoto	-0,016	-0,035	-0,067	-0,017	-0,030	-0,044
C38	Construção	-0,010	-0,021	-0,039	-0,010	-0,018	-0,026
C39	Comércio	-0,016	-0,035	-0,066	-0,017	-0,030	-0,044
C40	Transporte e correio	-0,015	-0,031	-0,060	-0,015	-0,027	-0,040
C41	Serviços	-0,018	-0,038	-0,073	-0,019	-0,033	-0,049
C42	Serviços públicos	-0,025	-0,054	-0,105	-0,026	-0,046	-0,069

Fonte: Elaboração própria.

MENSURAÇÃO DOS EFEITOS DE MUDANÇAS CLIMÁTICAS NA BAHIA

Tabela 6
Resultados de longo prazo dos efeitos de mudanças climáticas sobre o Restante do Brasil
 (nível de atividade em %)

Ordem	Atividades	A2			B2		
		2010-39	2040-69	2070-99	2010-39	2040-69	2070-99
C1	Arroz em casca	0,005	0,011	0,022	0,005	0,009	0,014
C2	Milho em grão	-0,165	-0,356	-0,690	-0,170	-0,304	-0,453
C3	Trigo em grão e outros cereais	-0,397	-0,859	-1,669	-0,412	-0,736	-1,095
C4	Cana-de-açúcar	-0,004	-0,009	-0,017	-0,004	-0,008	-0,011
C5	Soja em grão	-0,252	-0,548	-1,073	-0,262	-0,469	-0,700
C6	Outros produtos e serviços da lavoura	-0,073	-0,158	-0,312	-0,075	-0,135	-0,203
C7	Mandioca	-0,058	-0,126	-0,243	-0,061	-0,108	-0,160
C8	Fumo em folha	-0,015	-0,033	-0,064	-0,016	-0,028	-0,042
C9	Algodão herbáceo	-0,010	-0,022	-0,043	-0,010	-0,019	-0,028
C10	Frutas cítricas	-0,022	-0,047	-0,092	-0,023	-0,041	-0,060
C11	Café em grão	-0,329	-0,710	-1,371	-0,341	-0,608	-0,903
C12	Produtos da exploração florestal e da silvicultura	-0,028	-0,061	-0,119	-0,029	-0,052	-0,077
C13	Bovinos e outros animais vivos	-0,011	-0,023	-0,043	-0,012	-0,020	-0,029
C14	Petróleo, gás natural e carvão mineral	0,000	-0,001	-0,002	-0,001	-0,001	-0,001
C15	Minério de ferro, minerais metálicos não ferrosos e minerais não metálicos	0,008	0,018	0,035	0,009	0,015	0,023
C16	Alimentos e bebidas	-0,082	-0,177	-0,345	-0,084	-0,151	-0,225
C17	Produtos têxteis	-0,007	-0,015	-0,030	-0,007	-0,013	-0,020
C18	Papel e celulose	-0,014	-0,030	-0,059	-0,014	-0,026	-0,039
C19	Refino e produtos do petróleo	-0,002	-0,004	-0,008	-0,002	-0,004	-0,005
C20	Álcool	-0,034	-0,074	-0,145	-0,036	-0,064	-0,095
C21	Produtos químicos	-0,013	-0,029	-0,056	-0,014	-0,025	-0,037
C22	Cimento	-0,010	-0,021	-0,041	-0,010	-0,018	-0,027
C23	Outros produtos minerais não metálicos	-0,005	-0,011	-0,022	-0,005	-0,010	-0,015
C24	Ferro e aço	0,003	0,006	0,011	0,003	0,005	0,007
C25	Metalurgia dos não ferrosos	0,012	0,026	0,052	0,013	0,023	0,034
C26	Produtos de metal, máquinas e equipamentos, automóveis e peças	0,000	-0,001	-0,002	0,000	-0,001	-0,001
C27	Outros produtos manufaturados, incluindo vestuário, eletrodomésticos e móveis	-0,004	-0,008	-0,016	-0,004	-0,007	-0,010
C28	Hidroeletricidade	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
C29	Termoeletricidade — combustível fóssil	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,000
C30	Termoeletricidade — carvão	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
C31	Termoeletricidade — diesel	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
C32	Termoeletricidade — gás natural	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
C33	Termoeletricidade — cana-de-açúcar	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,000
C34	Termoeletricidade — outras fontes	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
C35	Transmissão e distribuição de eletricidade	-0,010	-0,023	-0,044	-0,011	-0,019	-0,029
C36	Distribuição urbana de gás natural	0,000	-0,001	-0,001	0,000	-0,001	-0,001
C37	Provisão de água e esgoto	-0,009	-0,020	-0,039	-0,010	-0,017	-0,026
C38	Construção	-0,012	-0,025	-0,049	-0,012	-0,021	-0,032
C39	Comércio	-0,019	-0,040	-0,078	-0,019	-0,034	-0,051
C40	Transporte e correio	-0,013	-0,028	-0,054	-0,013	-0,024	-0,035
C41	Serviços	-0,014	-0,030	-0,058	-0,014	-0,025	-0,038
C42	Serviços públicos	-0,020	-0,044	-0,087	-0,021	-0,038	-0,057

Fonte: Elaboração própria.

aumento da produtividade de algumas culturas na Bahia comparativamente ao Restante do Bahia. Além disso, os resultados das simulações com o modelo mostram que, devido a efeitos de substituição entre fatores de produção, nem todas as culturas agrícolas têm projeção de serem afetadas negativamente com as mudanças climáticas. Esse dado considera a interdependência na cadeia produtiva com as outras atividades do Restante do Brasil, o que também pode explicar, em parte, este resultado.

Embora nem todas as atividades agrícolas da Bahia sejam afetadas negativamente, mudanças constantes ocorrem na economia, e procedimentos que visam a mitigar os efeitos de mudanças climáticas estão cada vez mais presentes (e.g. avanços tecnológicos, políticas públicas, modos de produção alternativos e que preveem adaptação). Com isso, algumas regiões podem se capacitar/adaptar com maior eficiência à presença destes fenômenos, de forma a reduzir seus impactos e custos econômicos em relação a outras regiões. Sugere-se a adoção de políticas, também em termos regionais, que visam a entender e, posteriormente, reduzir os efeitos das mudanças climáticas sobre a economia. Dentre outras formas, a adoção de culturas alternativas e de maior rentabilidade e adaptação do modo de produção são sugestões para incrementar a produção agrícola regional. Com isso, a Bahia pode minimizar perdas relativas às outras regiões que adotam com mais intensidade medidas que visam diminuir os efeitos de mudanças climáticas.

REFERÊNCIAS

BARBOSA, E. C. P. *Mudanças climáticas e o padrão do uso do solo no Brasil*. 2011. 78 f. Dissertação (Mestrado)-Instituto de Pesquisas Econômicas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2011.

CENSO AGROPECUÁRIO 2006: Brasil, grandes regiões e unidades da Federação. Rio de Janeiro: IBGE, 2009. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/>

[economia/agropecuaria/censoagro/default.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/default.shtm)>. Acesso em: 28 out. 2013.

CENSO AGROPECUÁRIO 1995-1996: BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, 1998.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. *Aquecimento global e a nova geografia da produção agrícola no Brasil*. Brasília: EMBRAPA, 2008. Disponível em: <<http://www.embrapa.br/publicacoes/tecnico/aquecimentoglobal.pdf>>. Acesso em: 28 out. 2013.

FARIA, W. R. *Modelagem e avaliação de fenômenos relacionados ao uso da terra no Brasil*. 2012. 192 f. Tese (Doutorado)-Instituto de Pesquisas Econômicas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

FARIA, W. R.; HADDAD, E. A. Modelagem do uso da terra e efeitos da mudança na produtividade agrícola entre 1996 e 2006. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 11., 2013, Foz do Iguaçu. *Anais...* Foz do Iguaçu: ABER, p. 1-20, 2013.

FÉRES, J.; REIS, E.; SPERANZA, J. Mudanças climáticas globais e seus impactos sobre os padrões de uso do solo no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu. *Anais...* Foz do Iguaçu: ANPEC, p. 1-19, 2009.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. Cambridge, USA: Cambridge University Press; IPCC, 2007.

MARGULIS, S.; DUBEUX, C. B. S. *Economia da mudança do clima no Brasil: custos e oportunidades*. São Paulo: IBEP Gráfica, 2010. Disponível em: <http://www.economiadoclima.org.br/files/biblioteca/Economia_do_clima.pdf>. Acesso em: 28 out. 2013.

MEEHL, G. A. et al. Z. C. Global climate projections. In: SOLOMON, S. et al. (Ed.). *Climate Change 2007: the physical science basis*. Cambridge, USA: Cambridge University Press; IPCC, 2007.

Richard, B. A. et al. Summary for policymakers. In: SOLOMON, S. et al. (Ed.). *Climate Change 2007: the physical science basis*. Cambridge, USA: Cambridge University Press; IPCC, 2007.

SANGHI, A. et al. Global warming impacts on Brazilian agriculture: estimates of the Ricardian model. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 1, n. 1, p. 7-33, 1997.

SANGHI, A.; MENDELSON, R. The impacts of global warming on farmers in Brazil and India. *Global Environmental Change*, [S.l.], v. 18, n. 4, p. 655-665, 2008.

MENSURAÇÃO DOS EFEITOS DE MUDANÇAS CLIMÁTICAS NA BAHIA

SANTOS, G. F. *Política energética e desigualdades regionais na economia brasileira*. 2010. 192 f. Tese (Doutorado)-Instituto de Pesquisas Econômicas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

TIMMINS, Christopher. Endogenous land use and the Ricardian valuation of climate change. *Environmental & Resources Economics*, [S.l.], v. 33, n. 1, p. 119-142, 2006.

Artigo recebido em 10 de dezembro de 2013
e aprovado em 20 de fevereiro de 2014.

Crime e desorganização familiar no estado da Bahia

*Daniel Souza Costa**

*Gervásio Ferreira dos Santos***

*Daniel Silva Antunes de Carvalho****

*João Gabriel Rosas Vieira*****

* Mestre e graduado em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA), danszcosta@bol.com.br

** Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo (USP) e mestre em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). Professor adjunto do Departamento de Economia da UFBA e pesquisador do Grupo de Pesquisas em Economia Aplicada da UFBA. gervasios@ufba.br

*** Graduado e mestrando em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA).

dan1elsilva@hotmail.com

**** Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). vierrinha@hotmail.com

Resumo

O objetivo do trabalho é verificar empiricamente a influência da estrutura familiar nas taxas de homicídios dos municípios do estado da Bahia. O contraste entre a melhora do cenário socioeconômico e o significativo aumento das taxas de homicídios deixou uma lacuna na explicação sobre as causas do crime no estado nos últimos anos. Para modelar o fenômeno do crime, partiu-se da teoria racional do crime e da sua interface com elementos de viés sociológicos referentes à teoria da desorganização social. Um banco de dados em painel, considerando 415 municípios baianos nos anos de 2000 e 2010, foi utilizado para realizar as estimações econométricas. Neste banco de dados, as variáveis de estrutura familiar utilizadas foram defasadas em dez anos para capturar os aspectos demográficos intergeracionais presentes na composição das famílias do estado. Os resultados indicaram que as variáveis de estrutura familiar tiveram um efeito explicativo considerável sobre as taxas de homicídios no estado da Bahia. Desse modo, esses resultados podem ser utilizados para análise e avaliação de políticas de prevenção ao crime no estado, com base no controle social e estruturação familiar

Palavras-chave: Economia do crime. Estrutura familiar. Taxas de homicídio.

Abstract

The objective is to empirically examine the influence of family structure in homicide rates of the municipalities of the state of Bahia. The contrast between the improvement of the socio-economic scenario and the significant increase in homicide rates has left a gap in the explanation of the causes of crime in the state in recent years. To model the phenomenon of crime, the rational theory of crime and its interface with elements of sociological bias related to social disorganization theory. A database panel considering 415 municipalities of state of Bahia in 2000 and 2010 years, was used to perform the econometric estimations. In this database, the variables of family structure were lagged by 10 years to capture the intergeracionais demographic aspects in the composition of households in the state. The results indicated that the variables of family structure had a significant explanatory effect on homicide rates in the state of Bahia. Thus, the results of the work can be used for analysis and evaluation of crime prevention policies in the state, based on social control and family structure.

Keywords: Economics of crimes. Familiar structure. Homicides rates.

INTRODUÇÃO

A segurança pública no Brasil é uma área que se torna cada vez mais prioritária em todas as esferas de governo e em todos os nichos da sociedade. Essa prioridade se deve ao fato de que na última década a violência alcançou os maiores níveis históricos no país. Dentre todos os estados do país, a Bahia apresentou a maior variação. De 2000 para 2010, a taxa de homicídios, representada pelo número de homicídios para cada 100 mil habitantes, mais que quadruplicou, fazendo que o estado passasse da 23^a para a sétima posição no ranking dos mais violentos do Brasil. Este fenômeno de aumento expressivo da violência no estado da Bahia tem chamado a atenção de pesquisadores de todo o Brasil e tem sido alvo de preocupações das autoridades locais e de formuladores de políticas públicas.

O crescimento da violência nas últimas décadas não chama a atenção por si só. Houve um grande aumento da taxa de homicídios entre 2000 e 2010, mas também uma significativa melhora nos indicadores socioeconômicos do estado da Bahia e do país. Essa melhora se deu em função do cenário econômico mais favorável e da ampliação de políticas sociais que transferiram renda para uma grande parte da população carente. Esse quadro vai de encontro à ampliação dos níveis de criminalidade, uma vez que a melhora das condições de vida da população deveria atuar como um desincentivo à prática de crimes.

O contraste entre o aprimoramento do cenário socioeconômico e o significativo aumento das taxas de homicídios no estado da Bahia deixou uma lacuna na explicação sobre as causas do crime nos últimos anos. Por conta dessa lacuna, o problema de pesquisa que se coloca é: a estrutura familiar de 1991 e 2000 teve efeito causal sobre as taxas de homicídio entre 2000 e 2010 nos municípios da Bahia? Para dar resposta a esta pergunta, o objetivo do presente trabalho é isolar o efeito da estrutura familiar na determinação do crime nos municípios

do estado. A importância da introdução de variáveis de estrutura familiar deve-se a que os homicídios se concentram majoritariamente nos estratos mais jovens da população. Sendo a família um destacado fator de influência, controle e direcionamento dos jovens, um núcleo familiar desestruturado aumentaria a probabilidade de os jovens cometerem crimes. Desse modo, serão consideradas nesse trabalho como variáveis de estrutura familiar o percentual de crianças entre 5 e 15 anos filhas de mães adolescentes e o percentual de crianças entre 5 e 15 anos criadas só pela mãe, ambas com defasagens de dez anos, em um painel de dados com 415 municípios do estado da Bahia entre 2000 e 2010. Os resultados do presente trabalho podem ser utilizados para o delineamento de políticas voltadas à prevenção de crimes através do controle social estruturação familiar.

Além dessa introdução, o presente trabalho está dividido em mais cinco seções. Na segunda seção, será realizada uma análise sobre o cenário socioeconômico do estado da Bahia por meio da comparação de diversos indicadores entre os anos de 2000 e 2010. A terceira seção tratará do referencial teórico que servirá de base para o trabalho, centrado na teoria econômica da escolha racional e teorias de viés sociológico que inclui em seu modelo a estrutura familiar. A quarta seção apresentará a metodologia e o banco de dados a serem utilizados nas estimações econométricas, bem como os métodos de estimação econométrica adotados. Na quinta seção, serão apresentados os resultados das estatísticas descritivas e das estimações econométricas referentes às equações de determinação do crime e o efeito causal da desorganização familiar. Por fim, a sexta seção apresentará as considerações finais.

HOMICÍDIOS NO ESTADO DA BAHIA

A violência no Brasil vem preocupando cada vez mais a sociedade e o Estado por estar alcançando

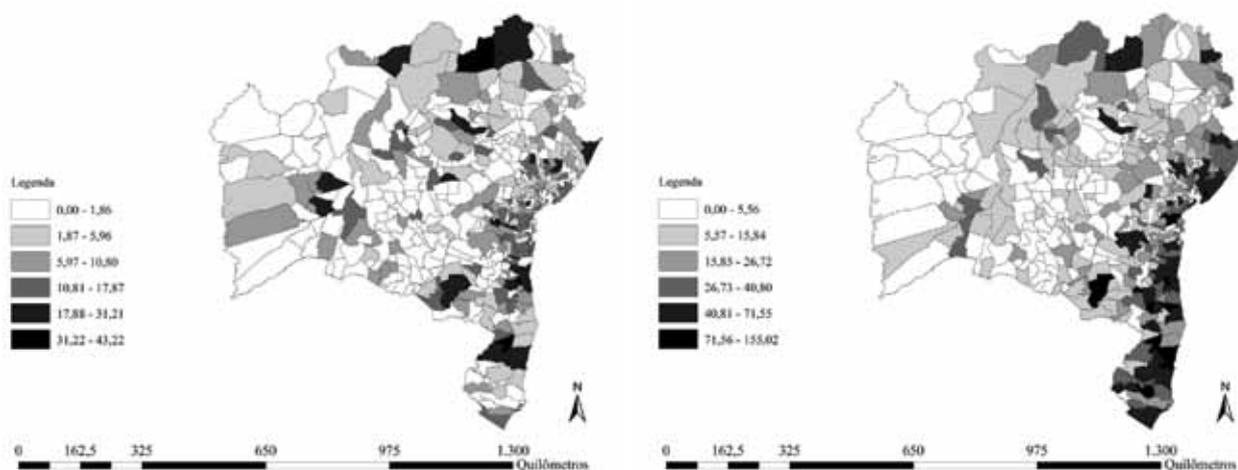


Figura 1
Distribuição espacial das taxas de homicídios dos municípios – Bahia – 2000-2010

Fonte: Mapa da Violência 2012.

níveis jamais registrados na história do país. Entre 2000 e 2010, o número de homicídios no país aumentou de 45,3 mil para 49,9 mil, o que representou um crescimento de 10,1%. Dentre as regiões brasileiras, a Nordeste passou a ser a mais preocupante, devido ao fato de ter se tornado a região com o maior número de homicídios. Entre 2000 e 2010, esse tipo de crime aumentou 96,1% na região, que passou a ser responsável por 36% dos assassinatos cometidos no Brasil em 2010, contra 20% em 2000. O estado da Bahia foi um dos que registraram as variações mais significativas no período. O número de homicídios passou de 1.223 para 5.287, uma variação de 332%, a maior entre todas as unidades da Federação.

A situação crítica do estado também é observada ao se analisar a taxa de homicídios¹, que passou de 9,36 hom./cem mil hab., no ano 2000, para 37,72 hom./cem mil hab. em 2010. Devido a esse aumento, o estado passou de 23º para sétimo no ranking da taxa de homicídios do país. A distribuição espacial das taxas de homicídios apresentada na Figura 1 mostra que elas mais que dobraram ou triplicaram nos municípios mais violentos. Além

disso, também é possível observar uma maior concentração das maiores taxas de homicídios nos municípios próximos à faixa litorânea do estado. Ainda existem poucas explicações científicas para esse aumento da criminalidade. No entanto, ele está na contramão da melhora dos indicadores sociais, e isso se constitui em um importante fato a ser investigado.

A maioria dos estudos realizados no Brasil sobre a criminalidade utiliza variáveis socioeconômicas como a renda, índice de desenvolvimento, concentração de renda, pobreza, entre outros. Nos últimos anos, pode-se observar que todos esses indicadores melhoraram no Brasil e no estado da Bahia, concomitantemente ao aumento da violência. O desenvolvimento local, mensurado pelo Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM), indicou uma melhora na qualidade de vida em todo o país. Esse índice se baseia em variáveis de emprego e renda, educação e saúde. Assim como o IDH, o IFDM varia de 0 a 1, sendo que quanto mais próximo de 1, maior o desenvolvimento da localidade. Entre 2000 e 2010, o IFDM do estado da Bahia saltou de 0,5063 para 0,6535. Já o Brasil passou de 0,5954 para 0,7693.

Além do progresso no desenvolvimento social, houve também uma maior geração de riqueza. A

¹ A taxa de Homicídio é dada pelo número de Homicídios dividido pela população vez cem mil.

Figura 2 apresenta a distribuição espacial do Produto Interno Bruto (PIB) per capita dos municípios do estado. É possível observar que se, por um lado, não houve uma mudança significativa em termos de distribuição espacial, por outro, ocorreu uma melhora substancial no valor absoluto do PIB per capita em todas as regiões do estado. O PIB real² per capita do estado da Bahia passou de R\$ 3.683 para R\$ 4.722, o que representou uma variação de 28%. No Brasil, essa variação também foi bastante relevante, passando de R\$ 6.486, em 2000, para R\$ 8.200 em 2009. No entanto, o PIB per capita é um indicador incompleto para avaliar a qualidade do crescimento econômico de um país. Isso ocorre porque ele não considera a forma como a renda é distribuída na sociedade.

para 2010, além da redução no valor do índice para os municípios com maior nível de desigualdade, também houve um aumento considerável no número de municípios com menores níveis de desigualdade.

A melhora no indicador de desigualdade de renda e o aumento do PIB real per capita indicam que a desconcentração de renda se deu não em função da diminuição da renda dos mais ricos e sim devido ao aumento da renda dos mais pobres. Entre 1999 e 2009, o número de pessoas pobres no estado da Bahia passou de 7,3 milhões para 5,5 milhões. Consequentemente, o percentual de pessoas pobres no estado diminuiu de 56% para 39%. Essa redução é explicada pela melhora do cenário econômico e pelo aumento dos recursos voltados para os programas de assistência social. O Programa Bolsa Fa-

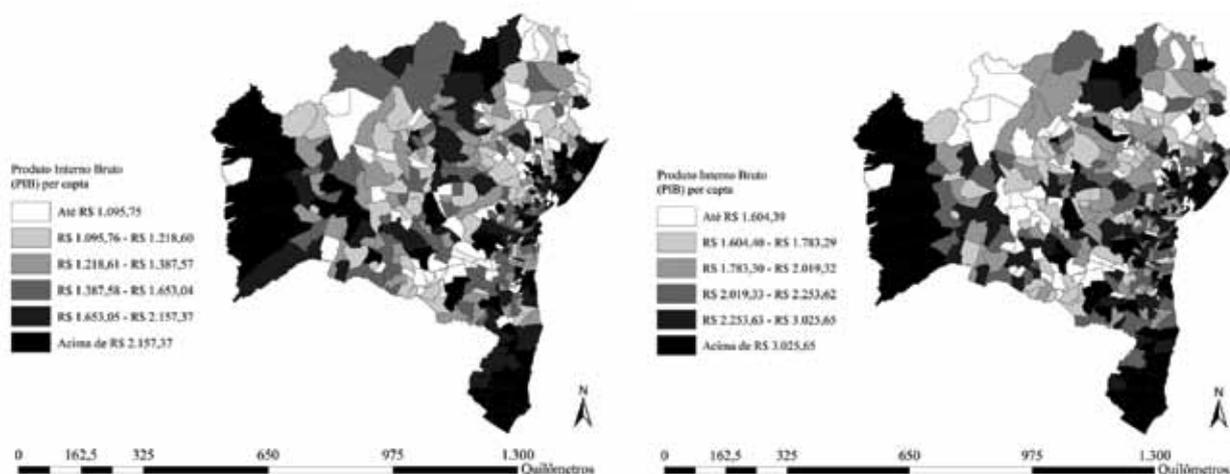


Figura 2
Distribuição espacial do Produto Interno Bruto (PIB) per capita dos municípios – Bahia – 2000/2010

Fonte: Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia (SEI).

O Índice de Gini, medida tradicional de concentração de renda, observado no estado da Bahia foi de 0,594 para 0,556, entre 1999 e 2009. A título de comparação, o Índice de Gini no âmbito nacional foi de 0,594 para 0,543. A Figura 3 apresenta a distribuição espacial do Índice de Gini dos municípios do estado da Bahia. É possível observar que, de 2000

mília, implementado pelo governo federal em 2004, teve como objetivo transferir renda às famílias mais pobres do país. Até 2010, foi distribuído um montante de R\$ 4,25 bilhões (em R\$(2004)). O estado da Bahia recebeu 13% desses recursos, configurando-se como o maior beneficiado.

Assim como em todo o país, foi verificada, nos últimos dez anos, uma considerável melhora dos indicadores econômicos e sociais no estado da Bahia,

² Os valores foram deflacionados a partir do IGPM, calculado pela FGV.

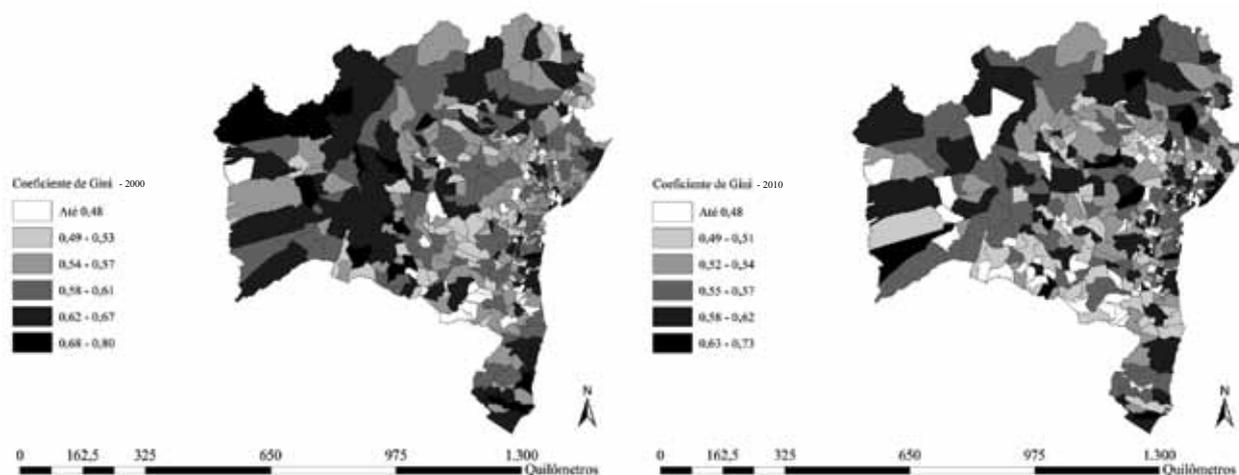


Figura 3
Distribuição espacial do Índice de Gini dos municípios – Bahia – 2000/2010

Fonte: Censo Demográfico 1991 e 2000.

contrastando com o sensível aumento das taxas de homicídios. Espera-se que a evolução das condições de vida da população sirva como um desincentivo à prática de atividades ilegais. Inegavelmente, as variáveis socioeconômicas têm fundamental importância na explicação da variação da criminalidade. Contudo, o fenômeno ocorrido na última década deixa margem para a possível inclusão de outras variáveis.

A violência não pode ser analisada de forma homogênea, uma vez que atinge os grupos etários de forma diferenciada. A taxa de homicídios geralmente se concentra nos estratos mais jovens da população. Quando se considera a faixa etária entre 15 e 24 anos como o grupo de pessoas jovens, observa-se que nesse grupo há uma alta vitimização. Enquanto que no ano 2000 a taxa de homicídios de jovens no estado da Bahia foi 16 hom./cem mil hab., em 2010, ela passou para 84,2 hom./cem mil hab. Esse expressivo aumento representou uma variação de 426%. A concentração dos assassinatos entre os jovens fica evidente ao se atentar que a taxa de homicídios total do estado em 2000 e 2010 foi 9,36 e 37,72 hom./cem mil hab., respectivamente.

Considerando que, dos 15 aos 24 anos, a vitimização por homicídio alcança seus níveis mais elevados, é preciso identificar os determinantes, além daqueles tradicionalmente utilizados, que

possam explicar esse padrão. É sabido que a infância e a adolescência são momentos de construção da personalidade e do caráter dos indivíduos a partir de um conjunto de princípios e valores morais. Essa construção sofre fortes influências dos valores passados pela família desde os primeiros anos de vida. Portanto, a estrutura familiar na qual as crianças e adolescentes foram criados pode estar relacionada com a extrema variação dos homicídios quando eles atingem a faixa etária de maior vitimização.

Esse artigo se baseia em dois determinantes de estrutura familiar. O primeiro é o percentual de crianças entre 5 e 15 anos cujas mães eram adolescentes na época do nascimento, ou seja, tinham até 19 anos. Tal variável afetaria a criminalidade direta e indiretamente. O efeito direto se daria em função de que mães adolescentes, na maioria dos casos, não teriam capital humano suficiente para obter um maior nível de renda e assim criar seus filhos em condições socioeconômicas mais favoráveis. O efeito indireto ocorreria devido ao fato de a gravidez na adolescência muitas vezes ser algo indesejado, o que repercutiria negativamente na relação entre a mãe e o filho. A segunda variável é o percentual de crianças que tinham entre 5 e 15 anos e que eram criadas somente pela mãe.

Cabe ressaltar que tais variáveis são defasadas em dez anos. Essa defasagem é importante, pois as crianças de 5 a 15 anos nas referidas situações estariam com idades entre 15 e 25 anos dez anos depois. Isto é, dentro do grupo no qual ocorrem mais homicídios.

De acordo com Shaw e McKay (1942), dois responsáveis possuem uma maior supervisão e tutela não só dos seus filhos, mas também das atividades gerais da comunidade. Dessa perspectiva, a supervisão de grupos de jovens não depende de uma família, mas de uma rede de controle familiar coletivo. Dessa forma, quanto menor for o número de responsáveis em um dado local, maior tende a ser a criminalidade. Muitos trabalhos (quais trabalhos) já evidenciaram que a ausência de um dos

mostra que, em 1991, havia uma distribuição espacial homogênea em todo o estado da Bahia do percentual de mães adolescentes. Já em 2000, essa distribuição ficou mais concentrada nos grandes centros urbanos, em particular na Região Metropolitana de Salvador. Isso permite formular uma hipótese de que a estrutura familiar do passado pode ser a variável que viria a preencher a lacuna que ficou evidenciada nos últimos anos entre a melhora dos indicadores socioeconômicos e a manutenção das taxas de homicídios em altos níveis. Nesse contexto, é preciso compreender teoricamente a ligação entre os aspectos socioeconômicos que interferem no aumento ou na redução das taxas de criminalidade, bem como a ligação entre estrutura familiar e crime.

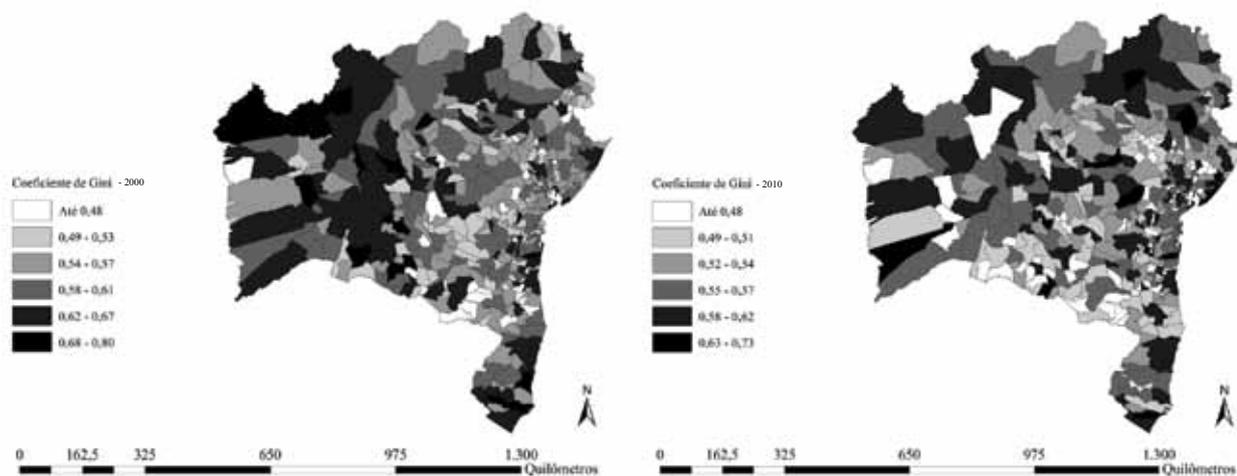


Figura 4
Distribuição espacial do percentual de mães adolescentes no estado da Bahia – 1991/2000

Fonte: Censo Demográfico 1991 e 2000.

pais aumenta as chances de os filhos se tornarem criminosos.

No estado da Bahia, houve um aumento relevante de crianças vivendo nessas respectivas estruturas. Entre 1991 e 2000, o percentual de crianças entre 5 e 15 anos filhas de mãe adolescente passou de 21% para 26%. O percentual de crianças entre 5 e 15 anos criadas somente pela mãe apresentou uma variação ainda mais expressiva, passando de 16% para 49% no período. A Figura 4

REFERENCIAL TEÓRICO

Nesse trabalho será dado um enfoque à Teoria da Desorganização Social em complemento à Teoria Econômica da Criminalidade. A escolha dessas duas linhas se deu em função do fato de as teorias de cunho sociológico terem dado grande ênfase à estrutura familiar e não serem incompatíveis com a teoria econômica, que aponta as motivações econômicas para o crime.

Visão econômica racional do crime

O trabalho de Becker (1968) formalizou um modelo econômico sobre o crime e abriu uma área de interesse para os economistas até então pouco explorada. A obra do autor constituiu o balizamento teórico mais importante para a vasta maioria dos trabalhos de natureza econômica que tratam do crime, da violência e da segurança. Becker parte do pressuposto de que o crime como um todo é uma indústria. Sendo assim, a existência e o crescimento dessa indústria estão intimamente relacionados com o mercado, mais especificamente com os agentes que alocam seu tempo entre atividades legais e ilegais com base na sua expectativa de um ganho líquido.

O modelo teórico de Becker foi desenvolvido de acordo com o paradigma marginalista que supõe pessoas agindo livremente de forma racional e buscando, individualmente, obter a maior utilidade ou ganho. Essa abordagem não envolve diretamente considerações éticas ou morais. Desse modo, todas as pessoas são potencialmente criminosas, estando igualmente sujeitas ao raciocínio econômico de comparação entre ganhos e custos esperados das ações criminosas. Diferentemente das teorias sociológicas, o esquema de Becker não considera diretamente questões como a influência da comunidade, família, companhias, entre outras. Algumas pessoas se tornam criminosas não por causa de motivações básicas e sim porque seus benefícios e custos diferem (BECKER, 1968, p. 176). Essa diferença se daria em função da utilidade, que, como a teoria microeconômica ressalta, é subjetiva. Fatores que influenciam a subjetividade individual não é o mérito do modelo de Becker. Se a utilidade esperada de cada um ao cometer um crime exceder utilidade de alocar seu tempo em atividades legais, o indivíduo vai optar por praticar esse crime.

É preciso compreender teoricamente a ligação entre os aspectos socioeconômicos que interferem no aumento ou na redução das taxas de criminalidade

O propósito do seu modelo é responder a questões sobre quantos crimes devem ser permitidos e quantos criminosos vão escapar de uma punição.

Isso porque o modelo de Becker trata da alocação ótima de recursos da sociedade de forma a se obter o menor prejuízo possível, dado certo padrão de penalidades, certa eficiência da polícia e do judiciário, bem como certa disposição das pessoas para cometerem ações criminosas (CLEMENTE; WELTERS, 2007, p. 142). Portanto, o objetivo do seu modelo seria encontrar uma quantidade ótima de crimes e seus respectivos danos à sociedade, de forma a minimizar os custos de combate a esses crimes.

A formulação de Becker, ao tratar as atividades ilegais como uma indústria e o seu respectivo combate a partir de uma alocação ótima de recursos, inseriu a visão econômica numa área pouco explorada por economistas. Uma das críticas a essa teoria é que, partindo de um enfoque estritamente microeconômico, esta desconsidera diversos determinantes que influenciariam o nível de criminalidade. Para Clemente e Welters (2007), o estrito raciocínio de troca e de maximização individualista não constitui base adequada para a formulação de políticas públicas na área de segurança e para o desenvolvimento do conjunto de leis destinadas a reger a vida em sociedade.

A Teoria da Desorganização Social

A Teoria da Desorganização Social foi desenvolvida por Shaw e McKay, sendo uma das teorias sociológicas mais importantes da Escola de Chicago. Seu princípio central é que a comunidade é tão ou mais determinante que características individuais na probabilidade de um indivíduo praticar crimes. Apesar de essa teoria ter sido desenvolvida em 1942, ela foi testada empiricamente no trabalho de Sampson e Groves (1989).

A desorganização social se refere à incapacidade da comunidade de gerar valores comuns aos seus residentes, o que manteria a efetividade dos controles sociais (Bursik 1984, p 12). Conforme Shaw e McKay (1942), as dimensões estruturais da desorganização social da comunidade podem ser mensuradas a partir da prevalência e interdependência das redes sociais, formais e informais, e da extensão da supervisão coletiva que a comunidade confere aos problemas locais. No entanto, existem barreiras estruturais que impedem o desenvolvimento e fortalecimento desses laços que fomentam a capacidade da comunidade em solucionar seus problemas.

Tanto a desorganização quanto a organização social são diferentes fins do mesmo processo que ocorre em função das redes sistêmicas de controle social. Os processos explicativos são obtidos a partir das variáveis exógenas e endógenas, enquanto que as consequências se referem aos crimes e demais tipos de delinquência. As variáveis exógenas, também chamadas de barreiras estruturais, são basicamente o nível econômico, mobilidade, heterogeneidade étnica, desagregação familiar e urbanização. Tais variáveis têm um impacto tanto direto quanto indireto sobre o crime e a delinquência nas comunidades. O impacto indireto se dá via influência sobre as variáveis endógenas. As variáveis endógenas referem-se aos laços formais e informais, que são as ferramentas que a comunidade utiliza para efetuar o controle social. Esses laços podem ser resumidos em três: redes locais de amizade, supervisão dos grupos jovens e participação em organizações comunitárias. As variáveis endógenas impactam diretamente o crime e a delinquência, assim como são influenciadas pelas variáveis exógenas.

A Estrutura familiar na economia do crime

Desde o trabalho seminal de Becker (1968), outros economistas também se aprofundaram em

estudos e pesquisas sobre o crime. Muitos desses estudos e pesquisas têm adicionado outros elementos, além de variáveis econômicas, no intuito de formular modelos mais amplos, que não se limitem às questões econômicas como fundamentos únicos de decisões dos indivíduos para praticarem crimes. Essa ampliação na escolha das variáveis é uma evolução e um reconhecimento no sentido de que os fatores explicativos do crime são muito mais diversos e complexos do que meramente uma questão de expectativa racional de ganhos líquidos. A dilatação dos modelos tem aproximado cada vez mais a visão econômica da sociologia. Conforme Cerqueira e Lobão (2004), mais recentemente, os estudos de orientação “econômica” têm procurado incorporar outros ingredientes para explicar o processo de decisão do indivíduo quanto a ingressar no crime ou não, além das inúmeras medidas tradicionais de benefícios e custos esperados do ofensor.

Alguns trabalhos internacionais com enfoque econômico já fizeram uso de variáveis que expressam a estrutura familiar. Fleisher (1963), apesar do foco no desemprego, considerou o efeito guerra, expresso através do número de pessoas nas forças armadas americanas. Segundo o autor, a prestação de serviço militar pelos pais e o aumento da participação das mães no mercado de trabalho, além da maior mobilidade familiar, teriam contribuído para a maior delinquência juvenil. Os resultados encontrados indicaram que o efeito guerra estava diretamente relacionado com a delinquência juvenil para os jovens de até 20 anos.

Comanor e Phillips (1999) consideraram em seu trabalho a estrutura familiar e a renda como fatores críticos na explicação da delinquência dos jovens. Os resultados encontrados indicam que o fator que mais afeta a probabilidade de um homem jovem praticar crimes é a ausência do pai no lar. Todos os outros fatores, inclusive a renda da família, são menos importantes. O resultado mais

interessante encontrado foi que um adolescente do gênero masculino seria mais suscetível a se tornar um criminoso se houvesse outro homem em casa, seja padrasto, namorado da mãe ou parente, do que com homem nenhum. Ou seja, a presença paterna tende a ser de fato muito relevante.

Donohue e Levitt (2001) testaram a hipótese de que a queda abrupta dos crimes ocorridos nos EUA a partir de 1991 tinha se dado não pela intensificação do seu combate, mas pelo fato de o aborto ter sido legalizado anos antes. Os autores destacaram que a mulher poderia utilizar o aborto para otimizar seu período de fertilidade. Ou seja, o aborto legalizado promoveria uma oportunidade para a mulher postergar a maternidade até ela se encontrar em uma situação que julgasse adequada. Os resultados mostraram que os estados americanos com altas taxas de aborto obtiveram uma queda de 30% dos crimes em relação aos demais que não legalizaram o aborto.

Glaeser, Sacerdote e Scheinkman (1996) realizaram um trabalho no sentido de identificar a relação entre crime e o tamanho das cidades. Os resultados encontrados pelos autores indicaram que a relação entre tamanho das cidades e crimes teve como variável explicativa mais significativa a existência de mães solteiras. Segundo esses resultados, 55% da conexão entre tamanho da cidade e crime pode ser explicada pelo fato de que nas cidades as famílias estão muito menos intactas do que nas áreas rurais.

A literatura nacional mais recente já considera a inclusão de estrutura familiar para explicar a variação dos crimes. Araújo Jr. e Fajnzylber (2001) identificaram que a variável taxa de pessoas separadas, desquitadas ou divorciadas por cada 100 habitantes é estatisticamente significativa na explicação de todas as taxas de crimes consideradas. Souza, Silveira Neto e Carazza (2011), em seu trabalho, objetivaram verificar os efeitos de variáveis socioeconômicas, sobretudo a desigualdade de renda, na proliferação da violência nas áreas

urbanas brasileiras. Contudo, o fator que mostrou maior robustez para explicar a violência foi a proporção de famílias com mães solteiras.

A literatura nacional mais recente já considera a inclusão de estrutura familiar para explicar a variação dos crimes

Apesar de uma série de artigos ter considerado variáveis de estrutura familiar, cabe destaque o trabalho de Hartung (2009), que servirá de base para o presente estudo e que dá amplo foco a tais variáveis. O objetivo do seu artigo foi mostrar que fatores demográficos (é dessa forma que o autor denomina as variáveis de estrutura familiar) influenciam sensivelmente os dados agregados de criminalidade. Uma inovação implementada pelo autor foi que as variáveis de interesse foram defasadas. Para explicar a variação dos crimes em 2000, o autor utilizou o percentual de crianças de 5 a 15 anos que nasceram de mães adolescentes, e em 1991, crianças de 5 a 15 anos criadas em famílias monoparentais. Essa defasagem se mostrou importante, pois as crianças nas referidas situações em 1991 estariam com idades entre 15 e 25 anos em 2000, sendo esta faixa etária a que concentra a maior incidência de homicídios.

Os resultados indicaram que as variáveis de estrutura familiar foram as mais robustas. Para o autor, a formulação tradicional baseada no modelo de Becker não consegue explicar satisfatoriamente a incidência de crimes violentos comparada à formulação com a introdução de variáveis de estrutura familiar. O trabalho apresentado por Hartung (2007) foi muito relevante, pois colocou de forma mais incisiva a estrutura familiar no centro da discussão da economia do crime.

Em função da robustez dos resultados, essas variáveis de estrutura familiar utilizadas por Hartung (2007) servirão de base para o presente trabalho. Contudo, é preciso pontuar que, ao invés de utilizar o percentual de crianças criadas em famílias monoparentais, ou seja, só pelo pai ou só pela mãe, será usado nesse trabalho o percentual de crianças criadas somente pela mãe. Essa

diferença não deve impactar de forma significativa os resultados encontrados, haja vista que o percentual de crianças criadas só pelo pai é muito inferior ao de crianças criadas pela mãe.

DADOS, METODOLOGIA E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O trabalho buscará utilizar as variáveis referentes à estrutura familiar e demais variáveis sociais, econômicas e demográficas, no sentido de obter um modelo amplo. A utilização de um modelo amplo permitirá a avaliação de quais variáveis possuem maior poder explicativo sobre a variação da taxa de homicídio. A escolha das variáveis explicativas a serem utilizadas está baseada em outros trabalhos sobre o tema. Essas variáveis foram extraídas dos dados do Censo realizado pelo IBGE em 1991, 2000 e 2010. A exceção é o PIB³ municipal, que, embora não seja extraído do Censo, também é calculado pelo IBGE. A variável dependente é a taxa de homicídios, ou seja, o número de homicídios por 100 mil habitantes, extraída do Sistema de Informação do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS).

No presente trabalho será especificado um modelo para dados em painel, considerando a taxa de homicídios para 415 municípios do estado da Bahia tendo como base os anos 2000 e 2010. A consideração da amostra em nível municipal permitirá observar a relação entre o crime e a estrutura familiar no âmbito do estado da Bahia, considerando as especificidades de cada local. Essas respectivas especificidades podem ser controladas a partir dos métodos de estimação em painel. Desse modo, serão utilizados três métodos-padrão para dados em painel: mínimos quadrados agrupados, efeitos fixos e efeitos aleatórios. Adicionalmente, a consistência dos estimadores de efeitos fixos e efeitos aleatórios será verificada a partir do teste de Hausman,

que identifica se as condições de ortogonalidade propostas pelo modelo de efeitos aleatórios são válidas. Se a hipótese de ortogonalidade for violada, os estimadores dos efeitos aleatórios serão inconsistentes.

Com o objetivo de estimar os efeitos de variáveis de estrutura familiar defasadas sobre a variação das taxas de homicídio entre 2000 e 2010, a equação básica do modelo na forma vetorial é:

$$crime_{it} = f(X_{it}, EF_{i(t-10)}) \quad (01)$$

Na equação geral (01), $crime_{it}$ é a taxa de homicídios no município i ($i = 415$) no período t ($t = 2000$ e 2010). O vetor X_{it} inclui as variáveis socioeconômicas e demográficas explicativas do município i no período t . O vetor $EF_{i(t-10)}$ representa as duas variáveis de estrutura familiar defasadas. A partir do modelo geral apresentado, a equação básica será:

$$crime_{it} = X_{it}\beta + EF_{i(t-10)}\delta + d2 + c_i + e_{it} \quad (02)$$

O vetor de parâmetros β vai captar a influência das características socioeconômicas e demográficas dos municípios sobre suas respectivas taxas de homicídio. O vetor de parâmetros δ vai captar como a estrutura familiar defasada impacta as taxas de homicídio nos municípios. Foi incluída uma variável *dummy* de tempo, $d2$, que irá diferenciar os dois períodos analisados. Seu coeficiente irá estimar tendências históricas que afetam a criminalidade nos municípios. Por fim, as variáveis c_i e e_{it} representam os fatores estritamente locais que determinam os crimes nos municípios, tais como a cultura local e a localização geográfica, considerados invariáveis no tempo. O Quadro 1 apresenta as variáveis a serem utilizadas no modelo.

A partir da equação básica (02), serão derivadas três especificações. A estratégia adotada nesse trabalho é começar de um modelo básico e adicionar as demais variáveis. Essa estratégia vai captar se a inclusão de variáveis gera um aumento de poder explicativo do modelo, principalmente no que se refere à inserção das variáveis de

³ Foi utilizado o PIB municipal de 2009 devido à não divulgação, até o período, do PIB de 2010.

Variável	Descrição	Período
Variável Dependente		
<i>crim</i>	taxa de homicídios	2000/2010
Variáveis Explicativas de Controle		
<i>piib</i>	log do pib real per capita	2000/2010
<i>desig</i>	a participação dos 60% mais pobres na renda total	
<i>ifdm</i>	IFDM	
<i>educ</i>	% de pessoas com mais de 15 anos com nível	
<i>edupais</i>	% de pais que cursaram pelo menos 1 ano no ensino	
<i>presest</i>	presença do estado: % de domicílios com coleta de lixo e % de domicílios com água encanada	
<i>urb</i>	% da população vivendo em área urbana	
<i>ipop</i>	log da população total	
<i>jov</i>	% de homens entre 15 e 24 anos	
<i>rel</i>	% de pessoas sem religião	
Variáveis Explicativas de Interesse		
<i>adol</i>	% de crianças entre 5 e 15 anos que na sua data de nascimento suas mães tinha até 19 anos	1991/2000
<i>mono</i>	% de crianças entre 5 e 15 anos criadas só pela mãe	
Dummies de Tempo		
<i>d2</i>	0 para t = 2000 e 1 para t = 2010	
Quadro 1		
Variáveis utilizadas no modelo		

Fonte: Elaboração própria.

estrutura familiar. O Modelo 1 contará apenas com variáveis socioeconômicas, como PIB per capita, participação dos 60% mais pobres na renda total, IFDM, presença do estado, percentual de pessoas com mais de 15 anos com nível educacional igual ou maior ao fundamental completo e escolaridade dos pais. Tal modelo tenta se aproximar das formulações clássicas propostas pela economia do crime. Espera-se que todas essas variáveis tenham uma relação negativa com a taxa de homicídios.

No Modelo 2 serão adicionadas as variáveis demográficas, como população, grau de urbanização, percentual de jovens do sexo masculino e

percentual de pessoas sem religião. As primeiras variáveis irão captar se a variação dos homicídios responde positivamente ao número de habitantes ou à sua concentração em áreas urbanas de cada município. A inclusão da variável percentual de jovens do sexo masculino é importante pelo fato de essa faixa da população concentrar a maior taxa de vitimização. Portanto, espera-se também uma relação positiva. A variável pessoas sem religião será utilizada para captar se a ausência de religiosidade impacta positivamente a ocorrência de homicídios.

No Modelo 3 serão inseridas as variáveis defasadas de estrutura familiar. Essas variáveis serão o percentual de crianças de 5 a 15 anos criadas só pelas mães e percentual de crianças de 5 a 15 anos filhas de mães adolescentes. A inclusão da defasagem de dez anos permite a introdução de uma mudança intergeracional no âmbito dessas variáveis. A expectativa é que essas variáveis tenham um alto poder explicativo sobre a variação dos homicídios nos municípios do estado da Bahia, fazendo que outras variáveis percam importância.

RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados das estatísticas descritivas e das estimções econométricas dos modelos elaborados na seção anterior. Primeiramente serão apresentadas as estatísticas descritivas da amostra utilizada. Em seguida serão mostrados os procedimentos e os resultados encontrados através dos métodos de estimação de dados em painel.

A Tabela 1 exibe as estatísticas descritivas das variáveis que compõem a amostra a ser utilizada na estimação dos modelos apresentados na seção anterior. Todos os procedimentos estatísticos e econométricos foram realizados com a utilização do software Stata versão 12. O banco de dados forma um painel fortemente balanceado contendo 10.790 informações referentes aos 415 municípios do estado da Bahia 2000 e 2010.

A partir da equação ampliada e das variáveis apresentadas, foi realizado o procedimento econométrico de estimação do painel das taxas de homicídios nos municípios baianos. Os resultados das regressões pelos métodos MQO agrupado e efeitos aleatórios foram parecidos, porém bastante diferentes em relação aos resultados obtidos pelo método de efeitos fixos. A fim de identificar o melhor estimador entre os métodos de efeitos fixos e aleatórios, foi realizado o teste de Hausman. O teste indicou a rejeição da hipótese nula de que não existe

ifdm não foi significativa. Nas duas regressões, as variáveis significantes tiveram sinais positivos, o que vai de encontro com a teoria. Quando se analisam as regressões por MQO agrupado e efeitos aleatórios, que incluem as variáveis demográficas, mais especificamente os modelos 2 e 5, respectivamente, as únicas variáveis que não foram significantes foram *lpib*, *ifdm* e *educ*. A variável *preest* passou a ter sinal negativo, o que está dentro do esperado. Das variáveis demográficas, a única que aparece com o sinal não esperado é *jov*, que está negativo. Nos modelos 3 e 6, em que se inserem as variáveis de desorganização familiar, *mono* e *adol*, apenas *mono* é significativa.

Tabela 1
Estatísticas descritivas das variáveis na amostra

Variável	Obs.	Média	Desvio	Mínimo	Máximo
crim	830	12,01	17,91	0,00	155,02
pib	830	2.604,14	7437,98	8.275,23	166.450,70
desig	830	0,27	0,08	0,04	0,53
ifdm	830	0,47	0,09	0,24	0,77
educ	830	0,25	0,11	0,04	0,68
edupais	830	0,01	0,01	0,00	0,11
preest	830	1,13	0,37	0,18	1,98
pop	830	32.545,61	130.225,30	2.612	2.675.656
urb	830	0,50	0,21	0,03	1
jov	830	0,10	0,01	0,08	0,14
rel	830	0,09	0,07	0,00	0,59
mono	830	0,30	0,20	0,00	0,84
adol	830	0,20	0,04	0,03	0,36

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo, DataSus e lpeadata.
Nota: 1 Valores obtidos através do software Stata 12 para uma amostra de 10.790 observações (2000 e 2010) referentes a 415 municípios do estado da Bahia.

diferença sistemática nos coeficientes estimados. Esse resultado é uma evidência contra os estimadores dos efeitos aleatórios. A acentuada diferença na magnitude entre os estimadores de efeitos fixos e efeitos aleatórios é mais um indício do resultado dado pelo teste de Hausman. Portanto, sendo os estimadores por efeitos fixos considerados os melhores, a análise dará maior ênfase aos resultados obtidos por esses estimadores.

A Tabela 2 apresenta os resultados das estimações utilizando os três métodos supracitados. Nas regressões por MQO agrupado e efeitos aleatórios, modelos 1 e 4, respectivamente, apenas a variável

Na primeira regressão estimada em efeitos fixos (Modelo), é possível observar que a única variável socioeconômica estatisticamente significativa foi *desig*. Esse resultado indica que a participação dos 60% mais pobres sobre a renda total tem um efeito positivo sobre a taxa de homicídios. Essa relação não está dentro do esperado, uma vez que a desconcentração de renda tende a influenciar negativamente a taxa de homicídios. Espera-se que a melhora nos indicadores socioeconômicos seja um desincentivo à prática de homicídios. Geralmente as variáveis socioeconômicas são positivamente relacionadas com crimes em que há um ganho pecuniário, como crimes contra o patrimônio. Esse resultado pode ser um indicativo de que, nos últimos anos, houve uma mudança nas motivações dos homicídios no Brasil, passando a existir uma maior influência de fatores pecuniários. Esses fatores poderiam estar relacionados ao crescimento e à disseminação por todo o país do crime organizado vinculado ao tráfico de drogas. Ao considerar o alto número de mortes associadas a esse tipo de atividade, principalmente aquelas que resultam de embates entre facções por disputa de espaço – leia-se mercado – e cobrança de dívidas, observa-se um interesse pecuniário intrínseco.

A segunda regressão em efeitos fixos (Modelo 8) referente à equação adiciona as variáveis

Tabela 2
Resultados das regressões

Variável dependente: Icrim (logaritmo natural da taxa de homicídios)									
Variáveis	Regressões por MQO Agrupado			Regressões por Efeitos Aleatórios			Regressões por Efeitos Fixos		
	modelo 1	modelo 2	modelo 3	modelo 4	modelo 5	modelo 6	modelo 7	modelo 8	modelo 9
constante	-40.979*** (11.8)	-53.528*** (15.3)	-53.816*** (15.2)	-41.394*** (12.21)	-53.528*** (14.8)	-53.901*** (15)	-28.491 (43.5)	-207.324 (100)	-229.159* (91.7)
d2010	-7.193* (3.02)	-1.071 (2.92)	-9.406** (2.9)	-7.460* (3.01)	-1.071 (2.91)	-9.589** (2.96)	-5.257 (6.39)	-11.363 (6.85)	-23.700*** (6.91)
lpib	3.868* (1.63)	2.556 (1.4)	1.920 (1.43)	3.863* (1.74)	2.556 (1.41)	1.906 (1.51)	2.708 (6.31)	4.670 (6.36)	2.952 (6.26)
desig	63.578*** (14.7)	59.600*** (13.8)	44.057*** (13.3)	65.168*** (14.26)	59.600*** (13.3)	44.610*** (12.9)	80.724*** (21)	71.474*** (19.7)	61.324*** (18.2)
ifdm	-16.171368 (9.13)	-16.082 (8.54)	-11.935 (8.09)	-15.749 (9.03)	-16.082 (8.42)	-11.824 (8.07)	-7.046 (15.4)	-3.766 (15.1)	-0.401 (14.2)
edupais	304.891** (94.2)	187.228* (87)	186.693* (82.4)	296.447*** (88.11)	187.228* (80.6)	184.869* (76.6)	109.847 (113)	58.359 (110)	47.308 (102)
educ	32.133* (13)	4.228 (11.7)	4.694 (11.6)	33.351* (13.38)	4.228 (11.9)	5.056 (11.9)	45.825 (30.7)	40.387 (30.8)	53.938 (29.2)
presest	4.564* (1.94)	-6.552** (2.37)	-7.391** (2.37)	4.351* (1.94)	-6.552** (2.33)	-7.477** (2.41)	-8.142 (6.49)	-5.825 (6.47)	-14.126* (6.69)
lpop		5.469*** (0.915)	5.009*** (0.893)		5.469*** (0.919)	5.013*** (0.91)		19.507* (8.91)	20.145* (8.08)
urb		16.967*** (4.35)	14.488*** (4.24)		16.967*** (4.13)	14.508*** (4.16)		23.395 (22.6)	34.349 (19.3)
jov		-235.613*** (69.2)	-192.914** (68.9)		-235.613*** (70.2)	-193.526** (69.4)		-357.402*** (107)	-240.954* (99.3)
rel		48.586*** (8.39)	30.330*** (7.79)		48.586*** (8.18)	30.138*** (7.56)		16.916 (15)	20.054 (15)
mono			30.533*** (4.74)			30.720*** (4.67)			40.278*** (6.08)
adol			30.433 (17.9)			30.899 (18.1)			57.646* (27.4)
R ² global	0.3101	0.3975	0.4340	0.310	0.397	0.434	0.236	0.294	0.331
R ² within				0.324	0.344	0.405	0.334	0.359	0.424
R ² between				0.297	0.444	0.460	0.158	0.347	0.391
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000				0.0000	0.0000	0.0000
Prob > chi ²				0.0000	0.0000	0.0000			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados dos Censos de 1991, 2000 e 2010 (IBGE), DataSus (Ministério da Saúde) e Ipeadata. Resultados obtidos via Software Stata 12.

Nota: O erro-padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses.

* significante a 5%; ** significante a 1%; *** significante a 0,01%.

demográficas. Nessa regressão, a variável *desig* permanece significativa e com o mesmo sinal. Das variáveis incluídas, as únicas estatisticamente significantes foram *lpop* e *jov*. O coeficiente da variável log da população está com sinal positivo, como esperado. Conforme a literatura, quanto maior a população, maior tende a ser a criminalidade, em função do maior anonimato e dos fracos laços comunitários. A variável percentual de jovens, apesar

de estatisticamente significativa, teve sinal negativo, indo de encontro ao que foi hipotetizado. Essa variável expressa o percentual de jovens entre 15 e 24 anos do sexo masculino. Como demonstrado na Seção 2, essa é a faixa etária com maior taxa de vitimização. Portanto, seria de se esperar que ela tivesse uma relação direta com a taxa de homicídios.

Na terceira regressão por efeitos fixos (Modelo 9), foram adicionadas as variáveis de estrutura

familiar defasadas em dez anos. As duas variáveis consideradas foram estatisticamente significantes. A variável *mono*, que representa o percentual de crianças entre 5 e 15 anos, dez anos antes, filhas de mãe solteiras, foi positiva e com um nível de significância de 0,1%. A variável *adol*, que é o percentual de crianças entre 5 e 15 anos filhas de mães adolescentes, dez anos antes, também foi positiva e estatisticamente significativa, porém com um nível de significância de 5%. Esses resultados indicam que parte da criminalidade atual é determinada pela situação familiar vivida pelos indivíduos dez anos antes de entrarem na faixa etária crítica, que é entre 15 e 24 anos. É possível observar que a inclusão dessas variáveis fez com que a variável *jov* perdesse robustez, passando a ser significativa a 5%. Isso quer dizer que a explicação da maior concentração de homicídios entre homens de 15 a 24 anos não residiria numa questão meramente etária. Outros fatores, como o ambiente familiar em que esses jovens foram criados, teriam uma grande influência sobre a probabilidade de se tornarem vítimas ou praticantes de homicídios dez anos depois.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve como objetivo avaliar o efeito das variáveis de estrutura familiar sobre as taxas de homicídios dos anos 2000 e 2010 dos municípios do estado da Bahia. A hipótese central do trabalho foi que o ambiente familiar em que o indivíduo foi criado, anos antes de entrar na faixa de risco de vitimização (entre 15 e 24 anos), é fundamental na explicação das taxas de homicídios. Isso significa que há um aspecto geracional em questão, ou seja, os homicídios ocorridos em determinado período seriam explicados não só por condições do presente, mas também por uma estrutura familiar existente no passado.

Entre 2000 e 2010 houve uma grande melhora nos indicadores socioeconômicos no estado. Entretanto, essa melhora vai de encontro ao grande

aumento da taxa de homicídios. De acordo com a literatura tradicional da economia do crime, a melhora do cenário socioeconômico aumentaria o retorno de atividades legais, ampliando, consequentemente, o custo de oportunidade em se praticar atividades ilegais. Em função do contraste entre a melhora do ambiente socioeconômico e o aumento das taxas de homicídios nos últimos anos, decidiu-se incluir nesse trabalho as variáveis de estrutura familiar na explicação dos homicídios no Brasil. Essas variáveis têm sido utilizadas cada vez mais em trabalhos de viés econômico sobre o crime.

Com o objetivo de testar empiricamente a existência de uma relação positiva entre as variáveis de estrutura familiar e a taxa de homicídios, foi estimado um modelo de determinantes da criminalidade para 415 municípios baianos entre os anos 2000 e 2010. Desse modo, foram utilizados três métodos-padrão para dados em painel: mínimos quadrados agrupados, efeitos fixos e efeitos aleatórios.

Os resultados indicaram que as variáveis percentual de crianças entre 5 e 15 anos filhas de mães adolescentes e percentual de crianças entre 5 e 15 anos criadas apenas pela mãe foram estatisticamente significantes e positivas. A primeira variável foi significativa na estimação por efeitos fixos, já a segunda foi significativa em todas as estimações. O fato de variáveis de estrutura familiar impactarem o crime de forma positiva e estatisticamente significativa dez anos depois sugere uma maior atenção das autoridades públicas para a importância da questão familiar. Consequentemente, seria necessária a formulação de novas políticas, ou complementação das já existentes, com enfoque não só na questão do fomento à renda e do acesso à educação, mas também nos mecanismos de promoção, monitoramento e manutenção de um ambiente familiar que minimizasse os riscos de jovens se tornarem homicidas ou vítimas de homicídios no futuro. De fato, a família constitui um importante fator de influência, controle e direcionamento dos jovens.

Para os próximos trabalhos seria importante fazer um estudo mais minucioso da estrutura familiar,

uma vez que essa é uma definição muito ampla. As variáveis de estrutura familiar foram escolhidas nesse trabalho no intuito de captar a desorganização do ambiente familiar. Contudo, um ambiente familiar desorganizado não se resume a crianças nascidas de mães adolescentes e nem de crianças criadas apenas pela mãe. Inclusive, esses ambientes não necessariamente reproduziriam um meio familiar desestruturado, que, na verdade, é todo aquele que envolve carência emocional e afetiva, independentemente da sua composição.

O presente trabalho não teve como objetivo sugerir a existência de um modelo ideal de família, e sim atentar para variáveis alternativas capazes também de explicar os homicídios nos municípios do estado da Bahia nos últimos anos. Famílias constituídas de pai e mãe adultos, o que é considerado como o modelo tradicional, poderiam ter também uma estrutura desorganizada. O nível de atenção que os pais dão aos seus filhos e a relação afetiva entre os pais e os filhos e entre os próprios pais seriam também fatores que determinariam o nível de organização das famílias. Desse modo, crianças criadas por um casal de pais ausentes também teriam um menor controle e menos referências, possuindo, assim, uma alta propensão a cometer crimes no futuro. Contudo, ainda não existe uma base de dados que contemple tais informações na abrangência realizada nesse trabalho. Talvez os resultados encontrados aqui e em outros trabalhos possam servir de base e estímulo para levantamentos e pesquisas nessa ordem.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO JUNIOR, A.; FAJNZYLBER, P. Crime e economia: um estudo das microrregiões mineiras. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 31, n. esp., 2000.

_____. *O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996*. Belo Horizonte: Cedeplar; FACE; UFMG, 2001. (Texto para discussão, 162).

BEATO, C. *Criminalidade violenta em Minas Gerais: 1986 a 1997*. Belo Horizonte: UFMG, 1998.

BECKER, G. S. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 76, n. 2, p. 169-217, Mar./Apr. 1968.

CARVALHO, A.; CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. *Socioeconomic structure, self-fulfilment, homicides and spatial dependence in Brazil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. (Texto para discussão, 1105).

CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: arcabouços teóricos e resultados empíricos. *Revista de Ciências Sociais*, Rio de Janeiro, v. 47, n. 2, p. 233- 269, 2004.

COMANOR, W. S.; PHILLIPS, L. *The impact of income and family structure on delinquency*. Santa Barbara: University of California, 1999. (Working paper)

DONOHUE III, J. J.; LEVITT, S. D. The impact of legalized abortion on crime. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 116, n. 2, p. 379-420, May 2001.

EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 81, n. 3, p. 521-565, May/June 1973.

FLEISHER, B. M. The effect of income on delinquency. *American Economic Review*, Pittsburgh, v. 56, n. 1/2, p. 118-137, Mar. 1966.

GLAESER, E.; SACERDOTE, B. Why is there more crime in cities? *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 107, n. 6, p. 225-258, Dec. 1999.

GLAESER, E.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J. Crime and social interactions. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 111, n. 2, p. 507-548, May 1996.

GLASER D.; RICE, K. Crime, age, and employment. *American Sociological Review*, Washington, DC, v. 24, n. 5, p. 679-686, Oct. 1959.

GUTIERREZ, M. et al. Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. *Empirical Economics*, Vienna, v. 39, n. 1, p. 93-109, Aug. 2010.

HARTUNG, G. Ensaio em demografia e criminalidade. 2009. 101 f. Tese (Doutorado)-Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2009.

KUME, L. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. *Anais...* João Pessoa: ANPEC, 2004.

MCCORD, J. Family relationships, juvenile delinquency and adult criminality. *Criminology*, [S.l.], v. 29, n. 3, p. 397-417, Aug. 1991.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R.; MENDONÇA, M. J. C. Interação social e crimes violentos: uma análise empírica a partir dos dados do Presídio de Papuda. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 32, n. 4, p. 621-642, 2002.

- SAMPSON, R. Neighborhood and crime: the structural determinants of personal victimization. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, New York, v. 22, n. 1, p. 7-40. 1985.
- SAMPSON, R. Urban black violence: the effect of male joblessness and family disruption. *American Journal of Sociology*, Chicago, v. 93, n. 2, p. 348-383, Sep. 1987.
- SAMPSON, R.; GROVES, W. Community structure and crime: testing social-disorganization theory. *American Journal of Sociology*, Chicago, v. 94, n. 4, p. 774-802, Jan. 1989.
- SAMPSON, R.; LAUB, J. Urban poverty and the family context of delinquency: a new look at structure and process in a classic study. *Child Development*, London, v. 65, n. 2, p. 523-540, Apr. 1994.
- SANTOS, M.; KASSOUF, A. L. Estudos econômicos da criminalidade no Brasil: evidências e controvérsias. *Revista ANPEC*, [S.l.], v. 9, n. 2, p. 343-372, maio/ago. 2008.
- SOUZA, P. I. A.; SILVEIRA NETO, R. M.; CARAZZA, L. E. B. Desigualdade de renda e violência urbana: evidências recentes para o Brasil. In: ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA, 7., 2011, Salvador. *Anais...* Salvador: SEI, 2011.
- THEODORO, M. I. A. *Um estudo da relação entre polarização de renda e criminalidade no Brasil*. 2010. 77 f. Dissertação (Mestrado)-Faculdade de Economia Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.
- WASELFISZ, J. J. *Mapa da Violência 2012: os novos padrões da violência homicida no Brasil*. São Paulo: Instituto Sangari, 2011.
- _____. *Mapa da Violência 2012: crianças e adolescentes do Brasil*. Rio de Janeiro: CEBELA, 2012.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory econometrics: a modern approach*. 2. ed. New York: Thomson Learning, 2003.

Os autores agradecem o apoio financeiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado da Bahia (Fapesb).

Artigo recebido em 17 de dezembro de 2013
e aprovado em 17 de fevereiro de 2014.

O efeito da educação sobre o *status* de saúde e a ocorrência de doenças crônicas na população do estado da Bahia

Rafael Noronha Reis*

Gervásio Ferreira dos Santos**

* Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia (UFBA), rahfahh@hotmail.com

** Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo (USP) e mestre em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). Professor adjunto do Departamento de Economia da UFBA e pesquisador do Grupo de Pesquisas em Economia Aplicada da UFBA. gervasios@ufba.br

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar a relação entre a escolaridade e a condição de saúde para a população residente no estado da Bahia, que apresenta um dos índices mais baixos de escolaridade do Brasil. Desse modo, a compreensão de como a educação afeta a condição de saúde do indivíduo pode trazer importantes elementos para a análise de políticas socioeconômicas e de saúde coletiva. A teoria econômica que relaciona educação à condição de saúde mostra que o maior nível de educação implica uma melhor condição de saúde. A partir dos dados do suplemento de saúde da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008, foram estimados modelos de escolha discreta para avaliar como a escolaridade afeta o *status* de saúde e a ocorrência de doença crônica. Os resultados encontrados indicaram que existe uma relação positiva entre escolaridade e *status* de saúde e negativa em relação à presença de doença crônica para a população do estado da Bahia.

Palavras-chave: Economia da saúde. Educação. Modelos de escolha discreta.

Abstract

The objective of this paper is to analyze the relationship between schooling and health condition for the resident population in the state of Bahia. The state of Bahia presents one of the lowest indexes of schooling in Brazil. Thus, understanding how education affects the health condition of the individual can bring important elements for the analysis of public health and socio-economic policies. The economic theory that relates education to health condition shows that the highest level of education implies better health condition. From the Health Supplement of the National (Brazilian) Research by Household Sample (PNAD) de 2008, were estimated discrete choice models to assess how schooling affects health status and the occurrence of chronic disease. The results indicated that there is a positive relationship between schooling and health status, and negative for the presence of chronic disease for the population of the state of Bahia.

Keywords: Health economics. Education. Discrete choice models.

INTRODUÇÃO

A importância de uma maior escolaridade para o desenvolvimento socioeconômico da população de um país é de conhecimento geral em economia. O maior nível de educação sempre foi associado ao progresso de todas as áreas de uma sociedade e, portanto, se constitui em uma meta de governo e objeto de estudo. Os dados recentes para a Bahia mostram um crescimento do nível de escolaridade nos últimos anos, o que precisa ser analisado quanto aos seus reflexos no estado. Nesse contexto, o presente trabalho busca a mensuração dos efeitos da escolaridade sobre a situação de saúde da população do estado, no intuito de sugerir políticas públicas voltadas à melhoria da saúde.

O principal teórico na área de Economia da Saúde é Grossman (1972). O autor propõe que os indivíduos podem demandar a saúde como um bem. A literatura internacional sobre o tema, e que segue este autor, apresenta resultados positivos para a relação entre educação e saúde. Essa relação ainda é pouco estudada para o caso brasileiro. No entanto, apesar de poucas pesquisas, seus resultados se assemelham aos propostos pelos principais teóricos da área. A título de exemplo, os estudos de Sousa (2010) indicam que, de forma geral, um maior nível de escolaridade contribui de forma positiva e significativa sobre o *status* de saúde da população da Região Nordeste.

Grossman (1972) propõe, no nível teórico, que os indivíduos herdaram um estoque inicial de saúde, o qual se deprecia com a idade e pode ser aumentado pelo investimento por parte dos indivíduos. As formas de investimento podem ser exemplificadas por assistência médica, dieta, exercícios, lazer e habitação. A educação é colocada como a melhor forma de investimento em saúde e, dessa forma, é proposta a relação positiva entre estes fatores. Outros autores também apoiam os resultados de Grossman (1972), como Kenkel (1991), Fuchs (1982), Becker e Mulligan (1994), Wolfe e Zuvekas (1997), Cutler e Muney (2006), Arkes (2003) e Groot e Brink (2006).

O estudo de Sousa (2010) testa a hipótese de que a educação afeta a saúde do indivíduo. Os resultados apontam que o efeito médio da escolaridade, como variável dependente, é de 2,6% sobre o *status* de saúde autoavaliado da população do Nordeste do Brasil. Apesar da discussão da causalidade entre as duas características mais importantes do capital humano, educação e saúde, a pesquisa sugere que uma maior escolaridade conduz a um estilo de vida mais saudável. Desse modo, existem motivações para aplicar os testes econométricos que envolvem a relação educação e saúde para a população do estado da Bahia.

Os dados referentes à população da Bahia mostram que, em geral, 64,0% dos entrevistados no suplemento de saúde da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008 se consideraram saudáveis; 41% destes possuíam pelo menos uma doença crônica; e a média de estudo foi de sete anos. Dada a importância da educação sobre a saúde na sociedade, a relação entre essas duas variáveis pode ser estudada para melhorar a efetividade de políticas públicas. O baixo nível de escolaridade no estado da Bahia sugere uma maior necessidade de estudos nessa área. Desse modo, o problema da pesquisa que se coloca é: a educação afeta o *status* de saúde e a probabilidade de ocorrência de doença crônica da população do estado da Bahia? A partir deste problema, o objetivo deste artigo é analisar a relação entre escolaridade, *status* de saúde e ocorrência de doenças crônicas da população residente no estado da Bahia. Para a obtenção de resultados empíricos, além da amostra de microdados da PNAD (2008), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010), serão estimados modelos de escolha discreta Logit. Os resultados da pesquisa poderão ser utilizados para a formulação de políticas voltadas à localização de equipamentos públicos ou privados de saúde, bem como a alocação de especialistas em determinados tipos de doenças crônicas em determinadas regiões ou bairros, uma vez que seja conhecido previamente o perfil socioeconômico da

respectiva população e, em particular, o nível de escolaridade.

Além desta breve introdução, o artigo é composto de mais cinco seções.

A segunda seção mostra o contexto no qual está inserida a relação entre educação e saúde no Brasil e no estado da Bahia, para fundamentar o problema desta pesquisa. A terceira seção apresenta o modelo teórico sobre o tema proposto, com base no modelo de demanda por saúde. A seção seguinte descreve o procedimento metodológico a partir de um modelo econométrico de escolha discreta, utilizado para obtenção dos resultados. A quinta seção descreve o banco de dados e os resultados econométricos. Finalmente, na última seção são apresentadas as considerações finais.

EDUCAÇÃO E SAÚDE NO ESTADO DA BAHIA

A educação se faz necessária para o desenvolvimento de uma sociedade, promoção da igualdade de oportunidades entre os cidadãos e o desempenho da cidadania. Recentes dados da PNAD mostram o aumento da escolaridade média do Brasil, com o avanço de 6,1 para 7,2 anos médios de estudo no período de 2001 a 2009. O aumento mais expressivo foi localizado na Região Nordeste, com evolução de 4,7 para 6,0 anos médios de escolaridade. O estado da Bahia também apresentou uma elevação de sua escolaridade média em 31% entre 2001 e 2009 (SILVA, 2013). Dentre os benefícios que a educação pode trazer à sociedade, o seu efeito sobre a saúde do indivíduo tem sido estudado nas últimas décadas em países desenvolvidos. A educação também pode induzir políticas públicas de saúde que visam à redução da desigualdade e da pobreza. Além disso, a literatura aponta que os rendimentos da educação sempre se traduzem em melhora do bem-estar da população.

A educação também pode induzir políticas públicas de saúde que visam à redução da desigualdade e da pobreza

De acordo com Oliveira (1993), Vygotsky formulou uma teoria baseada no processo sócio-histórico como desenvolvedor do indivíduo. Este autor focou

sua análise no meio de aquisição de conhecimentos, o qual é definido pela interação do sujeito com o ambiente em que vive. O autor tinha o pressuposto de que o indivíduo é

interativo e não apenas ativo, uma vez que este compõe conhecimentos e se constitui a partir de relações intra e interpessoais. Desse modo, o autor também defende que a escola possui a função de auxiliar na passagem do conhecimento sistematizado a partir do conhecimento aprendido na vida cotidiana. Segundo a World Health Organization (1947), os dados existentes sobre a saúde da população não possibilitam a mensuração de todos os elementos que definem um bom estado de saúde ao indivíduo. Porém, é possível analisar rapidamente a relação entre educação e saúde através do aprendizado de um indivíduo em toda a sua carreira educacional. Tomando o exemplo de uma criança nos primeiros anos na escola, ela aprende como lavar as mãos e outras lições de higiene. Estes são hábitos saudáveis que impedem a contaminação e proliferação de muitas doenças. Dessa forma, o aumento da escolaridade contribui para a melhoria da sua saúde.

A conclusão do processo de alfabetização como sendo a difusão restrita ao aprendizado da leitura e escrita rudimentar na vida de um indivíduo quebra uma barreira importante em relação ao acesso à informação. Pensando em termos práticos, um indivíduo que sabe ler e escrever possui uma grande ferramenta em mãos, um meio que o levará a ter informação de todos os tipos, especificamente sobre educação. Como exemplo, tome-se uma pessoa que consiga ler um cartaz sobre uma campanha de vacinação, que compreende os cuidados básicos na bula de um medicamento e que possa utilizar muito bem as recomendações da cartilha recebida de um agente comunitário de saúde. Estas habilidades não constituem a solução para todos os

problemas, mas em um país emergente muitos não têm acesso a estas capacidades e certamente são os mais atingidos por doenças, devido ao desconhecimento da sua prevenção.

Dessa forma, uma maior escolaridade pode estar associada à condição de saúde do indivíduo. Além das associações mais diretas, ainda existem aquelas de caráter subjetivo, difíceis de calcular, mas que influenciam essa relação. Uma delas é a participação ativa do indivíduo em executar o conhecimento que possui para prevenção e tratamento de doenças. Uma estimativa a partir dos dados da PNAD de 2008 mostra que pelo menos 31,3% da população brasileira apresenta um entre 12 tipos de doenças crônicas selecionadas na pesquisa (artrite ou reumatismo, doença de coluna ou costas, câncer, diabetes, bronquite ou asma, hipertensão, doença do coração, insuficiência renal crônica, depressão, tuberculose, tendinite ou tenossinovite e cirrose). Este número pode ser reduzido, uma vez que a maioria das doenças apresentadas na pesquisa tem a possibilidade de tratamento, prevenção e até de erradicação.

A Tabela 1 mostra a relação entre escolaridade e presença de doenças crônicas para o total de

pessoas que apresentaram pelo menos um tipo de doença no estado da Bahia. É possível observar que a incidência de doenças diminui consideravelmente com o maior nível de escolaridade. Tomando o primeiro grupo de escolaridade (0 a 4 anos) em comparação ao último (15 anos ou mais), é possível observar que o maior acesso ao conhecimento, conteúdo específico e informação, através da educação, conduz o indivíduo a possuir melhor saúde.

Dada a grande incidência destas doenças na população menos escolarizada, existe um problema que deve ser tratado e estudado, que é a relação entre escolaridade e saúde. Desse modo, políticas voltadas à elevação do nível educacional podem beneficiar a condição de saúde dos indivíduos. No entanto, existem muitas associações que podem ser feitas com o estado de saúde de um indivíduo, suas características e estilo de vida. Uma variável sozinha, como a renda ou mesmo a educação, não tem o poder de explicar toda variação na condição de saúde do indivíduo, pois existem outras relações que afetam a saúde conjuntamente. Nesse sentido, é necessário considerar outras variáveis socioeconômicas.

Tabela 1
Relação entre anos de escolaridade e presença de doenças para os indivíduos acima de 25 anos
Bahia – 2008

(%)

Doenças	Anos de escolaridade				Total
	0 a 4	5 a 9	10 a 14	15 +	
Coluna	50,27	21,06	23,79	4,88	100
Artrite	59,01	18,29	19,14	3,56	100
Câncer	50,00	15,32	25,81	8,87	100
Diabetes	61,01	17,65	18,21	3,13	100
Asma	57,66	21,46	17,11	3,78	100
Hipertensão	56,05	19,63	20,08	4,24	100
Coração	56,27	21,35	18,45	3,93	100
Renal	47,75	29,73	20,27	2,25	100
Depressão	43,30	23,66	27,06	5,88	100
Tuberculose	52,17	17,39	28,26	2,17	100
Tendinite	29,05	18,74	42,32	9,89	100
Cirrose	55,17	20,69	24,14	0,00	100

Fonte: Elaboração própria (2013) a partir dos dados da PNAD 2008 – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

No presente trabalho, a educação é o fator central, de maneira que será necessário definir sua relação com a saúde. Devido ao crescimento da escolaridade média da população do estado da Bahia, esta unidade federativa se mostra interessante para a investigação dos efeitos da melhoria da educação sobre o estado de saúde dos indivíduos que constituem a sua população. Assim, levantaram-se as seguintes questões: existe uma relação entre o nível educacional do indivíduo, seu *status* de saúde e a ocorrência de doenças crônicas no estado da Bahia? O crescimento do nível de escolaridade no estado da Bahia pode resultar na melhoria da condição de saúde para essa população?

O MODELO DE DEMANDA POR “BOA SAÚDE” DE GROSSMAN

Grossman (1972) construiu um modelo de demanda para o bem denominado “boa saúde”. A proposta central deste modelo é observar a saúde como estoque de capital durável, o qual produz um rendimento de tempo saudável. Dessa forma, Grossman (1972) presume que os indivíduos herdaram um estoque inicial de saúde que se deprecia com a idade e pode ser aumentado pelo investimento em saúde. Em um nível conceitual, aumentos no estoque pessoal de conhecimento ou capital humano, em geral, são adotados para elevar a produtividade pessoal. Com o intuito de aumentar a sua produtividade é necessário que os indivíduos elevem o seu investimento no nível de escolaridade e treinamento técnico. Os custos desses investimentos incluem os gastos diretos em bens de mercado e o custo de oportunidade do tempo que deve ser retirado de usos concorrentes, isto é, o custo de oportunidade de optar entre gastar tempo com estudo/treinamento e realizar qualquer outra atividade ou tempo livre. A noção deste custo é muito importante do ponto

de vista do indivíduo, pois dentro do ambiente econômico os recursos são escassos, inclusive o seu tempo (GROSSMAN, 1972).

O estoque de saúde de um indivíduo determina a quantidade total de tempo que ele pode gastar na produção de ganhos monetários e mercadorias

forma, a taxa de depreciação depende da idade. Esta correlação é positiva a partir de um estágio no ciclo de vida no qual as causas da depreciação se apresentam na deterioração da força física e na capacidade de memória, ocorrendo em idades particulares. Nesse sentido, indivíduos com mais idade tendem a possuir um estado de saúde mais debilitado. Na teoria de Grossman, os consumidores demandam saúde por duas razões: como um bem de consumo e como bem de investimento. Demanda-se saúde pelo fato de não se querer ficar doente, pois é um estado desagradável para qualquer ser humano e também porque uma péssima condição de saúde resulta na diminuição da produtividade no mercado de trabalho. Desse modo, dias em estado saudável são úteis para o bem-estar e para melhorar a produtividade no mercado de trabalho, que resultam em ganhos monetários.

Existe uma diferença entre o retorno monetário para um investimento em saúde e o retorno para um investimento em educação, treinamento técnico e outras formas de capital humano. O estoque de saúde de um indivíduo determina a quantidade total de tempo que ele pode gastar na produção de ganhos monetários e mercadorias. Já o estoque pessoal de conhecimento afeta a produtividade do indivíduo dentro e fora do mercado. Por este motivo, até os indivíduos que estão fora do mercado de trabalho têm seus incentivos para investir em saúde, uma vez que o tempo dentro e fora do mercado é considerado relevante.

Grossman (1972) explica que, quanto maior a taxa salarial auferida, melhor o valor considerado

A existência de um aumento na taxa de depreciação no estoque de saúde do indivíduo considerada pelo autor se dá por uma manifestação do processo biológico de envelhecimento. Dessa

pelo indivíduo no aumento de tempo saudável. Salários elevados são conquistados com investimentos em capital humano, possibilitados pelo tempo saudável. O indivíduo precisa de tempo para investir e elevar sua produtividade, porém o tempo gerado por “boa saúde” pode ser utilizado para outros fins, diferentes de maiores salários. Ao analisar a variável ambiental educação, o autor afirma que os mais educados são os produtores mais eficientes de ganhos monetários. Além disso, a alteração no estoque de capital humano, mensurado por educação, provoca uma mudança na produtividade doméstica, assim como no mercado. A sua conclusão é que a educação aumenta a produtividade (GROSSMAN, 1972).

De forma resumida, o modelo de Grossman (1972) será apresentado a seguir. Formalmente, a produção de saúde (H) pode ser expressa:

$$H = H(T_H, M, E, A), \quad \partial H / \partial M > 0 \quad e \quad \partial H / \partial T_H > 0 \quad (1)$$

onde T_H é o tempo para produzir saúde, M são os fatores produtivos adquiridos no mercado (serviços médicos, medicamentos, consultas e tratamentos odontológicos etc., E representa a escolaridade e A a idade dos indivíduos. O indivíduo, além de produzir saúde, usa também o tempo (T_B) para produzir outros bens e serviços (B):

$$B = B(T_B, X, E) \quad \partial B / \partial X > 0 \quad e \quad \partial B / \partial T_B > 0 \quad (2)$$

onde X representa os fatores produtivos (serviços, matéria-prima etc.). A utilidade do indivíduo (U) resulta unicamente do consumo de outros bens e do seu estoque de saúde:

$$U = U(B, H) \quad (3)$$

Em suas decisões, o indivíduo se depara com uma restrição, o tempo disponível que deve ser alocado em várias atividades: trabalho, para obter

rendimento; tempo para produção de saúde; tempo de lazer (ou de produção de consumo de outros bens); tempo perdido devido à falta de saúde, ou seja, se o indivíduo estiver doente, a sua dotação de dias de trabalho é menor.

Desse modo, a saúde é um bem que produz mais dias saudáveis (diminui dias de doença). Se o estoque de saúde descer abaixo de um valor mínimo, o indivíduo morre. No entanto, o modelo pressupõe um conjunto de decisões simultâneas para o indivíduo, tais como alocar o tempo entre trabalho e lazer, dividir o tempo restante de lazer na produção de saúde e de outros bens, dividir o rendimento gerado entre bens intermediários para a produção de saúde (medicamentos, serviços de saúde, consultas e tratamentos odontológicos) e de outros bens (o problema de escolha a ser resolvido pelo consumidor se encontra detalhado no Anexo A).

Após a apresentação do modelo de demanda de Grossman (1972), é possível chegar a algumas conclusões essenciais para este trabalho, a fim de avaliar a relação entre educação e saúde. A primeira conclusão mostra que o investimento aumenta o estoque inicial de saúde. Esse estoque é herdado pelo indivíduo e se deprecia ao longo do tempo. Esses investimentos brutos de capital de saúde são produzidos por funções de produção domésticas, cujos insumos, incluindo o tempo livre do consumidor e os bens de mercado, tais como assistência médica, dieta, exercícios, lazer e habitação, são direcionados pelo indivíduo e influenciados pelo seu nível educacional. Além disso, não se podem desprezar as variáveis ambientais, tais como gênero, idade e outras que induzem a escolha do indivíduo.

A segunda conclusão se refere à possibilidade da demanda por saúde e assistência médica de um consumidor ser positivamente correlacionada com sua taxa salarial, ou seja, quanto maior o salário, mais elevada é a demanda por saúde. A terceira conclusão indica que a educação aumenta a eficiência com que os investimentos brutos em

saúde são produzidos. Então, os mais educados demandariam um maior estoque ótimo de saúde. Dessa forma, a literatura aponta para uma importante relação direta e positiva da variável escolaridade na saúde de um indivíduo, mesmo com o conhecimento de que outras variáveis provocam algum tipo de efeito.

Diante do contexto sobre a frequência de doenças crônicas no Brasil e no estado da Bahia, associado aos níveis de escolaridade apresentados na segunda seção e às evidências teóricas e empíricas mostradas no presente capítulo, é possível afirmar que existe sustentação teórica e empírica do presente trabalho para fins de comparação. Desse modo, para cumprir o objetivo de analisar a relação entre a escolaridade e a condição de saúde para a população residente no estado da Bahia, a próxima seção apresenta os procedimentos metodológicos e os detalhes do banco de dados a ser utilizados no trabalho.

PROCEDIMENTO METODOLÓGICO E BANCO DE DADOS

Para a modelagem econométrica foi escolhido o modelo de escolha discreta Logit. Este constitui um tipo particular de modelo com variáveis dependentes limitadas. Uma de suas aplicações aparece em modelos nos quais é preciso decidir entre duas ou mais opções referentes à questão de interesse. O modelo é indicado para explicar uma variável dependente binária a partir de variáveis explicativas binárias e/ou discretas e contínuas e se adapta completamente à proposta desta pesquisa. A aplicação mais comum do modelo aparece nos estudos de ocorrência de doenças¹.

Supondo que seja possível encontrar uma função F que relacione essas variáveis:

$$Y = F(X_1, \dots, X_k) \quad (4)$$

Na equação (4) é definida a variável aleatória Y , dependente, e as demais de variáveis explicativas entre X_1 até X_k . Dentro dos problemas estatísticos, as respostas referentes a Y podem ser originadas de diversas formas, como um resultado de uma escolha, ou, no caso deste trabalho, através de um questionário numa pesquisa de levantamento de dados. Desse modo, são geradas respostas de caráter qualitativo. O modelo Logit permite respostas qualitativas nas quais a variável dependente é binária (ou *dummy*), ou seja, ela só pode assumir dois valores, geralmente 1 para a ocorrência do fenômeno e 0 para a não ocorrência. As variáveis dependentes são variáveis binárias que assumem valor 0 (não saudável; não possui doença) e 1 (saudável; possui doença). Diante desses problemas, os modelos de resposta binária, a exemplo do Logit, sugerem uma função de probabilidade acumulada que restringe os valores preditos no intervalo entre 0 e 1. Dessa forma, o modelo Logit deve ser estimado pelo método de máxima verossimilhança e não por mínimos quadrados ordinários. Os detalhes sobre a especificação, bem como os procedimentos de estimação, podem ser encontrados em Wooldridge (2010).

A base de dados foi extraída dos microdados do suplemento de saúde da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008. A descrição das variáveis a serem utilizadas se encontra no Quadro 1. A PNAD é elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em uma amostra de domicílios brasileiros e investiga diversas características socioeconômicas das famílias e indivíduos. A PNAD é aplicada há mais de 40 anos no Brasil e desde 1981 compreende todas as regiões do país, exceto a área rural da antiga Região Norte. A pesquisa é realizada anualmente, com o objetivo de analisar as características gerais da população, educação, trabalho, rendimento e habitação, além de levantar outros dados com periodicidade variável, como migração, fecundidade, nupcialidade, saúde, segurança alimentar etc.

¹ Ver, por exemplo, Betarelli Júnior (2010) e outros.

Mesmo com uma abrangência de anos considerável, a PNAD sofreu mudanças ao longo do tempo com o intuito de ampliar a caracterização individual da saúde das famílias e indivíduos no Brasil. Para melhorar a qualidade das informações, foi confeccionada a Pesquisa Suplementar de Saúde para os anos de 1998, 2003 e 2008. No entanto, a exclusão e adição no caráter dos dados inviabilizaram a comparação plena entre as pesquisas. Na PNAD 2008, foram pesquisadas 391.868 pessoas, 150.591 unidades domiciliares, distribuídas por todas as unidades da Federação, sendo utilizadas as informações de 18.930 observações para o estado da Bahia², referentes ao número de indivíduos que moram no estado com idade a partir dos 25 anos e que foram entrevistados na PNAD 2008. Também foi incluída na PNAD de 2008 a continuação da Pesquisa Suplementar sobre o Acesso à Internet e Posse de Telefone Móvel Celular para Uso Pessoal e a Pesquisa Especial de Tabagismo (PETab) na PNAD 2008.

Dentro do estudo socioeconômico é sempre difícil mensurar aspectos que tendem a possuir uma variação entre os indivíduos, como a saúde. Não é

possível alcançar resultados simplesmente por meio da opinião dos entrevistados sobre o seu estado de saúde. O ideal seria uma avaliação de um profissional da saúde sobre todos aqueles que participaram da pesquisa. No caso da PNAD, esta suposição é inviável. O desafio que se mostra é estabelecer um parâmetro para medir a qualidade da saúde individual, isto é, saber se uma pessoa é saudável ou não.

A primeira informação relevante e usada como variável dependente é a autoavaliação do *status* de saúde com a seguinte pergunta: “De um modo geral, considera seu próprio estado de saúde como”. As respostas variam na seguinte escala: 1-Muito bom, 2-Bom, 3-Regular, 4-Ruim e 5-Muito Ruim. Desse modo, foi construída a variável dependente *status* de saúde, de caráter binário, a qual assume a condição saudável para as respostas 1 e 2, e não saudável para as respostas 3,4 e 5. A segunda variável dependente chama-se *dcronica* e classifica o entrevistado como possuidor ou não de pelo menos uma das 12 doenças crônicas listadas na PNAD 2008 e já apresentadas na Tabela 1 da segunda seção. Esta é uma variável binária e assume 1 para doente e 0 para não doente.

Variável	Formato da variável	Descrição
<i>status</i>	<i>Dummy</i>	1 para saudável; 0 caso contrário. <i>Status</i> de saúde pelo método de autoavaliação do entrevistado.
<i>dcronica</i>	<i>Dummy</i>	1 se o indivíduo possui pelo menos uma das 12 doenças crônicas contidas na PNAD 2008; 0 caso contrário.
<i>escol</i>	Discreta	Anos de estudo
<i>gênero</i>	<i>Dummy</i>	1 para homem; 0 caso contrário.
<i>idade</i>	Discreta	Idade do indivíduo a partir dos 25 anos
<i>raça</i>	<i>Dummy</i>	1 para branco; 0 caso contrário.
<i>renda</i>	Discreta	Faixa de rendimento mensal domiciliar per capita
<i>urbano</i>	<i>Dummy</i>	1 para o indivíduo que mora em área urbana; 0 caso contrário.
<i>internet</i>	<i>Dummy</i>	1 para o indivíduo que utilizou a internet nos últimos três meses; 0 caso contrário.
<i>plano</i>	<i>Dummy</i>	1 para o indivíduo que tem plano de saúde; 0 caso contrário.
<i>exerc</i>	<i>Dummy</i>	1 para o indivíduo que praticou exercício físico ou esporte nos últimos três meses; 0 caso contrário.
<i>fumo</i>	<i>Dummy</i>	1 para o indivíduo que fuma algum produto do tabaco; 0 caso contrário.

Quadro 1
Variáveis utilizadas na estimação econométrica

Fonte: Elaboração própria (2013).

² O número de 18.930 observações apresenta restrições em seu total.

Doenças crônicas são aquelas normalmente de desenvolvimento lento, que duram períodos extensos (mais de seis meses) e apresentam efeitos de longo prazo, difíceis de serem previstos. A maioria dessas doenças não tem cura, como diabetes, asma, doença de Alzheimer e hipertensão. Entretanto, várias delas podem ser prevenidas ou controladas por meio da detecção precoce, adoção de dieta e hábitos saudáveis, prática de exercícios e acesso a tratamento adequado recomendado pelo profissional de saúde (NOVARTIS BIOCIENTÍAS S.A, 2008).

Quanto às variáveis explicativas, estas serão consideradas como variáveis de controle, e como variável de interesse, no caso de educação. A primeira variável explicativa, *escol*, também apresenta problemas semelhantes à anterior. Segundo o *Dicionário da Língua Portuguesa*, da Editora Porto, educação se define como o processo de aquisição de conhecimentos e aptidões. Dentre os dados inseridos na PNAD 2008, a variável anos de estudo, que possui intervalo de 0 a 15 anos ou mais de estudo, é a que mensura melhor o nível educacional individual, ou melhor, a escolaridade das pessoas. As demais variáveis explicativas são: *gênero* que é a variável binária de gênero, *idade* mensura a idade do indivíduo em anos, *raça* é uma variável *dummy* para cor, *renda* mensura a faixa de renda do indivíduo, *urbano* é uma variável binária para situação censitária, *internet* é uma variável *dummy* de informação, *plano* é uma variável binária para plano de saúde, *exerc* e *fumo* são variáveis *dummies* para hábitos de saúde. A descrição dessas variáveis se encontra no Quadro 1, e elas são utilizadas nas estimações econométricas como controle e como variável de interesse, no caso de educação.

RESULTADOS

As equações econométricas especificadas para realizar as estimações são apresentadas a seguir:

$$P(\text{status} = 1/x) = \Phi (\beta_0 + \beta_1 \text{escol}_i + \beta_2 \text{gênero}_i + \beta_3 \text{idade}_i + \beta_4 \text{raça}_i + \beta_5 \text{renda}_i + \beta_6 \text{urbano}_i + \beta_7 \text{internet}_i + \beta_8 \text{plano}_i + \beta_9 \text{exerc}_i + \beta_{10} \text{fumo}_i) \quad (5)$$

e

$$P(\text{dcronica} = 1/x) = \Phi (\beta_0 + \beta_1 \text{escol}_i + \beta_2 \text{gênero}_i + \beta_3 \text{idade}_i + \beta_4 \text{raça}_i + \beta_5 \text{renda}_i + \beta_6 \text{urbano}_i + \beta_7 \text{internet}_i + \beta_8 \text{plano}_i + \beta_9 \text{exerc}_i + \beta_{10} \text{fumo}_i) \quad (6)$$

onde x é o vetor representando as variáveis explicativas.

A existência de dois modelos para a estimação econométrica é fruto da decisão de testar o modelo para duas variáveis dependentes distintas. Na equação (5), a variável dependente é *status* e compreende a autoavaliação da condição de saúde do indivíduo. A existência de pelo menos uma doença crônica para o indivíduo (*dcronica*) é a variável dependente da equação (6). Dessa forma, é possível comparar os resultados de ambas as regressões e observar o comportamento das outras variáveis. A variável explicativa de interesse é a que mensura os anos de estudo, *escol_i*, a partir da qual se mostra o efeito da educação na situação de saúde do indivíduo. As características não observáveis do indivíduo são representadas pelo termo β_0 , e o termo de erro é determinado por u_i .

Na Tabela 2 a seguir é possível conferir as estatísticas descritivas básicas das variáveis na amostra. Utilizou-se o *software* Stata versão 10 para construir essas estatísticas. O número de observações é 18.930 e compreende indivíduos que moram no estado da Bahia, com idade a partir dos 25 anos e que foram entrevistados na PNAD 2008.

De acordo com a Tabela 2, para os indivíduos acima de 25 anos, a maior parte dos entrevistados é do sexo feminino (53%), tem uma média de idade de 45 anos, mora em área urbana (77%), a minoria é de raça branca (20%), e a média de salário se concentra na faixa de meio até um salário mínimo. A maioria dos indivíduos se considerou saudável (64%), possui uma média de estudo de sete anos e quase metade

Tabela 2
Estatísticas descritivas de variáveis na amostra

Variável	Obs	Média	Desvio-padrão	Min	Max
idade	18930	44.84126	15.01809	25	108
escol	18930	7.34897	4.785221	1	16
renda	18879	3.04852	1.501766	1	7
dcronica	18930	.4135763	.4924873	0	1
status	18930	.6368199	.4809288	0	1
gênero	18930	.4698891	.4991057	0	1
raça	18930	.2048072	.4035713	0	1
plano	18930	.2138405	.4100263	0	1
exerc	18930	.2092446	.4067801	0	1
fumo	18930	.1379292	.3448348	0	1
urbano	18930	.7711041	.4201332	0	1
internet	18930	.2279451	.4195181	0	1

Fonte: Elaboração própria (2013).

da amostra tem pelo menos uma doença crônica (41%). Uma pequena parcela possui plano de saúde (21%), pratica exercício físico (21%), tem acesso à internet (23%) e fuma algum produto do tabaco (14%). Os dados confirmam que o índice de pessoas com doença crônica no estado da Bahia é alto (41%) e pode estar relacionado com a baixa média de escolaridade (sete anos de estudo), já que no sistema educacional brasileiro um indivíduo possui o ensino médio completo após 12 anos de estudo.

As estatísticas descritivas deram indicações preliminares que defendem a teoria abordada neste trabalho. Indivíduos que se autoavaliam saudáveis têm maior nível de escolaridade, e os classificados como doentes parecem ter poucos anos de estudo. Uma parte significativa da população sofre com doença crônica, e o baixo nível de escolaridade pode ser favorável a essa situação.

Os procedimentos econométricos foram realizados com base na metodologia apresentada na quarta seção. A regressão logística (Logit) foi aplicada à equação (5), onde a variável dependente foi o estado de saúde (*status*) por autoavaliação, e à equação (6), onde a variável dependente é a presença de pelo menos uma doença crônica (*dcronica*). As tabelas 3 e 4 apresentam os resultados das estimações para as duas equações. Considerando

que a estimação do modelo Logit é realizada pelo método de máxima verossimilhança, pelo fato de este ser um modelo não linear construído a partir de uma função logística, as estimações apresentadas nas tabelas 3 e 4 não se referem aos efeitos marginais das variáveis explicativas sobre o *status* de saúde e presença de doença crônica, respectivamente. Desse modo, os efeitos marginais foram computados a partir da derivação da função logística parametrizada, utilizando o *software* Stata 10, e são apresentados nas tabelas A1 e A2 do Apêndice A.

A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo apresentado na equação (5), com dez variáveis explicativas e uma variável dependente que indica o estado de saúde autoavaliado, saudável ou não saudável. A maioria das variáveis explicativas é binária, com exceção de *escol*, *idade* e *renda*. Exclusivamente para este modelo, coeficientes positivos indicam que a variável explicativa contribui para que o *status* do indivíduo seja saudável. Foram testados seis modelos com controle de regressão. O primeiro modelo contém as variáveis *escol*, *gênero*, *idade*, *raça* e *renda*. Para os modelos seguintes, foi acrescentada uma variável por regressão, conforme a tabela. Dessa forma, os resultados estão dentro do esperado. O teste da razão de verossimilhança

Tabela 3
Resultados da estimação para variável dependente *status* de saúde

Variável dependente: <i>status</i> de saúde						
Variável	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Escol	0,051 (0,00)***	0,057 (0,00)***	0,044 (0,00)***	0,043 (0,00)***	0,04 (0,00)***	0,039 (0,00)***
Gênero	0,301 (0,03)***	0,297 (0,03)***	0,287 (0,03)***	0,287 (0,03)***	0,263 (0,03)***	0,272 (0,03)***
Idade	-0,04 (0,00)***	-0,04 (0,00)***	-0,038 (0,00)***	-0,038 (0,00)***	-0,037 (0,00)***	-0,038 (0,00)***
Raça	0,123 (0,04)***	0,109 (0,04)***	0,103 (0,04)**	0,102 (0,04)**	0,101 (0,04)**	0,099 (0,04)**
Renda	0,186 (0,01)***	0,191 (0,01)***	0,165 (0,01)***	0,16 (0,01)***	0,151 (0,02)***	0,151 (0,02)***
Urbano		-0,166 (0,04)***	-0,172 (0,04)***	-0,174 (0,04)***	-0,183 (0,04)***	-0,183 (0,04)***
Internet			0,418 (0,05)***	0,408 (0,05)***	0,386 (0,05)***	0,385 (0,05)***
Plano				0,065 -0,05	0,044 -0,05	0,043 -0,05
Exerc					0,305 (0,04)***	0,301 (0,05)***
Fumo						-0,113 (0,05)**
Observações	18879	18879	18879	18879	18879	19496
Pseudo R ²	0,0988	0,0994	0,1019	0,102	0,1038	0,1041
LR(Prob>Chi ²)	0	0	0	0	0	0

Fonte: Elaboração própria, 2013 com base em PNAD, 2008.
 Nota: *significante a 10%, **significante a 5%, ***significante a 1%.

($\text{Prob} > \text{Chi}^2$) mostrou que as variáveis do modelo são conjuntamente significantes.

No modelo (I) as variáveis *escol*, *gênero*, *raça* e *renda* apresentaram coeficientes positivos, confirmando seus efeitos contribuintes para um *status* saudável. Maior nível de escolaridade, gênero masculino, raça branca e maior renda aumentam a probabilidade de ser mais saudável. O coeficiente negativo da variável *idade* mostra que quanto mais idoso é o indivíduo, maior a probabilidade de não ser saudável. A variável *urbano* acrescentada no modelo (II) informa que morar em área urbana diminui a chance de ser saudável. No modelo (III) a adição da variável *internet* demonstra que acesso à internet contribui para um *status* saudável, assim como ter um plano de saúde no modelo (IV)

e fazer exercícios ou praticar esportes no modelo (V). A última variável acrescentada foi *fumo*, e o seu sinal negativo mostra que indivíduos fumantes se consideram não saudáveis, modelo (VI). Com exceção da variável *plano*, todas as outras apresentaram coeficientes significativos estatisticamente, a 1%. Além disso, a partir do modelo básico (I) que abrange até a variável *renda*, a inclusão das demais variáveis não alterou consideravelmente a significância estatística nem a magnitude dos parâmetros, o que aponta para a independência das variáveis explicativas.

A Tabela 4 apresenta o mesmo modelo da tabela anterior, mas com a mudança da variável dependente para *doença crônica (dcronica)*. Nesta análise, os sinais tendem a ser opostos à

Tabela 4
Resultados da estimação para variável dependente doença crônica

Variável dependente: doença crônica						
Variável	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
escol	-0,007 (0,00)*	-0,015 (0,00)***	-0,016 (0,00)***	-0,021 (0,01)***	-0,021 (0,01)***	-0,021 (0,01)***
sexo	-0,456 (0,03)***	-0,452 (0,03)***	-0,453 (0,03)***	-0,452 (0,03)***	-0,453 (0,03)***	-0,455 (0,03)***
idade	0,065 (0,00)***	0,064 (0,00)***	0,064 (0,00)***	0,064 (0,00)***	0,064 (0,00)***	0,064 (0,00)***
raça	-0,016 -0,04	0,003 -0,04	0,002 -0,04	-0,003 -0,04	-0,003 -0,04	-0,002 -0,04
renda	-0,009 -0,01	-0,014 -0,01	-0,017 -0,01	-0,042 (0,01)***	-0,042 (0,01)***	-0,042 (0,01)***
urbano		0,215 (0,04)***	0,214 (0,04)***	0,207 (0,04)***	0,206 (0,04)***	0,206 (0,04)***
internet			0,03 -0,05	-0,021 -0,05	-0,021 -0,05	-0,021 -0,05
plano				0,294 (0,05)***	0,293 (0,05)***	0,294 (0,05)***
exerc					0,007 -0,04	0,007 -0,04
fumo						0,027 -0,05
Observações	18879	18879	18879	18879	18879	18879
Pseudo R ²	0,1454	0,1464	0,1464	0,1478	0,1478	0,1478
LR(Prob>Chi ²)	0	0	0	0	0	0

Fonte: Elaboração própria, 2013 com base em PNAD, 2008.
Nota: *significante a 10%, ** significante a 5%; *** significante a 1%.

avaliação anterior, pois agora é calculada a probabilidade das variáveis explicativas que contribuem para o indivíduo possuir alguma doença crônica. O modelo (I) mostra que as variáveis *escol*, *gênero*, *raça* e *renda* não contribuem para a probabilidade de o indivíduo responder que tem doença crônica, enquanto a *idade* aumenta a probabilidade de essa sentença ser verdadeira. Para este modelo, *gênero* é a variável, entre as outras características dos indivíduos, que menos contribui para este possuir uma doença crônica. Os valores de *raça* e *renda* não foram estatisticamente significantes. Os modelos (II) e (IV) apresentaram variáveis positivas e significativas a 1%, em *urbano* e *plano*, demonstrando que morar em área urbana e possuir plano de saúde aumentam a probabilidade de

o indivíduo responder que tem doença crônica. Uma possível explicação para o coeficiente da variável *urbano* ser positivo deve-se ao fato de os habitantes de áreas rurais não terem confirmação médica de suas doenças crônicas ou até estarem desinformados de sua situação de saúde. Para o coeficiente positivo da variável *plano*, no modelo (V), existe a hipótese de que pessoas diagnosticadas com doença crônica adquirem plano de saúde para tratamento médico adequado. Quanto às variáveis *internet*, *exerc* e *fumo*, estas não apresentaram significância estatística.

A partir dos resultados estatísticos e econométricos apresentados nesta seção, foi possível verificar que a relação entre educação e condição de saúde existe para a população do estado da Bahia, o que

corroborar a maioria dos trabalhos científicos apresentados no capítulo relativo ao referencial teórico e revisão de trabalhos empíricos. O nível de escolaridade é um dos fatores de influência na condição de saúde do indivíduo, dentre as outras variáveis apresentadas. A maior escolaridade aumenta a probabilidade de o indivíduo apresentar uma condição que indique maior presença de saúde. Ao mesmo tempo, reduz a possibilidade de o indivíduo exibir uma condição que indique ausência de saúde.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi examinar se um maior nível de escolaridade resulta em uma melhor condição de saúde para o indivíduo, seja esta condição representando um melhor *status* de saúde ou ausência de saúde a partir da existência de algum tipo de doença crônica. A hipótese apresentada para o trabalho foi que existe uma relação positiva entre educação e melhor saúde e negativa em relação à presença de doença crônica.

Para atingir o objetivo proposto, foi apresentado nas seções iniciais um panorama da evolução da média de escolaridade no Brasil e para o estado da Bahia. Além disso, tratou-se da existência da relação entre educação e saúde, a partir de dados e estudos preliminares, e se mostrou que existem fortes evidências do papel da educação sobre a saúde. Na seção teórica foi verificado que os indivíduos podem demandar a saúde como um bem. O principal teórico desta abordagem é Grossman (1972). No nível teórico, os indivíduos herdaram um estoque inicial de saúde, o qual se deprecia com a idade e pode ser aumentado pelo investimento por parte dos indivíduos. As formas de investimento podem ser exemplificadas por assistência médica, dieta, exercícios, lazer, habitação e, principalmente, educação. A seção metodológica apresentou a amostra de microdados, extraída do banco de microdados da PNAD 2008, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010). Além das variáveis dependentes,

autoavaliação do *status* de saúde e presença de doença crônica, foram mostradas as variáveis explicativas, a fim de perceber se o estado de saúde do indivíduo estava relacionado com escolaridade, hábitos comportamentais, características pessoais, como sexo e raça, entre outras. Para a estimação econométrica dos dados, foi usado um modelo de escolha discreta geralmente aceito na literatura empírica sobre estudos de ocorrências de doenças, o modelo de resposta binária Logit.

Os resultados estiveram, em geral, de acordo com a teoria proposta e os trabalhos empíricos apresentados. As estimações econométricas mostraram que, controlando pelas características individuais e por hábitos de vida, um maior nível de escolaridade aumentou a probabilidade de o indivíduo ter uma condição de saúde definida por um *status* de saúde saudável. Com relação à ausência de saúde, foi verificado que a maior escolaridade diminuiu a probabilidade de o indivíduo apresentar pelo menos um tipo de doença crônica. Esse resultado ficou de acordo com o referencial teórico, bem como com a maioria dos trabalhos empíricos apresentados. Desse modo, os resultados confirmaram, em grande parte, a hipótese de que a população do estado da Bahia com maiores níveis de escolaridade possuía, em 2008, uma melhor condição de saúde e maior ausência de doença crônica.

Os resultados dos modelos mostraram que, de um modo geral, a educação apresentou efeitos positivos sobre o *status* de saúde saudável e negativos sobre a presença de doença crônica para a população do estado da Bahia. Esses dados corroboraram a maioria dos aspectos teóricos apresentados previamente à pesquisa empírica. Futuros trabalhos podem ser feitos para investigar questões específicas de cada doença crônica em relação a fatores como educação, renda e hábitos saudáveis, e os efeitos das questões regionais, como a simples localização do indivíduo, associados à relação entre saúde e educação ou renda, por exemplo.

O que se recomenda ao final desse trabalho é que as políticas públicas para o estado da Bahia

considerem o valor da educação sobre a saúde dentro da sociedade. Desse modo, os investimentos em educação devem resultar em uma melhoria da condição de saúde dos indivíduos. Além disso, a alocação de equipamentos públicos e privados de saúde, bem como de especialistas e determinados tipos de serviços de saúde, pode ser mais bem direcionada a partir das características socioeconômicas da população, em particular o nível de educação. Os bairros da cidade de Salvador em que população apresenta um menor nível educacional estariam propensos a receber maior atenção quanto à alocação de especialistas em determinados tipos de doenças crônicas, por exemplo.

REFERÊNCIAS

- ARKES, J. *Does schooling improve adult health?*. Santa Mônica: RAND, 2003.
- BECKER, G.; MULLIGAN, C. On the endogenous determination of time preference. Chicago: University of Chicago, 1994. (Economics Research Center, 94-2)
- BETARELLI JÚNIOR, A. A. *Custo de acessibilidade entre residência e trabalho*: um enfoque das características individuais, familiares e locais. Belo Horizonte: UFMG; Cedeplar, 2010. 25p.
- CUTLER, D. M.; LLERAS-MUNEY, A. *Education and health: evaluating theories and evidence*. Cambridge: NBER, 2006. (Working paper n. 12352)
- FUCHS, V. R. Time preference and health: an exploratory study. In: _____. *Economic Aspects of Health*. Chicago: NBER, 1982.
- GROOT, W.; BRINK, H. M. What does education do to our health?. In: DESJARDINS, R.; SCHULLER, T. *Measuring the effects of education on health and civic engagement*: proceedings of the Copenhagen symposium. Amsterdam: OECD, 2006.
- GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 80, n. 2, p. 223-255, mar./abr. 1972a.
- _____. *The demand for health: a theoretical and empirical investigation*. New York: NBER, 1972b. (Occasional paper, 119).
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD 2008*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- _____. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD*. Rio de Janeiro: IBGE, Download de microdados. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/panorama_saude_brasil_2003_2008/microdados.shtml>. Acesso em: 13 mar. 2012.
- KENKEL, D. S. Health behavior, health knowledge, and schooling. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 99, n. 2, p. 281-305, abr. 1991.
- NOVARTIS BIOCIEÊNCIAS S.A 2008. Disponível em: <<http://www.novartis.com.br/doencascronicas/index.shtml>>. Acesso em: 26 jan. 2013.
- OLIVEIRA, M. K. *Vygotsky: aprendizado e desenvolvimento, um processo sócio-histórico*. São Paulo: Scipione, 1993.
- SILVA, D. L. G. da. *Distribuição espacial dos efeitos dos ganhos de aglomeração sobre os retornos a educação no Brasil*. 2013. 157 f. Dissertação (Mestrado)-Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2013.
- SOUSA, E. A. de. *Efeitos da educação sobre a saúde do indivíduo: uma análise para a região Nordeste do Brasil*. 2010. 82 f. Dissertação (Mestrado)-Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade Federal de Alagoas, Maceió, 2010.
- WOLFE, B.; ZUVEKAS, S. Nonmarket outcomes of schooling. *International Journal of Education Research*, Durham, UK, v. 27, p. 491-501, 1997.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. Tradução José Antônio Ferreira. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010. 701p.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION. *Constitution of the WHO*: chronicle of the WHO. Geneva: WHO, 1947.

Artigo recebido em 15 de novembro de 2013
e aprovado em 10 de fevereiro de 2014.

APÊNDICE A
Tabela A1
Efeitos parciais da estimação para variável dependente *status*

Variável dependente: <i>status</i> de saúde						
Variável	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
escol	0,012	0,013	0,01	0,01	0,009	0,009
	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***
sexo	0,068	0,067	0,065	0,065	0,059	0,061
	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***
idade	-0,009	-0,009	-0,009	-0,009	-0,008	-0,008
	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***
raça	0,028	0,025	0,023	0,023	0,023	0,022
	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)**	(0,01)**	(0,01)**	(0,01)**
renda	0,042	0,043	0,037	0,036	0,034	0,034
	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***
urbano		-0,038	-0,039	-0,039	-0,041	-0,041
		(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***
internet			0,094	0,092	0,087	0,087
			(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***
plano				0,015	0,01	0,01
				-0,01	-0,01	-0,01
exerc					0,069	0,068
					(0,01)***	(0,01)***
fumo						-0,025
						(0,01)**
Observações	18879	18879	18879	18879	18879	18879

Fonte: Elaboração própria, 2013 com base em PNAD, 2008.

Nota: *significante a 10%, ** significante a 5%; *** significante a 1%.

O EFEITO DA EDUCAÇÃO SOBRE O *STATUS* DE SAÚDE E A OCORRÊNCIA DE DOENÇAS CRÔNICAS NA POPULAÇÃO DO ESTADO DA BAHIA

Tabela A2
Efeitos parciais da estimação para variável dependente doença crônica

Variável dependente: doença crônica						
Variável	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
escol	-0,002	-0,004	-0,004	-0,005	-0,005	-0,005
	(0,00)*	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***
sexo	-0,11	-0,109	-0,109	-0,109	-0,109	-0,11
	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***
idade	0,016	0,016	0,016	0,015	0,015	0,015
	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***
raça	-0,004	0,001	0	-0,001	-0,001	-0,001
	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01
renda	-0,002	-0,003	-0,004	-0,01	-0,01	-0,01
	0	0	0	(0,00)***	(0,00)***	(0,00)***
urbano		0,052	0,052	0,05	0,05	0,05
		(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***
internet			0,007	-0,005	-0,005	-0,005
			-0,01	-0,01	-0,01	-0,01
plano				0,071	0,071	0,071
				(0,01)***	(0,01)***	(0,01)***
exerc					0,002	0,002
					-0,01	-0,01
fumo						0,007
						-0,01
Observações	18879	18879	18879	18879	18879	18879

Fonte: Elaboração própria, 2013 com base em PNAD, 2008.

Nota: *significante a 10%, ** significante a 5%; *** significante a 1%.

ANEXO A

O problema de escolha a ser resolvido pelo consumidor é dado por:

$$\text{Max } U = U(B, H) \tag{1}$$

$$\text{sujeito a: } B = B(T_B, X, E) \tag{2}$$

$$H = H(T_H, M, E, A) \tag{3}$$

$$T_B + T_H + T_W + T_L = T \tag{4}$$

$$w.T_W = p.X + M \tag{5}$$

$$T_L = f(H) \tag{6}$$

onde T_B representa o tempo para produzir outros bens, T_W representa o número de dias trabalhados, e T_L , o número de dias perdidos por doença, que é

uma função do estoque de saúde dos indivíduos. W representa o rendimento obtido pelo tempo gasto trabalhando, e p , o vetor de preços dos demais bens que os indivíduos utilizam como insumos na produção de outras *commodities*. Fazendo as devidas alterações, tem-se que:

$$\text{Max } U = U(B, H) \tag{1'}$$

$$\text{sujeito a: } B = B(T_B, X, E) \tag{2'}$$

$$H = H(T_H, M, E, A) \tag{3'}$$

$$w.T = w.f(H) + wT_H + wT_B + p.X + M \tag{7}$$

As três restrições deste problema definem um conjunto de possibilidades de produção de outros bens de consumo e de saúde.

Tamanho das turmas e desempenho em matemática no quinto ano do ensino fundamental das escolas de Salvador: tamanho importa?

*Cláudia Malbouisson**

*Stefanie Eskereski***

*Vinícius Felipe da Silva****

* Doutora em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE), mestre e graduada em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA).

** Mestre em Economia e graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia (UFBA).

*** Graduado em Ciências Econômicas e mestrando em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA).

Resumo

O objetivo deste trabalho é investigar o impacto do tamanho das turmas sobre o aprendizado em matemática dos alunos do quinto ano do ensino fundamental das escolas públicas da cidade de Salvador no ano de 2011. A discussão sobre os aspectos determinantes da qualidade educacional é extensa e controversa na literatura em economia da educação, principalmente quando se discute o impacto dos recursos escolares. O tamanho da turma é um dos fatores centrais deste debate em virtude da facilidade de controle por parte da política pública. Para tanto, utiliza-se o método de variáveis instrumentais para controlar a endogeneidade na definição do tamanho das turmas. Os resultados obtidos evidenciam que, controlados os demais fatores, existe um número ótimo de alunos por sala das escolas municipais da cidade de Salvador, e que, além deste número, o impacto sobre o desempenho passa a ser negativo.

Palavras-chave: Educação; Tamanho da turma.

Abstract

The discussion about important determinants of educational quality is quite extensive and controversial in economics of education literature, especially when discussing the impact of school resources. The class size is one of the central factors in this debate because is under direct control of public policies. The objective of this study is to investigate the impact of class size on learning in mathematics of students in the 5th grade of elementary school of public schools in the city of Salvador in 2011. For this, we use the method of instrumental variables to control for the endogeneity in the definition of class size. The results show that, controlling for other factors, there is an optimal size of the number of students in each class, and that beyond this number the performance impact becomes negative in municipal schools in the city of Salvador.

Keywords: Education, Class size.

INTRODUÇÃO

O papel que a educação desempenha na sociedade é inegável. Diversos trabalhos sobre países desenvolvidos e em desenvolvimento evidenciam a correlação positiva entre escolaridade média da população e renda per capita, bem como entre escolaridade e rendimentos futuros. No Brasil, a literatura empírica não é diferente e aponta a relevância que a educação assume no desempenho dos indivíduos no mercado de trabalho.

Em geral, os estudos em economia da educação podem ser classificados em três linhas: a que discute a relação entre educação e crescimento econômico, a que enfoca a vinculação entre educação e os retornos no mercado de trabalho para os indivíduos, e a que examina educação sob a ótica da qualidade e eficiência dos gastos públicos. Nesta última linha, na qual se enquadra este artigo, os estudos buscam identificar as características que tornam um sistema educacional eficiente e que atenda a todos com qualidade de ensino (BIONDI; FELÍCIO, 2007).

Grande parte dos trabalhos em economia da educação está concentrada no impacto da educação sobre benefícios para os indivíduos no mercado de trabalho, haja vista o reconhecimento da escolaridade como principal forma de investimento em capital humano. No Brasil, a partir da década de 90, as políticas públicas educacionais estiveram voltadas para ampliação do acesso ao ensino fundamental. Isto levou a uma significativa melhoria dos indicadores de cobertura escolar: a taxa líquida de matrícula no ensino fundamental cresceu de 64% em 1980 para 86% em 1991, 90% em 1995 e 97% em 2001. Em termos de anos de estudo, a escolaridade média aumentou de 5,9 anos em 1992 para 6,8 em 2006 (OLIVEIRA, 2008).

Mais recentemente, os trabalhos em economia da educação têm voltado a atenção para a discussão sobre a qualidade do ensino. Em geral, este debate toma como referência para a mensuração da

qualidade¹ o desempenho dos alunos em exames de proficiência em matemática, línguas e lógica. Os estudos que analisam a qualidade da educação pela ótica do desempenho são fundamentados em um modelo de produção educacional simples, em que o produto do processo educacional, o desempenho de cada aluno², está diretamente relacionado aos insumos. Estes são divididos entre os controlados pelos formuladores de políticas – as características das escolas, turmas, professores, currículos e assim por diante – e os que não são controlados, como as famílias e amigos e as habilidades inatas ou a capacidade de aprendizagem dos alunos.

Os recursos escolares são mensurados por um conjunto de informações sobre infraestrutura da escola, tais como computadores, biblioteca, qualificação dos professores e diretores, e condições de trabalho e aprendizado, como o número de alunos por turma e por professor, a carga horária, o valor da hora-aula, dentre outros. Em geral, a qualificação dos professores é avaliada pelo nível educacional e os anos de experiência. O *background* familiar, variável exógena, é geralmente descrito por características socioeconômicas, como a educação dos pais, a renda e o tamanho da família. Além destes conjuntos de fatores, são levados em consideração elementos sociodemográficos, como os fatores comunitários ou efeito dos pares sobre o desempenho dos alunos (HANUSHEK, 2006).

Introduzida pela publicação do Relatório Coleman³, a discussão a respeito da influência dos

¹ A discussão sobre qualidade da educação está longe de se encerrar. A utilização de indicadores de desempenho como medida de qualidade é criticada, uma vez que o processo de aprendizado e desenvolvimento das capacidades cognitivas não pode ser plenamente capturado por testes de proficiência. Outra crítica que se apresenta na literatura é quanto à forma de elaboração destes testes.

² As informações que podem ser utilizadas como indicadores do produto educacional são diversas: as notas em exames específicos, as taxas de aprovação, o número de concluintes na série/etapa e a razão desempenho dos alunos.

³ O Relatório Coleman foi o primeiro estudo que buscou entender o papel dos insumos escolares sobre o diferencial de desempenho entre alunos pretos e brancos. Os principais resultados mostraram que o *background* familiar é o determinante desse diferencial, sem qualquer relevância para a escola neste processo. Estes resultados suscitaram uma forte discussão na área. Posteriormente, diversos trabalhos identificaram os pontos que condicionaram tais resultados.

insumos escolares sobre o desempenho dos alunos começou a tomar forma e desenvolver mecanismos de análise cada vez mais elaborados. Ao longo dos anos, os resultados iniciais do relatório que indicavam um “efeito escola” baixo passaram a ser melhor explicados, empírica e metodologicamente.

Em muitos estudos, os resultados encontrados apresentam baixa robustez, variando em significância estatística e até mesmo no sentido do efeito⁴. De acordo com Hanushek (2006), estes resultados não significam que as escolas não tenham relevância, nem que os recursos, como o dinheiro investido em salário dos professores, por exemplo, não produzam efeitos sobre o aprendizado. O que se verifica é que o acúmulo de pesquisas sobre a estimativa da função de produção educacional demonstra que não existe nenhuma relação clara e sistemática, atualmente, entre os recursos e os resultados dos alunos.

Biondi e Felício (2007) destacam que, afora o reconhecimento da importância que os atributos familiares e socioeconômicos têm sobre o aprendizado e o desempenho dos alunos, existe grande interesse na análise e entendimento do mecanismo pelo qual os atributos escolares são capazes de melhorar os resultados nos exames escolares. Por um lado, são estes atributos que podem ser diretamente atingidos por políticas educacionais. Como não é possível alterar as condições socioeconômicas por uma única política pública, ou mesmo por uma nova lei, volta-se a atenção para os insumos escolares, particularmente aqueles que são vistos como relevantes para uma política educacional.

Por outro lado, sem deixar de reconhecer a importância dos investimentos em educação⁵, a busca

pela melhoria da qualidade do ensino público em um ambiente de recursos escassos deve necessariamente considerar que algumas medidas acabam por ser ineficientes por apresentarem baixo ou nenhum impacto. Dentro dessa perspectiva, o estudo do tamanho das turmas tem sido de particular interesse em função de seus impactos, principalmente financeiros, para os tomadores de decisão.

A despeito da relevância do tema, a literatura ainda é bastante controversa a respeito dos efeitos do tamanho das turmas sobre o desempenho dos alunos. Parte dos trabalhos argumenta a favor dos benefícios de turmas menores, uma vez que permitem atenção mais individualizada para cada estudante e uma sala de aula melhor gerenciável pelo professor, o que poderia eventualmente levar a uma melhor performance nas provas de desempenho, entre outros resultados positivos. De acordo com o modelo de Lazear (2003), os alunos matriculados em turmas menores aprendem mais porque eles experimentam menos interrupções durante aula, em virtude do número reduzido de participantes nas atividades.

Os trabalhos que argumentam contra a redução do tamanho das turmas, em geral, mostram que tais benefícios estão associados a custos significativos, na medida em que classes menores requerem maior número de turmas e, consequentemente, de professores, além da necessidade de mais espaço físico e de itens de capital (por exemplo, cadeiras, mesas, quadros etc.). Sobretudo devido ao reconhecimento de que as políticas de redução do tamanho das turmas são geralmente custosas, é fundamental ter um entendimento muito claro acerca dos benefícios desse procedimento, de modo a compensar o aumento dos custos.

Este trabalho enquadra-se dentro dessa perspectiva. Buscando contribuir para a identificação da relação causal entre o tamanho da turma e o desempenho dos alunos, utilizam-se os dados da Prova Brasil e do Censo da Educação Básica para 2011,

**É fundamental ter um
entendimento muito claro
acerca dos benefícios desse
procedimento, de modo a
compensar o aumento dos custos**

⁴ Biondi e Felício (2007).

⁵ Acerca do impacto do aumento dos gastos com insumos escolares no desempenho escolar, a literatura ainda é controversa. Hanushek (1986, 1999) defende que não existe relação entre aumento de gastos com insumos e desempenho; Hedges (1994) e Krueger (2001) argumentam que essa relação existe e é significativa.

dos alunos do quinto ano do ensino fundamental das escolas públicas de Salvador. Para tanto, o método de estimação usa variáveis instrumentais, como o critério de alocação das turmas e a disponibilidade de salas, com o intuito de minimizar a endogeneidade na escolha do número de estudantes por turma.

Além desta introdução, este trabalho tem mais cinco seções. A segunda seção apresenta uma breve descrição do quinto ano do ensino fundamental em escolas públicas de Salvador. A terceira seção promove uma revisão de alguns trabalhos empíricos que se debruçaram na relação entre insumos escolares e proficiência, enfatizando o papel do tamanho da turma. A quarta seção discute os aspectos metodológicos da estimação, descrevendo a construção das variáveis e a base de dados da Prova Brasil e do Censo da Educação Básica, produzidos pelo INEP, utilizados no exercício empírico proposto. A quinta seção apresenta os resultados, e a sexta, as considerações finais.

COMO ESTÃO ORGANIZADAS AS TURMAS DE QUINTO ANO DO ENSINO FUNDAMENTAL NAS ESCOLAS PÚBLICAS DE SALVADOR

No Brasil, a Lei de Diretrizes e Bases da Educação (Lei nº 9.394/96 (BRASIL,1996)) não estabelece um número específico de alunos por turma, conforme disposto no Artigo 25: “Será objetivo permanente das autoridades responsáveis alcançar relação adequada entre o número de alunos e o professor, a carga horária e as condições materiais do estabelecimento”.

O parágrafo único deste artigo incumbe ao respectivo sistema de ensino a tarefa do estabelecimento de parâmetros para a determinação do número de alunos por turma. No entanto, segue em tramitação na Câmara dos Deputados o projeto de lei do Senado (nº 504/2011)⁶ que propõe que o número máximo

de alunos por turma nas escolas não seja maior que 25, na pré-escola e nos dois anos iniciais do ensino fundamental, e 35 nos anos subsequentes do ensino fundamental e no ensino médio.

Anualmente, a Secretaria de Educação do Estado da Bahia (SEC) emite portaria que dispõe sobre normas, procedimentos e cronograma para a realização de matrículas na educação básica da rede estadual de ensino e conveniadas. Nesta portaria há a especificação do número de estudantes por classe, para cada nível/modalidade de ensino. Para o ano de 2011, o número de alunos foi definido para o ensino fundamental conforme apresentado no Quadro 1.

Ensino fundamental	Número de estudantes
1º e 2º ano	25
3º ano e 4ª série	30
5ª a 8ª série	35
Ciclo I de educação fundamental - noturno	30
Ciclo II de educação fundamental - noturno	35
Tempo de aprender I	30
EJA - Tempo formativo I	30
EJA - Tempo formativo II	35

Quadro 1
Número de alunos por classe nas escolas da rede estadual de ensino – Bahia

Fonte: SEC - Portaria nº 8.110 – Bahia (2010).

De acordo com os dados do Censo Escolar, em 2011 a cidade de Salvador contava com 883 turmas do quinto ano do ensino fundamental, o que representava 25.329 matrículas de alunos na rede pública. A maior parte das turmas desta etapa do ensino integra a rede municipal, em um total de 740, e as demais são da rede estadual, 143 turmas. O total de turmas estava distribuído entre 353 escolas públicas urbanas que atendiam ao quinto ano, sendo 41 estaduais e 312 municipais. Com o maior número de escolas municipais, a concentração de turmas, em média, é maior na rede estadual (3,5 turmas por escola), enquanto a média da rede municipal é de 2,4 turmas. Do total de estudantes do quinto ano, 15,2% estavam matriculados em escolas estaduais, e 84,8%, em escolas municipais.

⁶ O projeto de lei estava em fase de apreciação no período de elaboração deste artigo.

Para um melhor entendimento do tamanho das turmas nas escolas públicas de Salvador, faz-se uma breve comparação com a média de alunos por turma observada para o estado da Bahia. A Tabela 1 apresenta estatísticas descritivas do número médio de alunos por turma nas escolas públicas urbanas do estado da Bahia e da cidade de Salvador para os anos de 2007, 2009 e 2011.

Tabela 1
Estatísticas do número médio de alunos por turma de quinto ano nas escolas públicas urbanas

	Ano	Nº médio aluno por turma	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Bahia	2007	26,8	4,98	74	13
	2009	25,6	3,87	44,7	16,3
	2011	24,1	4,02	42	12,2
Salvador	2007	31,0	6,58	65	5
	2009	29,8	6,38	56	5
	2011	28,7	6,42	44	1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Escolar/INEP.

A média por turma para todos os municípios do estado esteve entre 24 e 27 alunos nos anos considerados. Para a cidade de Salvador, observa-se uma trajetória de queda, visto que em 2007 a média era de 31 alunos por turma e em 2011, de 28,7 alunos por turma. Neste ano, a média era de 27,5 alunos por turma entre as escolas estaduais e 28,9 alunos por turma em escolas municipais.

Em relação às características socioeconômicas dos alunos do quinto ano do ensino fundamental da rede pública de Salvador, considerando-se a distribuição por gênero, em 2011, eram 47% do sexo feminino e 53% do sexo masculino. Em termos de raça/cor, cerca de 71% dos alunos eram negros, pretos ou pardos, enquanto 5,2% eram brancos, e 1,2% eram índios ou amarelos. Entre estes, a taxa de distorção idade-série, que é a proporção de alunos com atraso escolar de dois anos ou mais, chegou a 45,2%. Considerando a distribuição por rede estadual e municipal, essa taxa foi 52,2% nas escolas estaduais e 43,9% nas escolas municipais.

Os dados da Prova Brasil mostram que 41% das crianças moravam com mais quatro ou cinco pessoas na mesma casa, 89% residiam com a mãe, mas apenas 59% moravam com o pai. Somente 55% dos alunos contavam com a participação dos responsáveis nas reuniões de pais. Especificamente sobre o nível de renda das crianças, apenas 24% tinham carro em casa, 13% tinham empregada doméstica, porém 95% possuíam pelo menos uma televisão em cores em casa.

Ajudar nos afazeres domésticos era a realidade de 81% das crianças que frequentavam o quinto ano na rede pública. Além da consideração do trabalho doméstico, 18% das crianças trabalhavam fora de casa. Cerca de 41% dos estudantes já haviam sido reprovados anteriormente, enquanto 13% já tinham abandonado a escola pelo menos uma vez.

No que tange ao desempenho dos alunos no quinto ano (4ª série) do ensino fundamental, o estado da Bahia tem tido resultados muito baixos, ocupando sempre uma posição entre os sete estados com notas mais baixas. Considerando a nota no Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB)⁷ em 2007, o estado ocupou a 22ª posição, com nota 3,4; em 2009 ficou na 24ª posição, com nota 3,8; e em 2011 ocupou a 21ª posição entre os estados, com nota 4,2. Para a cidade de Salvador, a nota média das escolas públicas urbanas esteve próxima da média do estado: em 2007 foi maior, 3,5; e em 2009 e 2011, menor do que a média estadual, 3,6 e 4,0, respectivamente.

REVISÃO DA LITERATURA/EVIDÊNCIAS

A identificação dos efeitos dos insumos escolares sobre o desempenho dos alunos é de fundamental importância para a formulação e desenvolvimento de políticas educacionais, haja vista a restrição de recursos com que se deparam os

⁷ A nota do IDEB é obtida a partir da combinação de informações de exames padronizados (Prova Brasil) com dados sobre rendimento escolar (aprovação).

gestores públicos. A literatura sobre o tema é relativamente extensa e, em geral, parte de uma função de produção de educação na qual o desempenho de um aluno é função do *background* familiar, das características do ambiente no qual está inserido e das características das escolas e professores.

A produção da educação ocorre pela interação entre esses insumos associados às habilidades inatas do estudante. Além disso, devem ser considerados também os insumos providos no passado, na medida em que o processo educacional apresenta um caráter cumulativo. A despeito do entendimento de como se relacionam os insumos educacionais, os resultados são bastante controversos. Conforme Oliveira (2008), ainda não foram obtidas estimativas consistentes dos coeficientes técnicos desses insumos. Alguns trabalhos identificam efeitos positivos dos insumos escolares sobre o desempenho, outros observam efeito fraco ou insignificante (HOXBY, 2000), e há ainda os que reconhecem efeitos negativos.

Sobre estudos relativos ao efeito escola, Felício (2005) faz um levantamento da literatura acerca do tema e metodologias utilizadas. No Brasil, a literatura é relativamente extensa e em geral mostra efeitos positivos dos fatores escolares sobre desempenho – ver Biondi e Felício (2008), Menezes-Filho (2007), Ferrão e outros (2001), Albernaz, Ferreira e Franco (2002), Felício e Fernandes (2005), entre outros. Menezes e Soares (2010) identificam que o efeito do *background* familiar prevalece sobre os fatores escolares no desempenho dos alunos de Pernambuco.

No que se refere ao efeito causal do tamanho das turmas sobre o desempenho dos alunos, os estudos sobre o tema têm apresentado resultados bastante divergentes, de modo que não existe um consenso acerca da eficácia de políticas de redução do tamanho das turmas sobre melhorias no desempenho estudantil.

Camargo (2012) coloca que conceitualmente existem duas abordagens que supõem diferentes relações entre o tamanho da turma e o desempenho dos alunos: a construtivista e behaviorista. A

primeira defende que classes menores são mais eficientes, pois possibilitam maior participação dos alunos e maior interação com os colegas. A segunda abordagem entende que turmas maiores podem ser eficientes, uma vez que o comportamento do professor é o fator principal para o desempenho do aluno.

Oliveira (2008) coloca que a estimação do efeito do tamanho da turma sobre o desempenho dos alunos não é uma tarefa simples, na medida em que existem diferentes mecanismos pelos quais essa variável pode afetar a proficiência. O aumento do número de alunos em sala pode gerar dois tipos de efeito sobre desempenho: o do tamanho da turma e o dos pares (*peer effect*). O primeiro efeito pode atuar por meio da redução do “insumo professor” e/ou pelo “efeito lotação”. O acréscimo de um aluno na sala de aula reduz a quantidade de “insumo professor” destinado a cada aluno individualmente. No entanto, essa redução é mais acentuada quando se parte de tamanhos iniciais de classe bem pequenos do que para tamanhos iniciais de classe maiores. O “efeito lotação” atua mais fortemente em turmas com muitos alunos: classes muito cheias podem ser prejudicadas em virtude do aumento de interrupções em sala⁸.

O segundo efeito é a externalidade gerada pelos pares, conhecido por *peer effect*. Um aluno adicional à turma pode afetar o desempenho dos outros pelo fato deste último ser diferente de pelo menos um dos demais, o chamado *learning spillovers*. O sinal desse impacto dependerá da habilidade do aluno adicional à turma: se mais habilidoso, maior a probabilidade de afetar positivamente o rendimento dos demais alunos; caso contrário, o impacto pode ser negativo (HOXBY, 2000) e Duflo, Dupas e Kremer (2007).

Um fator adicional que dificulta a estimação do efeito de uma redução da turma é a influência dos elementos não observáveis na alocação dos alunos às turmas, como pressões dos pais e preferências

⁸ Oliveira (2008) ainda chama a atenção para o fato de que turmas superlotadas são vistas pelos professores como sobrecarga de trabalho, o que pode gerar incentivos negativos sobre sua frequência e redução do esforço, com impacto negativo sobre a proficiência.

dos diretores (PINTO, 2013). Um dos problemas que se observam na estimação das consequências do tamanho da turma é dado pela dificuldade em conseguir separá-las do efeito dos pares. Existe uma interação entre o tamanho da turma e o efeito dos pares que dificulta a separação das duas consequências. Nesse sentido, a composição da sala de aula pode causar uma superestimação ou subestimação do efeito de uma política de redução do tamanho da turma, dependendo de como os alunos se beneficiam de seus colegas.

Empiricamente, alguns trabalhos mostram que o impacto do tamanho da turma sobre proficiência dos alunos depende de outros fatores, como por exemplo, a qualidade do professor. A principal referência nesta linha é Hanushek (1999), que, a partir de uma meta-análise com 90 publicações, identificou que 72% destes trabalhos não apresentaram relação entre o tamanho das turmas e desempenho dos alunos, 15% encontraram uma relação negativa estatisticamente significativa, e 13% evidenciaram relação positiva e significativa.

Analisando os resultados do Projeto STAR⁹, Hanushek (1999) considera que classes reduzidas têm apenas o efeito de um período sobre a proficiência, de modo que uma política seria efetiva apenas se as novas contratações de professores resultantes da redução das classes elevassem a qualidade média dos professores. Ainda nessa linha, Rivkin, Hanushek e Kain (2005) encontraram evidências de que a variação no tamanho da classe explica apenas uma pequena parte da alteração no desempenho

dos alunos, enquanto a qualidade do professor se mostra bem mais significativa.

Outros estudos revelam que existe um efeito positivo da redução do tamanho da turma sobre a proficiência dos alunos. Glass e Smith (1979) e Glass, Cahen, Smith e Filby (1982) concluem que classes menores impactam positivamente o desempenho dos alunos. Card e Krueger (1992) mostram que uma menor taxa de alunos por professor está associada a maiores salários futuros dos alunos¹⁰.

Analisando dados do Projeto STAR, Krueger (1999) revela que salas de aulas menores melhoraram o desempenho dos alunos, e que este impacto é ainda maior nos estudantes considerados vulneráveis. Mais especificamente, a proficiência dos alunos aumentou quatro percentis na distribuição de notas no primeiro ano em que eles estiveram em uma sala pequena, e a vantagem desses estudantes se expandiu em torno de um percentil em cada ano subsequente, contradizendo a conclusão de Hanushek (1999). Ainda sobre os dados do Projeto STAR, Krueger (2001) estimou uma taxa interna de retorno da redução de tamanho da turma da classe de 22 para 15 alunos em cerca de 6%.

Acerca de os resultados serem controversos, Moussa (2013) aponta que a dificuldade na identificação do efeito causal do tamanho da turma sobre desempenho nos estudos observacionais decorre da natureza não aleatória de seleção dos alunos em turmas e escolas pelos próprios estudantes, pais, professores e diretores, bem como pela heterogeneidade de recursos financeiros e educacionais. Nesse sentido, a não exogeneidade de fatores que impactam a formação das turmas poderia ser uma possível justificativa para o grande número de

⁹ O Projeto STAR (Student/Teacher Achievement Ratio Experiment) é um estudo longitudinal no qual estudantes da pré-escola e seus professores foram aleatoriamente distribuídos entre três diferentes tamanhos de classe: pequenas classes (13-17 estudantes), classes regulares (22-25 estudantes) e classes regulares com professor ajudante (22-25 estudantes). A distribuição aleatória foi feita dentro das escolas. Cada aluno alocado para uma classe pequena permanecia nela da pré-escola até a terceira série. Ao fim de cada série, todos os estudantes, de classes pequenas e regulares, realizavam testes padronizados WORD et al. (1990).

¹⁰ Podem ainda ser citados nesta linha de resultados os trabalhos de Finn e Achilles (1990), Word et al. (1990), Krueger (1999), Nye, Hedges, e Konstantopoulos (1999, 2000), Finn et al. (2001), Krueger e Whitmore (2001), e McKee, Rivkin e Sims (2010) que encontraram efeitos estatisticamente significantes do atendimento de turmas menores sobre desempenho dos alunos e níveis de escolaridade.

trabalhos inconclusivos sobre o tema. Diante dessas questões, é fundamental definir uma estratégia de identificação que permita corrigir ou dar conta dos problemas decorrentes, por exemplo, de viés de seleção e endogeneidade das variáveis¹¹.

Por conta da existência limitada de dados experimentais, outros trabalhos utilizaram dados quase experimentais para isolar variações exógenas nas turmas. Angrist e Lavy (1999) aplicaram variáveis instrumentais a partir de uma relação não linear entre matrículas e o tamanho da classe gerada pela regra de Maimônides¹² e encontraram um efeito classe de aproximadamente 0,18 desvio padrão para uma redução de oito alunos. Urquiola (2007) usou também variáveis instrumentais considerando o padrão de alocação dos professores nas escolas da Bolívia e encontrou estimativas do efeito classe entre 0,17 e 0,26 desvio padrão para a mesma redução no tamanho da classe. Para resolver o potencial viés de seleção de variável omitida, Hoxby (2000) aplicou como estratégia dados em painel e variáveis instrumentais. A autora utilizou como instrumento o desvio da matrícula potencial em relação à sua tendência de longo prazo, construída a partir da data de nascimento das crianças. As estimativas de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) indicaram que o efeito do tamanho das turmas sobre pontuação dos exames é pequeno, tendo sido a maioria das estimativas estatisticamente não significantes.

No Brasil, a análise do impacto do tamanho da turma sobre desempenho dos alunos é relativamente escassa, ainda que a temática sobre impacto dos insumos escolares sobre desempenho seja bastante discutida na literatura nacional. A esse respeito podem ser citados os trabalhos de Oliveira (2008) e Camargo (2012).

Oliveira (2008) utilizou como estratégia de identificação o *generalized propensity score matching* para estimar o efeito causal de reduções no tamanho

da classe e ampliação da jornada escolar sobre o rendimento escolar em matemática dos estudantes brasileiros da quarta série do ensino fundamental de escolas de área urbana da rede pública de ensino a partir dos dados da SAEB para 2005. Os resultados encontrados pela autora mostram que a ampliação de quatro para cinco horas na jornada dos estudantes está associada a um aumento de 8,36 pontos na proficiência em matemática ou, equivalentemente, um movimento de 0,20 desvio padrão na distribuição de notas. No caso do tamanho da classe, o efeito estimado de uma redução de 38 para 30 alunos é de 10,67 pontos, um movimento de 0,26 desvio padrão na distribuição de proficiência.

Camargo (2012) aplicou o método de variáveis instrumentais e regressão com descontinuidade para explorar uma variação exógena na regra de organização das turmas das escolas públicas estaduais do Rio Grande do Sul no ano de 2007, a partir dos dados da Prova Brasil e dos resultados divulgados pelo Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul (Saers). A autora não encontrou evidências estatisticamente significantes de que a reorganização das turmas no ano de 2007 (enturmação) tenha impactado o desempenho dos alunos, à exceção dos estudantes da oitava série, para os quais observou-se uma relação positiva e significativa entre nível socioeconômico dos alunos e desempenho.

Na seção seguinte apresenta-se a estratégia utilizada para estimar o efeito do tamanho das turmas sobre o desempenho dos alunos do quinto ano das escolas públicas da cidade de Salvador.

ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO E DADOS

O uso de dados experimentais para avaliar o impacto do tamanho das turmas sobre desempenho é bastante limitado, o que pode ser relacionado aos altos custos envolvidos neste tipo de pesquisa. Este trabalho buscou estimar este efeito causal a partir dos dados dos alunos (escolas) do Censo Escolar e

¹¹ Oliveira apresenta exemplos de variáveis não observáveis que podem determinar o número de matrículas nas escolas e que são relacionadas a desempenho.

¹² A regra determina um tamanho máximo de 40 alunos por classe nas escolas em Israel.

da Prova Brasil para o ano de 2011, disponibilizados pelo INEP. Para dar conta do problema de endogeneidade em dados não experimentais, utilizou-se neste trabalho variável instrumental.

Como o interesse reside na formação das turmas como mecanismo de política educacional, deve-se reconhecer as implicações de se alterar o número de alunos em sala de aula. Por um lado, uma diminuição média deste tamanho tem um custo, por outro, pode melhorar a performance dos estudantes (medida pelos resultados nos testes).

O modelo que expressa o desempenho do estudante é:

$$d_i = a + \beta N_i + X_i \delta + u_i \quad (1)$$

em que d_i é a variável dependente, medida pela nota de proficiência em matemática, N_i é a variável explicativa de interesse, que é o número de estudantes na turma, ou seja, o tamanho da turma, X_i é um vetor de características do aluno, da escola e do docente, e u_i é um termo de erro correspondente às variáveis não observadas que afetam o desempenho dos estudantes.

A equação (1) tem como suposto que a variável de tamanho da turma é não correlacionada com o termo de erro, $E(N_i u_i) = 0$. Na equação (1) são usadas as variáveis de controle para evitar a quebra do suposto de exogeneidade dito anteriormente. Se considerarmos que essa hipótese se mantém, seria suficiente conhecer β para decidir por implementar ou não essa política. A estimação por mínimos quadrados ordinários (MQO) produziria estimadores consistentes.

Apesar desse cuidado, existem variáveis não observadas que compõem o termo de erro e que podem ser correlacionadas com o tamanho da turma. Ou seja, a definição do número de alunos por sala não é aleatória. Em vez disso, o tamanho e a composição das turmas podem não variar exogenamente devido a alguns fatores, como o tamanho do

espaço físico da escola e das salas de aula e o valor dos gastos públicos por escola e por estudante.

Dentre alguns motivos, essas variáveis impõem restrições no número de estudantes por turma e também podem impactar o desempenho do estudante ao determinar a qualidade do ambiente em que ele está inserido. Apesar de serem utilizadas algumas variáveis que capturam o nível de dispêndio público e o tamanho da escola, como as características da escola, as variáveis citadas anteriormente não são observadas e por isso não fazem parte do modelo. Os parâmetros estimados a partir de um *cross-section* da equação (1) serão viesados e inconsistentes em função de variáveis omitidas.

Um método que garante a consistência dos parâmetros estimados sob essas circunstâncias é o de variável instrumental (VI). Esse método permite capturar a variação exógena no tamanho da turma. A estratégia consiste na estimação por mínimos quadrados ordinários em dois estágios. No primeiro, estimam-se os parâmetros que explicam a variável endógena, o tamanho da turma, em função de uma ou mais variáveis instrumentais e dos demais controles. No segundo estágio, utilizam-se os valores ajustados da variável endógena para obter o coeficiente associado à variável de interesse na regressão original, em que a variável dependente é desempenho dos alunos.

Um bom instrumento precisa prever mudanças na variável endógena, mas não ser correlacionado com a variável dependente após controlar por outros fatores relevantes. Isso pode ser resumido por dois critérios: as hipóteses de relevância $cov(Z_i N_i) \neq 0$, e exogeneidade $cov(Z_i u_i) = 0$. Ou seja, só pode existir um canal entre o instrumento e a variável dependente, que é a variável endógena (ANGRIST; PISCHKE, 2008).

Foram dois os instrumentos escolhidos. O primeiro é uma variável que expressa o critério de decisão da direção da escola pela formação da turma. Ela se caracteriza por cinco escolhas em torno da homogeneidade ou da heterogeneidade

da nota ou da idade. Acredita-se que essa variável explique a formação e a composição da turma, na medida em que impõe restrição sobre o número e o perfil de estudantes para compor uma turma, ao mesmo tempo em que não apresentaria correlação direta com o desempenho do estudante¹³. O segundo instrumento é uma variável que expressa a capacidade física das escolas, a taxa de utilização das salas de aulas. Essa taxa foi obtida pela divisão do número de salas utilizadas pelo número de salas existentes na escola. Da mesma forma, entende-se que essa variável não apresenta correlação direta com o desempenho dos alunos em matemática.

Por ter à disposição mais de uma VI, a técnica de mínimos quadrados dois estágios (MQ2E) é usada:

$$N_i = X_i y + Z_i \varphi + e_i \quad (2)$$

$$d_i = X_i \pi + \rho N_i + n_i \quad (3)$$

Os dados utilizados nesta pesquisa são provenientes da Prova Brasil e do Censo Escolar, disponibilizados pelo INEP. Foram considerados somente os alunos do quinto ano do ensino fundamental das escolas públicas da cidade de Salvador. O banco de dados construído para estimar o impacto do tamanho de turmas sobre o desempenho dos alunos do quinto ano do ensino fundamental da cidade de Salvador contém informações da Prova Brasil e do Censo Escolar para o ano de 2011. As informações sobre desempenho e características socioeconômicas dos estudantes foram retiradas da Prova Brasil, e os dados sobre infraestrutura e gestão das escolas e características dos docentes foram extraídos do Censo Escolar. A base totalizou 20.115¹⁴ estudantes e 340 escolas.

Variáveis

A Prova Brasil, criada em 2005, corresponde à parte censitária do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB)¹⁵. A metodologia da Prova Brasil baseia-se na aplicação de testes padronizados de língua portuguesa e matemática e questionários socioeconômicos a estudantes de quinto e nono ano do ensino fundamental e terceira série do ensino médio. Além dos estudantes, diretores e professores também respondem a questionários socioeconômicos. Participam da Prova Brasil somente escolas públicas, localizadas em zona urbana e rural, com pelo menos 20 estudantes matriculados no quinto ano (quarta série) e nono ano (oitava série) do ensino fundamental.

O Censo Escolar é um levantamento de dados de âmbito nacional realizado todos os anos em todas as escolas públicas e privadas do país. O censo coleta informações da educação básica (regular, especial e educação de jovens e adultos (EJA)). Os dados coletados referem-se aos estabelecimentos, matrículas, funções docentes, movimento e rendimento escolar. Os resultados obtidos no Censo Escolar sobre o rendimento (aprovação e reprovação) e movimento (abandono) escolar dos alunos do ensino fundamental e médio, juntamente com outras avaliações do INEP (SAEB e Prova Brasil), são utilizados para o cálculo do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB).

Em 2011, a Prova Brasil avaliou de forma censitária 56.222 escolas, totalizando 4.286.276 alunos em todo o país. Na cidade de Salvador, integraram a Prova Brasil 557 escolas públicas, o que corresponde a 9,6% das escolas participantes do estado da Bahia, e 51.478 alunos do quinto e nono ano, 14% do total de alunos participantes no estado¹⁶.

¹³ A análise descritiva mostrou a não correlação entre a nota de matemática dos alunos do quinto ano com o critério de formação das turmas utilizado pelo diretor da escola.

¹⁴ Foram considerados apenas os estudantes que atenderam às três condições: preenchimento da prova, devidamente declarados no Censo Escolar e responderam no mínimo três questões da prova.

¹⁵ O Sistema de Avaliação da Educação Básica é dividido em duas partes: uma amostral – Avaliação Nacional da Educação Básica (ANEB) – e uma parte censitária – Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc) –, conhecida como Prova Brasil.

¹⁶ Desse total, 25.975 alunos eram do quinto ano, e 25.503 eram do nono ano.

Neste estudo são utilizados dados provenientes tanto do Censo Escolar quanto da Prova Brasil. O primeiro é divulgado anualmente, enquanto a segunda é realizada a cada dois anos. Como o foco do estudo são os alunos da rede pública de ensino de Salvador, foram selecionados os dados correspondentes a estes, especificamente àqueles que frequentavam o quinto ano do ensino fundamental em 2011.

matemática dos alunos do quinto ano do ensino fundamental. O número de alunos por turma é a variável de tratamento de interesse. As variáveis de controle escolhidas referem-se a características dos alunos, *background* familiar, características dos diretores e professores e infraestrutura da escola.

De forma bastante resumida, pode-se notar que a nota média dos alunos na prova de matemática

Descrição			N°	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Variáveis	Proficiência	Variável contínua que indica a nota do aluno no exame de matemática do SAEB. Pode variar de 0 a 500	18.976	192,72	38,87	338,18	90,13
	num_turma	Variável contínua que informa número de alunos por turma	20.115	25,18	6,17	40	4
Alunos	TurnoMatut	Variável binária que indica se o aluno estuda no turno matutino	20.115	0,53	0,50	1	0
	Sexo	Variável binária que indica se o aluno é do sexo masculino	17.911	0,51	0,50	1	0
	Raça/Cor	Variável binária que indica se o aluno é da raça/cor negra	17.841	0,68	0,47	1	0
	Idade	Variável binária que indica se o aluno tem 11 anos ou menos	20.115	0,57	0,50	1	0
	Escold Mãe	Variável binária que indica se a mãe do aluno tem até o nível médio	17539	0,24	0,43	1	0
	Mora Pai e Mãe	Variável binária que indica se o aluno mora com pai e mãe	17553	0,52	0,50	1	0
	Trabalha Fora	Variável binária que indica se o aluno trabalha fora de casa	17405	0,18	0,38	1	0
	Computador	Variável binária que indica se o aluno tem computador em casa	18319	0,52	0,50	1	0
Escola e diretor	LabInformática	Variável binária que indica a existência de laboratório de informática	19.061	0,71	0,45	1	0
	Biblioteca	Variável binária que indica a existência de biblioteca	19.061	0,33	0,47	1	0
	Internet	Variável binária que indica a existência de internet	18.959	0,99	0,12	1	0
	Qd Esportes	Variável binária que indica a existência de quadra de esportes	19.061	0,29	0,45	1	0
	Exper Direção	Variável binária que indica se o diretor exerce funções de direção há 10 anos ou menos	19.061	0,82	0,38	1	0
Docente	Escolaridade	Variável binária que indica se o nível máximo de escolaridade do professor é ensino superior	17.118	0,88	0,32	1	0
	Curso Capact.	Variável binária que indica se o professor fez curso de capacitação	16.983	0,77	0,42	1	0
	Experiência	Variável binária que indica se o professor exerce função há 10 anos ou menos	16.948	0,73	0,44	1	0
	Sexo	Variável binária que indica se o professor é do sexo masculino	17.142	0,05	0,22	1	0

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis de interesse para o trabalho estão listadas na Tabela 2 e têm como critério de seleção a sua relevância para o desempenho do aluno, comprovada em estudos preliminares citados anteriormente. Como variável de resposta tem-se a proficiência em

foi 192,72 pontos. Na cidade de Salvador não se observou, em 2011, nenhum aluno que tenha acertado a totalidade das questões de matemática ou que tenha errado todas estas questões. Com relação ao tamanho da turma, a média de número de alunos do

quinto ano por sala foi de 25,18, com um desvio padrão de 6. A maior turma tinha 40 alunos, e a menor, quatro alunos. A distribuição por número de alunos mostra que 29% das turmas tinham até 19 alunos; 52,7%, entre 20 e 29 alunos; e 18,2%, de 30 a 40.

A maior parte dos alunos é do sexo masculino, da raça/cor negra (pretos e pardos), tem até 11 anos de idade, mora com a mãe e pai juntos, tem computador em casa e estuda no turno matutino. Ainda que baixo, observa-se percentual significativo de alunos que frequentam o quinto ano e trabalham fora de casa (18%). Com relação à escolaridade da mãe, considerado um importante fator sobre o desempenho e escolaridade dos filhos, 24% dos alunos informaram que a mãe tem até o nível médio.

Com relação às características da escola pública do município em 2011, observa-se que a quase totalidade das escolas tinha acesso à internet, a maioria tinha laboratório de informática e diretores com experiência na função até 10 anos no máximo. Os dados informam a baixa frequência de bibliotecas e quadras de esporte (cobertas ou descobertas) nestas escolas. Referente aos professores, quase todos são mulheres, têm ensino superior, já fizeram curso de capacitação e têm até 10 anos de experiência em sala de aula.

RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os principais resultados. A Tabela 3 reporta os resultados obtidos das estimações por mínimos quadrados ordinários e variáveis instrumentais, inclusive as estimativas de primeiro estágio. A variável dependente nota no exame de matemática, chamada de desempenho, foi transformada em logaritmo, e a variável explicativa de interesse, tamanho da turma (*num_turma*), foi mantida em nível. As estimações tentaram captar se o aumento do número de alunos por turma teve algum impacto no desempenho dos estudantes do quinto ano do ensino fundamental das escolas públicas da cidade de Salvador.

Os resultados apresentados na Tabela 3 correspondem a diferentes especificações adotadas. A coluna (1) apresenta as estimativas por MQO com os controles considerados, inclusive com o termo quadrático da variável explicativa de interesse, conforme a equação (1). A inclusão deste termo na regressão foi feita para melhor analisar o impacto sobre o desempenho dos alunos à medida que aumenta o número de alunos por turma. Neste modelo, o parâmetro da variável de tamanho da turma (*num_turma*) apresentou sinal positivo (0,00332), porém muito pequeno e estatisticamente significativo apenas a 10%. Da mesma forma para o coeficiente do termo quadrático, porém com sinal negativo (-0,0000338). Esses resultados mostram-se inconsistentes e indicam a necessidade de avançar na estratégia de identificação para resolver o problema de endogeneidade.

A coluna (2) apresenta a estimação do primeiro estágio, a equação (2), utilizando a VI: regressão da variável tamanho da turma com o percentual de salas utilizadas (*salas*)¹⁷, os critérios de formação das turmas e as demais variáveis exógenas. Os critérios utilizados na formação de turmas podem ser de cinco tipos: homogeneidade quanto à idade, homogeneidade quanto ao rendimento escolar, heterogeneidade quanto à idade, heterogeneidade quanto ao rendimento escolar e sem critério de formação. Esses instrumentos são variáveis binárias que assumem valor um para o critério e zero no caso contrário¹⁸.

As variáveis instrumentais apresentaram coeficientes estatisticamente significantes, à exceção de homogeneidade quanto à idade, após controlar pelas demais variáveis que afetam a nota do aluno.

¹⁷ Os dados mostram que 73% das escolas utilizam a totalidade das salas da escola, 5% têm número de alunos maior do que número de salas as existentes na escola, 22% utilizam até 99% da capacidade física da escola.

¹⁸ De acordo com a Prova Brasil, em 2011, 39,7% dos diretores utilizaram o critério de formação de turmas por homogeneidade quanto à idade; 9,9%, por homogeneidade quanto ao rendimento escolar; 12,7%, por heterogeneidade quanto ao rendimento escolar; 7,6%, por heterogeneidade quanto à idade; e 22% não utilizaram critérios para a formação das turmas.

Os resultados desse primeiro estágio indicam que os instrumentos selecionados mostraram-se relevantes para explicar a variação do tamanho das turmas. Feito isto, passou-se ao segundo estágio da estimação, em que, instrumentalizada a variável explicativa de interesse, tamanho da turma, e seu termo quadrático, estimou-se a de interesse na forma reduzida (3).

A coluna (3) apresenta os resultados da estimação por VI. A variável de interesse tamanho da turma tornou-se estatisticamente significativa a 1% e com coeficientes de erro padrão maiores que os obtidos na estimação por MQO, tendo em vista o uso de variáveis instrumentais. Da mesma forma, a estimativa do coeficiente do termo quadrático tornou-se significativa a 1% e de magnitude muito maior que na estimação por MQO. As demais variáveis de controle também mostraram-se significantes a 1%, conforme pode ser visto nas tabelas com o resultado completo apresentadas no apêndice.

A estimativa negativa do coeficiente do número de alunos ao quadrado, diante de um coeficiente positivo do número de alunos, mostra que a relação entre desempenho dos alunos e tamanho da turma apresenta efeitos marginais decrescentes, ou seja, uma função de formato parabólico. Controlados os demais fatores que influenciam a nota dos alunos em matemática, o impacto do tamanho da turma no desempenho dos alunos é inicialmente positivo, e após um determinado número de alunos, passa a ser negativo.

O impacto positivo na nota de alunos adicionais à turma ocorre até a inclusão do 25º aluno¹⁹. A partir do 26º, observa-se efeito de redução na nota média de matemática de 0,2%²⁰. Embora pequeno, este impacto evidencia que turmas maiores que 25 alunos não seriam eficientes. Interessante notar que aumentar o tamanho da turma de 20 para 25 alunos eleva a nota em matemática dos alunos em média

¹⁹ O tamanho ótimo da turma é dado por $num_turma^* = |\hat{\beta}_{num_turma} / (2\hat{\beta}_{num_turma2})|$.

²⁰ A variação na nota do aluno em virtude da variação no número de alunos é dada por $\Delta \log(nota_matematica) = (\hat{\beta}_{num_turma} + \hat{\beta}_{num_turma2} \cdot num_turma) \Delta num_turma$.

Tabela 3
Principais Resultados

	(1) MQO	(2) Primeiro estágio	(3) MQ2E
num_turma	0,00332* (0,00180)		0,336*** (0,108)
num_turma2	-0,0000338 (0,0000363)		-0,00651*** (0,00208)
salas		2,651*** (0,284)	
t_homo_idade		0,00234 (0,134)	
t_hete_idade		1,909*** (0,224)	
t_homo_note		1,981*** (0,221)	
t_hete_note		2,156*** (0,169)	
_cons	5,064*** (0,0277)	21,90*** (0,711)	1,084 (1,319)
N	12411	12029	12029
R ²	0,075	0,078	1
adj. R ²	0,074	0,077	1

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: Erro padrão robusto à heterocedasticidade em parênteses.

Níveis de significância: * p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

¹ Valores não reportados pelo software Stata.

38%, mas aumentar de 25 para 30 alunos em sala reduz em quase 6% a nota média em matemática.

As estimativas encontradas parecem apontar na direção de que turmas de tamanho médio podem ser mais eficientes; turmas muito pequenas podem ter desempenho melhorado pela inclusão de mais alunos, enquanto que em turmas mais cheias, o aprendizado acaba sendo prejudicado. Controlando as características das escolas, alunos e professores, os resultados parecem sugerir que o efeito negativo da lotação da turma (OLIVEIRA, 2008) ocorre somente a partir do 26º aluno.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A busca pela identificação dos fatores que determinam o aprendizado dos estudantes tem sido

tema de pesquisa recorrente em economia da educação. Analisadas sob a ótica de uma função de produção, as características do ambiente escolar são vistas como insumos que geram custos, enquanto o produto das escolas é o aprendizado os alunos. Este aprendizado é medido, em geral, pelo desempenho dos alunos em exames de proficiência. Além dos insumos escolares, outros fatores também participam do processo de produção da educação, como o *background* familiar e as características socioeconômicas do ambiente do qual o indivíduo faz parte. No entanto, são os atributos escolares que podem ser diretamente atingidos por políticas educacionais. E como estes são custosos, a questão-chave da pesquisa na produção de educação é exatamente identificar quais insumos produzem o maior resultado, dados os seus custos.

Um dos insumos mais caros é o tamanho das classes (número de alunos por turma), uma vez que turmas menores só podem ser organizadas pela contratação de mais professores. Devido à restrição orçamentária com a qual se deparam os gestores de políticas públicas, torna-se fundamental saber se turmas com menor número de alunos têm um retorno em termos de desempenho mais elevado. É dentro dessa temática que este trabalho se enquadra, com o objetivo de estimar o impacto do tamanho das turmas sobre o desempenho acadêmico em matemática dos alunos do quinto ano do ensino fundamental das escolas públicas da cidade de Salvador em 2011, a partir dos dados da Prova Brasil e do Censo Escolar.

Considerando-se que a escolha dos insumos escolares empregados no processo de produção da educação é possivelmente endógena, utilizaram-se variáveis instrumentais para controlar o problema e obter estimadores consistentes. Os instrumentos usados foram critério para formação das turmas e taxa de utilização física das escolas. Os resultados obtidos indicam que os recursos escolares considerados impactam o desempenho escolar dos alunos do quinto ano da rede pública de Salvador.

O efeito estimado do aumento do tamanho da turma, após controlar os demais fatores que também influenciam no desempenho dos alunos e a endogeneidade da variável explicativa de interesse, foi positivo sobre a nota de matemática. Adicionar um segundo aluno à turma aumenta em média 32% a nota em matemática. A melhoria no desempenho dos estudantes ocorre até a inclusão do 25º aluno. A partir do 26º, a nota média em matemática começa a apresentar reduções. Este resultado corrobora parte da literatura que aplica variáveis instrumentais e identifica efeitos positivos do tamanho da turma sobre desempenho dos alunos (ANGRIST; LAVY, 1999; KRUEGER, 1999).

No entanto, algumas considerações devem ser feitas. A identificação do efeito do tamanho da turma é dificultada pela interação com o efeito dos pares, que não foi objeto de estudo neste trabalho. A análise realizada buscou identificar o impacto do tamanho das turmas sobre o desempenho dos alunos de um modo geral, sem controlar o problema da heterogeneidade intra e entre turmas e entre escolas. No entanto, é possível fazer algumas projeções. Considerando que o efeito do tamanho da turma seja de redução do desempenho e que o efeito dos pares aja positivamente pela interação e convívio entre os alunos, pode-se supor que, dado o sinal dos coeficientes das variáveis tamanho da turma (num_turma) e do termo quadrático (num_turma^2), o efeito positivo dos pares inicialmente prevaleceu sobre o efeito do tamanho da turma (lotação/insumo-professor). Após o número ótimo encontrado, dado o impacto marginal decrescente, pode-se supor que o efeito do tamanho da turma tenha se sobressaído ao efeito dos pares. Uma outra observação refere-se ao fato de que o número de alunos ótimo por turma encontrado neste trabalho fortalece o que está sendo proposto pelo projeto de lei do Senado (nº 504/2011), em tramitação na Câmara dos Deputados. O projeto estabelece em 25 o máximo de alunos do quinto ano em sala de aula, número muito próximo ao ótimo estimado para a cidade de Salvador.

O reconhecimento de que o tamanho da turma tem impacto sobre o desempenho dos alunos evidencia a necessidade de identificar como este impacto se dá sobre diferentes tamanhos de turma e diferentes escolas. Um melhor conhecimento sobre como o processo de produção da educação ocorre permitirá a formulação de políticas educacionais eficientes.

REFERÊNCIAS

- ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F.; FRANCO, C. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, 2002.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion*. Ney Jersey. Princeton University Press, 2008.
- ANGRIST, J.; LAVY, V. Using maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement. *The Quarterly Journal of Economics*. [S.l.], v. 114, n. 2, p. 533-575, maio 1999.
- BAHIA. Secretaria de Educação. Portaria nº 8.110 de 23 de novembro de 2010. Dispõe sobre normas, procedimentos e cronograma para a realização de matrículas na Educação Básica na Rede Estadual de Ensino e Conveniadas e dá outras providências. *Diário Oficial [do] Estado da Bahia*, Salvador, v. 95, n. 20.421, 24 nov. 2010.
- BIONDI, R.; FELÍCIO, F. *Atributos escolares e o desempenho dos estudantes: uma análise de painel dos dados do SAEB*. Brasília: INEP; MEC, 2007.
- BRASIL. Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, n. 96, 23 dez. 1996. p. 39-57.
- CAMARGO, J. *O efeito do tamanho da turma sobre o desempenho escolar: uma avaliação do impacto da "enturmação" no ensino fundamental do Rio Grande do Sul*. 2012. 67 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.
- CARD, D.; KRUEGER, A. B. School quality and black-white relative earnings: a direct assessment. *The Quarterly Journal of Economics*, [S.l.], v. 107, n. 1, p. 151-200, 1992.
- DUFLO, E.; DUPAS, P.; KREMER, M. *Peer effects, pupil teacher ratios, and teacher incentives: evidence from a randomized evaluation in Kenya*. 2007, 47p. (mimeo).
- FELÍCIO, F.; FERNANDES, R. O efeito da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de São Paulo. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 33., 2005, Natal, RN. *Anais...* Natal, RN: ANPEC, 2005.
- FERRÃO, M. E. et al. Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica: objetivos, características e contribuições na investigação da escola eficaz. *Revista Brasileira de Estudos de População*, São Paulo, v. 18, n. 1/2, p. 111-130, jan./dez. 2001.
- FINN, J. D. et al. The enduring effects of small classes. *Teachers College Record*, New York, v.103, n.2, p. 145-183, abr. 2001.
- FINN, J. D.; ACHILLES, C. M. Answers and questions about class size: a statewide experiment. *American Educational Research Journal*, Washington, DC, v. 27, n. 3 p. 557-577, Autumn 1990.
- FRANCO, C. et al. Qualidade e equidade em educação: reconsiderando o significado de "fatores intra-escolares". *Ensaio*, Rio de Janeiro, v. 15, n. 55, p. 277-298, abr/Jun. 2007.
- GLASS, G. V.; SMITH, M. L. Meta-analysis of research on class size and achievement. *Educational evaluation and policy analysis*, Washington, DC, v. 1, n. 1, p. 2-16, Jan./Feb. 1979.
- HANUSHEK, E. A. "The economics of schooling: Production and efficiency in public schools." *Journal of economic, literature*, Oxford, UK, v. 24, n.3, p. 1141-1177, Sept. 1986.
- HANUSHEK, E. A. School resources. *Handbook of the Economics of Education*, Stanford, CA, v. 2, p. 865-908, 2006.
- HANUSHEK, E. A. The evidence on class size. In: MAYER, S. E.; PETERSON, P. *Earning and learning: how schools matter*. Washington: Brookings Institution Press; New York: Rousell Sage Foundation, 1999. p. 131-68.
- HEDGES, L. V.; LAINE, R. D.; GREENWALD, R. Does money matter? A meta-analysis of studies of the effects of differential school inputs on student outcomes. *Educational Researches*, Washington, D.C, v. 23, n.3, p. 5-14, Apr. 1994.
- HOXBY, C. *Peer effect in the classroom: learning from gender and race variation*. Cambridge: NBER, 2000. (Working paper 7867).
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA – INEP. Censo escolar 2011.
- KRUEGER, A. B. Experimental estimates of education production functions. *Quarterly Journal of Economics*, Oxford, v. 114, n. 2, p. 497-532, May 1999.
- KRUEGER, A. B.; WHITMORE, D. M. The effect of attending a small class in the early grades on college-test taking and middle school test results: evidence from Project STAR. *Economic Journal*, Oxford, v. 111, n. 468, p. 1-28, jan. 2001.

TAMANHO DAS TURMAS E DESEMPENHO EM MATEMÁTICA NO QUINTO ANO DO ENSINO FUNDAMENTAL DAS ESCOLAS DE SALVADOR:
TAMANHO IMPORTA?

- LAZEAR, E. P. Teacher incentives. *Swedish Economic Policy Review*. [S.l.], v. 10, n. 3, p. 179 –214, 2003.
- MCKEE, G J; RIVKIN, S. G; SIMS, K. R. E. *Disruption, achievement and the heterogeneous benefits of smaller classes*. Cambridge, MA: NBER, 2010. (Working paper 15812)
- MENEZES, T. A. de; SOARES, S. C. Os determinantes do desempenho escolar: uma análise para o estado pernambucano. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 15., Fortaleza, 2010. *Anais...* Fortaleza: ANPEC, 2010.
- MENEZES-FILHO, N. *Os determinantes do desempenho escolar no Brasil*. São Paulo: Instituto Futuro Brasil; IBMEC, 2007. Sumário executivo.
- MOUSSA, W. S. *Essays on academic achievement and student behavior in Public Schools*. 2013. 129 f. Dissertation (Doctor of Philosophy)-Wael Soheil Moussa, Universidade de Syracuse, New York, 2013
- NYE, B.; HEDGES, L. V.; KONSTANTOPOULOS, S. The long-term effects of small classes: a five-year follow-up of the Tennessee class size experiment. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Los Angeles, v. 21, n. 2, p. 127-142, 1999.
- NYE, B.; HEDGES, L. V.; KONSTANTOPOULOS, S. The effects of small classes on academic achievement: the results of the Tennessee class size experiment. *American Educational Research Journal*, Washington, v. 37, n. 1, p. 123-151, 2000.
- OLIVEIRA, J. *Custo efetividade de políticas de redução do tamanho da classe e ampliação da jornada escolar: uma aplicação de estimadores de matching*. 2008. 168 f. Dissertação (Mestrado em Economia)–Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.
- RIVKIN, S. G.; HANUSHEK, E. A.; KAIN, J. F. Teachers, schools, and academic achievement. *Econometrica*, Evanston, v. 73, n. 2, p. 417-58, Mar. 2005.
- URQUIOLA, M.; VERHOOGEN, E. A. *Class size and sorting in market equilibrium: theory and evidence*. Cambridge, MA: NBER, 2007. 55 p. (Working paper 13303)
- WORD, E. et al. *The State of Tennessee's Student/Teacher Achievement Ratio (STAR) Project: Final Summary Report 1985-1990*. Nashville, TN: Tennessee State Department of Education. 1990.

Artigo recebido em 14 de dezembro de 2013

e aprovado em 15 de fevereiro de 2014.

Nível e evolução da desigualdade de renda na Bahia: uma avaliação do papel da educação e dos programas sociais

Rodrigo Carvalho Oliveira*

Francisco de Lima Cavalcanti**

- * Mestre em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE), graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia (UFBA) e doutorando em Economia pela UFPE. rodrigo.coliveira@yahoo.com.br
- ** Mestre em Economia e graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e doutorando pela Universidade de Barcelona (UB). francisco.lima.cavalcanti@gmail.com

Resumo

O estado da Bahia abrange um quarto da população nordestina e 7% da população nacional, de modo que entender a dinâmica da desigualdade na Bahia é peça fundamental para a compreensão do nível e da evolução da desigualdade da renda per capita do Brasil (OSÓRIO; SOUZA, 2012; SOUZA, 2013). Neste sentido, este trabalho busca analisar o nível e a evolução da desigualdade de renda per capita no estado da Bahia, com foco no papel da educação. A avaliação do efeito da educação sobre a desigualdade pessoal de renda per capita é realizada via decomposição do índice de Gini entre pessoas para os anos de 2003 e 2011. Já a análise dos efeitos da escolaridade sobre a desigualdade regional da Bahia é feita pela estimação de um modelo de dados em painel para os anos de 1991, 2000 e 2010. Os resultados deste trabalho sugerem que os diferentes níveis de escolaridade possuem efeitos bastante diferentes sobre a variação da desigualdade de renda entre pessoas, sendo que a renda dos indivíduos mais escolarizados é bastante concentrada. Por fim, esses resultados também indicam uma associação negativa entre a escolaridade média dos municípios, o total de pessoas com ensino superior de cada município e o nível de desigualdade de renda per capita.

Palavras-chave: Educação. Desigualdade de renda. Políticas públicas. Bahia.

Abstract

With 7% of national population, and the being the fourth biggest state of the country, the understanding of the income dynamic inequalities in the Bahia's state is fundamental to comprehend the level and the evolution of Brazil wealth inequality (OSÓRIO; SOUZA, 2012; SOUZA, 2013). In that sense, this work aim to analyze what are the level and the evolution of income inequality in the Bahia's state, with focus on education. The evaluation of education's effects in the personal income inequality is made through the Gini index decomposition between the years of 2003 and 2011. The analysis of the education's effects on regional income inequality are made with an panel data econometric model to the years of 1991, 2000 and 2010. The results suggest that the different levels of education have some varieties of impacts on inequality, with the income of the most educated people are strongly concentrated. Finally, the results also suggest a negative association between cities' median education and the level of inequality per income.

Keywords: Education. Income inequality. Public policy. Bahia.

INTRODUÇÃO

A despeito dos elevados níveis de desigualdade de renda per capita no Brasil, é consenso entre os pesquisadores que esta desigualdade tem sido reduzida desde meados da década de 1990, com destaque para os movimentos de queda ocorridos entre os anos de 2003 e 2011 (SILVEIRA NETO; AZZONI, 2012; HOFFMAN, 2006; SOARES, 2006). Este último período se destaca pelo processo de crescimento pró-pobre, isto é, uma combinação entre o aumento da renda média e a diminuição da desigualdade (BARROS et al., 2006, HOFFMAN; NEY, 2008).

No que tange à Bahia, apesar de apresentar um padrão constante de queda do índice de Gini desde 1997, o estado ainda possui um nível de desigualdade bastante elevado, sendo maior do que o índice de Gini do Brasil e bastante similar ao da Região Nordeste (Gráfico 1). A importância deste resultado reside no fato de o estado da Bahia ser a quarta maior unidade da Federação, com mais de um quarto da população nordestina e 7% da população nacional, e ser a UF com maior número de pobres no Brasil (OSÓRIO; SOUZA, 2012; SOUZA, 2013).

Neste sentido, para a formulação de políticas públicas, é fundamental compreender tanto as causas que afetam a desigualdade de renda per capita na Bahia em cada ano quanto os motivos da variação da desigualdade ao longo do tempo. Portanto, a pergunta que permeia todo este trabalho é: quais os efeitos da escolaridade das pessoas e dos programas sociais sobre o nível e evolução da desigualdade de renda na Bahia?

Em nível nacional, as evidências empíricas (HOFFMAN, 2006; SOARES, 2006) apontam para o fato de o rendimento do trabalho ser o principal fator que contribui para a queda da desigualdade de renda no país. Segundo os trabalhos destes

autores, aproximadamente 70% da queda do índice de Gini no período recente é explicada por movimentos ocorridos na renda do trabalho.

A renda do trabalho dos indivíduos mais escolarizados e a do Bolsa Família se destacam para a explicação da variação na desigualdade

da queda do índice de Gini entre 2001 e 2006. Este autor chama a atenção, também, para o peso das transferências públicas (aposentadorias, pensões e programas sociais) na queda da desigualdade de renda no período.

Deste modo, a primeira parte deste trabalho busca analisar quais os fatores, pelo lado da oferta de trabalho, responsáveis pela queda da desigualdade de renda entre os anos de 2003 e 2011. A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizou-se o cálculo do índice de Gini proposto por Kakwani (1982) e, em seguida, o processo de decomposição desse índice entre dois períodos proposto por Mookherjee e Shorrocks (1982).

Dentre os principais resultados obtidos pela decomposição do índice de Gini, destaca-se o fato de que a queda da desigualdade na Bahia entre 2003 e 2011 ter sido conduzida, principalmente, por movimentos da renda do trabalho e dos programas sociais (Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada). A renda do trabalho dos indivíduos mais escolarizados e a do Bolsa Família se destacam para a explicação da variação na desigualdade.

Por outro lado, como ressaltam Azzoni (1997) e Silveira Neto e Azzoni (2012), outro problema socioeconômico persistente no Brasil é a desigualdade de renda regional. Partindo desta constatação, a segunda parte deste trabalho busca explicar quais fatores estão relacionados com o nível de desigualdade de renda em cada município do estado da Bahia, com destaque para o papel da escolaridade. Para a realização deste objetivo,

Análise similar foi feita para a Bahia por Castro Neto (2005). Realizando a decomposição do índice de Gini por fontes de renda, o autor identificou que a renda do trabalho foi responsável por 54%

estimou-se um modelo econométrico com dados em painel para os municípios da Bahia entre os anos de 1991, 2000 e 2010¹.

Os resultados da estimação sugerem que, quanto maior a média de escolaridade das pessoas de cada município e quanto maior o número de universitários em cada município, menor é a sua desigualdade de renda. Esses resultados indicam ainda que, quanto maior a população e maior a renda média do município, maior a desigualdade de renda per capita.

Portanto, busca-se explicar as relações da desigualdade de renda tanto pessoal quanto regional no estado da Bahia, com destaque para os efeitos da escolaridade dos indivíduos e dos programas sociais. Além desta introdução, este trabalho consta de mais cinco seções. Na segunda seção serão apresentadas a base de dados e algumas evidências iniciais. Na terceira, será mostrada a

decomposição do índice de Gini por fontes de renda. A quarta seção exibirá o cálculo da elasticidade do índice de Gini em relação a cada fonte de renda. Por fim, a quinta seção trará o modelo estimado e os resultados associados.

BASE DE DADOS E EVIDÊNCIAS INICIAIS

Na primeira parte deste trabalho, as informações utilizadas provêm dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE, nos anos de 2003 e 2011. Na segunda parte, utilizou-se o Censo Demográfico do IBGE, nos anos de 1991, 2000 e 2010. A partir de tais bases, é possível não apenas a desagregação das informações para as unidades da Federação, como também o processamento de informações de renda para dife-

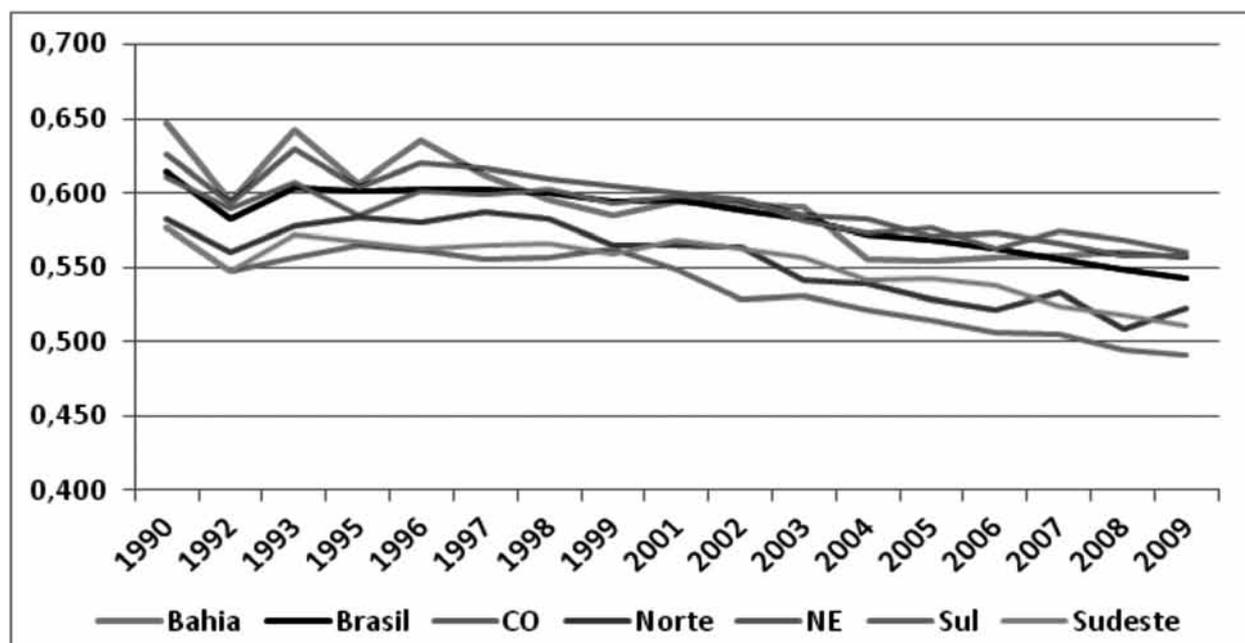


Gráfico 1
Evolução do índice de Gini – Bahia, Brasil e macrorregiões

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ipeadata.

¹ O período escolhido decorre do fato de a disponibilidade de dados em nível municipal para a realização deste trabalho apenas ser encontrada no Censo Demográfico (IBGE), o qual possui periodicidade decenal.

rentes características e composição dos domicílios. Mais especificamente, a partir da PNAD, podem-se extrair as informações necessárias sobre escolaridade e renda dos indivíduos de cada

domicílio e sobre outras fontes de renda que não aquela do trabalho.

Na primeira parte foram criados dois grandes grupos: renda do trabalho e renda de fontes não associadas ao trabalho. No sentido de obter uma associação entre a renda gerada e o nível de escolaridade, para o primeiro grupo, considera-se ainda a seguinte subdivisão da renda do trabalho:

- renda do trabalho das pessoas analfabetas ou com fundamental incompleto (até terceira série), denotada por Escol1;
- renda do trabalho das pessoas com fundamental incompleto (até sétima série), denotada por Escol2;
- renda do trabalho das pessoas com ensino fundamental completo e ensino médio incompleto, denotada por Escol3;
- renda do trabalho das pessoas com ensino médio completo e ensino superior incompleto, denotada por Escol4;
- renda do trabalho das pessoas com ensino superior completo, denotada por Escol5;

Com relação ao segundo, há também cinco fontes diferentes de renda:

- renda de pensões e aposentadorias, denotada por APP;
- renda do Programa Bolsa Família, denotada por BF;
- renda do Benefício de Prestação Continuada, denotada por BPC;
- renda do capital e outras fontes, denotada por Capital;
- renda de aluguéis, abonos e doações, denotada por Aluguéis;

É importante ressaltar que, enquanto para os grupos de renda do trabalho associados à escolaridade as informações são prontamente disponíveis para processamento a partir dos microdados da PNAD, para as fontes de renda dos programas sociais (BF e BPC), do grupo da renda não associada ao trabalho, tais informações não são imediatamente disponíveis nos microdados da PNAD, tendo que ser, portanto, imputadas a partir de outras informações (OLIVEIRA; SILVEIRA NETO, 2013). Neste sentido, nesta pesquisa, tanto para o Programa Bolsa Família, como

para o Benefício de Prestação Continuada, seguiu-se o expediente utilizado por Souza (2013) e por Soares e outros (2010). Para o BPC, computou-se como renda deste programa a renda dos indivíduos com valor igual ao salário mínimo na variável V1273 (capital e outras rendas) na PNAD. Para o BF, da renda domiciliar obtida a partir da referida variável da PNAD, depois de descontada a renda do BPC, assumiu-se como renda do BF os valores até o limite da transferência máxima do Programa Bolsa Família (R\$ 306 em 2011 e R\$ 155 em 2003)². As demais três fontes de renda não associadas ao trabalho são obtidas imediatamente nos microdados da PNAD.

Tabela 1
Participação de cada fonte de renda na renda total – Bahia, do Nordeste e do Brasil – 2011

	Bahia	Nordeste	Brasil
(%)			
Renda do trabalho			
Escol1	8.52	9.18	5.61
Escol2	8.77	9.17	9.56
Escol3	7.86	8.31	9.57
Escol4	26.89	24.52	27.85
Escol5	21.22	19.29	24.62
Outras rendas			
BF	2.40	2.79	0.91
BPC	1.18	1.23	0.59
Capital	0.53	0.40	0.48
Aluguéis	1.69	1.16	1.34
Apos. e pensões	20.93	23.94	19.44
Total	100.00	100.00	100.00

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD 2011.

Na Tabela 1, são apresentados os pesos de cada fonte de renda na renda total, do estado da Bahia, da Região Nordeste e do Brasil. Pode-se verificar que a renda do trabalho foi responsável por 73,26%, 70,47% e 77,21 % da renda total da Bahia, do Nordeste e do Brasil, respectivamente.

Na segunda parte deste trabalho foi utilizado o Censo Demográfico. A partir desta base, agregaram-se as informações necessárias (renda, pobreza, desigualdade, escolaridade etc.) para cada município

² Uma discussão das diferentes maneiras de imputação das rendas dos programas sociais a partir das informações da PNAD é feita por Soares e outros (2010).

baiano, nos anos de 1991, 2000 e 2010. Nos mapas de 1 a 4, pode ser visualizada a evolução de algumas variáveis de interesse no estado da Bahia. Para cada variável são apresentados três mapas, que estão organizados em ordem crescente de ano da esquerda para direita. Isto é, os mapas à esquerda representam o ano de 1991, e o mapa mais à direita, o ano de 2010.

Na Figura 1, quanto mais claro, menor o índice de Gini do município. Isto significa que, de modo geral, os municípios da Bahia reduziram seu índice de Gini ao longo do tempo. Na Figura 2, quanto mais claro, menor é a proporção de pobres em cada município baiano. Nota-se que houve uma grande

variação entre 1991 e 2000, mas não se verifica diferença significativa entre o ano de 2000 e 2010.

Já na Figura 3, quanto mais escuro, maior é o nível de escolaridade média do município. Nota-se, portanto, que houve um aumento da escolaridade média das pessoas em todos os municípios da Bahia, sendo que há um destaque maior para o crescimento da escolaridade entre os anos de 2000 e 2010. Por fim, na Figura 4, quanto mais escuro, maior o nível de renda média das pessoas do município. Verifica-se, também, um aumento da renda média nos municípios, com destaque para a elevação entre 1991 e 2000.

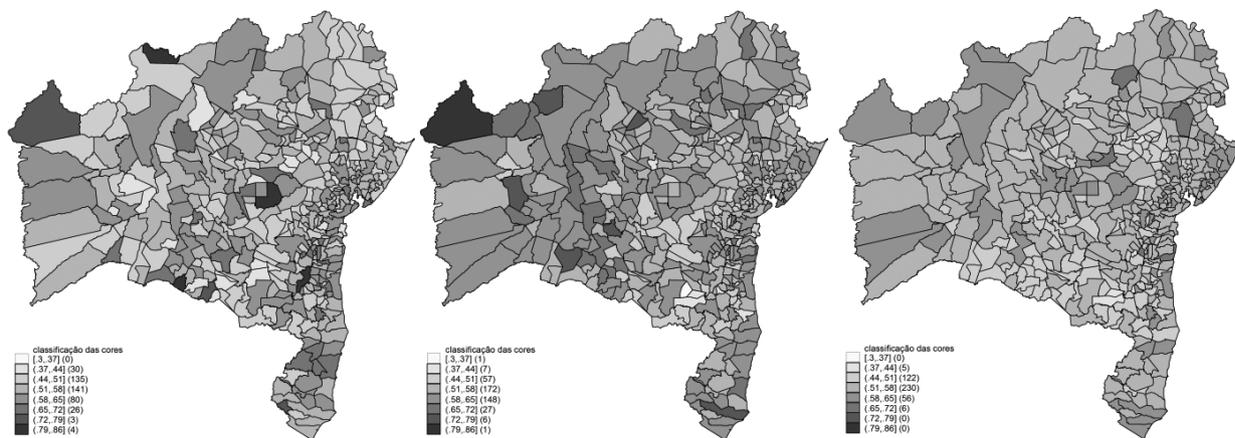


Figura 1
Evolução do índice de Gini dos municípios baianos

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico.

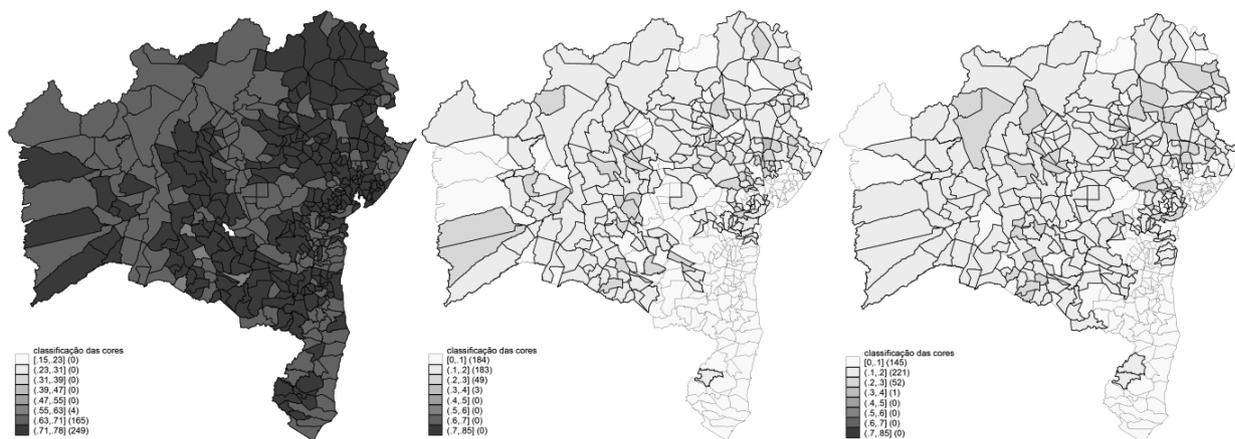


Figura 2
Evolução da proporção de pobres nos municípios baianos

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico.

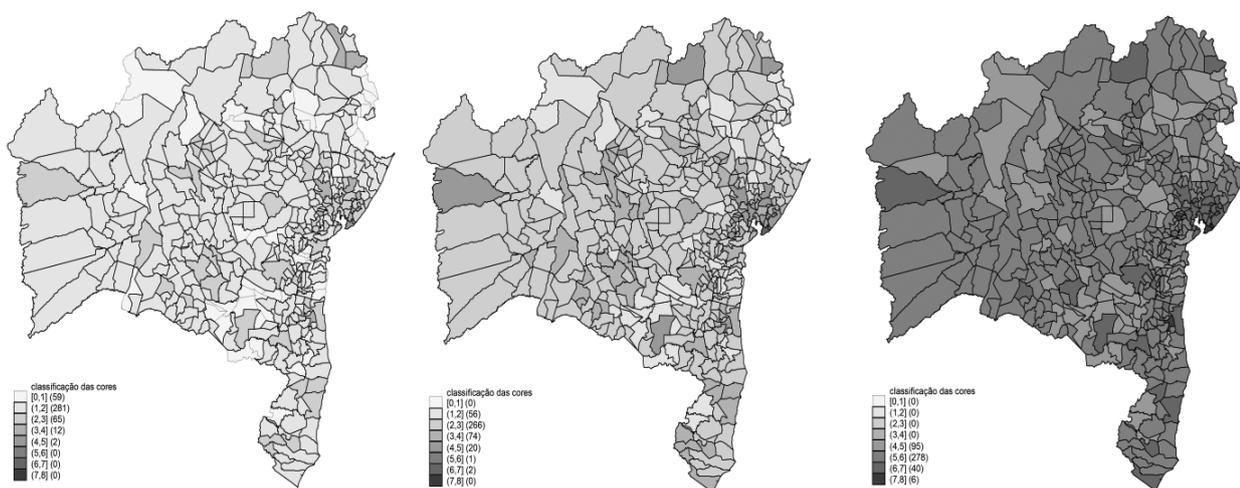


Figura 3
Evolução da escolaridade média das pessoas nos municípios baianos

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico.

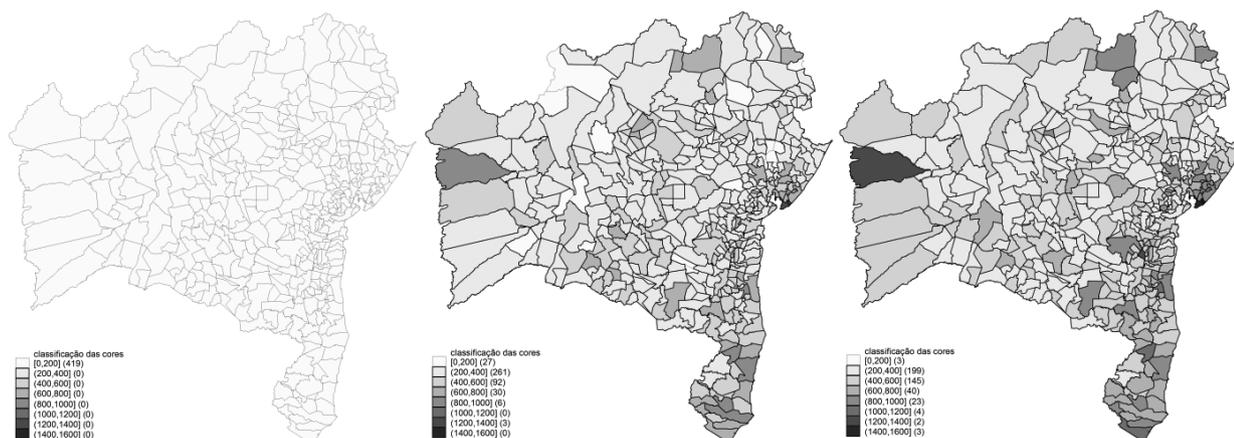


Figura 4
Evolução da renda média nos municípios baianos

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico.

A IMPORTÂNCIA DAS FONTES DE RENDA PARA A VARIAÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA PER CAPITA

A estratégia a ser utilizada para determinar a importância das diferentes fontes de renda na explicação dos níveis de desigualdade de renda entre pessoas e sua evolução tem como pedra fundamental o cálculo do Coeficiente de Concentração que deriva da Curva de Lorenz generalizada, proposta por Fei, Ranis e Kuo (1979) e Kakwani (1980). O

cálculo deste coeficiente é bastante similar ao cálculo da Curva de Lorenz convencional.

Seja x_i o orçamento domiciliar per capita da i -ésima pessoa, com $i = 1, \dots, n$. Ordenando-se esses rendimentos em $x_1 < x_2 < \dots < x_n$, é possível construir a curva de Lorenz, a qual mostra como a proporção acumulada da renda varia em função da proporção acumulada da população. Definindo β como a área entre a Curva de Lorenz e o eixo das abscissas, sabemos que o índice de Gini (G) é dado por:

$$G = 1 - 2\beta, \text{ onde } 0 < G < 1$$

Assume-se agora que x_i é composta de k parcelas:

$$x_i = \sum_{h=1}^k x_{hi}$$

Onde cada x_{hi} será uma parcela da renda do trabalho associada à escolaridade e uma parcela da renda não relacionada ao trabalho, as quais foram apresentadas na seção anterior.

Agora, mantida a ordenação da população pela renda per capita total tal como na Curva de Lorenz, pode-se construir as Curvas de Concentração de cada fonte de renda particular. A Curva de Concentração da parcela x_{hi} mostra como a proporção acumulada de cada x_{hi} varia em função da proporção acumulada da população.

Definindo β_h como a área entre essa curva e o eixo das abscissas, é possível calcular o Coeficiente de Concentração da fonte de renda h como:

$$C_h = 1 - 2\beta_h, \text{ onde } -1 < C_h < 1 \quad (1)$$

A partir da Equação (1) e definindo φ_h como a participação da h -ésima parcela na renda total, Kakwani (1980) demonstra que o índice de Gini pode ser calculado como:

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h \quad (2)$$

Ou seja, o índice de Gini pode ser decomposto em k parcelas do rendimento.

Os resultados das participações de cada fonte de renda na renda per capita total do estado podem ser visualizados nas colunas (1) e (2) da Tabela 2. Enquanto em 2003 a renda do trabalho era responsável por 77,2% da renda per capita total, em 2011 este valor sobe para 81%. Destaque ainda maior para a participação das fontes de renda dos indivíduos mais escolarizados (Escol4 e Escol5) as

quais, juntas, foram responsáveis por 44,29% da renda total per capita, em 2003, e por 52,53% da renda per capita total em 2011.

No que tange às rendas não relacionadas ao trabalho, nota-se um grande peso da fonte de renda Aposentadorias e Pensões sobre a renda per capita total. Observa-se, por fim, um aumento significativo da participação das fontes de renda de programas sociais (BPC e BF). Enquanto em 2003 estes programas representavam 0,79% da renda per capita total, em 2011 este resultado passou para 2,76%.

Os resultados dos Coeficientes de Concentração calculados podem ser visualizados nas colunas (3) e (4) da Tabela 2. Em relação às fontes de renda relacionadas ao trabalho, à medida que o nível de escolaridade dos indivíduos aumenta, também aumenta o grau de concentração da fonte de renda. Por exemplo, a fonte de renda Escol1 possuía Coeficiente de Concentração no valor de 0,12 em 2003 e 0,08 em 2011. Já a fonte de renda Escol5, possuía Coeficiente de Concentração no valor de 0,93 em 2003 e 0,91 em 2011. Isto é, o nível de desigualdade dentro do grupo dos indivíduos mais escolarizados é o mais elevado dentre todas as fontes de renda.

Quanto às rendas não relacionadas ao trabalho, destacam-se os valores do Coeficiente de Concentração da renda do Bolsa Família, a qual apresentou valor negativo de -0,14, em 2003, e de -0,26, em 2011. Isto é, esta é uma fonte bastante concentrada pró pobre. Além disto, nos dois anos, a fonte de renda de aposentadorias e pensões apresentou valores bastante elevados do Coeficiente de Concentração.

Por fim, nas colunas (5) e (6), podem ser observadas as contribuições de cada fonte de renda para o cálculo do índice de Gini em cada ano. Nota-se que, as fontes de renda dos indivíduos mais escolarizados foram as responsáveis pela maior parcela do índice de Gini calculado em cada ano. Por sua vez, a fonte de renda do Bolsa Família apresentou uma contribuição negativa para o cálculo do índice de Gini, de modo que contribuiu para a queda do índice de Gini calculado em cada período.

Portanto, as evidências apresentadas até o momento permitem inferir que o combate à desigualdade de renda *per capita*, na Bahia, deve resultar de uma forte compreensão do papel de cada fonte de renda no cálculo do índice de Gini. Mais importante ainda, é compreender o papel da escolaridade das pessoas e dos programas sociais sobre a evolução da desigualdade.

É possível, agora, estender a análise e obter as contribuições destas diferentes fontes de renda para a redução da desigualdade de renda observada entre os anos de 2003 e 2011. Mais especificamente, a partir do cálculo do Coeficiente de Concentração é possível obter a variação do índice de Gini entre dois períodos no tempo (Hoffmann, 2006) e, para cada fonte de renda, determinar sua contribuição para a variação observada no Gini.

Para tal, de início é necessário retomar a Equação (2):

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h$$

Realizando-se esta decomposição para dois anos distintos, tem-se que:

$$G_1 = \sum_{h=1}^k \varphi_{1h} C_{1h}$$

$$G_2 = \sum_{h=1}^k \varphi_{2h} C_{2h}$$

Agora, é possível calcular diretamente a variação do índice de Gini entre os dois anos:

$$\Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} C_{2h} - \varphi_{1h} C_{1h})$$

Somando-se e subtraindo-se o produto $\varphi_{1h} C_{2h}$, depois de uma fatoração do resultado, é possível obter:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{2h} \Delta \varphi - \varphi_{1h} \Delta C_h)$$

onde $\Delta \varphi = \varphi_{2h} - \varphi_{1h}$ e $\Delta C_h = C_{2h} - C_{1h}$.

Alternativamente, somando-se e subtraindo-se $\varphi_{2h} C_{1h}$, obtém de forma alternativa:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{1h} \Delta \varphi - \varphi_{2h} \Delta C_h)$$

Para evitar ter de escolher entre uma destas formas de decompor G, é razoável utilizar a média aritmética das duas:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_h^* \Delta \varphi - \varphi_h^* \Delta C_h)$$

onde $C_h^* = (C_{2h} + C_{1h})/2$ e $\varphi_h^* = (\varphi_{2h} + \varphi_{1h})/2$.

Já a média dos índices de Gini nos dois anos é dada por $G^* = (G_{2h} + G_{1h})/2$. Note que, na Equação (3), temos a variação do índice de Gini entre dois períodos sendo explicada pela variação nas participações ($C_h^* \Delta \varphi$) e pela variação no Coeficiente de Concentração ($\varphi_h^* \Delta C_h$).

Agora, como $\sum \varphi_{2h} - \sum \varphi_{1h} = 0$, verifica-se que:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (G_h^* \Delta \varphi) = G^* \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} - \varphi_{1h}) = 0$$

Logo, é possível reescrever a Equação (3) como:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k [(C_h^* G) \Delta \varphi + \varphi_h^* \Delta C_h]$$

A partir desta equação podemos definir o primeiro termo de ΔG como o *Efeito Participação*, o qual reflete o aumento ou a diminuição da importância (peso) de cada fonte de renda durante o período. Percebe-se que um aumento (diminuição) da participação de uma fonte de renda com concentração acima da média irá causar um aumento (diminuição) da concentração resultante. Já o segundo termo de ΔG representa o *Efeito Concentração*, o qual indica quanto o Gini total muda em razão de uma mudança no padrão de concentração de uma fonte de renda.

Os resultados do efeito concentração, do efeito participação e do efeito total podem ser visualizados nas colunas 7, 8 e 9 da Tabela 2. De modo

geral, o efeito concentração foi a causa da queda da desigualdade de renda per capita no período, apresentando índice de 269,19%. Por sua vez, o efeito participação contribuiu em sentido contrário, impedindo uma maior queda da desigualdade, com -169,19%. Isto significa que o declínio da desigualdade de renda per capita na Bahia entre 2003 e 2011 é explicado pelo modo como cada fonte de

seja mais eficaz para a redução das disparidades de renda do que as políticas de expansão do ensino superior.

Este resultado deve ser explicado pelos movimentos da participação de cada fonte de renda na renda total e por movimentos do nível de concentração. A fonte de renda Escol4 apresentou um leve aumento da sua participação entre 2003 e 2011,

Tabela 2
Participações, coeficientes de concentração e decomposição do índice de Gini – Bahia – 2003/2011

Fontes de renda	Participação (%)		Coeficientes de concentração		Contribuição para a desigualdade		Resultado da decomposição (2003-2011) [%]		
	2003 (1)	2011 (2)	2003 (3)	2011 (4)	2003 (5)	2011 (6)	EC (7)	EP (8)	ET (9)
Trabalho									
Escol1	11.19	6.80	0.12	0.08	2.27	1.05	10.60	-74.07	-63.47
Escol2	11.51	8.24	0.31	0.27	6.13	4.02	14.10	-32.80	-18.70
Escol3	8.30	7.38	0.48	0.35	6.93	4.77	36.13	-4.85	31.28
Escol4	26.80	27.69	0.71	0.58	33.37	29.25	136.85	-2.79	134.06
Escol5	17.49	24.84	0.93	0.91	28.50	41.62	15.05	-98.38	-83.33
Outras									
Apos. e pensões	21.14	19.86	0.54	0.47	20.02	16.99	56.96	-2.57	54.39
BPC	0.15	0.89	0.11	0.13	0.03	0.21	-0.39	11.86	11.47
Bolsa Família	0.64	1.87	-0.14	-0.26	-0.16	-0.88	5.13	34.15	39.29
Capital	0.61	0.62	0.80	0.75	0.86	0.86	1.20	-0.09	1.11
Aluguéis e outras	2.17	1.82	0.54	0.63	2.06	2.11	-6.45	0.35	-6.10
Total	100.00	100.00	0.57	0.55	100.00	100.00	269.19	-169.19	100.00

Fonte: Elaboração própria.

renda está distribuída entre as pessoas (padrão de distribuição), o que é refletido pelo movimento do coeficiente de concentração de cada fonte de renda, e não pelo movimento de aumento ou redução da participação de determinadas fontes de renda na renda per capita total.

A análise de cada fonte de renda em particular apresenta resultados interessantes. A fonte de renda das pessoas com ensino médio completo e superior incompleto (Escol4) mostrou a maior contribuição para a queda da desigualdade observada no período, com 134,6%. Por outro lado, a fonte de renda das pessoas com ensino superior completo (Escol5) foi a que mais concorreu no sentido de impedir uma maior queda da desigualdade, com -83,33%. Isto sugere que as políticas adotadas para expansão do ensino médio e profissionalizante têm

mas teve uma forte queda do nível de concentração, o qual caiu de 0,71 para 0,58 no período. Já a fonte Escol5 mostrou um forte aumento de participação no período, passando de 17,49% para 24,84%. Porém, o coeficiente de concentração desta fonte de renda permaneceu praticamente estagnado e com o maior valor dentre todas as outras.

Em relação às fontes de renda não relacionadas ao trabalho, destacam-se as dos programas sociais (BPC e BF). Apesar de representarem apenas 2,76% da renda per capita total em 2011, elas foram responsáveis por 50,76% da queda do índice de Gini verificado no período. Por seu turno, mesmo exibindo valores elevados do coeficiente de concentração, a fonte de renda de aposentadorias e pensões contribuiu com 54,39% da queda da desigualdade no período.

AVALIANDO A SENSIBILIDADE DO ÍNDICE DE GINI EM RELAÇÃO A CADA FONTE DE RENDA

De modo complementar à seção anterior, esta tem como objetivo analisar qual a sensibilidade da desigualdade total em relação a cada fonte de renda, através do cálculo da elasticidade do índice de Gini em relação a cada fonte de renda. Neste sentido, seguindo-se Leman e Yitzhaki (1985), o índice de Gini pode ser escrito como:

$$G = \sum_{f=1}^N R_f G_f a_f$$

$$\text{Onde } R_f = \frac{\text{cov}(y_f, F)}{\text{cov}(y_f, F_f)} = \frac{C_f}{G_f},$$

sendo y_f a renda da fonte f e F_f sua função de distribuição acumulada a_f , é a participação da fonte de renda f , $\text{cov}(y_f, F)$ é a covariância entre a renda da fonte f e a função de distribuição acumulada total e $\text{cov}(y_f, F_f)$ é a covariância entre a renda da fonte f e sua função de distribuição acumulada. Por fim, G_f é o coeficiente de Gini da fonte de renda f .

Estes autores mostraram, também, que é possível calcular a elasticidade do Gini global em relação a variações nas fontes de renda. Segundo os autores, essa elasticidade pode ser expressa como:

$$\varepsilon_{Gy_f} = \frac{(a_f G_f R_f)}{G} - a_f$$

$$\text{Como } R_f = \frac{C_f}{G_f}, \text{ então: } \varepsilon_{Gy_f} = (a_f C_f G^{-1}) - a_f.$$

A expressão obtida por estes autores mostra que a elasticidade da desigualdade, uma medida da sensibilidade da desigualdade, em relação a cada fonte de renda depende positivamente do quanto uma fonte de renda está distribuída pró-estado rico (ou seja, do coeficiente de concentração), da participação desta fonte na renda total e, negativamente, do próprio nível de desigualdade total (G). Por exemplo, fontes de renda com valores negativos para o coeficiente de concentração sempre terão

valores negativos para a elasticidade: aumentos específicos destas fontes de renda sempre diminuem a desigualdade regional, efeitos que serão maiores quanto menor for a desigualdade da distribuição da renda total.

Na Tabela 3, podem ser observados os resultados do cálculo da elasticidade em cada ano e também a variação da elasticidade entre 2003 e 2011. Os resultados sugerem que, dentre as fontes de renda do trabalho, apenas as fontes de renda das pessoas com grau de escolaridade mais elevado (Escol4 e Escol5) têm elasticidade positiva. A renda das pessoas com ensino superior completo, por exemplo, apresentou elasticidade no valor de 0,168 em 2011. Isto significa que um aumento de 1% do peso desta fonte de renda elevaria a desigualdade em aproximadamente 17%. Este resultado é consequência do elevado padrão de concentração da renda das pessoas mais escolarizadas, de modo que uma política de expansão educacional que mantenha os padrões de distribuição da educação atual tende a aumentar as disparidades observadas.

Tabela 3
Elasticidade das fontes de renda
Bahia – 2003/2011

Fontes de renda	2003	2011	Variação
Trabalho			
Escol1	-0,089	-0,057	0.032
Escol2	-0,054	-0,042	0.012
Escol3	-0,014	-0,026	-0.012
Escol4	0,066	0,016	-0.05
Escol5	0,110	0,168	0.058
Outras			
Apos. e pensões	-0,011	-0,029	-0.018
BPC	-0,001	-0,007	-0.006
Bolsa Família	-0,008	-0,027	-0.019
Capital	0,002	0,002	0
Aluguéis e outras	-0,001	0,003	0.004

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD.

Outro destaque é a queda da elasticidade da renda Escol4, no valor de 0,05, sendo a maior redução da elasticidade dentre todas as fontes de renda. Neste sentido, apesar de ainda estar contribuindo para a elevação da desigualdade de renda, a queda

da elasticidade desta fonte sugere que as políticas de expansão do ensino médio e técnico na Bahia estão desenhadas no sentido de desconcentrar as desigualdades educacionais existentes neste grupo.

No que tange às fontes de renda não relacionadas ao trabalho, todas apresentaram elasticidade baixa ou negativa. O destaque é a fonte de renda do Programa Bolsa Família, a qual em 2011, por exemplo, se fosse aumentada em 1%, provocaria uma redução da desigualdade em aproximadamente 2,7%.

ASSOCIAÇÃO ENTRE A EDUCAÇÃO E O NÍVEL DE DESIGUALDADE DOS MUNICÍPIOS BAIANOS

Com o objetivo de investigar a correlação da educação com o nível de desigualdade de renda dos municípios baianos, optou-se pela análise de associação entre o nível médio de anos de estudo de cada município baiano com o seu coeficiente de Gini. A estratégia econométrica escolhida para tal análise foi a utilização do método com dados em painel. Desta forma, fez-se necessária a extração dos dados transversais e longitudinais das características municipais. As informações foram extraídas a partir dos microdados dos censos de 1991, 2000 e 2010.

Segundo Wooldridge (2002), o método de dados em painel corresponde em uma análise com dados longitudinais e dados transversais simultaneamente. Considera-se $Y \equiv (y_1, y_2, \dots, y_n)$ e $X \equiv (x_1, x_2, \dots, x_n)$ variáveis aleatórias observáveis e $C \equiv (c_1, c_2, \dots, c_n)$ variável aleatória não observável, cada uma com n observações. Assumindo o modelo linear com C na forma aditiva, temos:

$$y_{it} = \beta_0 + x_{it}\beta + c_i + u_{it}$$

Onde i se refere a cada uma das áreas urbanas estudadas, t refere-se aos anos analisados, y_i é o índice de Gini³, x_{it} é composto pela variável de

interesse, no caso os anos médios de estudo de área mínima comparável, e as variáveis de controle como população, renda média, proporção de pessoas abaixo da linha da miséria, proporção de pessoas ocupadas e proporção de estudantes universitários de cada área mínima comparável, o termo c_i trata dos efeitos urbanos que não se alteram no período analisado, ou seja, o efeito fixo da área mínima comparável, por fim u_{it} é um termo aleatório.

Se $cov(x_{it}, c_i) = 0$, c_i pode ser tratado como variável aleatória, $v_{it} = c_i + u_{it}$, onde $E[v_{it}|x_i] = 0$, $E[u_{it}|x_i, c_i] = 0$ e $E[c_i|x_i] = E[c_i] = 0$. Temos, então, o modelo de efeitos aleatórios. Por sua vez, quando $cov(x_{it}, c_i) \neq 0$, c_i não deve ser tratada como variável aleatória, e sim como um parâmetro a ser estimado pelo modelo. Temos, então, o modelo de efeitos fixos. Para determinarmos a escolha entre os modelos de efeitos aleatórios e os de efeitos fixos, fazemos uso do teste de Hausman, que analisa a diferença entre os coeficientes obtidos nos dois tipos de modelo.

Para tal análise, é necessário compatibilizar as divisões político-administrativas apresentadas nos vários censos utilizados para possibilitar a construção de painéis de dados municipais no período estudado. A definição de áreas mínimas comparáveis é o instrumento mais utilizado para superar os problemas advindos do processo das transformações territoriais associadas à criação e à fusão dos municípios brasileiros entre 1991 e 2010. Seguiu-se a metodologia recomendada para a análise de nível municipal, que se baseia na agregação de informações para áreas mínimas comparáveis, por Reis, Pimentel, Alvarenga e Horácio (2008). Entretanto, como aqui são utilizadas informações recentemente tornadas disponíveis no Censo Demográfico de 2010, foi também necessário construir áreas mínimas comparáveis que representassem o período 2000-2010. Desta forma, a agregação dos municípios levou a uma amostra de 415 áreas mínimas comparáveis para cada ano. Na Tabela 4, são apresentadas as estatísticas descritivas da variável dependente e das variáveis explicativas.

³ O índice de Gini de cada município foi obtido em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibge/censo/cnv/giniba.def>.

Tabela 4
Estatísticas descritivas – Bahia – 1991/2000/2010

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Gini	1245	0,548	0,064	0,357	0,838
Anos de estudo médio	1245	3,196	1,700	0,370	7,904
População	1245	31301	122503	2612	2675656
Renda média	1245	R\$ 277,77	R\$ 245,65	R\$ 0,45	R\$ 1.583,68
Proporção de miséria	1245	29,95%	29,64%	0,30%	78,30%
Proporção de ocupados	1245	33,49%	5,70%	18,15%	55,96%
Proporção de universitários	1245	0,56%	0,75%	0,00%	5,18%

Fonte : Microdados dos Censos 1991, 2000 e 2010 do IBGE

Tabela 5
Condicionantes do coeficiente de Gini nos municípios baianos – Bahia – 1991/2000/2010

Variáveis explicativas	MQO	Painel: efeito fixo	Painel: efeito aleatório	Primeira diferença
Anos de educação	-0,036***	-0,064***	-0,042***	-0,085***
	(0,013)	(0,012)	(0,011)	(0,014)
População	0,052***	0,041**	0,053***	0,003
	(0,003)	(0,022)	(0,004)	(0,027)
Renda	0,133***	0,148***	0,136***	0,171***
	(0,011)	(0,010)	(0,008)	(0,014)
Proporção de miséria	1,392***	1,524***	1,420***	1,767***
	(0,118)	(0,108)	(0,091)	(0,151)
Proporção de ocupados	-1,037***	-0,990***	-1,034***	-1,127***
	(0,083)	(0,113)	(0,080)	(0,113)
Proporção de universitários	-2,820***	-3,593***	-3,093***	-2,843***
	(0,543)	(0,614)	(0,559)	(0,574)
Constante	-1,644***	-1,609***	-1,666***	
	(0,058)	(0,223)	(0,058)	
R ²	0,340	0,320	0,339	0,41
Estatística F	98,640***	65,160***	620,050***	72,120***
Observações	1245	1245	1245	830
Teste Hausman			103,230***	

Fonte: Microdados dos Censos 1991, 2000 e 2010 do IBGE.

Os resultados das estratégias econométricas são apresentados na Tabela 5. Na coluna 1, com o propósito de comparação, é feita a análise utilizando método tradicional de mínimos quadrados ordinários robustos.

Já a coluna 2 apresenta os resultados mais importantes desta seção, pois trata do modelo de estimação com dados em painel de efeito fixo. Percebe-se que existe uma associação negativa entre o nível educacional do município, a principal variável de interesse, e o nível de desigualdade de renda. Isso significa que, quanto maior o nível educacional dos indivíduos do município, menor é a desigualdade.

Adicionalmente, as variáveis de controle também apresentaram resultados significativos. Em suma, os dados sugerem que municípios mais populosos estão associados com uma maior desigualdade de renda; municípios mais ricos estão associados positivamente com a desigualdade de renda; municípios que possuem maiores proporções de miseráveis são os mais desiguais; municípios que possuem maior parte da sua população exercendo funções empregatícias ou ocupadas são menos desiguais; e, por fim, municípios com maior proporção de estudantes universitários são os menos desiguais.

A coluna 3 exhibe os resultados utilizando o método com dados em painel de efeito aleatório. Esses

resultados, em termos de direção de associação, são iguais aos do método com efeito fixo. Por outro lado, pelo teste Hausman, rejeita-se a hipótese nula de equivalência entre os métodos de efeito fixo e efeito aleatório. Como o método de efeito aleatório possui assunções mais fortes, restringiu-se a análise apenas para o método de dados em painel com efeito fixo.

Para acúmulo de robustez da análise adicionamos mais uma estratégia de estimação. Sabemos que estimativas consistentes do β no modelo requer eliminação do efeito fixo, ou seja, a subtração do componente c_i no modelo. Uma maneira de fazê-lo é tirar a primeira diferença da equação, assim o modelo se torna:

$$(y_{it} - y_{i,t-1}) = (x_{it} - x_{i,t-1})\beta + (u_{it} - u_{i,t-1})$$

Esta alternativa tem a vantagem de depender de suposições mais fracas de exogeneidade, tal qual $E[u_{it} - u_{i,t-1} | x_{it} - x_{i,t-1}] = 0$, que permite que os valores futuros dos regressores possam ser correlacionados com o termo aleatório, sem que haja viés no estimador. A coluna 4 mostra as estimativas do método utilizando a primeira diferença do modelo. Percebe-se que a associação entre o nível médio de anos de educação dos municípios baianos e sua desigualdade de renda se manteve negativa e significativa.

De modo geral, os resultados indicam que existe uma relação na qual quanto maior for o nível de instrução médio dos habitantes de um município baiano, menor é a desigualdade de renda desse município. Dito de outra forma, ao longo da trajetória de diminuição da desigualdade de renda nos municípios baianos, aqueles que obtiveram maior crescimento do nível educacional médio da sua população foram os que tiveram melhores resultados em termos de igualdade de renda.

CONCLUSÃO

Dada a sua extensão territorial, seu peso na população e na economia da Região Nordeste e do Brasil, o estado da Bahia é um importante lócus de

análise para compreender a dinâmica da disparidade de renda per capita no Brasil. O índice de Gini da desigualdade de renda per capita caiu de 0,57 para 0,54 entre 2003 e 2011. Deste modo, o objetivo deste trabalho foi tentar explicar os efeitos das políticas sociais de transferência de renda e, principalmente, da educação sobre a queda da desigualdade.

Para a realização de tal objetivo, de início fez-se uma decomposição do índice de Gini por fontes de renda. Este procedimento permitiu observar que a renda do trabalho foi responsável por 77,2% do índice de Gini calculado em 2003 e 70,87% do índice de Gini calculado em 2011. Por sua vez, o peso das rendas dos indivíduos mais escolarizados (Escol4 e Escol5) chama a atenção, pois enquanto em 2003 elas correspondiam a 61,87% do índice de Gini calculado, em 2011, passaram a representar 70,87%.

Já os efeitos das rendas do trabalho associadas à escolaridade sobre a queda do índice de Gini no período indicam que, enquanto a renda dos indivíduos com ensino superior completo está contribuindo no sentido de elevar a desigualdade, a renda dos indivíduos com ensino médio completo e superior incompleto concorreu bastante para a queda da desigualdade no período. Isto é, a expansão do ensino médio e profissionalizante tem colaborado para a diminuição da desigualdade, enquanto a expansão do ensino superior não logrou êxito neste sentido.

No que tange às rendas não relacionadas ao trabalho, duas fontes são destaque. A primeira é de aposentadorias e pensões, a qual representou, aproximadamente, 54% da variação da desigualdade no período. Isso pode ser reflexo do peso das aposentadorias rurais sobre a dinâmica econômica do estado da Bahia. A segunda são as fontes dos programas sociais de transferência de renda (BF e BPC), que foram responsáveis por aproximadamente 51% da variação da desigualdade no período.

A segunda parte do trabalho indica que existe uma relação na qual quanto maior for o nível de instrução médio dos habitantes de um município baiano, menor é a desigualdade de renda desse município. Dito de outra forma, ao longo da trajetória de

diminuição da desigualdade de renda nos municípios baianos, aqueles que obtiveram maior crescimento do nível educacional médio da sua população foram os que conseguiram melhores resultados em termos de igualdade de renda.

Neste sentido, este trabalho sugere duas conclusões para formulação de política com foco na redução das desigualdades de renda. A primeira é a expansão dos programas sociais de transferência de renda. No entanto, esta política não parece ser viável em longo prazo, pois é limitada pelo crescimento do estado e pelo fato de ser uma política de nível federal, de modo que está fora do controle dos gestores públicos estaduais.

A segunda, e mais importante, é o entendimento do papel da escolaridade das pessoas no nível e na evolução das disparidades de renda na Bahia. Nota-se que a educação média dos municípios está negativamente associada com o índice de Gini de cada município. Portanto, uma política adequada de expansão do ensino superior deve focar a mudança da estrutura educacional atualmente existente, pois, como sugerem os resultados, a renda deste grupo ainda está bastante concentrada. Por outro lado, as políticas com foco no ensino médio e profissionalizante foram mais efetivas para a redução da desigualdade do que as voltadas para a expansão do ensino superior. Neste sentido, esta é uma ação que pode ser conduzida pelos gestores estaduais com maior autonomia e que pode levar tanto à redução das disparidades educacionais, quanto à melhoria de outros indicadores econômicos, tais como a própria renda média e a produtividade do trabalho.

REFERÊNCIAS

AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de Pib, 1939-1995. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 27, n. 3, p.341-393, set./dez., 1997.

BARROS, R. et al. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 117-147, 2006.

BARROS, R. *Determinantes da queda da desigualdade de Renda no Brasil*. Brasília: Ipea, 2010. (Texto para discussão, 1460).

BRASIL. Ministério da Saúde. *Índice de Gini da renda domiciliar per capita segundo Município período: 1991, 2000 e 2010*. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibge/censo/cnv/giniba.def>>. Acesso em: 22 set. 2013.

CASTRO NETO, A. A. de. *Impactos do crescimento econômico sobre a distribuição de renda no Brasil (1970 – 2006)*. 2008. 89 f. Dissertação (Mestrado em Economia)–Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2008.

DUARTE, A.; FERREIRA, P. C.; SALVATO, M. Disparidades regionais ou educacionais? Um exercício com contrafactuais. Mimeografado. 2003.

DURANTON, G.; MOANASTIRIOTIS, V. Mind the gaps: the evolution of regional inequalities in the U.K. 1982-1997. *Journal of Regional Science*, [S.l.], n. 42, p. 219-256, 2002.

FEI, J.; RANIS, G.; KUO, S. *Growth with equity: the Taiwan case*. New York: Oxford University Press, 1979.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 55-81, 2006.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, p. 7-39, 2008.

KAKWANI, N. *Income inequality and poverty: methods of estimation and Policy Applications*. New York: Oxford University Press, 1980.

KUZNETS, S. Growth and inequality. *The American Economic Review*, [S.l.], n. 48, p. 1-28, 1955.

LEMAN, R.; YITZHAKI, S. Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States. *Review of Economics and Statistics*, [S.l.], n. 67, p. 151-156, 1985.

MENEZES, T. A.; AZZONI, C. R. Convergência de salários entre as Regiões Metropolitanas brasileiras: custo de vida e aspectos da demanda e oferta de trabalho. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, n. 36, p. 449-470, 2006.

OSORIO, R. G.; SOUZA, P. H. G. F. *Evolução da pobreza extrema e da desigualdade de renda na Bahia: 1995 a 2009*. Brasília: Ipea, 2012. (Texto para discussão, 1696).

POSE, A. R.; TSELIOS, V. Education and income inequality in the regions of European Union. *Journal of Regional Science*, [S.l.], v. 49, n. 3, p. 411-437, 2009.

PYATT, G.; CHEN, C.; FEI, J. The distribution of income by factor components. *Quarterly Journal of Economics*, n. 95, p. 451-474, 1980.

- REIS, E; PIMENTEL, M; ALVARENGA, A. Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000. 2008. Disponível em: <<http://www.nemesis.org.br/>>. Acesso em: 22 set. 2013:
- SASTRE, M.; TRANNOY, A. *Shapley inequality decomposition by factor components WP.T.* 2002.
- SEN. A. *On economic inequality.* Oxford University press. 1973.
- SHORROCKS, A. F. Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value. University of Essex, 1999. Mimeo.
- SHORROCKS, A. F. Decomposition procedures for distributional analysis: a Unified framework Based on the Shapley value. *Journal of Economic Inequality*, [S.I.], Jan. 2012. Disponível em: <<http://link.springer.com/article/10.1007%2Fs10888-011-9214-z?LI=true#page-1>>. Acesso em: 21 ago. 2013.
- SILVEIRA NETO, R. M.; MENEZES, T. A. Disparidades regionais de renda no Brasil: analisando a importância do capital humano. In: FÓRUM BRASIL-EUROPA: BRASIL E O MERCADO COMUM EUROPEU: CONSTRUINDO A PARCERIA ESTRATÉGICA, 2008, São Paulo. [Anais...] São Paulo: Fundação Konrad-Adeneur, 2008.
- SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Disparidades regionais de renda no Brasil: qual a importância das amenidades regionais. In: ENCONTRO DE ECONOMIA REGIONAL- ANPEC NORDESTE 9., 2004, Fortaleza. [Anais...] Fortaleza: ANPEC, 2004.
- _____. Social policy as regional policy: market and non-market factors determining regional inequality. *Journal of Regional Science*, [S.I.], n. 51, p. 1-18, 2011.
- SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n.1, p. 83-115, 2006.
- SOARES, S. et al. Os impactos do benefício do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade e a pobreza. In: CASTRO, J. A.; MODESTO, L. (Ed.). *Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios.* Brasília: Ipea, 2010. v. 2, p. 366.
- SON, H. H. A note on pro-poor growth. *Economic Letters*, [S.I.], v. 82, n. 3, p. 301-314, Mar. 2004.
- SOUZA, P. H. G. F. *As causas imediatas do crescimento da renda, da redução da desigualdade e da queda da extrema pobreza na Bahia, no Nordeste e no Brasil entre 2003 e 2011.* Brasília: Ipea, 2013. (Texto para discussão, 1816).
- WOOLDRIDGE, J. *Econometric analysis of cross section and panel data.* Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

Artigo recebido em 18 de dezembro de 2013
e aprovado em 20 de fevereiro de 2014.

Mais escolaridade e menos crime? Evidência do impacto da externalidade da educação nos municípios baianos

*Vinícius Felipe da Silva**

*Bernardo Pereira Cabral***

*Daniel Souza Costa****

* Graduado em Ciências Econômicas e mestrando em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA).

** Mestre em Economia e graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia (UFBA) e doutorando em Economia da Indústria e da Tecnologia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ).

*** Mestre e graduado em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). danszcosta@bol.com.br

Resumo

A discussão na literatura acerca da relação entre educação e crime é extensa e apresenta evidências de uma externalidade positiva. O objetivo desse trabalho é avaliar essa relação nos municípios baianos. Para tanto, dados do Censo nos anos de 2000 e 2010, além de informações sobre homicídios coletadas no SIM-Datasus foram usados. Para controlar a potencial endogeneidade da variável explicativa educação e por erro de medida na variável de crime, construiu-se um painel com efeitos fixos e variável instrumental. As estimações com o painel dos municípios baianos para os dois anos apresentam um impacto negativo da educação na taxa de homicídios. Essa é uma evidência da externalidade positiva oriunda do aumento da população com alguma formação escolar decorrente das políticas públicas educacionais promovidas nas últimas décadas no estado da Bahia.

Palavras-chave: Homicídios. Educação. Bahia. Variável instrumental. Dados em painel.

Abstract

The debate in the literature of Economics of Crime on the relationship between education and crime is extensive and presents evidence of a positive externality. The aim of this study is to evaluate this relationship in municipalities of Bahia. To do so, census data from 2000 and 2010, and data on homicides listed in SIM-Datasus were used. To control the potential endogeneity of the explanatory variable education, and measurement error in the crime variable, one panel data with fixed effects and instrumental variable was constructed. The estimations with the panel in the municipalities for the two years shows a negative impact of education in the homicide rate. This is evidence of positive externality arising from increased population with some schooling resulting from the educational public policies adopted in recent decades in the State of Bahia.

Keywords: Homicides. Education. Bahia. Instrumental variable. Panel data.

INTRODUÇÃO

No ano de 2000, a taxa média de homicídios por 100 mil habitantes no estado da Bahia foi de 9,4. O crescimento foi significativo na última década. Em 2010, esse índice alcançou 37,7, muito acima da já elevada média brasileira. O número de vítimas fatais é alto, refletindo nos custos econômicos e nas perdas sociais. O Brasil perde R\$ 9,1 bilhões com homicídios, o que significou uma produção perdida por pessoa de R\$ 189,5 mil em 2001. As unidades da Federação (UF) com as maiores perdas são Distrito Federal (R\$ 298.169,00), São Paulo (R\$ 242.783,00) e Rio de Janeiro (R\$ 210.406,00). Na Região Nordeste, os maiores custos médios por vítima de homicídio são registrados nos estados do Maranhão (R\$ 140.343,00), do Piauí (R\$ 129.847,00) e da Bahia (R\$ 116.093,00). Quando se agregam demais custos privados e sociais com segurança e perdas dos crimes, a cifra alcança R\$ 92,2 bilhões, ou 5,09% do PIB brasileiro no ano de 2004. Somente as perdas com capital humano são 1,35%, enquanto que os gastos com o sistema de segurança pública correspondem a 1,45% do PIB. Apesar de serem consideradas estimativas conservadoras, são evidências do grau da externalidade negativa da violência no Brasil e no estado da Bahia.¹

A teoria econômica sobre o crime tem evoluído significativamente nos últimos anos. Tanto as implicações teóricas quanto as evidências empíricas estão de acordo que, em sentido geral, a educação reduz o crime. Além disso, os gastos com educação geram mais benefícios para a economia do que o policiamento e o encarceramento, em função de suas externalidades. Desse modo, as políticas públicas direcionadas à educação deveriam ser mais custo-eficientes do que as políticas direcionadas para o combate ao crime. O que a literatura aponta é que seria necessário encontrar um equilíbrio entre polícia, cortes judiciais, cadeias e escolas.

¹ A mensuração da perda por vítima de homicídio é calculada pelos valores esperados da remuneração por perfil da vítima. Essas estatísticas são disponibilizadas pelo IPEA e constam em Beato (2012).

As contribuições sobre a relação entre crime e educação – de teor essencialmente econômico –, seus fundamentos analíticos e os potenciais canais da inter-relação foram desenvolvidas e revisitadas por diversos autores, como Becker (1968), Cerqueira e Lobão (2004), Feinstein (2002), Glaeser, Sacerdote e Scheinman. (1996), Levitt e Miles (2006), Lochner (2004, 2007, 2010), Machin, Marie e Vujic (2011), Merlo (2004), Santos e Kassouf (2008). A maior disponibilidade de dados fez com que as avaliações empíricas avançassem nos últimos anos, evidenciando ainda mais a correlação entre educação e crime. Dentre os estudos, podem ser relacionados os trabalhos de Feinstein e Sabatés-Aysa (2005), Hansen e Machin (2002), Levitt e Lochner (2001) Lochner (2004), Lochner e Moretti (2004) e Machin e Meghir (2004).

A análise da relação entre educação e crime decorre dos desdobramentos teóricos e empíricos a partir da teoria econômica do crime e da teoria do capital humano, o que possibilitou a formalização da relação entre investimentos em educação e aprendizado e o crime. Entre diversos canais por onde a educação poderia afetar o comportamento individual e a participação no crime, os mais destacados pela literatura são: efeitos de renda; a disponibilidade de tempo; a paciência ou a aversão ao risco; as interações sociais ou o efeito dos pares; e os efeitos dos benefícios obtidos através do crime, como os econômicos, psicológicos e o prazer. Os canais de impacto da educação sobre o crime podem se dar de forma direta ou indireta. Os impactos agem diretamente sobre as ações criminosas ao modificar o comportamento individual, alterando as preferências. Por outro lado, atuam indiretamente ao modificar as oportunidades.

Apesar de existirem, teoricamente, inúmeras associações entre educação e crime, algumas pesquisas empíricas não são tão conclusivas sobre o efeito causal. Conforme apontado por Lochner (2004), certos estudos não encontraram a relação negativa da educação sobre o crime, em favor da hipótese relacionada aos salários. Isso é atribuído

à dificuldade em estimar os efeitos da educação sobre o comportamento criminal. A endogeneidade é o principal obstáculo empírico. Características não observadas que afetam a decisão do indivíduo em obter melhor nível escolar frequentemente estão correlacionadas com outras características também não observadas, que, por outro lado, influenciam a escolha por uma atividade criminosa. Por exemplo, um indivíduo pode ter alta taxa de retorno com o crime e por isso dedicar grande parcela do seu tempo à atividade criminosa, em detrimento do trabalho ou dos estudos. Uma associação negativa espúria até poderia ser encontrada, mas não implicaria causalidade. Um exemplo da dificuldade empírica é Ehrlich (1975), que falhou em estimar a elasticidade negativa entre educação e crime porque a medida de educação utilizada capturou o efeito da renda permanente da localidade.

Para controlar a potencial endogeneidade por variável omitida correlacionada com a educação foi utilizado um modelo de variável instrumental com dados em painel de 415 municípios baianos em 2000 e 2010, usando uma medida de escolaridade dos pais como instrumento. Essa variável instrumental já foi utilizada na literatura de retornos econômicos da educação em Ashenfelter e Zimmerman (1997), Ichino e Winter-Ebmer (1999), Trostel, Walker e Woolly (2002) e Lemke e Rischall (2003). Um instrumento para o efeito da educação sobre o crime precisa prever mudanças no nível educacional do município, mas não ser correlacionado com alterações nas taxas de crime, após controlar por outros fatores relevantes (ANGRIST; PISCHKE, 2008). Dessa forma, a educação dos pais pode ser um instrumento válido. Argumenta-se que recursos dos pais afetam as decisões escolares dos filhos, pois famílias com pais mais educados estabelecem estratégias próprias para as escolhas escolares dos filhos.

A educação parental explica variações na educação dos filhos, após controlar por outros recursos

Famílias com pais mais educados estabelecem estratégias próprias para as escolhas escolares dos filhos

parentais, sobretudo a renda familiar. Esse é o argumento de Trostel, Walker e Woolly (2002) e Lemke e Rischall (2003). Ela também já foi utilizada como controle em regressões de crime contra a escolaridade. A lógica é que esta variável carrega informações sobre os recursos parentais, fator determinante nas escolhas dos filhos. Mas alguns estudos, como Levitt e Lochner (2001) e Lochner e Moretti (2004), sugerem que o efeito não é significativo após controlar por outras variáveis de recursos parentais, como o nível de renda, o *status* social e a empregabilidade. Isso indica que a educação dos pais pode cumprir com os critérios para um bom instrumento. Além dessa estratégia, como os dados estão configurados em um painel de dois anos, a metodologia também utiliza o efeito fixo para controlar as variáveis omitidas invariantes no tempo em nível municipal.

Este artigo tem por objetivo avaliar o impacto da externalidade da educação sobre o crime entre 2000 e 2010 para os municípios baianos. Parte-se da hipótese de que a educação afeta negativamente a taxa de crime. A variável de educação utilizada neste trabalho é a porcentagem da população municipal com nível fundamental completo ou maior, enquanto que a taxa de homicídios municipal é a medida de crime. A estratégia empírica adotada utiliza dados de painel, regressões por efeito fixo e variáveis instrumentais. Como instrumento utilizou-se a variável de nível de escolaridade dos pais, com o objetivo de evitar a endogeneidade por variável omitida associada com educação e por erro de medida na variável de crime.

No geral, as estimações com o painel dos municípios baianos para os dois anos apresentam um impacto negativo da educação na taxa de homicídios, uma evidência da externalidade positiva oriunda de uma maior porcentagem da população com alguma formação escolar. A regressão da equação de primeiro estágio demonstra que o instrumento é significativo, pois explica variações no

nível educacional nos municípios baianos. O efeito parcial médio capturado pela regressão com dados em painel e variável instrumental é de menos 15 homicídios por 100 mil habitantes para uma diferença entre municípios de 10*p.p.* na proporção da população com mais de 15 anos que possui ao menos o ensino fundamental completo.

Essas evidências demonstram a importância do gasto público em educação, promovido pelas diferentes políticas públicas no estado da Bahia nas últimas décadas. Pode-se afirmar que o benefício social gerado pelo aumento da população com nível fundamental completo é uma externalidade significativa, sobretudo em termos de vidas poupadas e de recursos econômicos. Por isso, os gestores públicos devem levar em consideração essas evidências como insumo para a tomada de decisões. Como decorrência, esse trabalho visa contribuir com a literatura de avaliação e análise de políticas públicas ao tentar esclarecer a relação entre dois temas sociais e econômicos que estão em alta na agenda de políticas públicas do estado da Bahia.

Além desta introdução, este trabalho consta de mais cinco seções. A segunda seção apresenta as contribuições da literatura econômica sobre o crime e a relação com a educação, destacando teórica e empiricamente os canais desta relação. A origem da base de dados e as estatísticas para o estado da Bahia estão na terceira seção. A estratégia empírica é apresentada na seção de metodologia. Na quinta seção são avaliados os resultados mais substanciais. Por fim, a seção de considerações finais comenta as evidências sugeridas pelos resultados à luz da teoria e dos dados utilizados e suas consequências.

A EDUCAÇÃO NA ECONOMIA DO CRIME

Esta seção apresenta as contribuições desenvolvidas na literatura que relaciona crime e educação.

Benefício social gerado pelo aumento da população com nível fundamental completo é uma externalidade significativa

A teoria econômica sobre esses dois temas surgiu de maneira separada. No entanto, a necessidade de entender as relações entre eles fez com que surgisse uma linha de pesquisa relacionando crime e educação.

A análise desta relação decorre dos desdobramentos teóricos e empíricos a partir da teoria econômica do crime e da teoria do capital humano, o que possibilitou a formalização da relação entre investimentos em educação e em aprendizado e o crime. Em Feinstein (2002), Lochner (2007) e Machin, Marie e Vujic (2011), constam os potenciais canais por onde a educação afetaria o comportamento criminal, argumento central da abordagem do crime pelo capital humano. A renda, o *background* familiar, o prazer, a paciência, a disponibilidade de tempo e a aversão ao risco são alguns desses canais de atuação da educação sobre o comportamento criminoso individual. Os canais de impacto da educação sobre o crime podem se dar de forma direta ou indireta. Os impactos agem diretamente sobre as ações criminosas ao modificar o comportamento individual, alterando as preferências. Por outro lado, atuam indiretamente ao modificar as oportunidades.

Economia do crime

A teoria econômica do crime tem sua origem nas décadas de 1960 e 1970, sobretudo devido às contribuições seminais de Becker (1968) e Ehrlich (1973). Desde então, esta literatura cresceu significativamente, tanto nos desenvolvimentos teóricos quanto nas avaliações empíricas. A partir da abordagem da escolha racional com foco no efeito dissuasório (*deterrence*), a literatura do crime continuou a tradição de Becker, refinando o núcleo do modelo. O mérito de Becker e dos colaboradores iniciais da economia do crime foi reconhecer que a teoria econômica tradicional poderia fornecer importantes instrumentais analíticos para a investigação do

comportamento criminal. A possibilidade de modelar as respostas dos indivíduos às mudanças nos incentivos e nas políticas públicas ampliou a compreensão dos investigadores na maneira como dois grupos distintos de determinantes da escolha do individual estão relacionados à probabilidade de participação em atividades ilegais: por um lado, determinantes do ambiente, como a certeza e a severidade das punições; por outro, um grupo composto por características do potencial criminoso que afeta as preferências, como a educação.

Muitos avanços ocorreram na análise econômica do crime, sobretudo por meio da exploração das variáveis de eficiência do aparelho policial e da punição, efeito dos pares, educação, redes sociais, desigualdade, impactos geográficos, *background* familiar e desemprego (para aprofundamento nos avanços da literatura do crime, ver Cerqueira e Lobão (2004), Levitt e Miles (2006), Lochner (2010), Machin, Marie e Vujic (2011), Merlo (2004), Santos e Kassouf (2008)).

Na economia do crime tradicional, crime é considerado como uma atividade econômica como outra qualquer, seja como uma prática ilegal ou uma prática criminosa no ambiente de outra atividade econômica/social legalizada. O indivíduo que pratica o crime é um agente econômico, que responde aos estímulos econômicos, mobiliza recursos, investe, assume riscos e decide quanto tempo deve alocar entre as ocupações legais e ilegais. Como o objetivo do infrator é maximizar a sua utilidade, suas atitudes dependem da probabilidade de sucesso do crime, e por isso o risco é um fator inerente ao processo. A opção por cometer crimes, por sua vez, está atrelada aos custos e aos benefícios das atividades ilegais, relativamente à ocupação legal, e também é afetada por fatores socioeconômicos, como a eficiência da polícia e da justiça (CERQUEIRA; LOBÃO, 2004).

Um aspecto significativo na abordagem de Becker (1968) é a modelagem do processo de escolha

do indivíduo sobre cometer ou não o crime. O autor formalizou a ideia de oferta de crimes como um *locus* para expressar os determinantes do número de crimes (O). A abordagem parte da noção de que algumas pessoas tornam-se criminosas porque os benefícios e os custos delas se diferenciam das outras pessoas, mas não porque as motivações básicas são divergentes. Tomando as contribuições da abordagem da utilidade esperada, ele define que um indivíduo comete crime se a utilidade esperada por ele for maior do que a utilidade que ele poderia conseguir ao usar seus recursos, inclusive o tempo, para outras atividades, tais como o trabalho legal.

Formalmente, essa relação implica uma função atrelando o número de crimes de qualquer pessoa à probabilidade de captura (p), ao grau de punição caso seja condenado (f) e a um grupo de outras variáveis (u) de aspecto menos político e mais pessoal, como a renda obtida em fontes legais e ilegais – o custo de oportunidade – e a disposição para cometer uma ação ilícita, esta última, segundo Becker, seria influenciada pela educação porque poderia alterar o respeito à lei. Ele também define essa relação para níveis agregados das respectivas variáveis, ampliando o escopo da análise para além do comportamento individual.

$$O = O(p, f, u) \quad (1)$$

Os modelos da economia do crime consideram que o potencial criminoso incorpora os custos esperados decorrentes da atuação do sistema de justiça criminal. Nesse procedimento analítico, o policiamento é tratado como medida de influência sobre a probabilidade de captura e conseqüentemente de punição, e há uma variedade de punições, sanções criminais e multas. Conforme Becker (1968), as atividades que podem evitar o crime, como o policiamento e as cortes judiciais, apresentam uma relação direta e positiva entre seu dispêndio e sua

efetividade. Esses são os mecanismos que o Estado utiliza diretamente como política de controle do crime, justificados porque os indivíduos demandam segurança em função dos danos e prejuízos cometidos pelas atividades criminosas.

A avaliação de custo-benefício considera o custo necessário para combater o crime e a curva de oferta

de crimes resultante das ações individuais. A partir de então, é estabelecido um nível ótimo de crimes. Esse nível ótimo expressa o equilíbrio entre essas relações, de maneira que haverá um nível de crime socialmente aceito. A economia do crime encontrou diversos componentes do sistema de justiça e de policiamento que seriam efetivos tecnicamente no combate ao crime.² No entanto, esses componentes não seriam sempre custo-efetivos (LEVITT; MILES, 2006). Essa implicação evidencia a importância da educação como forma de reduzir a criminalidade, uma vez que promove externalidades positivas que vão além da redução do crime.

As características do potencial criminoso e do ambiente socioeconômico, como a educação, também são determinantes da opção pelo crime. Nesse sentido, Ehrlich (1973, 1975) desenvolveu um modelo teórico de escolha da participação no crime que considerava a oferta de trabalho e o nível de escolaridade e também fez avaliações empíricas desta relação. Os indivíduos consideram quando devem se envolver com atividades legais e ilegais ao comparar os valores ganhos do crime líquidos das perdas de recebimentos por não trabalhar, sem deixar de considerar a probabilidade de serem capturados. Por isso, crime e trabalho são substitutos imperfeitos, dado que os dois demandam tempo do indivíduo e geram

A avaliação de custo-benefício considera o custo necessário para combater o crime e a curva de oferta de crimes resultante das ações individuais

renda. Como aponta Cerqueira e Lobão (2004), Ehrlich estendeu a análise de Becker, porque passou a levar em conta no modelo analítico a importância

da alocação ótima do tempo entre a atividade criminosa e a legal. Mas não apenas por isso. Ele também avaliou a relação entre a distribuição de renda, o nível de escolaridade e o crime, encontrando

evidências de relação positiva entre a desigualdade e diversos tipos de crime, com destaque para os contra a propriedade. Apesar disso, Ehrlich (1975) falhou em capturar a causalidade do efeito da educação sobre os crimes.

Glaeser, Sacerdote e Scheinkman (1996) também colaboraram significativamente com o desenvolvimento da teoria da economia do crime. Eles se distanciaram levemente da visão analítica da abordagem tradicional e destacaram o papel das interações sociais no ambiente criminal – o efeito dos pares. Seguindo modelos comportamentais, argumentam que as interações sociais explicariam a escolha por cometer crimes em função do relacionamento social em subgrupos. Isso ocorreria pela possibilidade de transmissão de informações e incentivos à atividade criminosa. Na mesma linha, Calvó-Armengol e Zenou (2004) focaram a importância de redes sociais em facilitar o comportamento criminal. Mais precisamente, desenvolveram um modelo, com base na teoria dos jogos, de decisão sobre crime. A implicação apontada pelos autores foi que delinquentes juvenis influenciariam, entre eles, as decisões de cometer crime, tanto por um efeito positivo como negativo.

Sob o modelo econômico tradicional do crime, a educação pode aumentar o capital humano e, por isso, ampliar recebimentos futuros oriundos de trabalho legítimo, sem afetar os retornos de atividades criminosas. Como o trabalho e o crime são potenciais substitutos, sob esta abordagem, a implicação teórica seria que a participação em atividades ilegais poderia ser reduzida em função

² Esses mecanismos promovem o efeito dissuasório (*deterrence*) e o efeito incapacitação. Este último diz respeito à impossibilidade de o criminoso encarcerado vir a cometer crimes durante o período da pena. Como os criminosos são propensos ao risco e levando em conta a abordagem da utilidade esperada, tem-se como previsão da teoria que a probabilidade de captura apresentaria maior poder dissuasório do que o grau de punição.

do aumento do retorno com atividades legítimas, mas tal implicação é limitada, já que os criminosos seriam propensos ao risco. Através de outros caminhos, a educação também poderia influenciar as escolhas dos indivíduos, como no caso das interações sociais. Para tanto, a frequência ou o nível escolar influiriam na escolha do grupo de pares. Assim, o envolvimento com pares que frequentam a escola poderia provocar efeitos positivos, alterando a valorização do sucesso obtido com as atividades legais ou diminuindo a qualificação para o crime.

Crime e educação

Grande parte de estudos sobre o tema aborda os efeitos de gastos do governo com políticas que combatem o crime diretamente. Outra literatura se desenvolveu com foco nas características dos criminosos e em como algumas delas estão conectadas ao comportamento criminal. Consequentemente, políticas que afetam essas características poderiam influenciar o crime. Esta seção está centrada na análise teórica e nas evidências empíricas de uma característica que recebeu atenção desta literatura sobre os determinantes do crime: a educação. Discutem-se alguns canais apresentados pela abordagem do crime pelo capital humano por meio dos quais esta característica poderia afetar a atividade criminosa.

A literatura aqui abordada reporta que indivíduos menos educados são mais propensos a se engajar no crime. Os determinantes desta relação debatidos nesta seção são apresentados mais formalmente em Feinstein (2002), Feinstein e Sabatés Aysa (2005), Lochner e Moretti (2004), Lochner (2004, 2007, 2010), Machin e Meghir (2004) e Machin, Marie e Vujic (2011). Evidências empíricas também são encontradas nestes estudos. Em linhas gerais, elas destacam o efeito da educação em reduzir o crime, sobretudo a partir de políticas públicas. Como dito

A educação também poderia influenciar as escolhas dos indivíduos, como no caso das interações sociais

anteriormente, existem efeitos diretos e indiretos da educação sobre o crime. Dessa forma, além das consequências da educação por meio da maior escolarização formal, outras intervenções de aprendizado, como as profissionais, poderiam afetar a escolha pelo crime.

Os canais entre educação e crime: teoria e evidências da causalidade

Entre diversos canais por onde a educação poderia influir no comportamento individual e na participação no crime, os mais destacados pela literatura são efeitos de renda; a disponibilidade de tempo; a paciência ou a aversão ao risco; as interações sociais ou o efeito dos pares; e os efeitos dos benefícios obtidos através do crime, como os econômicos, psicológicos e o prazer.

O primeiro canal, o efeito da renda, consiste em que a educação aumentaria os potenciais salários (e reduziria a probabilidade de desemprego). Em função disso, elevaria o custo de oportunidade de cometer crime, que, por sua vez, poderia reduzir o envolvimento pós-escolar com a atividade criminosa (MACHIN; MEGHIR, 2004). Há dois argumentos para esse canal: primeiro, o tempo utilizado para organizar a ação criminosa não poderá ser usado para se obter a renda de oportunidades de trabalho legal, que, por sua vez, tende a ser maior quanto maior a escolarização; segundo, há uma expectativa de tempo despendido com o encarceramento para cada crime cometido, e, consequentemente, esse período é mais custoso para os indivíduos com melhores salários e oportunidades de trabalho (LOCHNER, 2007).

O efeito renda reduz os incentivos ao risco inerente nas atividades associadas ao crime (MACHIN; MARIE; VUJIC, 2011). Dado que a educação amplia os potenciais retornos com atividades legais, ela atua indiretamente por um efeito reducionista sobre o crime. Portanto, as pessoas que podem ganhar mais são menos propensas a se engajar no

crime (FEINSTEIN, 2002). Mas há exceção Lochner (2007) salienta que pode haver correlação positiva entre os crimes de colarinho branco e a educação, dado que técnicas obtidas com maior aprendizado profissional e com maior escolarização podem ser usadas inapropriadamente para se alcançar benefícios através desses tipos de crime, gerando mais renda do que se poderia obter através de ocupações legitimadas.

O segundo canal é o efeito sobre a disponibilidade de tempo. Ele atinge mais fortemente os jovens, o que é um motivo para aumentar sua importância. Basicamente, esse é um efeito de incapacitação, mas não no sentido estrito da incapacitação pelo encarceramento porque, neste caso, é uma escolha do indivíduo. Ao frequentar a escola, o jovem aloca seu tempo com as atividades curriculares. Com isso, ele reduz a disponibilidade de tempo para planejar as atividades criminosas e cometê-las. Machin, Marie e Vujic (2011) argumentam em favor da existência deste efeito, caracterizando sua contemporaneidade, pois os crimes contra a propriedade aumentariam em localidades com menor frequência de jovens à escola. Por outro lado, ponderam sobre uma exceção associada a alguns crimes violentos, porque eles aumentariam quando há maior frequência dos jovens à escola. O fator motivador seria atribuído a um efeito concentração.

Um terceiro canal é o efeito sobre a paciência ou a aversão ao risco. A educação pode reduzir a propensão ao envolvimento com o crime porque ela aumenta a paciência ou a aversão ao risco. Primeiramente, se aumentar a paciência de um indivíduo, isso implicaria que as taxas de desconto dos retornos futuros seriam menores, ou seja, os recebimentos futuros seriam mais valorizados, logo, diminuiria a propensão a cometer crime. Segundo, se a educação torna os indivíduos mais avessos ao risco, isso implicaria aumento do peso atribuído por eles às possíveis punições (FEINSTEIN, 2002; LOCHNER, 2007; MACHIN; MARIE; VUJIC, 2011).

Há fortes evidências da correlação negativa entre diversos tipos de crime e o nível educacional

Um quarto canal é o promovido pelas interações sociais ou os pares. Segundo Lochner (2004), esse seria um importante determinante do crime e do nível educacional. Essa relação seria simultânea, dado que a evasão da escola por parte dos jovens pode estar atrelada a uma influência negativa dos pares ou a um envolvimento com gangues, encorajando o engajamento com o crime ou aumentando a propensão da escolha do crime como meio de obter renda.

O quinto canal é o efeito sobre os retornos diretos e indiretos do crime. O primeiro diz respeito aos ganhos econômicos obtidos com o crime, relativamente aos alcançados em ocupações legais. Os retornos indiretos são a sensação de prazer e outras relações psicológicas. Feinstein (2002) e Lochner (2004) destacam que o papel do prazer relacionado com o crime é mais forte nos jovens delinquentes, e que a educação poderia aumentar o valor atribuído aos benefícios psicológicos obtidos por atividades legais. Isso também aconteceria por uma combinação com o efeito social, dado que a educação poderia socializar indivíduos, alterando o peso que eles atribuem ao dano causado a terceiros, tornando-os melhores cidadãos e desencorajando o crime.

Empiricamente, há fortes evidências da correlação negativa entre diversos tipos de crime e o nível educacional. A partir de dados do National Longitudinal Survey of Youth (NLSY), uma pesquisa de autodeclaração, Lochner (2004) demonstrou que indivíduos com menor escolaridade haviam informado ter recebido mais renda a partir do crime do que os com maior escolaridade. Lochner e Moretti (2004) estimaram o efeito da educação sobre o crime. Eles levaram em conta a endogeneidade da escolaridade, utilizando como variável instrumental as mudanças nas leis estaduais de frequência compulsória à escola. Usaram dados do Censo, de pesquisa de autodeclaração do Federal Bureau of Investigation (FBI) e do NLSY. A partir deles, obtiveram evidências de que a redução na

evasão do ensino médio diminuiu as taxas de diversos crimes.

Machin e Meghir (2004) observaram mudanças entre áreas nas taxas de crime e em salários baixos no mercado de trabalho da Inglaterra e do País de Gales. O resultado encontrado por eles foi que o crime caiu em regiões onde o crescimento do salário do primeiro quartil da população foi mais acelerado. O resultado mais significativo apresentado por eles foi que ocorreria a redução dos crimes contra a propriedade em 0,8 p.p. para um aumento de 10% na taxa de salário do quartil inferior de uma região. Eles associaram esse resultado ao aumento da produtividade em função dos investimentos em capital humano através do sistema de educação. Hansen e Machin (2002) também encontraram resultados para o Reino Unido entre o efeito renda e a educação, através de avaliações com dados em nível geográfico. Levitt e Lochner (2001) e Lochner (2004) descobriram evidências do efeito renda positivo, associadas à relação entre educação e crimes de colarinho branco.

BASE DE DADOS

A variável de crime é mensurada a partir de dados coletados no SIM-Datasus para os anos de 2000 e 2010 sobre taxa de homicídios. Essa variável é amplamente usada pela literatura para descrever a criminalidade, ainda que em alguns casos esteja acrescida de informações a respeito de crimes contra a propriedade, dos chamados “crimes de colarinho branco” e demais crimes contra a pessoa. No estado da Bahia, existe limitação na disponibilidade dos registros desses outros tipos de crime. Dessa forma, optou-se pelo uso apenas da taxa de homicídios para cada 100 mil habitantes, transformada em uma média móvel trienal para evitar as fortes influências de *outliers* em ambos os sentidos. Neste trabalho é adotada a hipótese recorrente na literatura econômica do crime de que as medidas de crimes violentos, como os homicídios,

são correlacionadas com outros tipos de crime, como outras agressões contra a pessoa e o patrimônio. Isso é fundamentado na própria natureza das ocorrências das atividades criminais.

Algumas variáveis de controle são utilizadas para se obter consistência na estimação. A justificativa é que essas variáveis podem ser correlacionadas com a medida de educação adotada, porque o nível de escolaridade representa o grau de desenvolvimento econômico e social, e espera-se que este fator esteja associado com demais fatores demográficos, econômicos e sociais. A utilização das covariáveis permite evitar o viés de variável omitida. As variáveis de controle foram obtidas dos censos de 2000 e 2010, com apenas uma exceção, a variável de *background* familiar, fornecida pelo Ipeadata. No Quadro 1 resume as variáveis utilizadas.

Hansen e Machin (2002) e Machin e Meghir (2004) encontraram evidências da relação do crime com incentivos econômicos oriundos do mercado de trabalho, como o nível de salários e a empregabilidade. Por isso, também é utilizada a média e a mediana da renda municipal dos trabalhadores ocupados no período do Censo e a porcentagem da população ocupada. Essas variáveis têm natureza ambígua. Por um lado, expressam a renda potencial a ser obtida no mercado formal e o *status* de empregabilidade de uma significativa parcela da população municipal, o que evidenciaria um possível *trade-off* com as atividades ilegais, inclusive via custo de oportunidade em caso de fracasso no crime. Por outro, elas capturam os ganhos potenciais que um criminoso pode obter da vítima.

Outra medida econômica relevante que deve ser considerada é o nível de desigualdade. Normalmente, a medida utilizada é a do índice de Gini, mas pela ausência dessa variável para todos os municípios do país, foi usada a participação dos 60% mais pobres na renda total do município, calculada a partir do rendimento domiciliar. As medidas de desigualdade são usadas, por exemplo, por Araújo Júnior e Fajnzylber (2000) e Hartung (2009).

Variável	Descrição	Período
Crime	Média móvel trienal da taxa de homicídios por 100 mil habitantes	2000/2010
Variável explicativa de interesse		
Educação	% de pessoas com mais de 15 anos com pelo menos nível fundamental completo	2000/2010
Variáveis explicativas de controle		
Desigualdade	Participação dos 60% mais pobres na renda	2000/2010
Renda média	Média da renda dos ocupados	
log (população)	log da população total	
Renda mediana	Mediana da renda dos ocupados	
Jovens	% de homens entre 15 e 24 anos	
<i>Background</i> familiar	% de crianças entre 5 e 15 anos criadas em famílias monoparentais defasada em dez anos	
Polícia	<i>Proxy</i> da % de polícia na população municipal	
Taxa de ocupação	% da população ocupada	
Variável instrumental		
Educação parental	% de pais que cursaram pelo menos um ano no ensino superior	2000/2010

Quadro 1
Descrição das variáveis e período de coleta

Fonte: Elaboraões própria (2013).

Além das variáveis econômicas, devem ser acrescentadas também variáveis populacionais. Isso porque normalmente as maiores cidades também são as que têm maiores índices de criminalidade. Cidades grandes oferecem mais oportunidades pecuniárias para os criminosos, pois elas concentram mais capital humano e, conseqüentemente, mais renda. Dessa forma, também foi acrescentada uma variável de população dos municípios, mais uma vez em logaritmo. Ademais, Glaeser e Sacerdote (1999) afirmam que nas cidades grandes o maior grau de anonimato induz uma maior alteração no comportamento. Graças ao anonimato, a autoridade policial terá maiores dificuldades em identificar criminosos, o que reduz o custo de oportunidade para eles.

Outra informação importante para o entendimento da criminalidade está relacionada com a presença de jovens em cada município. Muitas pesquisas aplicadas tratam da chamada vitimização juvenil, ou seja, o fato de os jovens morrerem com mais frequência do que os demais. Beato (2012) argumenta que o envolvimento dos jovens com os crimes violentos não se limita a uma significativa parcela das vítimas. Eles também são uma importante parte dos

transgressores. Araújo Júnior e Fajnzylber (2000) e Hartung (2009) utilizam uma variável para presença de jovens, mas com intervalos diferentes. Nesse artigo, no entanto, adota-se o percentual de homens entre 15 e 24 anos para os anos de 2000 e 2010 como covariável de controle.

Para controlar a influência do *background* familiar, foram acrescentadas também informações sobre famílias monoparentais, ou seja, com apenas um membro mais velho. Lochner e Moretti (2004) utilizam essa variável como controle na avaliação entre educação e crime, enquanto que Hartung (2009) encontra evidências de que medidas de *background* familiar explicam variações no crime. A variável utilizada aqui representa a porcentagem das crianças entre 5 e 15 anos criadas em famílias monoparentais. Essa variável expressa o grau de desorganização familiar. Os dados são do Ipeadata e são defasados em dez anos com o intuito de capturar o efeito contemporâneo da coorte da idade de maior nível criminal, os jovens adultos de 15 a 25 anos.

O modelo econômico do crime é baseado na hipótese de que os crimes podem ser evitados por um efeito dissuasório da punição e da vigilância. Levitt e Miles (2006) chamam a atenção para a

relação de viés simultâneo entre o tamanho da força policial e o número de detidos por crime, sendo esta variável utilizada como controle esse problema não é relevante.

Apesar da controvérsia a respeito da estratégia de identificação, Levitt (2002) apresenta evidências de que o aumento do policiamento

reduz as taxas de crime. Uma *proxy* da medida de policiamento é utilizada aqui como covariável nas regressões: o percentual da população municipal que trabalha na polícia, nos bombeiros ou nas forças armadas.

Levitt e Lochner (2001), Lochner e Moretti (2004) e Machin, Marie e Vujic (2011) utilizaram medidas de *drop-out* escolar ou média dos anos de escolaridade da população para a variável educação. Devido ao critério de disponibilidade dos dados, a medida de educação usada nas regressões como variável explicativa de interesse é o percentual de pessoas com mais de 15 anos que têm pelo menos o nível fundamental completo em cada município. Essa variável segue o padrão adotado em outras pesquisas aplicadas, pois é uma medida da população que não abandonou o ensino fundamental. Ela não captura apenas isso, pois também mede a porcentagem de pessoas com ensino médio e superior. Em relação à economia brasileira, isso significa que a pessoa possui algum nível de instrução para o mercado de trabalho.

Apesar da diversidade de variáveis de controle utilizadas, a decisão pela escolaridade pode depender de outros fatores não observados, como habilidade, cultura, atividade criminal em anos recentes, entre outras variáveis omitidas que podem variar no tempo ou serem constantes. Por isso, foi adotado também um instrumento já usado na literatura de retornos econômicos da educação, qual seja a educação dos pais. A medida de educação parental é o percentual de pais em cada município que cursaram pelo menos um ano no ensino superior. A estratégia de identificação é explicada na próxima seção.

Estatísticas descritivas

Esta seção apresenta estatísticas das variáveis selecionadas para os anos de 2000 e 2010. Dividido em seis faixas, é possível observar no Mapa 1 a distribuição da taxa de homicídios para os anos de 2000 e 2010. O

Mapa 2, por sua vez, compara as taxas para todas as UFs no mesmo período, destacando as variações. Deve-se ressaltar que a Organização Mundial da Saúde (OMS) e o Escritório das Nações Unidas sobre Drogas e Crime (UNODC) afirmam que um índice acima de 10 mortes para cada 100 mil habitantes é considerado como violência endêmica.

Além de terem ultrapassado no ano de 2010 os limites considerados aceitáveis pelas organizações mundiais, as taxas de homicídio também tiveram um crescimento relevante na maioria dos estados do Brasil, principalmente no Nordeste, onde, em dez anos, aumentaram significativamente. A única exceção entre os estados dessa região é Pernambuco, que, apesar de manter níveis altos de homicídios, reduziu seus índices consideravelmente.

Na Bahia, o crescimento do índice de homicídio foi enorme, comparável apenas ao aumento ocorrido nos estados da Paraíba e Alagoas. O período entre 2000 e 2010 foi de forte elevação nas taxas tanto na capital quanto no interior, o que levou o estado a ocupar o posto de sétimo lugar no ordenamento da violência nacional. Em 2000, as taxas no estado, no interior e na Região Metropolitana de Salvador (RMS), eram, respectivamente, 9,4, 11,6 e 9,2. Os mesmos índices para o ano de 2010 dispararam para 37,7, 60,1 e 30,5, valores acima da média brasileira de 26,2 (WAISELFISZ, 2011).

A Tabela 1 apresenta um resumo das estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para o estado da Bahia. Alguns destaques podem ser esmiuçados. A média da porcentagem de pessoas com mais de 15 anos com ao menos o ensino fundamental completo (variável educação) em 2000 foi de

17,81%, um índice muito baixo. Porém, os avanços na formação escolar foram significativos. Em 2010, a estimativa foi de 33,64%, com forte diminuição na parte de baixo da distribuição dessa variável, como pode ser observado pelos quantis. Essa mudança

no nível escolar da população foi acompanhada por outras mudanças sociais, econômicas e demográficas. Entre elas, por exemplo, a redução da população jovem, o aumento da taxa de ocupação e o crescimento acelerado da renda média.

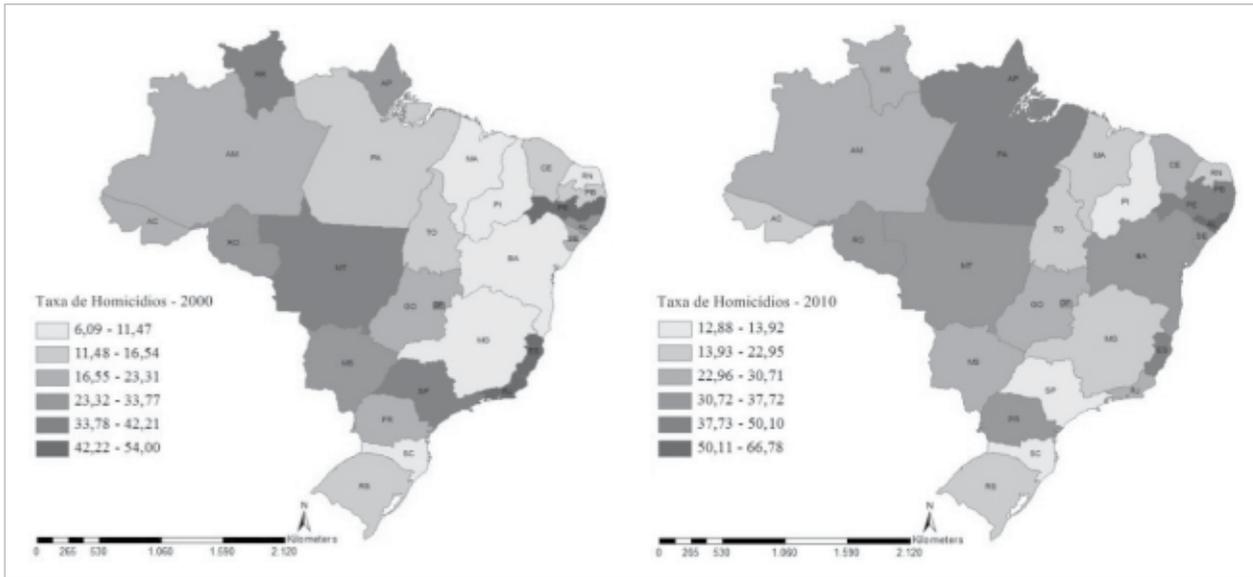


Figura 1
Taxas de homicídio para cada 100 mil habitantes – Brasil – 2000/2010

Fonte: Elaboração própria com dados do Datasus (2013).

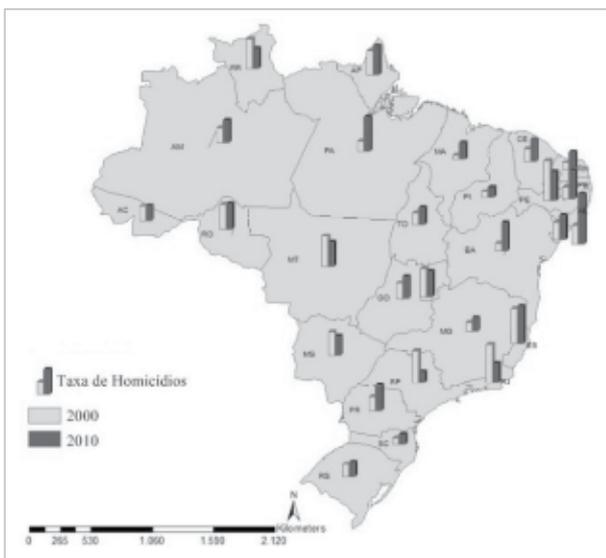


Figura 2
Variação das taxas de homicídio para cada 100 mil habitantes – Brasil – 2000/2010

Fonte: Elaboração própria com dados do Datasus (2013).

Por um lado, os dados contam uma história de melhorias socioeconômicas no período analisado. Por outro, as taxas de crime cresceram e atingiram um patamar insustentável para a sociedade baiana, com forte dispersão pelas regiões do estado. As perdas de vidas são enormes, a externalidade negativa gerada é significativa na economia, e a sensação de insegurança, iminente. O cenário seria de um paradoxo ou de uma contradição com a teoria e com as evidências encontradas em outros estudos. Mas uma simples análise das estatísticas descritivas não consegue capturar a associação entre crime e educação, muito menos o impacto do aumento da escolaridade da população sobre as taxas de homicídio. Os dados traduzem a realidade de alguma maneira. É apenas necessário adotar uma estratégia adequada para avaliar essa relação.

Tabela 1
Descrição das variáveis

Ano		N	Média	DP	Min	Max	p25	p50	p75
2000	Taxa de homicídios ⁽¹⁾	415	8,69	7,92	0,00	66,64	3,24	7,69	12,55
	Educação	415	17,81	7,41	4,19	55,38	12,97	16,33	20,50
	log(população)	415	9,83	0,76	8,04	14,71	9,36	9,74	10,18
	Renda mediana	415	143,67	26,33	80,00	300,00	120,00	150,00	151,00
	Background familiar	415	13,62	4,92	0,00	28,15	10,24	13,46	16,88
	Jovens	415	11,34	0,69	8,97	13,93	10,94	11,28	11,75
	Taxa de ocupação	415	33,79	5,63	19,05	56,19	29,92	33,38	37,35
	Polícia	415	0,26	0,34	0,00	2,33	0,00	0,16	0,35
	Renda média	415	239,09	76,24	129,74	674,61	188,77	222,38	259,82
	Desigualdade	415	19,79	3,79	4,65	32,65	17,63	20,01	22,11
	Educação parental	415	0,54	0,83	0,00	7,46	0,00	0,29	0,69
2010	Taxa de homicídios ⁽¹⁾	415	21,78	19,53	0,00	150,79	9,41	16,21	28,80
	Educação	415	33,64	8,28	16,11	68,53	28,28	31,88	36,74
	log(população)	415	9,84	0,79	7,87	14,80	9,32	9,72	10,19
	Renda mediana	415	303,08	158,93	0,00	700,00	200,00	250,00	500,00
	Background familiar	415	46,26	17,00	8,51	83,95	33,30	45,45	59,18
	Jovens	415	9,76	0,66	8,07	11,72	9,30	9,73	10,20
	Taxa de ocupação	415	38,84	5,14	26,28	52,00	35,76	38,91	42,12
	Polícia	415	0,11	0,20	0,00	1,48	0,00	0,00	0,15
	Renda média	415	470,57	197,95	185,56	1674,18	337,83	412,70	555,23
	Desigualdade	415	34,57	3,06	27,15	53,63	32,86	34,41	36,25
	Educação parental	415	2,30	1,35	0,00	10,96	1,40	2,06	2,87
Total	Taxa de homicídios ⁽¹⁾	830	15,23	16,27	0,00	150,79	6,07	11,03	19,06
	Educação	830	25,73	11,15	4,19	68,53	16,28	26,05	32,77
	log(população)	830	9,83	0,78	7,87	14,80	9,34	9,73	10,19
	Renda mediana	830	223,38	139,00	0,00	700,00	140,00	151,00	250,00
	Background familiar	830	29,94	20,57	0,00	83,95	13,38	20,75	45,45
	Jovens	830	10,55	1,04	8,07	13,93	9,73	10,59	11,30
	Taxa de ocupação	830	36,31	5,95	19,05	56,19	32,00	36,20	40,32
	Polícia	830	0,19	0,29	0,00	2,33	0,00	0,10	0,25
	Renda média	830	354,83	189,43	129,74	1674,18	221,01	304,11	422,44
	Desigualdade	830	27,18	8,16	4,65	53,63	20,01	27,81	34,41
Educação parental	830	1,42	1,43	0,00	10,96	0,28	1,06	2,16	

Fonte: Elaboração própria.

(1) Média móvel trienal da taxa de homicídios por 100 mil habitantes.

METODOLOGIA

O modelo proposto não busca diferenciar os canais da educação sobre a criminalidade, em favor de um efeito global. Supondo que o nível de crime de um município m , no tempo t é determinado por um modelo de painel linear:

$$c_{mt} = X_{mt} \beta + \rho E_{mt} + a_m + u_{mt} \quad (1)$$

onde X_{mt} é um vetor de características municipais variantes no tempo t , E_{mt} é a variável de educação, a_m é a heterogeneidade municipal não observada, um efeito da cidade que não varia no tempo, e u_{mt} é um termo de erro.

Estimar a equação (1) por mínimos quadrados ordinários (MQO) agrupados (*pooled*) geraria parâmetros inconsistentes. Apesar de controlar por variáveis observadas X_{mt} que seriam correlacionadas

com a variável de educação, E_{mt} , este método não controla o efeito fixo municipal, α_m , e características não observadas que afetam as decisões de escolaridade e de criminalidade. Traços do *background* familiar, da habilidade, da geografia e da cultura – inclusive a cultura da resolução de conflitos pela violência – são algumas características não observadas e que podem ser correlacionadas com a variável de educação. O método de efeitos fixos (EF) que utiliza a transformação *within* (desvio em relação à média, $\tilde{C}_{mt} = C_{mt} - \bar{C}_{mt}$) permite controlar o efeito individual não observado, neste caso no nível municipal (ver Wooldridge (2002)). Esse método é indicado por Machin e Meghir (2004), que avaliaram a relação da criminalidade com a distribuição salarial, contando com efeitos fixos das áreas policiais no Reino Unido. A equação após a transformação para os dados em painel é:

$$\tilde{C}_{mt} = \tilde{X}_{mt} \beta + \rho \tilde{E}_{mt} + \tilde{u}_{mt} \quad (2)$$

Após a transformação, o efeito fixo é jogado para fora pela diferença. O modelo tem como suposto que o erro idiossincrático u_{mt} não seria correlacionado com a variável educação, $E(\tilde{E}_{mt} \tilde{u}_{mt}) = 0$. Mas essa condição de ortogonalidade não se manteria, o que causaria viés por três motivos: erro de medida na variável dependente correlacionado com variável explicativa; variável omitida que varia temporalmente; e a simultaneidade. O termo de erro \tilde{u}_{mt} é composto por características não observadas que variam no tempo \tilde{v}_{mt} , um termo de erro exógeno \tilde{E}_{mt} e um erro de medida na variável de homicídio \tilde{r}_i . Consequentemente, a sua expressão é $\tilde{u}_{mt} = \tilde{v}_{mt} + \tilde{E}_{mt} + \tilde{r}_i$.

O suposto de independência condicional – *conditional independence assumption* (CIA) – diz que a variável educação não seria correlacionada após ser condicionada por outros fatores (ver Angrist e Pischke (2008) para esclarecimentos da CIA). Mas esse suposto não se manteria para a decisão de escolaridade de um indivíduo, consequentemente também para uma medida de educação municipal

como a variável utilizada neste trabalho. Formalmente $E(\tilde{E}_{mt} \tilde{u}_{mt} | \tilde{X}_{mt}, \alpha_m) \neq 0$ porque, dentre outros fatores, existiria correlação da educação com variáveis omitidas, $E(\tilde{E}_{mt} \tilde{v}_{mt}) \neq 0$.

A abordagem do crime pelo capital humano avalia a relação entre educação e comportamento criminoso e tem apresentado razões para a variável educação ser endógena (Lochner e Moretti (2004) e Machin, Marie e Vujic (2011)). Alguns fatores que tornam a escolha pela escolaridade no nível individual, e que também podem ser capturados por dados agregados, são o retorno da atividade ilegal, as despesas públicas municipais com educação e segurança e a decisão de cometer crimes em anos anteriores. Por exemplo, indivíduos com menos habilidade investiriam menos na educação, o que diminuiria a probabilidade de ascensão social por meios legais. Nesse cenário, cresce a probabilidade de se engajar no crime.

Santos e Kassouf (2008) argumentam que é comum ocorrerem sub-registros na taxa de homicídio e erro no registro da cidade onde a fatalidade teria ocorrido. Essa falha no registro pode provocar erro de medida na variável dependente. Além disso, a variável de crime utilizada é uma medida da taxa de homicídio. Logo, é uma função dos outros tipos de crimes contra a pessoa e a propriedade. Assim, carrega um erro de medida naturalmente por essa razão. Mas o erro de medida só causa problemas de consistência e inferência se for correlacionado com a variável explicativa. Essa pode ser a situação do problema em questão, pois pode existir precariedade nos registros de homicídio em localidades de menor desenvolvimento institucional e econômico, fatores correlacionados com o nível de educação da população.

Para controlar a potencial endogeneidade da variável de educação e do erro de medida, a literatura indica o uso de variável instrumental (VI), Z_{mt} . A estratégia consiste em usar a transformação que elimina o efeito fixo não observado e depois instrumentalizar a variável endógena na equação transformada. A VI utilizada é a escolaridade dos pais. Essa variável instrumental já foi utilizada na

literatura de retornos econômicos da educação em Ashenfelter e Zimmerman (1997), Ichino e Winter-Ebmer (1999), Trostel, Walker e Woolley (2002) e Lemke e Rischall (2003). Um bom instrumento para o efeito da educação sobre o crime precisa prever mudanças no nível educacional do município, mas não ser correlacionado com alterações nas taxas de crime, após controlar por outros fatores relevantes (ANGRIST; PISCHKE, 2008). Dessa forma, a educação dos pais pode ser um instrumento válido. Argumenta-se que recursos dos pais afetam as decisões escolares dos filhos, pois famílias com pais mais educados estabelecem estratégias próprias para as escolhas escolares dos filhos. As equações de forma reduzida que capturam essa relação são:

$$\tilde{E}_{mt} = \tilde{X}_{mt} \gamma + \phi \tilde{Z}_{mt} + \tilde{\varepsilon}_{mt} \quad (3)$$

$$\tilde{c}_{mt} = \tilde{X}_{mt} \pi + \delta \tilde{E}_{mt} + \tilde{\eta}_{mt} \quad (4)$$

A educação parental explica variações na educação dos filhos, após controlar por outros recursos parentais e a situação da família. Esse é o argumento de Trostel, Walker e Woolley (2002) e Lemke e Rischall (2003). Ela também já foi utilizada como controle em regressões de crime contra a escolaridade. A lógica é que esta variável carrega informações sobre os recursos parentais, fator determinante nas escolhas dos filhos. Mas alguns estudos, como Levitt e Lochner (2001) e Lochner e Moretti (2004), sugerem que o efeito não é significativo após controlar por outras variáveis de recursos parentais, como a renda dos pais, o *status* social, a empregabilidade e a força da instituição familiar.

O modelo de variável instrumental com dados de painel usado permite controlar por esses fatores tanto pelo efeito fixo não observado como pelos controles utilizados, como o *background* familiar, os níveis de renda média e mediana e a taxa de ocupação. Isso indica que a educação dos pais pode cumprir os critérios para um bom instrumento: as hipóteses de relevância $cov(\tilde{Z}_{mt}, \tilde{E}_{mt}) \neq 0$; e exogeneidade $cov(\tilde{Z}_{mt}, \tilde{u}_{mt}) = 0$.

A despeito de diversos modelos em economia do crime e da educação serem de natureza micro-econômica e avaliarem o comportamento individual, a maioria das pesquisas empíricas recai sobre dados com algum nível de agregação. O critério é a restrição na disponibilidade de microdados. Há custos atrelados a essa estratégia, como a hipótese de que o criminoso atua na mesma área que reside, e há perda de informações em unidades geográficas de maior área. A estratégia empírica adotada nesta pesquisa utilizou os dados agregados por municípios. Apesar das dificuldades associadas a essa metodologia, ela foi justificada em muitos trabalhos, por apresentar resultados condizentes com a dinâmica estrutural das variáveis da região (BECKER, 1968; EHRlich, 1975; FEINSTEIN; SABATÉS AYSA, 2005; HANSEN; MACHIN, 2002; LEVITT; MILES, 2006; MACHIN; MEGHIR, 2004; MACHIN, MARIE; VUJIC, 2011). Segundo Machin, Marie e Vujic (2011), é mais factível trabalhar com uma agregação espacial da variável de crime, em função da dificuldade de quebrá-la em características demográficas individuais. Em resumo, os dados, mesmo agrupados, carregam informações valiosas.

Levitt e Miles (2006) salientam a ênfase dada na análise econômica do crime à avaliação feita de maneira ampla. A agregação em nível geográfico serve como *proxy* do comportamento individual, permitindo a comparação entre regiões que apresentem níveis médios de educação diferentes. Como o objetivo é analisar o comportamento de maneira ampla, a metodologia adotada neste estudo segue o argumento de Levitt e Miles (2006). Com isso, essa estratégia pode fornecer análises gerais para políticas públicas de amplo espectro.

RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações de MQO agrupado, efeito fixo (EF) e do painel de EF com VI, inclusive as estimativas de primeiro estágio. Além disso, os testes

necessários, como o teste de Hausman entre EF e o efeito aleatório (EA), seja com ou sem o uso da VI, também são reportados. Os erros padrão robustos à heterocedasticidade são utilizados na análise de inferência. Os principais resultados e estatísticas estão na Tabela 2.

A estimação preliminar de MQO agrupado com os controles consta na coluna (1). Os resultados não são consistentes, provavelmente devido ao viés de seleção por variáveis omitidas. O parâmetro da variável de educação não é significativo. Esses resultados são um indicativo da necessidade de avançar na estratégia de identificação, conforme discutido na seção anterior.

A regressão pelo método de EF é feita com base na equação (2). O parâmetro estimado da variável educação é $\hat{\rho} = -0,399$, estatisticamente significativo a 1%. Ele também é economicamente significativo, pois capturou uma relação negativa. Esse é o primeiro indício do impacto da externalidade de localidades mais educadas sobre a criminalidade. O teste de Hausman, que compara os métodos de EA e EF, rejeitou a hipótese nula de que o EA é mais adequado, com p-valor menor que 1%, em favor do uso do método de efeitos fixos.

Conforme discutido na seção anterior, controlar por efeitos fixos não observados com os dados de painel não impede que algum viés exista na

Tabela 2
Principais resultados das estimações contra a média trienal da taxa de homicídios por 100 mil habitantes

	(1) MQO agrupado	(2) EF	(3) Primeiro estágio	(4) VI e EF
Educação	-0.0258 (0.0750)	-0.399*** (0.136)		-1.552*** (0.573)
Background familiar	0.178*** (0.0344)	0.143*** (0.0401)	0.0463*** (0.0164)	0.237*** (0.0674)
Média da renda	0.0355*** (0.0103)	0.0451*** (0.0110)	0.0257*** (0.00457)	0.0612*** (0.0124)
Taxa de ocupação	-0.0268 (0.0688)	0.0554 (0.128)	0.0978*** (0.0369)	0.224 (0.177)
Polícia	3.845** (1.945)	2.890 (3.341)	4.519*** (0.678)	5.024* (2.962)
Jovens	0.353 (0.571)	-0.159 (0.943)	-0.216 (0.320)	-1.456 (1.066)
Mediana da renda	0.0154 (0.00952)	0.0130 (0.00903)	-0.00695* (0.00419)	0.00417 (0.0104)
Log(população)	1.601** (0.788)	1.958 (6.316)	1.136*** (0.370)	2.255 (6.025)
Desigualdade	-0.00898 (0.105)	0.163 (0.145)	0.312*** (0.0561)	0.785** (0.337)
Educação dos pais			1.976*** (0.286)	
Constante	-24.45** (10.84)	-22.25 (62.12)	-7.779 (5.899)	-11.84 (59.14)
N	830	830	830	830
R2	0.485	0.547	0.764	0,477
adj. R2	0.479	0.542	0.761	
Teste F (p-valor)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0058
Hausman		30,72		22,75
p-valor(H)		0,0003		0,0068

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Erro padrão robusto em parênteses.

Níveis de significância: * p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01.

estimação em função de variável não observada que varia no tempo e erro de medida. Para evitar esses problemas nos estimadores, são feitas regressões para o sistema das equações (3) e (4). As últimas colunas apresentam os resultados do sistema das equações (3) e (4).

Primeiramente, a regressão de primeiro estágio, coluna (3), indica que a variável educação dos pais explica alterações na variável endógena de educação após controlar por demais fatores, entre eles o *background* familiar e os efeitos fixos municipais. Isso está de acordo com a literatura de retornos econômicos da educação discutida na metodologia. Além disso, o instrumento é forte, pois explica significativamente a variável educação, e o R^2 é alto, o que também indica uma boa especificação do modelo.

O teste de Hausman para a regressão do painel com VI também indicou o uso do método de EF com transformação *within*. A hipótese nula do teste de Hausman foi fortemente rejeitada, pois o valor do teste foi de 22,75, e o p-valor, menor que 1%. A estimativa do impacto da variável de educação na taxa de crime no modelo de EF com VI é -1,522 e consta na coluna (4). O coeficiente estimado da educação apresentou valor absoluto maior quando comparado com o resultado sem o uso da VI, o que indica a existência de viés de variável omitida que varia no tempo. O valor é maior do que o encontrado pelo método de EF em quase quatro vezes, um indicativo de que este último subestimou o verdadeiro impacto da educação. O efeito parcial reflete que localidades com uma diferença entre elas de 10p.p. na proporção da população municipal com mais de 15 anos que possui ao menos o ensino fundamental completo apresentariam 15 homicídios por 100 mil habitantes em média de diferença.

O aumento da dispersão do estimador de VI não é preocupante. Ao usar técnicas de variável instrumental, é esperado que o desvio padrão aumente. A regressão do segundo estágio utiliza os resíduos da primeira, que capturou variações exógenas da educação. Isso diminui variação a ser capturada

pelo estimador final. Apesar disso, o aumento da dispersão não tornou a variável estatisticamente não significativa. Esse resultado e a proporção da diferença nos estimadores são justificativas que corroboram o uso do instrumento educação dos pais como forma de controlar o viés de endogeneidade da educação na avaliação do impacto sobre os crimes.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo deste artigo, buscou-se entender a relação entre localidades mais educadas e existência de criminalidade. O foco residiu na análise em âmbito municipal do impacto da externalidade da educação sobre o crime, controlando a endogeneidade. Optou-se pela estratégia de dados agregados porque, embora uma grande parte da literatura enfatize a importância dos microdados, os dados do Censo brasileiro não favorecem essa abordagem. Ainda assim, como foi comentado, outra parte da literatura corrobora a ideia de dados agregados. Buscou-se então não entender a influência da educação pessoal na opção pela criminalidade do indivíduo, mas sim a influência de uma localidade onde mais pessoas são educadas sobre a criminalidade (capturada pela taxa de homicídios) dessa localidade. Além disso, a opção pela estratégia de identificação mostrou-se válida para controlar a variável endógena educação.

A hipótese inicial do trabalho era a de que no agregado a relação entre criminalidade e educação funcionaria de uma maneira similar a esta mesma relação na esfera individual proposta na teoria e corroborada por evidências, ou seja, negativamente. Sobre os resultados encontrados, deve-se salientar que a variável escolhida para medir crime, qual seja a taxa de homicídios, representa crimes violentos, ainda que tenha certa correlação com os ilícitos contra a propriedade e demais delitos contra a pessoa. Isso levanta ressalvas nos resultados, ao se pensar no impacto sobre os variados tipos de crime. A utilização das outras taxas de crime pode

demonstrar relações diferentes, uma vez que as interações e os canais da educação são diversificados. Essa hipótese, por sua vez, deve ser testada em trabalhos futuros.

Outra possibilidade não considerada nesse trabalho é que as análises espaciais, como a econometria espacial, poderiam capturar algum efeito de transbordamento nas localidades, dado que a noção de espaço é muito importante para as taxas de criminalidade e para as variáveis socioeconômicas, como a educação. Apesar de não utilizar a interpretação espacial, a estratégia de usar os efeitos fixos permitiu capturar parte dos efeitos da vizinhança, na medida em que os municípios são vizinhos permanentes. Porém, interações temporais e espaciais poderiam contribuir com novas informações, ampliando a interpretação do impacto da escolaridade no comportamento criminoso.

Isto posto, os resultados são robustos frente aos testes e às hipóteses consideradas. O modelo prevê que os crimes devem ser maiores em municípios com população menos escolarizada, um achado condizente com a teoria e os resultados de pesquisas empíricas feitas anteriormente em outras regiões. A evidência encontrada para os municípios baianos é a de que uma população mais educada tem mais incentivos para não cometer crimes. Logo, há um benefício social significativo da maior escolaridade da população que vai além de um retorno privado. A estratégia de identificação adotada seguiu técnicas já utilizadas na literatura de retornos econômicos da educação. Ela permitiu capturar o impacto da externalidade da educação, sobretudo referente aos homicídios, ao levar em consideração as influências de efeitos fixos municipais e da educação parental, um fator decisivo na opção pela educação.

Mensurar a magnitude da externalidade não foi o foco do trabalho, sobretudo devido à natureza dos dados. Essa é uma necessidade que deve ser buscada para aprimorar o esclarecimento desta relação e dar base às políticas públicas. Apesar disso, as evidências são suficientes para afirmar que o benefício gerado por esta externalidade, em termos

de vidas poupadas e de recursos econômicos, é importante e deve ser levado em conta como insumo para a tomada de decisões, sobretudo públicas, pelos *policy makers*.

Esse trabalho visa contribuir com a literatura de avaliação e análise de políticas públicas ao esclarecer uma relação entre dois temas sociais e econômicos de primeira importância. Apesar de não se debruçar especificamente sobre uma política pública, o estudo se dedica à compreensão da criminalidade no estado da Bahia, avaliando o impacto de uma variável socioeconômica de interesse público, a educação, ainda pouco estudada no país. As evidências também contribuem para decisões de política pública de segurança na medida em que o benefício público da educação gera externalidades positivas, seja diminuindo o número de potenciais criminosos ou a propensão ao envolvimento criminal em determinadas subpopulações, como o grupo de jovens.

O esclarecimento da existência de externalidade da educação sobre o crime aparenta ser uma contribuição significativa não apenas para o Brasil, mas principalmente para o estado da Bahia, uma vez que os índices de criminalidade desta região dispararam na última década. Os resultados contribuem para a compreensão dos determinantes da criminalidade no estado baiano, pois rejeitam o potencial paradoxo de que os ganhos socioeconômicos, especificamente os da educação, não teriam contribuído conforme esperado para a redução das taxas de crime. A análise dos determinantes da criminalidade no estado da Bahia deve ser repensada, pois sem os avanços na educação promovidos pelas diversas políticas públicas de diferentes níveis governamentais implantadas nas últimas décadas, provavelmente as taxas de crime seriam ainda maiores.

REFERÊNCIAS

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 2008.

- ARAUJO JUNIOR, A. F.; FAJNZYLBER, P. Crime e economia: um estudo das microrregiões mineiras. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 31, n. esp. p. 630-659, 2000.
- ASHENFELTER, O.; ZIMMERMAN, D. J. Estimates of the returns to schooling from sibling data: fathers, sons, and brothers. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 79, n. 1, p. 1-9, 1997.
- BEATO, C. C. *Crime e cidades*. Belo Horizonte: UFMG, 2012.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.
- _____. Crime and punishment: an economic approach. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 76, n. 2, p. 169-217, 1968.
- CALVÓ-ARMENGOL, A.; ZENOU, Y. Social networks and crime decisions: the role of social structure in facilitating delinquent behavior. *International Economic Review*, Philadelphia, PA, v. 45, n. 3, p. 939-958, 2004.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: arcabouços teóricos e resultados empíricos. *Revista de Ciências Sociais*, Rio de Janeiro, v. 47, n. 2, p. 233-269, 2004.
- EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *The Journal of Political Economy*, Chicago, PA, v. 81, n. 3, p. 521-565, 1973.
- _____. On the relation between education and crime. In: JUSTER, F. T. (Ed). *Education, income, and human behavior*. [S.l.]: NBER, 1975. p. 313-338.
- FEINSTEIN, L. *Quantitative estimates of the social benefits of learning 1: crime*. London: Institute of Education, 2002. (Wider benefits of learning research report n. 5).
- FEINSTEIN, L.; SABATES-AYSA, R. Education and youth crime: effects of introducing the education maintenance allowance programme. London: Institute of Education, 2005. (Wider benefits of learning research report n. 14).
- GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B. Why is there more crime in cities? *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 107, n. S6, p. 225-258, 1999.
- GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J. A. Crime and social interactions. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, MA, v. 111, n. 2, p. 507-548, 1996.
- HANSEN, K.; MACHIN, S. Spatial Crime Patterns and the Introduction of the UK Minimum Wage. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, [S.l.], v. 64, p. 677-697, 2002. Supplement.
- HARTUNG, G. C. *Ensaio em demografia e criminalidade*. 2009. xx f. Tese (Doutorado)- Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2009.
- ICHINO, A.; WINTER-EBMER, R. Lower and upper bounds of returns to schooling: an exercise in IV estimation with different instruments. *European Economic Review*, [S.l.], v. 43, n. 4, p. 889-901, 1999.
- KUME, L. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, PB, *Anais...* João Pessoa, PB: ANPEC, 2004.
- LEMKE, R. J.; RISCHALL, I. C. Skill, parental income, and IV estimation of the returns to schooling. *Applied Economics Letters*, [S.l.], v. 10, n. 5, p. 281-286, 2003.
- LEVITT, S. D. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effects of police on crime: Reply. *The American Economic Review*, Nashville, TN, v. 92, n. 4, p. 1244-1250, 2002
- LEVITT, S. D.; LOCHNER, L. The determinants of juvenile crime. In: GRUBER, J. (Ed.). *Risky behavior among youths: an economic analysis*. Chicago: University of Chicago Press, 2001. p. 327-374.
- LEVITT, S. D.; MILES, T. Economic contributions to the understanding of crime. *Annual Review of Law and Social Science*, [S.l.], v. 2, p. 147-164, 2006.
- LOCHNER, L. Education, work and crime: a human capital approach. *International Economic Review*, Philadelphia, PA, v. 45, n. 3, p. 811-843, 2004.
- _____. Education and crime. *University of Western Ontario*, Ontário, CA, v. 5, p. 8, 2007.
- _____. Education policy and crime. Cambridge, MA: NBER, 2010. (Working paper n. 15894).
- LOCHNER, L.; MORETTI, E. The effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. *The American Economic Review*, Nashville, TN, v. 94, p. 155-189, 2004.
- MACHIN, S.; MEGHIR, C. Crime and economic incentives. *Journal of Human Resources*, Madison, WI, v. 39, n. 4, p. 958-979, 2004.
- MACHIN, S.; MARIE, O.; VUJIĆ, S. The crime reducing effect of education. *The Economic Journal*, Oxford, UK, v. 121, n. 552, p. 463-484, 2011.
- MERLO, A. Introduction to economic models of crime. *International Economic Review*, Philadelphia, PA, v. 45, n. 3, p. 677-679, 2004.
- SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: evidências e controvérsias. *Revista Economia*, Brasília, v. 9, n. 2, 2008.

TROSTEL, P.; WALKER, I.; WOOLLEY, P. Estimates of the economic return to schooling for 28 countries. *Labour economics*, [S.l.], v. 9, n. 1, p. 1-16, 2002.

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

WAISELFISZ, J. J. Mapa da violência 2012: os novos padrões da violência homicida no Brasil. São Paulo: Instituto Sangari, 2011.

Artigo recebido em 15 de dezembro de 2013
e aprovado em 20 de fevereiro de 2014.

Contribuição dos recursos minerais e petrolíferos ao desenvolvimento econômico dos municípios baianos

Sydênia de Miranda Fernandes*

André Luis Mota dos Santos**

- * Mestre em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA) e graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Goiás (UFG). sydenia@gmail.com
- ** Doutor e mestre em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Campinas (Unicamp) e graduado em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). Professor adjunto do Departamento de Economia da UFBA e pesquisador do Grupo de Pesquisas em Economia Aplicada da UFBA. motaals@gmail.com

Resumo

Uma grande parcela dos municípios brasileiros possui significativas receitas de *royalties* minerais e/ou petrolíferos. Na Bahia, 144 municípios arrecadaram Compensação Financeira pela Exploração de Recursos Minerais (CFEM), e 269 receberam *royalties* em 2012. Em razão de não existir uma vinculação legal dessas receitas, há uma recomendação para que elas sejam utilizadas de maneira a garantir o bem-estar da população. O objetivo deste artigo é analisar se essas rendas provenientes de recursos naturais contribuíram para o desenvolvimento dos municípios baianos no período de 2005 a 2010. Não foi encontrada relação significativa entre os *royalties* petrolíferos e o índice Firjan de desenvolvimento municipal (IFDM). Por outro lado, uma relação negativa e significativa foi constatada entre a CFEM e o IFDM, corroborando o exposto pela literatura sobre a maldição dos recursos naturais.

Palavras-chave: Recursos não renováveis. Recursos naturais e desenvolvimento econômico.

Abstract

A large portion of the Brazilian municipalities has substantial revenues from mineral and/or petroleum royalties; on Bahia state, 144 e 269 municipalities grossed Compensação Financeira pela Exploração de Recursos Minerais (CFEM) e Royalties, respectively. Because of no legal binding of those revenues exist there is a recommendation that they be used in order to ensure the well being of the population. The aim of the study was to analyze whether these rents from natural resources contributed to the development in the municipalities baianos in the period 2005-2010. No statistic significant relationship between royalties and IFDM was found. On the other hand, a negative and significant relationship was found between CFEM and IFDM, corroborating the literature of the resource curse.

Keywords: Nonrenewable resources. Natural resources and development economical.

INTRODUÇÃO

As rendas geradas a partir de recursos naturais podem ser entendidas como uma receita extraordinária, algo “dado pela natureza”. A aplicação dessas rendas e suas consequências sobre o desenvolvimento econômico têm sido objeto de estudo de inúmeros trabalhos. Apesar das rendas extraordinárias serem, *a priori*, algo positivo, os resultados se mostram ambíguos: alguns países conseguiram obter efeitos favoráveis na sua economia ao se valer da exploração de recursos naturais; outros não.

Um dos trabalhos que é considerado um marco na literatura é o de Sachs e Warner (1995), que encontra uma correlação negativa entre abundância de recursos naturais e crescimento econômico, a chamada “maldição dos recursos naturais”. As razões para a falta de êxito podem ser creditadas a três canais principais, que podem estar relacionados: doença holandesa, volatilidade dos preços dos recursos e baixa qualidade institucional do país. Há também canais secundários associados.

O Brasil é um país rico em recursos naturais. A forma como a gestão pública percebe diretamente o benefício desses recursos é através dos *royalties*. No ano de 2012, 11 estados brasileiros receberam *royalties* petrolíferos, mais participações especiais, na ordem de aproximadamente R\$ 11 bilhões (UNIVERSIDADE CANDIDO MENDES, 2013). Os *royalties* minerais – a Compensação Financeira pela Exploração de Recursos Minerais (CFEM) – arrecadados em 2012 foram da ordem de R\$ 1,8 bilhão (BRASIL, 2013).

Os maiores arrecadadores de *royalties* em 2012 foram Rio de Janeiro, com uma participação de 76% em relação à arrecadação nacional, e Espírito Santo, com uma fatia de 14% (UNIVERSIDADE CANDIDO MENDES, 2013). Já no que diz respeito à CFEM, os dois maiores estados arrecadadores são Minas Gerais e Pará, com percentuais de 53% e 29%, respectivamente (BRASIL, 2013). A Bahia, por outro lado, mesmo sendo um dos cinco maiores

arrecadadores tanto de *royalties* petrolíferos quanto minerais, possui uma parcela de aproximadamente 2% em ambos. Embora a arrecadação esteja bastante concentrada em dois estados, o montante final recebido pela Bahia é significativo: R\$ 37 milhões em CFEM e R\$ 232 milhões em *royalties* e participações especiais¹.

Esses valores reafirmam a importância que tais rendas possuem para os entes federativos beneficiados com a exploração de petróleo e minerais. Se, de fato, tais rendas estão sendo destinadas à melhoria do bem-estar da população, coibindo a maldição dos recursos naturais, é algo a ser analisado. Dessa forma, o objetivo deste artigo é verificar se a população dos municípios é beneficiada com a existência dos recursos.

Alguns trabalhos têm sido desenvolvidos com o propósito de identificar o direcionamento das receitas dos recursos naturais, basicamente *royalties* de petróleo, como os estudos de Carnicelli e Postali (2012), Caselli e Michaels (2009), Postali e Nishijima (2011), Postali e Rocha (2009). Todos os resultados indicam que existe no Brasil um tipo de maldição dos recursos naturais, isto é, verificam-se distorções geradas pelas rendas dos recursos como, por exemplo, redução do esforço fiscal dos municípios e aumento do número de empregos públicos de maneira não produtiva. Isso sugere que a aplicação das rendas fiscais oriundas de recursos naturais gera incentivos “errados”, contrários aos objetivos de melhora do bem-estar geral da população. É o inverso do que deveriam proporcionar as políticas públicas bem elaboradas.

Além desta introdução, este trabalho contém mais cinco seções. A segunda seção descreve alguns aspectos fiscais relacionados à exploração de recursos naturais em solo brasileiro. A terceira fornece explicações para a maldição dos recursos naturais e indica uma regra de sustentabilidade como objetivo de política. Os dados e a estratégia

¹ Doravante, os dados de *royalties* estão acrescidos das participações especiais, quando estas existirem.

empírica são descritos na quarta seção. A escolha recai sobre o modelo de efeitos fixos. Os resultados são apresentados na quinta seção e sugerem uma maldição dos recursos nos municípios baianos. Na última seção são feitas as considerações finais.

ASPECTOS DA ARRECADAÇÃO DAS RENDAS PETROLÍFERAS E MINERAIS PELOS MUNICÍPIOS BAIANOS

No ordenamento jurídico brasileiro, recursos naturais, como minérios e petróleo, são considerados bens da União. A Constituição Federal de 1988, em seu Art. 20, § 1º, assegura aos órgãos da União, estados e municípios a participação no resultado da exploração de recursos naturais. A exploração é permitida através de contratos de concessão, em que as empresas exploradoras devem pagar uma parcela do faturamento à entidade governamental responsável, seja o Departamento Nacional de Produção Mineral (DNPM), no caso dos minérios, ou a Agência Nacional do Petróleo (ANP), no caso do petróleo.

A alíquota de *royalties* petrolíferos é de 10% sobre o valor bruto da produção mensal de petróleo. Além dos *royalties*, existem as participações especiais, que têm incidência apenas sobre campos de grande rentabilidade. Suas alíquotas variam entre 10% e 40%. Segundo a Lei do Petróleo (BRASIL, 1997), a distribuição dos *royalties* entre os entes federativos acontece da seguinte forma: 52,5% aos estados nos quais ocorre a produção; 15% aos municípios nos quais ocorre a produção; 7,5% aos municípios afetados pelas operações de embarque e desembarque de petróleo e gás natural; e 25% ao Ministério da Ciência e Tecnologia. Quando a lavra ocorrer em plataforma continental, a distribuição da arrecadação é diferente.

O *royalty* mineral – a Compensação Financeira pela Exploração de Recursos Minerais (CFEM) – possui uma alíquota de até 3% sobre o faturamento líquido resultante da venda. O montante da

alíquota depende do grupo da substância². Já a Lei nº 7.990/89 define que o percentual de distribuição da CFEM entre os entes federativos é de forma tal que os estados e Distrito Federal recebem 23%; os municípios produtores, 65%; e a União, 12%.

Segundo Postali e Nishijima (2011), antes da Lei do Petróleo, existia uma autorização para que as prefeituras aplicassem as receitas apenas para investimentos em energia, meio ambiente, saneamento e rodovias. Com a Lei do Petróleo, a aplicação dos *royalties* foi ampliada³, de maneira que a única vedação é a destinação de tais recursos para o pagamento de dívidas e para folha de pessoal. No que se refere aos *royalties* minerais, também não há uma vinculação, apenas uma recomendação do DNPM em seu sítio eletrônico⁴ para que “[...] sejam aplicados em projetos que direta ou indiretamente revertam em prol da comunidade local, na forma de melhoria da infraestrutura, da qualidade ambiental, da saúde e educação”.

As oportunidades de exploração de minerais têm crescido nos últimos anos no Brasil. Aparentemente, além das descobertas de novas jazidas, o aumento contínuo dos preços das *commodities* e o surgimento de novas tecnologias para extração são responsáveis por essa ampliação⁵. No caso do petróleo, as principais oportunidades estarão relacionadas à exploração da camada pré-sal. Na Bahia, novas possibilidades de exploração têm sido apontadas pela Companhia Baiana de Pesquisa

² A Lei no 7.990/89 – Brasil (1989) estabelece os grupos de alíquotas: i) 3% para minério de alumínio, manganês, sal-gema e potássio; ii) 2% para ferro, fertilizante, carvão e demais substâncias minerais, à exceção do ouro; iii) 0,2% para pedras preciosas, pedras coradas lapidáveis, carbonados e metais nobres; iv) 1% para ouro, quando extraído por empresas mineradoras, sendo os garimpeiros isentos.

³ A Lei no 12.858, que entrou em vigor dia 10 de setembro de 2013, dispõe sobre a destinação dos *royalties* petrolíferos e do gás natural para áreas de educação e saúde. Ficou estabelecido, dentre outras coisas, que, da parcela dos *royalties* e compensação financeira, 75% e 25% sejam destinados para educação e saúde, respectivamente. Importante ressaltar que essa vinculação (apenas sobre novos contratos de exploração a partir de 3 de dezembro de 2012) não fica imposta apenas sobre as receitas da União, mas também sobre as dos estados, Distrito Federal e municípios.

⁴ www.dnpm.gov.br

⁵ Mais recentemente, porém, os preços mundiais sofreram quedas significativas por conta da crise de 2008/2009 e da desaceleração das economias em desenvolvimento em 2013.

Mineral (CBPM). Em relação aos *royalties* de petróleo e gás, os acontecimentos mais recentes estão relacionados ao campo de Manati (produção de gás não associado e condensado)⁶. A Figura 1 apresenta a evolução da arrecadação dessas duas receitas a partir de 2004 no estado.

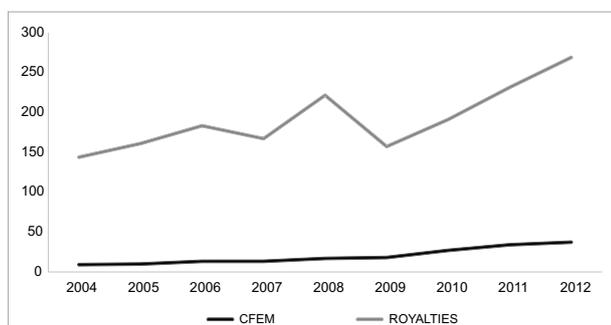


Figura 1
Evolução da arrecadação de *royalties* e CFEM pelo estado da Bahia
(bilhões R\$)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Departamento Nacional de Produção Mineral – Brasil (2012) e Universidade Candido Mendes (2013).

Ainda em 2012, dos 417 municípios baianos, 144 arrecadaram CFEM, e 269 receberam *royalties*. No mesmo ano, 77 municípios baianos obtiveram ambas as receitas. A Tabela 1 apresenta os municípios com maiores arrecadações de CFEM e de *royalties*.

O município de Itagibá, maior arrecadador de CFEM, possui uma população de aproximadamente 15 mil habitantes. Toda a sua arrecadação foi devida à exploração de minério de níquel, com um valor de produção de cerca de R\$ 604 milhões. São Francisco do Conde, maior arrecadador de *royalties*, tem uma população de 36 mil habitantes. Em 2008, foi o município brasileiro com maior PIB per capita. Por outro lado, o índice de desenvolvimento municipal (IFDM) calculado pela Federação das Indústrias do Rio de Janeiro (Firjan) aponta um desenvolvimento moderado nos subíndices IFDM saúde e IFDM educação em ambos os municípios. O IFDM emprego também é moderado em Itagibá, embora seja consideravelmente elevado em São Francisco do Conde.

MALDIÇÃO DOS RECURSOS NATURAIS E REGRAS DE ALOCAÇÃO INTERTEMPORAL

A abundância de recursos naturais não é um indicador de que determinada economia irá crescer e se desenvolver. Existem diversos fatos estilizados sobre como os recursos naturais tornam-se uma bênção, como é o caso das experiências dos Estados

Tabela 1
Dez municípios com maior arrecadação de CFEM e *royalties* – Bahia – 2012

Município	CFEM	Município	Royalties
1 Itagibá	R\$ 10.390.362,63	1 São Francisco do Conde	R\$ 39.068.386,01
2 Jacobina	R\$ 4.457.831,06	2 Madre de Deus	R\$ 36.750.945,90
3 Barrocas	R\$ 2.068.498,63	3 Esplanada	R\$ 13.451.735,83
4 Jaguarari	R\$ 3.462.242,36	4 Pojuca	R\$ 12.170.531,32
5 Curaçá	R\$ 2.459.913,30	5 Alagoinhas	R\$ 8.962.871,86
6 Andorinha	R\$ 2.249.610,81	6 São Sebastião do Passé	R\$ 8.006.543,81
7 Brumado	R\$ 1.734.045,58	7 Entre Rios	R\$ 7.972.025,98
8 Salvador	R\$ 1.443.935,50	8 Candeias	R\$ 7.597.140,04
9 Campo Formoso	R\$ 994.645,65	9 Cairu	R\$ 7.397.994,99
10 Araci	R\$ 365.923,15	10 Araçás	R\$ 6.464.619,56

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Departamento Nacional de Produção Mineral – Brasil (2012) e Universidade Candido Mendes (2013).

⁶ A produção em Manati iniciou-se em janeiro de 2007, e a ANP aprovou a ampliação de seu plano de desenvolvimento em junho de 2012.

Unidos, Canadá, Noruega, Botsuana, Chile, Malásia e Tailândia, mas também como os recursos se transformam numa maldição, a exemplo da experiência da Nigéria e de vários outros países da África. Esses fatos são descritos principalmente por Sala-i-Martin e Subramanian (2003), Shaxson (2005), Sarraf e Jiwnji (2001), Ploeg (2010), Auty (2000) e Larsen (2005).

É possível resumir os canais de transmissão da maldição dos recursos naturais em três: doença holandesa, volatilidade e instituições. A doença holandesa é um processo de desindustrialização com apreciação da taxa real de câmbio. Esse termo, possivelmente formulado pela revista *The Economist* em 1977, decorre da experiência de desindustrialização vivida pela Holanda nos anos 1960, ao se tornar uma grande produtora e exportadora de gás natural.

A desindustrialização é caracterizada pela queda no emprego industrial. Caso esse desemprego seja devido a um progresso técnico na indústria, o chamado desemprego estrutural, esse processo é considerado positivo. Contudo, esse não é o caso da desindustrialização característica da doença holandesa, que se faz com perda de importância do setor industrial. Sachs e Warner (1995) salientam que, quando a economia sofre um *boom* em razão da descoberta de recursos, por exemplo, a tendência é que o setor industrial se contraia, e o setor de não comercializáveis se expanda. Isso porque a alocação de trabalho e capital para o setor industrial será tanto menor quanto maior for a dotação de recursos naturais, pois maior será a demanda por bens não comercializáveis. É normal que a produção de bens comercializáveis esteja concentrada nos recursos naturais quando esses são abundantes, e assim o trabalho e capital são absorvidos pelo setor de não comercializáveis.

A utilização de modelos de doença holandesa para explicar a maldição dos recursos naturais é bastante conhecida e frequentemente observada.

A desindustrialização é caracterizada pela queda no emprego industrial

Outros autores, todavia, como é o caso de Hausmann e Rigobon (2002), entendem que os recursos podem levar à apreciação da taxa real de câmbio e à desindustrialização, mas isso não é um motivo para que um país cresça mais lentamente que outro pelo simples fato de possuir um recurso natural. A falta de dinamismo do setor exportador de recursos naturais poderia constituir-se numa explicação melhor para o problema. Mas também, nesse caso, se esperaria que, quando o setor de recursos se retraísse, o setor industrial se expandisse, fazendo a economia crescer, enquanto que, durante a expansão do setor de recursos, o setor industrial teria uma piora no desempenho, prejudicando o crescimento do país como um todo. Se isso valesse, a década de 1980 seria uma época de grande crescimento para os exportadores de recursos que sofreram um declínio nas suas exportações, a exemplo da Venezuela. Ao contrário, o que se observou nesse país foi um baixo crescimento econômico, apesar do declínio nas suas exportações.

Portanto, a doença holandesa, embora esteja relacionada à maldição dos recursos naturais, não parece ser seu determinante. Às vezes, essa característica é colocada de outra forma: como acontece em modelos do tipo Heckscher-Ohlin (modelos de doença holandesa são do tipo Heckscher-Ohlin), a especialização provocada pelo *boom* de um setor deve gerar ganhos assegurados pelas vantagens comparativas. Se a especialização é ruim, isso deve estar relacionado às características dos produtos em que a economia se especializou. Um motivo pode ser a volatilidade de preços e receitas.

Como a renda dos recursos naturais apresenta alta volatilidade, a doença holandesa pode levar à inconstância da taxa de câmbio real, que prejudica o crescimento. A economia se torna mais instável à medida que uma menor variedade de bens e serviços é produzida, de forma que mais elevada deve ser a taxa de juros, fazendo com que o setor de

comercializáveis se contraia até que desapareça (PLOEG, 2010). Parece ser evidente o ciclo vicioso: se a dependência das rendas dos recursos for alta, significando uma economia pouco diversificada, o setor industrial da economia se retrairá, ou seja, os efeitos da desindustrialização serão altos, aumentando as consequências da volatilidade. A evidência a respeito tem sido, porém, mista. Os resultados encontrados por Gylfason, Herbertsson e Zoega (1999), por exemplo, sugerem que a doença holandesa se manifesta principalmente através do nível da taxa de câmbio real, e não tanto pela sua variabilidade. Então, a volatilidade cambial pode ser um canal de transmissão da maldição de recursos distinto da doença holandesa.

Há outras questões relacionadas. Uma delas refere-se ao sistema financeiro. Se ele for bem desenvolvido, os investimentos de longo prazo serão contracíclicos, o que atenuará a volatilidade do produto e do câmbio. Por outro lado, a volatilidade é ampliada se o investimento for pró-cíclico, uma característica de um sistema financeiro imperfeito. Os efeitos dessa imperfeição recaem sobre diversas variáveis macroeconômicas, como investimento e crescimento. É possível contornar a situação por meio de políticas governamentais de estabilização e poupança, de maneira a minimizar as imperfeições. Mas políticas inadequadas podem piorar a situação.

Além disso, se a economia é especializada, as receitas fiscais dependem primordialmente das arrecadações ligadas à exploração dos recursos naturais. Isso acaba fazendo com que a política fiscal seja pró-cíclica. Nos momentos de crise internacional, caem a procura por *commodities*, as receitas dos produtores e as receitas fiscais associadas. Então, os governos das economias abundantes em recursos, que tendem a fazer políticas fiscais expansionistas nos momentos de *boom* dos preços e receitas, não podem, na crise, utilizar a

política fiscal para estabilizar o produto. A volatilidade das receitas torna o produto mais instável também por meio da política fiscal.

A volatilidade cambial pode ser um canal de transmissão da maldição de recursos distinto da doença holandesa

De acordo com Shaxson (2005), a criação de fundos soberanos de recursos naturais (para suavizar os padrões de gastos ou para uma poupança de longo prazo) e de mercados de risco para recursos (uma segurança contra quedas abruptas e inesperadas dos preços), a redução da dependência dos recursos através da diversificação da economia e o controle da política fiscal podem reduzir os efeitos negativos da volatilidade. A criação de fundos, todavia, não é necessariamente uma solução apropriada para os problemas fiscais enfrentados pelos países. Isso porque a efetividade dos fundos está diretamente relacionada ao motivo que impede a efetividade das políticas fiscais. Uma razão pode ser a capacidade institucional fraca do país. Instituições fracas podem fazer com que fundos soberanos sejam “invadidos” (SALA-I-MARTIN; SUBRAMANIAN, 2003). A qualidade das instituições também tem influência sobre o impacto que o desenvolvimento do mercado financeiro tem sobre a volatilidade.

Acemoglu e Robinson (2010) afirmam que a causa fundamental das diferenças de crescimento e desenvolvimento entre os países está no papel desempenhado pelas instituições, notadamente as econômicas, que são escolhas coletivas que modelam os incentivos para os agentes econômicos na sociedade. Nessa abordagem, o subdesenvolvimento, conseqüentemente, é decorrente de instituições econômicas ruins. Muitos trabalhos empíricos reafirmam a importância das instituições para explicar as diferenças no crescimento econômico entre os países. Os resultados de Mehlum, Moene e Torvik (2006), Isham e outros (2005), Sala-i-Martin e Subramanian (2003), por exemplo, sugerem que a capacidade de a abundância de recursos naturais gerar uma bênção ou maldição está relacionada à qualidade das instituições.

Um modo de agir frequentemente associado a instituições ruins é o comportamento *rent-seeking*, que pode se ampliar com a renda dos recursos. De acordo com Torvik (2002), os modelos de comportamento *rent-seeking* consideram que as rendas de recursos são facilmente apropriadas, o que leva ao suborno, à corrupção e à distorção nas políticas econômicas. Há outras questões relacionadas, como a diversidade étnica de um país – um motivo para guerras civis que exaurem rapidamente os recursos com o objetivo de gerar a maior quantidade de renda no menor tempo possível, porque o grupo que está no poder pode ser deposto por outro rival.

Evidentemente, em muitos casos, o comportamento *rent-seeking* está relacionado à característica não renovável do recurso. Uma diferença substancial entre um recurso não renovável e outro renovável é que o primeiro é um “ativo estéril”, isto é, na melhor das hipóteses, o estoque do ativo pode permanecer constante, mas nunca aumentar. Dessa forma, o único estado estacionário seria aquele em que não há nenhuma extração (GRAFTON et al., 2004), o que não tem sentido econômico. Com a expectativa de redução do estoque, deve haver um ritmo de crescimento ótimo para a extração do recurso.

A regra mais simples para extração ótima de recursos não renováveis é devida a Hotelling (1931). Segundo ela, o preço de um recurso exaurível deve crescer até uma taxa igual à taxa de juros. Se inexistirem ganhos ao se alterar a taxa de extração entre períodos, então o valor presente de uma unidade extraída deve ser igual em todos os períodos. Para esse valor presente ser o mesmo em todos os períodos, a taxa de desconto deve estar crescendo exatamente como a taxa juros (DEVARAJAN; FISHER, 1981). Além disso, como o processo de maximização intertemporal se refere ao benefício líquido associado à atividade de extração (os benefícios brutos gerados pela extração,

ou seja, a receita da extração e venda do recurso, e pela posse do estoque, ou seja, os ganhos de capital, menos os custos de extração), o preço em cada período de tempo será maior que o custo marginal de produção, porque o proprietário da jazida é compensado pela redução de seu valor quando avança a extração do recurso. Essa diferença entre preço e custo marginal, frequentemente chamado de custo de uso, gera a renda de Hotelling.

No caso extremo de se esgotar um recurso não renovável, o impacto sobre a sociedade dependerá da tecnologia de produção e da utilização do recurso como insumo produtivo. Se existe substituto para o recurso, então a demanda apenas se deslocará para o outro recurso; se não existe um substituto e a quantidade disponível do recurso se reduz, os preços apresentarão uma rápida elevação. Entretanto, não se espera que, realisticamente, isso aconteça, pois a tendência é que o esgotamento de um recurso seja seguido pela produção de um produto substituto (HARTWICK; OLEWILER, 1986). Pelo menos, espera-se que sociedades organizadas sejam capazes de fazer tal substituição, garantindo sustentabilidade econômica.

Hartwick (1977) forneceu uma das condições que ligam as rendas dos recursos à sustentabilidade econômica. Os benefícios adquiridos a partir da exploração de recursos naturais deveriam, segundo ele, ser revertidos em bens sociais para gerações futuras. Considerando o fato estilizado de um país com apenas um recurso não renovável e sem fontes de recursos para investimento, ele demonstrou que, mesmo um país nesta situação limite, é capaz de manter um nível de consumo per capita constante indefinidamente. No entanto, para que isso ocorra, é necessário que se invista a renda de Hotelling em capital reprodutível físico e/ou humano.

Este resultado ficou conhecido na literatura como regra de Hartwick. Ela prescreve que uma

Mesmo um país nesta situação limite, é capaz de manter um nível de consumo per capita constante indefinidamente

sociedade deve usar parte da renda de seus recursos para financiar a diversificação da economia com o objetivo de compensar a depreciação de seu capital natural, que não poderá mais sustentar o seu consumo quando houver exaustão total do recurso. Caso a renda de Hotelling seja consumida, haverá uma inevitável queda no bem-estar da sociedade, decorrente da sua incapacidade de sustentar o nível do consumo per capita ao longo do tempo, já que isso implica que os recursos naturais não foram repostos na forma de outros tipos de capital necessários para sustentar a produção e o consumo. Portanto, a regra estabelece o mecanismo pelo qual as gerações futuras também poderão usufruir da disponibilidade do recurso natural que estará exaurido no período de suas vidas.

Dessa forma, a regra de Hartwick é considerada por muitos como, basicamente, uma regra de sustentabilidade. Ploeg (2010) acredita ser ela um guia pragmático de desenvolvimento sustentável. Uma característica comum entre as regras de sustentabilidade é que o valor do capital total ao longo do tempo deve permanecer constante (WILTHAGEN, 1996). Isso significa que o capital natural, à medida que se exaure, deve ser substituído por outra forma de capital.

O conceito de poupança genuína (poupança interna bruta – consumo de capital fixo + despesas de educação –, esgotamento dos recursos energéticos, dos recursos minerais e das florestas e danos causados por emissões de CO₂) criado pelo Banco Mundial está certamente associado à regra de Hartwick para países abundantes em recursos naturais. Ploeg (2010) observa que, se a regra fosse seguida por países ricos em recursos naturais, alguns deles não seriam tão dependentes desses recursos como são hoje. Não seguir a regra, possuindo taxas de poupança genuína negativas, pode ter a ver com a baixa qualidade institucional,

corrupção e comportamento *rent-seeking*⁷. O caso extremo, mas real, em que determinado grupo étnico está no poder, mas sabe que permanecerá lá por tempo determinado, deve incluir uma regra ótima para tal grupo que difere da regra de Hartwick.

Havendo compromisso por parte dos governantes locais com as gerações futuras, alguma regra de sustentabilidade deve se refletir em indicadores de desenvolvimento

ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Embora no Brasil haja registros de conflitos relacionados a recursos naturais, eles não tomam a dimensão de embates civis, como em alguns países africanos sobre os quais tem recaído o principal interesse da literatura que tenta estabelecer as relações entre diversidade étnica, conflitos e abundância de recursos naturais. Por outro lado, o efeito de outras formas de comportamento *rent-seeking*, da qualidade institucional e da corrupção tem sido objeto de estudo recente para municípios brasileiros. A ideia simples é que, havendo compromisso por parte dos governantes locais com as gerações futuras, alguma regra de sustentabilidade deve se refletir em indicadores de desenvolvimento. Se isso não acontece, o motivo pode estar relacionado a instituições ruins, corrupção e comportamento *rent-seeking*.

Postali e Nishijima (2011), por exemplo, investigam o efeito dos *royalties* do petróleo e gás sobre o desenvolvimento municipal, através de indicadores sociais. Para alcançar esse objetivo, sua estratégia consiste em, através de um indicador relativo do índice de desenvolvimento municipal (IFDM), verificar como as receitas petrolíferas afetam a distância do IFDM em relação à média nacional. Suas variáveis de controle são PIB per capita, população, *royalties*

⁷ Mas há também a possibilidade de antecipação de tempos melhores. Ploeg (2010) indica que, caso se espere um aumento na taxa de crescimento do preço do recurso ou mesmo na taxa de progresso tecnológico da extração, o esgotamento do recurso será postergado, o que significa que o país poupará uma quantia menor que a renda marginal do recurso, havendo a possibilidade de poupança genuína negativa.

e uma *dummy* de grandes beneficiários (municípios que receberam um valor de *royalties* per capita igual ou superior a R\$ 1.000).

A estratégia aqui é semelhante, embora distinta em alguns aspectos. Além de a amostra estar restrita aos municípios baianos, as rendas analisadas foram ampliadas, isto é, além dos *royalties* do petróleo, busca-se analisar o comportamento também da CFEM (*royalty* mineral) sobre os indicadores de desenvolvimento. Além disso, utiliza-se um índice absoluto, e não relativo, como fazem Postali e Nishijima (2011). A estrutura básica do modelo é a seguinte:

$$IFDM = f(\text{PIB}, \text{População}, \text{CFEM}, \text{Royalty})$$

Todas as variáveis monetárias são utilizadas em valores per capita. A variável dependente é o índice de desenvolvimento municipal (IFDM). As publicações do índice estão disponíveis para os anos de 2000 e 2005 a 2010, o que constitui a razão da escolha do período amostral do modelo. O quadro abaixo mostra os principais componentes do IFDM.

Cada um dos índices acima é considerado com igual ponderação para o cálculo do IFDM agregado. O resultado é dividido entre baixo desenvolvimento municipal (0 a 0,4), desenvolvimento municipal regular (0,4 a 0,6), desenvolvimento municipal moderado (0,6 a 0,8) e desenvolvimento municipal alto (0,8 a 1,0). A variável PIB municipal é inserida no modelo para controlar a capacidade fiscal do município, e a variável população tem o papel de controlar o tamanho do município.

A equação básica estimada é a seguinte:

$$\ln(IFDM)_{it} = \beta_0 + \beta_1 (Royalties\ per\ capita)_{it} + \beta_2 (CFEM\ per\ capita)_{it} + \beta_3 \ln(PIB\ per\ capita)_{it} + \beta_4 \ln(população)_{it} + c_i + u_i$$

Além desse modelo básico, são testadas *dummies* adicionais para beneficiários de CFEM e de *royalties*⁸.

⁸ Todos aqueles municípios que receberam acima da média per capita (valores disponíveis nas estatísticas descritivas) foram considerados beneficiários.

IFDM – emprego e renda
Geração de emprego formal
Estoque de emprego formal
Salários médios do emprego formal
IFDM – educação
Taxa de matrícula na educação infantil
Taxa de abandono
Taxa de distorção idade-série
Percentual de docentes com ensino superior
Média de horas-aula diárias
Resultado IDEB
IFDM – saúde
Número de consultas pré-natal
Óbitos por causas mal definidas
Óbitos infantis por causas evitáveis
Quadro 1
Componentes do IFDM

Fonte: Firjan (2013).

O efeito individual C_i pode ser analisado como um efeito fixo ou aleatório. Como demonstrado por Wooldridge (2002), a estrutura de efeitos aleatórios considera uma correlação nula entre as variáveis explanatórias e os efeitos não observados, enquanto a estrutura de efeitos fixos significa permitir uma dependência arbitrária entre esse efeito não observado e as variáveis explanatórias. A escolha entre a estimação por efeito fixo ou por efeito aleatório está relacionada à existência ou falta de correlação do efeito não observado com os regressores. O teste de Hausman é uma ferramenta de escolha entre os métodos: sendo o estimador de efeitos fixos consistente e o estimador de efeitos aleatórios inconsistente na presença de autocorrelação, uma diferença significativa entre os coeficientes dos dois métodos é interpretada como um indício contra o método de efeitos aleatórios (WOOLDRIDGE, 2002).

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas dos valores das variáveis do modelo para os municípios que recebem e os que não recebem a CFEM. O grupo dos que recebem possui cerca de um terço

Tabela 2
Estatísticas descritivas das variáveis do modelo separadas por arrecadadores e não arrecadadores da CFEM – Bahia

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Não arrecadadores (CFEM)					
IFDM	1905	0,4881	0,0634	0,2933	0,7469
IFDM emprego	1907	0,3189	0,1058	0	0,8955
IFDM educação	1907	0,5170	0,0809	0,2735	0,7625
IFDM saúde	1907	0,6282	0,0807	0,3609	0,9475
CFEM per capita	1907	-	-	-	-
Royalty per capita	1907	13,58	92,41	0	1.608,33
PIB per capita	1907	5811,33	16.080,58	964,76	300.980,75
População	1907	19.224,30	14.012,50	2.612	141.949
Arrecadadores (CFEM)					
IFDM	594	0,5360	0,0789	0,2928	0,7697
IFDM emprego	595	0,4043	0,1556	0	0,9663
IFDM educação	595	0,5439	0,0765	0,3122	0,7170
IFDM saúde	595	0,6594	0,0820	0,4234	0,9239
CFEM per capita	595	3,99	18,97	0,0000152	225,48
Royalty per capita	595	6,92	58,27	0	1.257,25
PIB per capita	595	8.365,76	9.535,78	2.001,97	75.611,75
População	595	81.247,45	286.600,50	3.886	2.998.056

Fonte: Elaboração própria (2013).

Tabela 3
Estatísticas descritivas das variáveis do modelo separadas por arrecadadores e não arrecadadores de royalties – Bahia

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Não arrecadadores (royalties)					
IFDM	1033	0,4931	0,0672	0,2928	0,7095
IFDM emprego	1036	0,3235	0,1121	0	0,8606
IFDM educação	1036	0,5190	0,0813	0,2782	0,7381
IFDM saúde	1036	0,6363	0,0892	0,4234	0,9475
CFEM per capita	1036	1,66	12,39	0	198,15
Royalty per capita	1036	-	-	-	-
PIB per capita	1036	5.366,83	5.361,01	1.713,95	63.926,40
População	1036	22.948,61	26.178,59	2.612	243.896
Arrecadadores (royalties)					
IFDM	1466	0,5040	0,0722	0,2933	0,7697
IFDM emprego	1466	0,3503	0,1322	0	0,9663
IFDM educação	1466	0,5265	0,0802	0,2735	0,7625
IFDM saúde	1466	0,6351	0,0766	0,3609	0,9182
CFEM per capita	1466	0,4494	6,46	0	225,48
Royalty per capita	1466	20,48	111,03	0,0029	1.608,33
PIB per capita	1466	7.162,21	18.806,22	964,76	300.980,80
População	1466	41.765,5	184.715,70	2.973	2.998.056

Fonte: Elaboração própria (2013).

a menos de observações quando comparado àqueles que não recebem.

Os municípios que recebem a CFEM, em média, possuem indicadores de desenvolvimento superiores àqueles que não recebem, bem como PIB per capita e população. A média de recebimento da CFEM é baixa, cerca de R\$ 4, enquanto a média de *royalties* é superior no grupo de não beneficiários. O maior recebimento da CFEM foi do município de Itagibá em 2010: um valor per capita em torno de R\$ 225 (R\$ 3,5 milhões para uma população de aproximadamente 15 mil habitantes). Já o maior IFDM agregado (2010) foi de Salvador. Camaçari obteve o maior IFDM emprego (2005); Irecê, o maior IFDM educação (2010); Campo Alegre de Lourdes, o maior IFDM saúde (2010). No outro extremo, Santa Luzia obteve o pior desempenho no IFDM agregado (2006) e no IFDM emprego (2006); Piripá teve o mais baixo IFDM educação (2006); Boquira, o mais baixo IFDM saúde (2006). Nenhum desses municípios recebeu CFEM nesse ano.

A Tabela 3 apresenta estatísticas descritivas dos municípios que arrecadaram *royalties* e dos que não arrecadaram. Diferentemente do que acontece com o recolhimento da CFEM, o grupo de municípios que recebem rendas derivadas da exploração de petróleo é cerca de 40% maior que o grupo que não recebe.

A média de *royalties* recebidos per capita é cerca de R\$ 20. Em geral, os índices de desenvolvimento dos beneficiários são maiores. O PIB per capita médio e a população média também são maiores no grupo de beneficiários. O município com a maior parcela de *royalties* recebida foi Madre de Deus (2006), com *royalties* per capita de R\$ 1.608,33 (um total de R\$ 22.737.004,02). Dentre os municípios que receberam *royalties*, Salvador obteve o maior IFDM agregado (2010); Camaçari, o maior IFDM emprego (2005); Amélia Rodrigues, o maior IFDM educação (2010); Camamu, o maior IFDM saúde (2009). O *ranking* de pior desempenho é composto por Santa Brígida, que obteve o pior IFDM agregado (2005); Saubara, o pior IFDM emprego (2008); Maiquinique,

o pior IFDM educação (2006); Lamarão, o pior IFDM saúde (2007). Nenhum desses municípios recebeu *royalties* nos anos citados.

RESULTADOS

Para avaliar se a CFEM e os *royalties* possuem algum impacto sobre os indicadores de desenvolvimento municipal, utilizou-se um painel estático. O teste de Hausman foi usado como critério de escolha do melhor método de estimação. O teste rejeitou uma diferença significativa entre os coeficientes estimados por efeitos fixos e por efeitos aleatórios, apontando que o efeito não observado está correlacionado com os regressores. A Tabela 4 apresenta os resultados do modelo utilizando três métodos de estimação.

Os melhores resultados, em termos de sinal esperado e significância estatística da variável, são aqueles obtidos através da estimação por MQO *Pooled*, mas esse método ignora a existência de efeitos não observados. Os resultados estimados por efeitos aleatórios também estão próximos do esperado, com coeficientes positivos e significativos para as variáveis PIB per capita e população, ainda que as variáveis de interesse não apresentem nenhuma significância. Já o método de efeitos fixos gerou resultados inesperados, com PIB per capita e população com coeficientes negativos. Contudo, o teste de Hausman aponta a escolha pelo método de efeitos fixos. Em razão disso, são realizadas cinco diferentes estimações por efeitos fixos. Os resultados são apresentados na Tabela 5⁹.

A primeira estimação testa apenas o efeito dos *royalties*, variável que não se mostra significativa. A terceira estimação acrescenta uma *dummy* de beneficiários, que não apresenta significância estatística. Já a segunda estimação testa apenas o efeito da CFEM, variável que também não apresenta significância. A quarta estimação acrescenta uma

⁹ Os resultados para as dummies anuais não são apresentadas na tabela.

Tabela 4
Resultados das estimações para a variável IFDM – Bahia

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão
PIB per capita	0,094785*** (0,00426)	0,082611*** (0,00665)	-0,011695 (0,01479)
Royalties per capita	0,000088*** (0,00002)	0,000083** (0,00004)	0,000090 (0,00007)
CFEM per capita	0,000927*** (0,00021)	0,000458* (0,00024)	0,000475 (0,00029)
População	0,047063*** (0,00270)	0,046545*** (0,00467)	-0,05989*** (0,01770)
Dummy 2006	0,0074058 (0,00683)	0,0077824 (0,00476)	0,010098** (0,00471)
Dummy 2007	0,056668*** (0,00684)	0,057956*** (0,00480)	0,06797*** (0,00495)
Dummy 2008	0,080893*** (0,00684)	0,082190*** (0,00479)	0,09499*** (0,00504)
Dummy 2009	0,115243*** (0,00685)	0,117115*** (0,00484)	0,13484*** (0,00537)
Dummy 2010	0,140515*** (0,00691)	0,143848*** (0,00499)	0,16663*** (0,00584)
Constante	-2,039506*** (0,0354678)	-1,932037*** (0,06345)	-0,09516 (0,26680)
Observações	2499	2499	2499
R2	0,4944	0,4920	0,4820

Fonte: Elaboração própria (2013).

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%.
Desvio padrão entre parênteses.

dummy de beneficiários. Com ela, tanto a própria *dummy* quanto a CFEM são significativas. Por fim, a quinta estimacão testa todas as variáveis conjuntamente. Nesse caso, a CFEM e a *dummy* de beneficiários da CFEM foram significativas a 5%, enquanto a variável *royalties* e a *dummy* de beneficiários de *royalties* não apresentam significância. Em todas as estimacões, a variável população tem um coeficiente negativo e significativo.

Uma razão possível para esse resultado inesperado da variável população é a própria qualidade institucional dos municípios baianos. Uma grande parcela do desenvolvimento municipal depende de investimentos públicos, e quanto maior a população do município, mais elevado é o nível da receita pública; maior, portanto, deve ser o investimento público. Se os maiores

municípios baianos não estão investindo, o problema recai sobre a atuação da gestão pública. Além disso, estando previstos investimentos no orçamento, isso não significa que estes serão realizados de maneira desejável, ou seja, direcionados para atividades produtivas, acúmulo de capital físico ou humano e outras formas de melhoria do bem-estar social.

A estimacão V é a que apresenta melhor ajuste. Um coeficiente negativo para a variável *dummy* CFEM significa que municípios beneficiários têm pior IFDM *ceteris paribus*. Um coeficiente positivo para a variável CFEM significa que, embora ser beneficiário seja algo negativo para o desenvolvimento municipal, um maior volume de transferências tem impacto positivo.

A estimacão V 5 é replicada para os índices desagregados. Os resultados são apresentados na Tabela 6.

Os coeficientes das variáveis PIB e população apresentaram os sinais esperados apenas quando a variável dependente é o IFDM emprego, ainda que não sejam significativos. Para os demais índices, tanto PIB quanto população têm coeficientes negativos, contrários ao esperado.

O resultado mais relevante da Tabela 6 diz respeito ao IFDM emprego. O fato de ser município beneficiário de CFEM implica um impacto negativo sobre o índice de emprego a uma significância de 5%. A literatura sobre a maldição de recursos naturais tem ressaltado que um aumento das rendas fiscais municipais associadas à exploração de recursos faz com que muitos indivíduos prefiram que o gestor ofereça, através desses recursos adicionais, vagas não produtivas na administração municipal, em vez de utilizar os recursos para a construção de capital, como, por exemplo, uma escola. Embora para pequenos municípios baianos o grande empregador seja a administração pública, isso não é verdade para todos os municípios beneficiários de CFEM¹⁰. O IFDM também leva em conta o emprego em qualquer lugar. O fato também não pode ser interpretado

¹⁰ A CFEM não pode ser utilizada para pagamento de pessoal, mas isso não significa que ela não faça isso indiretamente, por aumentar a capacidade de pagamento total do município.

Tabela 5
Resultados das estimações testando cada tipo de *royalty* (mineral e petrolífero) – Bahia

IFDM	I	II	III	IV	V
PIB per capita	-0,007095 (0,01452)	-0,0078724 (0,01443)	-0,00685 (0,01470)	-0,009177 (0,014442)	-0,012949 (0,01498)
População	-0,05688*** (0,01761)	-0,0566*** (0,01749)	-0,0566*** (0,01779)	-0,0574*** (0,01748)	-0,0605*** (0,01788)
<i>Royalties</i> per capita	0,0000854 (0,00007)		0,000087 (0,00007)		0,000093 (0,00007)
CFEM per capita		0,000460 (0,000294)		0,000738** (0,000323)	000754** (0,00032)
<i>Dummy</i> CFEM				-0,04441** (0,021493)	-0,04464** (0,02149)
<i>Dummy royalties</i>			-0,003364 (0,030857)		-0,001561 (0,03083)
Constante	-0,1628601 (0,26359)	-0,157642 (0,261498)	-0,167509 (0,267082)	-0,138857 (0,261450)	-0,077525 (0,27042)
Observações	2499	2499	2499	2499	2499
R2	0,4813	0,4816	0,4813	0,4827	0,4831

Fonte: Elaboração própria (2013).

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%.
Desvio padrão entre parênteses.

Tabela 6
Resultado das estimações para os índices desagregados – Bahia

Variáveis	IFDM emprego	IFDM educação	IFDM saúde
PIB per capita	0,0138433 (0,05438)	-0,0353333** (0,0156281)	-0,0191452 (0,0149396)
População	0,0617719 (0,06489)	0,1648698*** (0,0186442)	-0,0403627** (0,0178229)
<i>Royalties</i> per capita	0,0002313 (0,00028)	0,0000712 (0,0000832)	-0,0000179 (0,0000796)
CFEM per capita	0,0018734 (0,00117)	0,0006339* (0,0003376)	0,0002891 (0,0003227)
<i>Dummy</i> CFEM	-0,197015** (0,07798)	-0,0303323 (0,0224185)	0,0214978 (0,0214309)
<i>Dummy royalties</i>	0,0900058 (0,11186)	-0,0191828 (0,0321595)	-0,0322135 (0,0307428)
Constante	-1,88249* (0,98121)	1,155083*** (0,2819431)	1,16e-06 (0,2695226)
Observações	2493	2502	2502
R2	0,0230	0,6361	0,5168

Fonte: Elaboração própria (2013).

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%.
Desvio padrão entre parênteses.

como desindustrialização, porque não é apenas o emprego industrial que está sendo levado em conta. O resultado indica então a necessidade de investigação adicional.

O impacto da variável CFEM sobre o IFDM educação é positivo a 10% de significância. Mas esse é um resultado de difícil interpretação, já que a variável *dummy* CFEM não é significativa. Quanto ao IFDM saúde, nenhuma variável se mostrou significativa.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo analisou a contribuição de parte das rendas devidas à exploração de recursos naturais exauríveis ao desenvolvimento dos municípios baianos de 2005 a 2010. Os resultados alcançados sugerem que os *royalties* petrolíferos, com um montante médio cinco vezes maior que os *royalties* minerais, não contribuem para esse desenvolvimento. Por outro lado, os resultados para o indicador de desenvolvimento agregado sugerem que ser beneficiário de receitas fiscais advindas da exploração mineral é algo negativo, embora um volume maior de receitas seja algo positivo. De uma maneira estilizada, o fato de existir exploração mineral no município é ruim, porque gera incentivos para comportamentos indesejados, mas

a influência desse comportamento cai com o montante da renda arrecadada. Isso é como se alguma renda fiscal fosse sempre absorvida por atividades *rent-seeking*, mas o aumento da renda permite um direcionamento parcial para atividades produtivas ou diretamente ligadas ao aumento de bem-estar da população.

Como alguma regra de sustentabilidade, por exemplo, a regra de Hartwick, deve se refletir em indicadores de desenvolvimento, não encontrar relação entre índices de desenvolvimento e as rendas fiscais da exploração de petróleo e gás e encontrar uma relação negativa entre pelo menos um índice e as rendas fiscais da exploração mineral indica que pode existir uma espécie de maldição dos recursos naturais em municípios baianos. Se o motivo de não se perseguir uma regra de sustentabilidade são instituições ruins e comportamento *rent-seeking*, qualquer política pode não ter efeito se não levar em conta uma melhora institucional.

Os resultados deste trabalho, porém, são preliminares, e há necessidade de investigação adicional, conforme sugerem as estimações para os índices desagregados. De qualquer sorte, talvez a melhor política quanto à utilização das rendas fiscais com origem em recursos exauríveis seja o compromisso formal com alguma regra de sustentabilidade, como parece ser o sentido da Lei nº 12.858, de 10 de setembro de 2013, que vincula a destinação dos *royalties* petrolíferos e do gás natural para áreas de educação e saúde em todas as esferas de governo. O novo marco regulatório da mineração, atualmente em fase de elaboração, deveria, portanto, considerar a vinculação das receitas fiscais de maneira semelhante. A vinculação não anula o comportamento *rent-seeking*, mas pode ser importante para combatê-lo.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. The role of Institutions in growth and development. In: BRADY, D.; SPENCE, M. *Leadership and growth*. Washington: World Bank, 2010.
- SHOGREN, J. *Encyclopedia of energy, natural resource, and environmental economics*. Philadelphia: Elsevier, 2013.
- AUTY, R. M. How natural resources affect economic development. *Development Policy Review*, Nova York, v. 18, p. 347-364, 2000.
- BAUM, C. F. *An introduction to modern econometrics using STATA*. Texas, USA: Stata Press, 2006.
- BRASIL. Constituição (1988). *Constituição da República Federativa do Brasil*. São Paulo: Saraiva, 2013. Cap. 2
- Brasil. Departamento Nacional de Produção Mineral. *Relatório de arrecadação*. Brasília: dnpm, 2012a. Disponível em: <<http://www.dnpm.gov.br/conteudo.asp?IDSecao=555>>. Acesso em: 7 jul. 2012.
- _____. *Sumário mineral*. Brasília, 2012b. Disponível em: <<http://www.dnpm.gov.br/conteudo.asp?IDSecao=68eIDPagina=2263>>. Acesso em: 25 set. 2012.
- BRASIL. Lei n. 7.990, de 28 de dezembro de 1989. Institui, para os estados, Distrito Federal e Municípios, compensação financeira pelo resultado da exploração de petróleo ou gás natural, de recursos hídricos para fins de geração de energia elétrica, de recursos minerais em seus respectivos territórios, plataformas continental, mar territorial ou zona econômica exclusiva, e dá outras providências. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, 18 jan. 1990. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/17990.htm>. Acesso em: 3 jan. 2013.
- _____. Lei n. 9.478, de 6 de agosto de 1997. Dispõe sobre a política energética nacional, as atividades relativas ao monopólio do petróleo, institui o Conselho Nacional de Política Energética e a Agência Nacional do Petróleo e dá outras providências. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, 07 ago. 1997. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19478.htm>. Acesso em: 16 set. 2013.
- _____. Lei n. 12.858, de 9 de setembro de 2013. Dispõe sobre a destinação para as áreas de educação e saúde de parcela da participação no resultado ou da compensação financeira pela exploração de petróleo e gás natural, com a finalidade de cumprimento da meta prevista no inciso VI do caput do art. 214 e no art. 196 da Constituição Federal; altera a Lei nº 7.990, de 28 de dezembro de 1989; e dá outras providências. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, 10 set. 2013. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2013/Lei/L12858.htm>. Acesso em: 16 set. 2013.
- BRUNNSCHWEILLER, C. N.; BULTE, E. H. Natural resources and violent conflict: resource abundance, dependence, and the onset of civil wars. *Oxford Economic Papers*, Oxford, v. 61, p. 651-674, 2009.
- CARNICELLI, L.; POSTALI, F. A. S. *Royalties do petróleo e emprego público nos municípios brasileiros*. 2012. (Working

- paper series, n. 2113475). Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2113475>. Acesso em: 10 jan. 2013.
- CASELLI, F.; MICHAELS, G. *Do oil windfalls improve living standards? evidence from Brazil*. 2009. (Working paper series, n. 15550). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w15550>>. Acesso em: 3 jul. 2012.
- CAVALCANTE, C. M. *Análise metodológica da economia institucional*. 2007. 102 f. Dissertação (Mestrado)—Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense, Rio de Janeiro, 2005.
- DEVARAJAN, S.; FISHER, A. C. Hotelling's "economics of exhaustible resources": fifty years later. *Journal of Economic Literature*, Pittsburgh, v. 19, n. 1, p. 65-73, 1981.
- FIRJAN. *Índice*. Rio de Janeiro: Sistema Firjan, 2013. Disponível em: <<http://www.firjan.org.br/ifdm/>>. Acesso em: 3 fev. 2012.
- GAUDET, G. Natural resource economics under the rule of Hotelling. *Canadian Journal of Economics*, Montreal, v. 40, n. 4, p. 1033-1059, 2007.
- GRAFTON, R. Q. et al. *The economics of the environment and natural resources*. Nova York: Blackwell, 2004.
- GYLFASON, T.; HERBERTSSON, T. T.; ZOEGA, G. A mixed blessing: natural resources and economic growth. *Macroeconomic Dynamics*, Cambridge, v. 3, p. 204-225, 1999.
- HARTWICK, J. M. Intergenerational equity and the investing of rents from exhaustible resources. *The American Economic Review*, Pittsburgh, v. 67, n. 5, p. 972-974, 1977.
- HARTWICK, J. M.; OLEWILER, N. D. *The economics of natural resources use*. New York: Harper & Row, 1986.
- HOTELLING, H. The economics of exhaustible resources. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 39, n. 2, p. 137-175, 1931.
- HAUSMANN, R.; RIGOBON, R. *An alternative interpretation of the 'resource curse': theory and policy implications*. Cambridge, MA: NBER, 2002. (Working paper series, n. 9424). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w9424>>. Acesso em: 10 nov. 2012.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *População e economia*. Brasília: IBGE, 2013. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 12 jan. 2013.
- ISHAM, J. et al. The varieties of resource experience: natural resource export structures and the political economy of economic growth. *The World Bank Economic Review*, Washington, v. 19, n. 2, p. 141-174, 2005.
- LARSEN, E. R. Are rich countries immune to the resource curse? Evidence from Norway's management of its oil riches. *Resources Policy*, Philadelphia, v. 30, n. 2, p. 75-86, 2005.
- MEHLUM, H.; MOENE, K.; TORVIK, R. Cursed by resources or institutions? *The World Economy*, Nova York, v. 29, p. 1117-1131, 2006.
- NORDHAUS, W. D. Reflections on the concept of sustainable economic growth. New Haven: Yale University, 1998. (Cowles Foundation paper, n. 951). Disponível em: <<http://dido.econ.yale.edu/P/cp/p09b/p0951.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2012.
- PLOEG, F. Natural resources: curse or blessing? *Journal of Economic Literature*, Nashville, v. 49, n. 2, p. 366-420, June 2010. (CESifo Working paper, n. 3125). Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/_3125.html>. Acesso em: 30 set. 2012.
- POSTALI, F. A. S.; NISHIJIMA, M. Distribuição das rendas de petróleo e indicadores de desenvolvimento municipal no Brasil nos anos 2000. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 41, n. 2, p. 463-485, 2011.
- _____. *Renda mineral, divisão de riscos e benefícios governamentais na exploração de petróleo no Brasil*. 2002. 120 f. Dissertação (Mestrado)—Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.
- POSTALI, F. A. S.; ROCHA, F. *Resource windfall, fiscal effort and public spending: evidence from Brazilian municipalities*. Cambridge, MA: NBER, 2009. (SSRN Working paper series, n. 1458085). Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=%201458085>. Acesso em: 10 fev. 2013.
- SACHS, J. D.; WARNER, A. M. Natural resource abundance and economic growth. Cambridge, MA: NBER, 1995. (Working papers, n. 5398). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w5398.pdf>>. Acesso em: 5 ago. 2012.
- SARRAF, M.; JIWANJI, M. *Beating the resource curse: the case of Botswana*. Washington: World Bank, 2001. (Environment Department Papers, n. 24753). Disponível em: <http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2002/09/24/000094946_02090504023362/Rendered/PDF/multi0page.pdf>. Acesso em: 25 set. 2012.
- SHAXSON, N. New approaches to volatility: dealing with the 'resource curse' in sub-Saharan Africa. *International Affairs*, Nova York, v. 81, p. 311-324, 2005.
- UNIVERSIDADE CANDIDO MENDES. *Info Royalties*. Disponível em: <<http://inforoyalties.ucam-campos.br/>>. Acesso em: 5 set. 2013.
- TORVIK, R. Natural resources, rent seeking and welfare. *Journal of Development Economics*, Philadelphia, v. 67, p. 455-470, 2002.

WITHAGEN, C. A. A. M. Sustainability and investment rules. *Economics Letters*, Philadelphia, v. 53, p. 1-6, 1996.

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

SALA-I-MARTIN, X. ; SUBRAMANIAN, A. *Addressing the natural resource curse: an illustration from Nigeria*. Cambridge, MA: NBER, 2003. (Working paper, n. 685). Disponível em: <<http://www.econ.upf.edu/docs/papers/downloads/685.pdf>>. Acesso em: 8 out. 2012.

Artigo recebido em 9 de dezembro de 2013
e aprovado em 14 de fevereiro de 2014.

Produção de petróleo e gás natural em campos maduros e o desempenho econômico dos municípios produtores da Bacia do Recôncavo

*Lucas Reis de Souza**

*Gisele Ferreira Tiryaki***

*Doneivan Fernandes Ferreira****

* Graduado em Administração e mestrando em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). souzalucasr@gmail.com

** Doutora em Economia pela George Mason University (GMU) e mestre em Economia pela Northeastern University (Northeastern). Professora do Programa de pós-graduação em Economia da UFBA. gtiryaki@ufba.br

*** Pós-doutor pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) e pela Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), doutor em Geociências pela Unicamp e mestre em Geologia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). Professor do Programa de Pós-Graduação em Geologia da UFBA. doneivan@pq.cnpq.br

Resumo

Este trabalho tem por objetivo avaliar o impacto da produção de hidrocarbonetos em campos maduros no desempenho econômico dos municípios localizados na Bacia do Recôncavo, no estado da Bahia. As mudanças na indústria petrolífera brasileira decorrentes da promulgação da Lei do Petróleo fizeram com que fosse necessário reavaliar a situação desses campos e seu potencial de produzir impactos socioeconômicos positivos nos municípios em que estão localizados. Neste contexto, foi realizada uma análise de dados em painel comparando o desempenho de municípios baianos produtores e não produtores no período de 2005 a 2010. Em conformidade com a literatura sobre a maldição dos recursos naturais, os resultados apontam para uma relação inversa entre arrecadação com royalties pelos municípios e o nível de renda. Desta forma, fica clara a importância da adoção de políticas públicas que busquem atrelar as rendas petrolíferas recebidas por esses municípios a despesas como, por exemplo, saúde e/ou educação, além de exigir destes a adoção e divulgação de indicadores de governança mais robustos.

Palavras-chave: Impactos socioeconômicos. Campos maduros. Bacia do Recôncavo. Economia dos recursos naturais.

Abstract

This paper aims to analyze the impact of hydrocarbon production in mature wells and the economic performance of the municipalities located in the Recôncavo Basin of the state of Bahia. The changes brought about by the Petroleum Law to the Brazilian oil & gas industry, made it necessary to reevaluate the situation of those wells and their potential for causing positive socio-economic impacts for the municipalities where they are located. Hence, a panel data analysis comparing the performance of producing and non-producing municipalities within the state in the period from 2005 to 2010 was carried out. The results are in line with the literature that analyses the natural resources course, indicating a negative relationship between royalties payments to the municipalities and their income level. Thus, there is a clear need for the adoption of public policies directing the application of such oil rents received by these municipalities toward expenses such as health and/or education, as well as demanding that they adopt and present more robust governance indicators.

Keywords: Socioeconomic impacts. Mature wells. Recôncavo Basin. Natural resource economics.

INTRODUÇÃO

O único proprietário de todos os recursos naturais no território brasileiro, tanto em terra quanto no mar, é o governo federal, segundo determina a Constituição brasileira. Portanto, cabe ao governo emitir concessões para a exploração e produção (E&P) desses recursos a terceiros. Como petróleo e gás natural são recursos não renováveis, o governo tem o direito de recolher rendas da exploração desses hidrocarbonetos através de um regime fiscal especial. A adoção desse arranjo institucional evita ineficiências que podem surgir devido a direitos de propriedade fracamente definidos (o que é conhecido como tragédia dos comuns) (POSTALI, 2009).

A Lei do Petróleo de 1997 introduziu novas regras no processo de arrecadação e distribuição das rendas decorrentes dessa atividade exploratória. Essas mudanças legais foram bastante significativas e afetaram diversos atores da indústria do petróleo e gás. Uma das modificações mais relevantes foi a transferência das rendas para os municípios brasileiros, tendo por base critérios específicos sobre a arrecadação e distribuição de *royalties* entre as entidades federais e os governos estaduais e municipais brasileiros. O objetivo dessa política é mitigar as externalidades negativas que podem resultar da atividade petrolífera nessas regiões. Neste sentido, o crescimento das rendas de *royalties* associadas a mudanças regulatórias e de produtividade ocasionou uma quantidade bastante significativa de recursos para os municípios produtores, que, em muitos casos, têm poucas fontes alternativas de receitas, como é o caso dos situados na Bacia do Recôncavo.

Esta região produtora de petróleo e gás está em atividade há mais de 60 anos e é atualmente considerada uma bacia madura, cuja atividade produtiva pode tornar-se economicamente inviável em curto ou médio prazo. Portanto, as mudanças introduzidas pela Lei do Petróleo permitiram que petrolíferas

de pequeno e médio porte atuassem como concessionárias e/ou operadoras e trouxessem novas perspectivas para essas bacias petrolíferas densamente exploradas e conhecidas e para seus poços, próximos de atingir seu ciclo de vida como produtores de hidrocarbonetos. Esperavam-se, como consequência dessa atividade, impactos

socioeconômicos positivos nos municípios produtores, acarretando incentivos para o desenvolvimento da atividade econômica nessas regiões.

O objetivo deste artigo é investigar se a presença de atividade produtiva de petróleo e gás natural em municípios do estado da Bahia, o que ocorre quase que em sua totalidade na Bacia do Recôncavo, gerou um desempenho econômico mais favorável para esses municípios. Em outras palavras, este estudo avaliou o impacto da produção de hidrocarbonetos em municípios do estado da Bahia no nível de renda destas localidades. Para atingir esse objetivo, conduziu-se uma análise de dados em painel com os 417 municípios do estado da Bahia para o período entre 2005 e 2010.

Para isso, este estudo adotou o suposto de que os municípios, como unidades produtivas, capturam suas rendas minerais através da arrecadação de *royalties*, como sugerido por Postali (2009). Procurou-se verificar, então, se essas rendas são utilizadas de maneira a potencializar o desempenho econômico dos municípios, usando a renda per capita como *proxy* para mensurar os resultados da efetividade das políticas públicas e do dinamismo das atividades econômicas. Estudos empíricos mostram que, embora o nível de renda seja apenas um aspecto dentre uma variedade de critérios para se medir o progresso social, existe uma associação positiva e robusta entre renda per capita e demais indicadores de desempenho social e econômico (ver BOARINI; JOHANSSON; D'ERCOLE, 2006; CONSTANZA et al., 2009; STEVENSON; WOLFERS, 2008; KASSENBOEHMER; SCHMIDT, 2011).

Os resultados obtidos sugerem que o nível de arrecadação com *royalties* apresenta uma relação inversa com a renda per capita, controlando-se para outros determinantes do desempenho econômico, como quantidade e qualidade do capital humano e a disponibilidade de recursos naturais. Esse resultado é consoante com a literatura sobre a maldição dos recursos naturais, que aponta para um desempenho econômico inferior de países e regiões com abundância de recursos naturais, quando comparados com localidades com menos recursos. Este desempenho inferior é creditado ao declínio na competitividade de outros setores econômicos (quando há uma valorização cambial decorrente da descoberta de novas reservas de recursos naturais), à volatilidade da receita com *royalties* (o mercado de *commodities* é sujeito a flutuações significativas e em nível internacional) e ao aumento da corrupção em função de instituições ineficientes (ver, dentre outros, SACHS; WARNER, 2001; SALA-I-MARTIN; SUBRAMANIAN, 2003; SMITH, 2004; FRENKEL, 2010).

Desta forma, e considerando os supostos adotados, é possível afirmar que as políticas públicas atuais não estão sendo eficientes no sentido de direcionar tais rendas para potencializar o desempenho econômico desses municípios. Esse direcionamento é comum em alguns países abundantes em recursos minerais, que, por compreenderem a finitude de bens dessa natureza, convertem as rendas petrolíferas decorrentes desse estoque de capital em investimentos nas áreas de educação e saúde, visando aumentar a qualidade de seu capital humano e diversificar suas fontes de renda em longo prazo. Assim, é de extrema importância considerar a adoção de políticas públicas objetivando alienar as receitas com *royalties* dos municípios produtores brasileiros a despesas com saúde, educação ou quaisquer outras fontes de desenvolvimento do capital humano dessas localidades, em detrimento de sua utilização para despesas correntes ou com folha de pagamento, por exemplo.

Este artigo está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A segunda seção trata da

exploração e produção de hidrocarbonetos em bacias maduras no Brasil, analisando aspectos legais relacionados às mudanças mais relevantes empreendidas pela Lei do Petróleo e aspectos técnicos relativos à definição de bacias maduras e campos marginais, bem como das atividades exploratória e produtiva. Também nesta segunda seção, descreve-se e caracteriza-se a Bacia do Recôncavo. Na terceira seção, é realizada uma análise dos pontos mais relevantes das teorias que tratam da relação entre dependência de recursos naturais e desempenho econômico. A seção seguinte, por sua vez, apresenta a análise econométrica, aborda os dados estatísticos relevantes, descreve a metodologia adotada e discute os resultados obtidos. A última seção traz as observações e considerações finais.

PRODUÇÃO DE HIDROCARBONETOS EM CAMPOS MARGINAIS E BACIAS MADURAS NO BRASIL

Aspectos regulatórios

A Lei nº. 9.478/97, conhecida como Lei do Petróleo, foi promulgada em 1997 e trata principalmente de questões regulatórias referentes à exploração e produção (E&P) de petróleo e gás natural em território brasileiro. Sua principal resolução diz respeito à quebra do monopólio da Petrobras na referida atividade – que durava desde a fundação desta empresa, em 1953 – e à criação da Agência Nacional do Petróleo, Gás e Biocombustíveis (ANP) (BRASIL, 1997). Essa agência do governo federal esteve ligada ao Ministério de Minas e Energia desde sua criação e é responsável principalmente por regular a indústria de petróleo e gás, implementar as rodadas de licitações de blocos exploratórios, elaborar e firmar os contratos para a realização dessas atividades e verificar que elas estão sendo realizadas adequadamente, conforme estipulado em contrato.

Desde sua criação, a ANP promoveu 12 rodadas de licitações de blocos exploratórios. A primeira, conhecida como rodada zero, teve como objetivo endossar os direitos da Petrobras sobre as áreas nas quais esta já havia feito descobertas comerciais, áreas produtivas, e áreas em que já havia investido em atividade exploratória. Os resultados dessa rodada mostraram que a Petrobras ainda detinha uma posição monopolística, visto que foi a única signatária dos 397 contratos firmados (AGÊNCIA NACIONAL PETRÓLEO, 2013). Também deve ser destacado que essas concessões representavam apenas 7,1% de todas as bacias sedimentares brasileiras naquele momento, o que significava que cerca de 93% das áreas exploratórias sob responsabilidade da ANP poderiam ser disponibilizadas nos leilões seguintes.

Apesar disso, o resultado da rodada zero poderia parecer contraditório, levando-se em conta o objetivo primordial da quebra do monopólio. Opondo-se a isso, Canelas (2004) mostra que a Petrobras firmou diversas parcerias com empresas privadas para que estas atuassem como operadoras em concessões que aquela detinha, o que ocorreu em cerca de um quinto dos blocos obtidos pela Petrobras na rodada. Isto mostra que o objetivo do governo, de promover uma transição gradual de uma situação monopolística para outra de livre mercado na indústria brasileira de E&P, estava longe de ser alcançado, visto que a interferência da Petrobras no mercado ainda era bastante significativa.

Nas rodadas 1 a 4, os novos entrantes adotaram uma estratégia de cooperação com a Petrobras, estabelecendo parcerias com esta empresa para que pudessem se aproveitar de seu profundo conhecimento das bacias sedimentares brasileiras e se beneficiar do fato de que todos os sistemas de escoamento de produção também pertenciam a esta empresa (RODRIGUEZ; SUSLICK, 2009). Portanto, a participação dessas empresas como operadoras em concessões pertencentes à Petrobras foi um aspecto crucial para o sucesso obtido no processo de abertura de mercado até a quarta rodada (CANELAS, 2004).

Apesar desse sucesso, a quinta rodada, anunciada em 2003, foi afetada por modificações nas regras dos leilões e pelos resultados comerciais insatisfatórios dos blocos adquiridos nas rodadas anteriores. Sendo assim, as empresas privadas reduziram seus investimentos e as concessões de aproximadamente 90% de todas as áreas acabaram sendo adquiridas pela própria Petrobras. No entanto, esse cenário não se manteve, como mostram Rodriguez e Suslick (2009). Esses autores também se colocam positivamente em relação ao modelo de licitação adotado e afirmam que uma de suas principais vantagens é que esse modelo tende a atribuir cada área exploratória à empresa que a utilizará da melhor forma.

Nesse sentido, as rodadas 7 e 8 diferiram das demais por oferecer apenas áreas que haviam sido previamente ofertadas e concedidas, mas que foram devolvidas por operadores de maior porte por não serem economicamente interessantes para tais empresas. Assim, esses “campos marginais” economicamente foram novamente oferecidos. Desta vez, o objetivo era atrair possíveis concessionários de pequeno e médio porte, para os quais esses campos poderiam possivelmente representar uma melhor oportunidade de investimento do que para grandes petrolíferas (AGÊNCIA NACIONAL PETRÓLEO, 2013).

Dentre os campos oferecidos, este artigo se limita a analisar apenas os campos maduros da região da Bacia do Recôncavo, localizada no nordeste do estado da Bahia. Portanto, as próximas seções deste artigo têm por objetivo descrevê-los e apresentar brevemente algumas das características técnicas e econômicas que tornam esses campos maduros únicos.

Bacias maduras e campos marginais

A experiência acumulada pela ANP na coordenação e regulação do cenário petrolífero nacional desde a quebra do monopólio até a sétima rodada de licitações mostrou que alguns desses blocos de fato não eram economicamente interessantes para grandes produtores. Tais blocos, que haviam sido

concedidos para exploração e depois foram devolvidos à ANP, passaram a ser chamados de “campos marginais” ou “campos devolvidos”.

Ainda assim, não há consenso na literatura quando se trata de definir o que seria um “campo marginal”, e este termo é muitas vezes confun-

dido com “bacias/campos maduros” em discussões realizadas em trabalhos acadêmicos de áreas não técnicas. Logo, é importante esclarecer esses conceitos, pois a Bacia do Recôncavo é considerada uma bacia madura, e grande parte dos campos que ela contém é marginal – segundo a classificação de campos marginais proposta pela ANP.

Ferreira (2009) e Schiozer (2002) mostram que bacia madura é aquela que apresenta uma queda de produtividade devido à sua exaustão, um fenômeno geológico natural. Isto é, são bacias que chegaram a um ponto em que sua produção tende apenas a diminuir, o que ocorre devido tanto à ação de variáveis físicas, quanto ao próprio ciclo de vida de um campo petrolífero. Ferreira (2009) destaca que grandes bacias exploratórias marítimas já podem ser tecnicamente classificadas como maduras, como a Bacia de Campos e as localizadas na província petrolífera do Mar do Norte. Ainda assim, ambas as regiões seguem em atividade, com altos níveis de produção e lucratividade. Portanto, “maturidade” não está, de forma alguma, atrelada à viabilidade econômica.

Por outro lado, a Agência Nacional do Petróleo (2003) define um campo marginal de petróleo como aquele em que o principal produto é o petróleo¹, cuja produção no momento da assinatura do contrato não seja superior a 500 barris (bbl) e no qual a última previsão de produção aprovada por esta agência não apresente nenhuma expectativa de superar esse limite. Esta definição foi especialmente importante para a sétima rodada de licitações, que ofereceu os poços que haviam sido adquiridos em

¹ Vale ressaltar que uma bacia petrolífera pode produzir tanto petróleo quanto gás natural, daí a importância de apontar que a produção predominante é a de petróleo, em detrimento da produção de gás natural.

Não há consenso na literatura quando se trata de definir o que seria um “campo marginal”

rodadas anteriores e devolvidos à ANP. Isto se deve também ao fato de que, daquele momento em diante, foi necessário adotar uma única definição, que seria utilizada nos contratos oficiais e que também daria respaldo à elaboração de políticas públicas para esse nicho específico do mercado de petróleo e gás natural.

Ainda assim, para que tal definição fosse mais precisa, seria necessário levar em consideração diversos outros fatores para que se pudesse determinar se um campo é marginal, sendo o nível de produção apenas um deles, como aponta Ribeiro (2009). Esses fatores adicionais são os seguintes: i) maturidade final de um perfil de produção; ii) baixos níveis de produção ou baixa reserva restante; iii) problemas técnicos associados à produção; e iv) ausência ou precariedade de infraestrutura logística (oleodutos, estações de distribuição de gás etc.).

Finalmente, é importante ressaltar que a marginalidade econômica depende primordialmente do retorno esperado para o investimento realizado em um determinado projeto, neste caso, exploração e produção de petróleo e/ou gás natural. Esse retorno esperado, por outro lado, depende da taxa de desconto utilizada e do custo de oportunidade do uso do capital, que é definido por cada empresa de acordo com as taxas internas de retorno dos demais projetos em seu portfólio e não se pode assumir como uma variável com valores conhecidos.

Segundo os parâmetros apresentados, a viabilidade econômica de um campo pode apenas ser definida para um determinado operador, de acordo com seu tamanho e nível de eficiência, em certas condições de mercado (preço do petróleo, disponibilidade e preços dos substitutos), levando-se em consideração a tecnologia utilizada (injeção de água ou gases, *fracking* etc.) e também a localização do poço (se está em terra ou no mar, se está próximo da rede de distribuição etc.) Apenas após serem considerados todos esses fatores pode-se classificar um poço como marginal.

Levando em conta tais questões técnicas, juntamente com o fato de que é recente a quebra do monopólio da Petrobras, é factível acreditar que a definição adotada pela ANP buscou simplificar o processo licitatório. Esse critério permitiu que a agência estabelecesse um parâmetro comum razoável para a competição entre possíveis ofertantes, mas também implica a necessidade de revisão desses parâmetros em um futuro próximo.

Diferenças técnicas à parte, parece ser um consenso que o conceito de marginalidade nesse contexto está ligado à viabilidade econômica, enquanto o de maturidade está vinculado a aspectos físicos e geológicos (ver SCHIOZER, 2002; CÂMARA, 2004; FERREIRA, 2009; NOVAES, 2010; SENNA, 2011). De qualquer forma, a Bacia do Recôncavo é considerada uma bacia madura, cujos campos são predominantemente marginais, de acordo com a definição de um campo marginal proposta pela ANP.

A Bacia do Recôncavo e seus municípios produtores

A Bacia do Recôncavo é a província petrolífera mais antiga a produzir quantidades comerciais de hidrocarbonetos no Brasil. Há 16 municípios produtores nessa bacia (AGÊNCIA NACIONAL PETRÓLEO, 2010), todos localizados no nordeste do estado da Bahia, como mostra a Figura 1. Seu primeiro poço (DNPM-163) foi perfurado em 1938 e representou um marco no desenvolvimento de uma indústria nacional de petróleo e gás natural no Brasil². Apesar de não apresentar níveis de produção comercialmente viáveis, o DNPM-163

trouxo evidências de acumulações relevantes de hidrocarbonetos na região que motivaram explorações adicionais.

A Bacia do Recôncavo é considerada uma bacia madura, cujos campos são predominantemente marginais

Petrobras foi criada, em 1954, já era responsável por toda a produção brasileira de petróleo e gás natural (cerca de 2 mil barris/dia). Na década seguinte, foram realizadas nessa região diversas descobertas comerciais (economicamente viáveis) de hidrocarbonetos, foi construído o primeiro oleoduto do país e inaugurada uma refinaria de alta tecnologia, capaz de processar 42 mil barris de petróleo por dia já em 1960 (DIAGPETRO, 200-). Não há dúvidas de que essa foi a região produtora de petróleo e gás natural mais importante do país até o início da década de 1970, quando os primeiros campos *offshore* foram descobertos na Bacia de Campos.

Apesar da descoberta de campos comerciais nessa região até o meio dos anos 2000, esses achados foram decaindo com o passar do tempo, o que já era esperado, devido às questões geológicas previamente abordadas. Na verdade, a produção nessa bacia alcançou seu ápice em 1969, quando chegou a 146 mil barris/dia. Além disso, dados do mês de dezembro de 2004, pouco antes da sétima rodada de licitações, mostram que a produção no estado da Bahia nesse ano foi de aproximadamente 16 milhões de barris (cerca de 44 mil barris/dia). Esta produção foi quase que totalmente realizada em campos terrestres e representou algo em torno de 2,9% do total da produção brasileira no ano de 2004. Tais dados, juntamente com as informações técnicas e legais debatidas nas seções anteriores deste artigo, mostram que a Bacia do Recôncavo já atingiu sua maturidade e que grande parte de seus campos é economicamente marginal para grandes produtores.

Considerando esses fatos e o crescimento esperado na produção brasileira em campos *offshore*,

Finalmente, em 1941, a Bacia do Recôncavo testemunhou o início das operações de seu primeiro campo comercial, também o primeiro do tipo no país. Quando a

² Foi nesse ponto que o governo federal legislou pela primeira vez sobre a propriedade de hidrocarbonetos e determinou que seria o único proprietário de todo o petróleo e gás natural que fosse descoberto em território nacional. Isso foi formalizado através do Decreto-lei nº. 3.236, mas não tinha relação alguma com o monopólio da Petrobras, que apenas foi estabelecido no ano de 1953, através da Lei nº. 2004.

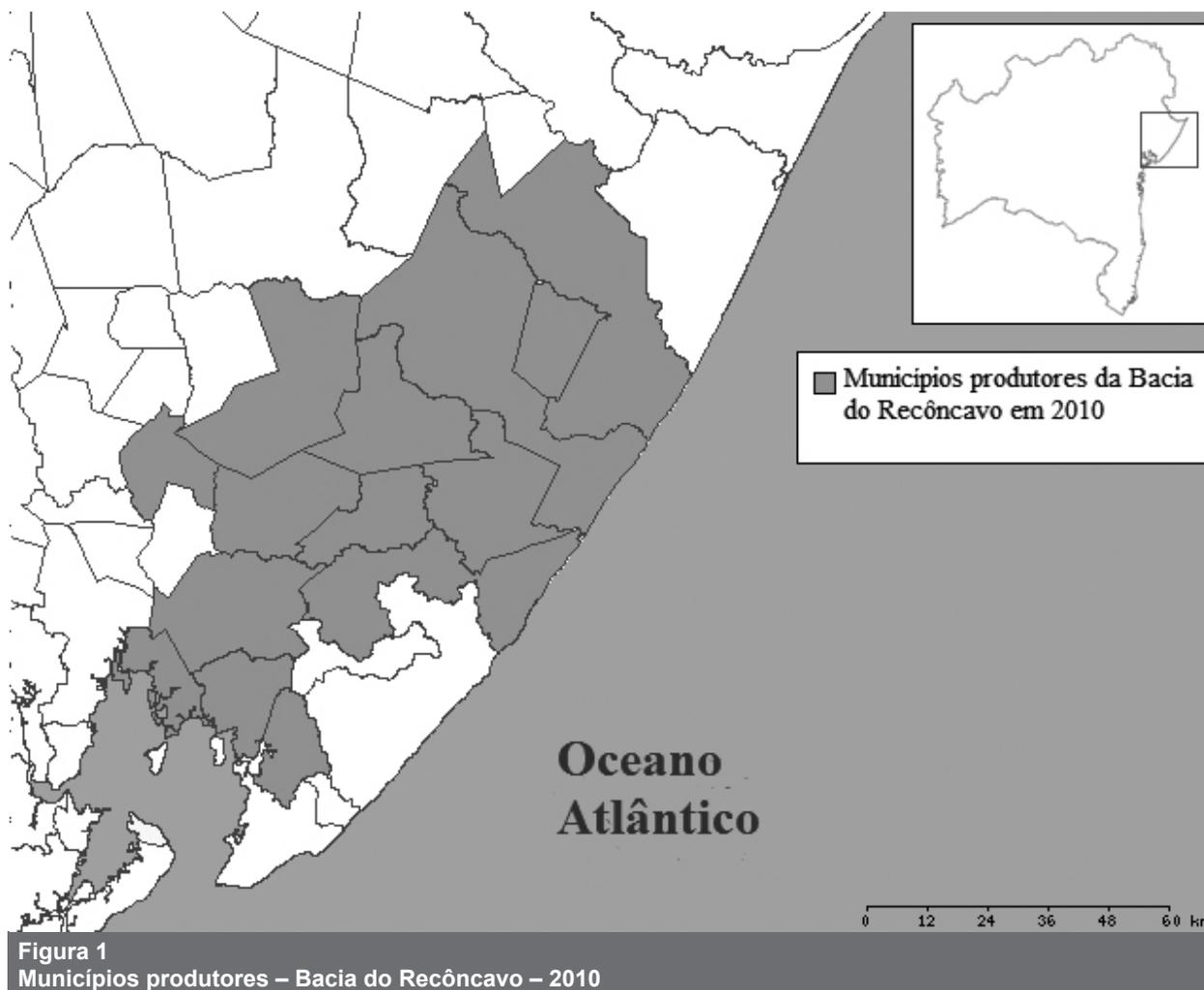


Figura 1
Municípios produtores – Bacia do Recôncavo – 2010

Fonte: Elaboração própria.

principalmente devido às grandes descobertas realizadas na camada do pré-sal anunciadas pela Petrobras no ano de 2007 (THE ECONOMIST, 2008), é pouco provável que a Bacia do Recôncavo assumira uma maior relevância como produtora de hidrocarbonetos do que a atual na indústria brasileira do petróleo e gás natural em termos de volume de produção. Ademais, tais projetos *offshore* são de grande porte (e alto risco) e espera-se que eles resultem em altas taxas de retorno, mas também demandem investimentos de uma magnitude sem precedentes no país. Assim, haverá uma demanda pela realização de investimentos massivos, e, conseqüentemente, a atenção das grandes petrolíferas estará voltada para esses projetos. Por conseguinte, as

bacias maduras em terra, cujos retornos esperados são inferiores aos desses projetos, tendem a ser crescentemente preteridas. Entretanto, a participação crescente de pequenos e médios operadores em atividades produtivas na Bacia do Recôncavo não pode ser ignorada.

Araújo (2009) mostra que o risco exploratório é muito baixo (ou quase inexistente) nesses campos, apesar do fato de que sua maturidade e sua produção declinante requeiram que seus operadores dediquem-se à utilização de técnicas de recuperação (de petróleo e/ou gás) avançadas e busquem novos métodos que visem aumentar a produção. Isso se deve à vasta quantidade de informações geológicas e à infraestrutura já existente na região,

visto que esta área vem sendo desenvolvida há mais de 60 anos.

Como resultado, as necessidades de investimento são muito inferiores do que seriam caso ainda fosse necessário realizar todos esses investimentos. Por conseguinte, campos sem economicidade para operadores de grande porte podem representar uma oportunidade viável economicamente para empresas petrolíferas menores e, ainda mais importante, uma fonte de renda altamente relevante para os municípios onde essa produção ocorre. Deve-se ressaltar ainda que a indústria do petróleo e gás natural é uma das mais importantes para o estado da Bahia. De acordo com dados da SEI (2008), essa indústria, juntamente com a química e petroquímica, foi responsável por 32% do PIB do estado no ano de 2005.

CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS SOBRE A DEPENDÊNCIA DE RECURSOS NÃO RENOVÁVEIS E PERFORMANCE ECONÔMICA

Na teoria econômica, há diversas contribuições tratando da relação entre recursos naturais, crescimento econômico e bem-estar. Através de uma função de produção, a hipótese tradicional trata os recursos naturais não renováveis como estoque de capital. Portanto, maiores volumes desse estoque implicariam uma renda maior (DAVID; TILTON, 2005). Trabalhos recentes baseados na teoria tradicional do crescimento econômico e também em teorias baseadas na economia institucional enfatizam que o papel das organizações sociais – partes de uma sociedade moldada por suas instituições políticas e econômicas – é crucial para o desenvolvimento econômico (ver ACEMOGLU; JOHNSON; ROBINSON, 2005).

Portanto, instituições políticas e econômicas inclusivas seriam componentes fundamentais para um crescimento econômico sustentável e para uma distribuição de renda menos desigual na presença

de recursos naturais abundantes. Este é o caso de países como Estados Unidos, Canadá, Austrália, Chile e Botswana, que são exemplos de sucesso no uso de grandes estoques de recursos naturais na promoção do desenvolvimento econômico.

Por outro lado, há diversos outros países em que a disponibilidade de recursos naturais também é abundante e que não têm tido sucesso no gerenciamento da extração/produção desses recursos como fator para a melhoria de sua condição econômica em geral. Isso resultou no estabelecimento da hipótese de maldição dos recursos naturais, também conhecida como doença holandesa, uma denominação que se deve ao primeiro caso desse tipo estudado com profundidade.

Esse caso ocorreu nos Países Baixos na década de 1960 devido a uma valorização excessiva de sua moeda, resultando em diminuição de exportações e crescimento econômico reduzido. Evidências disso podem ser encontradas em Sachs e Warner (1995, 1999, 2001) e em Sala-i-Martin (1997), que notam que as taxas de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) são menores em países cujo território é abundante em recursos naturais – especialmente nos países em desenvolvimento – do que naqueles que não são tão dependentes desses recursos.

Além da doença holandesa, a maldição dos recursos naturais também pode ser decorrente de dificuldades de gerenciamento das receitas com *royalties*, dada a sua volatilidade. O mercado de *commodities* é sujeito a flutuações significativas em nível global, com repercussões no mercado doméstico. Por fim, a maldição dos recursos naturais também pode ser oriunda de um aumento da corrupção em função da afluência de um volume expressivo de recursos em um contexto de instituições ineficientes (ver, dentre outros, SALA-I-MARTIN; SUBRAMANIAN, 2003; SMITH, 2004; FRENKEL, 2010).

Não obstante, estudos mais recentes têm criticado a hipótese da maldição, seja devido ao uso de técnicas estatísticas mais avançadas ou à adoção de outras medidas de dependência de recursos. Um novo conjunto de variáveis explicativas que poderiam estar correlacionadas com a performance econômica nesses países, incluindo instituições, políticas públicas disfuncionais, capital humano, endividamento excessivo e progresso tecnológico, foi proposto nesse processo. Como resultado, outras explicações surgiram na literatura para tratar da maldição dos recursos naturais (ver DAVIS; TILTON, 2005), preterindo a hipótese original da doença holandesa: fuga de investidores, uma trajetória produtiva baseada nos recursos naturais, volatilidade de mercado e o uso ineficiente dessas rendas.

Rodriguez e Sachs (1999) utilizaram-se de modelos de crescimento para desenvolver sua hipótese de que a baixa performance econômica em países exportadores se deve ao fato de que esses países mantêm um padrão de vida irrealista para seus níveis de renda. Devido às altas rendas obtidas a partir desses recursos, países com essas características promoveriam o *overshooting* – a manutenção de uma alta taxa de consumo/capital. Este cenário levaria à transição a um estado estacionário, com taxas de crescimento negativas, o que foi testado empiricamente utilizando dados da Venezuela.

Neumayer (2004) também baseou sua análise na insustentabilidade de altos níveis de consumo e utilizou-se das contribuições no custo de uso de recursos naturais finitos feitas por Hotelling (1931) para argumentar que o Produto Interno Líquido poderia ser utilizado como uma boa *proxy*, visto que seria uma medida legítima da renda. Esta análise estabelece que países com alta dependência de recursos naturais apresentam taxas de depreciação mais altas devido aos efeitos da exaustão, o que ocorreria por conta de uma maior participação dos recursos naturais no total do estoque de capital. Sendo assim, utilizar o Produto Interno Bruto

como uma medida de renda poderia enganosamente indicar um nível subótimo de consumo como sendo ótimo³.

Dentre uma série de novas contribuições de hipóteses alternativas, é possível destacar a proposta por Atkinson e Hamilton (2003) que buscou explicar a relação entre baixa performance econômica de países ricos em recursos naturais e a qualidade de suas instituições. Como discutido anteriormente, a hipótese da relevância institucional no contexto das altas rendas originadas dos recursos naturais não é nova, mas o método de avaliação e as variáveis utilizadas devem ser enfatizados.

Esses autores investigaram o papel das instituições através de um painel contendo 91 países, em um período de seis anos, avaliando os impactos de diversos recursos naturais. Os resultados mostraram que os países mais afetados pela maldição dos recursos naturais foram aqueles em que havia complicações fiscais, bem como baixos níveis de poupança, de forma que a renda advinda dos recursos naturais era direcionada para a manutenção dos gastos do governo (pessoal, serviços, material de consumo, conservação etc.). Esta conclusão deriva do fato de que os países que investiram em capital físico e humano não estiveram sujeitos a essa mesma maldição.

Tendo isso em mente, os autores mostraram que a qualidade institucional tem um papel fundamental na promoção de uma melhor alocação de rendas advindas dos recursos naturais, evitando que eles fossem utilizados de forma inadequada e/ou desperdiçados. Tal conclusão é consistente com a Lei de Hartwick (HARTWICK, 1977), que estabelece que rendas de recursos naturais devem ser investidas e não gastas, de forma que não haja uma queda significativa no padrão de vida à medida que uma sociedade se encaminhe para um futuro indefinido.

³ Quando o Produto Interno Líquido foi utilizado em substituição ao Produto Interno Bruto como medida de renda, a presença da maldição dos recursos naturais foi confirmada.

ANÁLISE ECONOMÉTRICA

Dados estatísticos

Para realizar a análise de dados em painel comparando o desempenho de municípios baianos em que há atividade petrolífera e o dos demais, dados referentes a renda, educação, saúde, mercado de trabalho, atividade econômica e medidas de capital humano foram coletados para todos os 417 municípios do estado da Bahia entre os anos de 2005 e 2010. A amostra balanceada tem, portanto, 2.502 observações.

Esses dados foram obtidos exclusivamente de fontes oficiais, como o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), a Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Sistema Firjan), bem como oriundos da Companhia Elétrica do Estado da Bahia (Coelba) e Secretaria da Saúde do Estado da Bahia (Sesab) e disponibilizados pela Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia (SEI). Além disso, o indicativo de atividade petrolífera nos municípios foi obtido a partir de dados sobre a receita de *royalties* desta atividade em cada município, com base nos dados disponibilizados pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP).

É importante observar que não é apenas a produção de petróleo e/ou gás natural em seu território que determina se um município tem direito a receber *royalties*. Nesse sentido, a Lei do Petróleo não somente aumentou significativamente o percentual de *royalties* a que estes municípios têm direito, mas também definiu que municípios que sofrem impactos diretos ou indiretos dessa atividade também devem ser beneficiários. Os critérios utilizados para determinar tal direito são complexos e vêm sendo modificados ao longo dos anos, sendo inclusive alvo de contestação judicial (CNM, 2009). Sendo assim, é importante salientar que existem municípios baianos que não são produtores da Bacia do

Recôncavo, mas que têm sido beneficiados com a arrecadação dos *royalties*.

Não obstante, o fato de que os *royalties* pagos aos 16 municípios dessa bacia petrolífera representam 99,54% de todos os *royalties* recebidos pelos municípios baianos no período entre 2005 e 2010 torna razoável a generalização de que os resultados deste estudo relacionam-se aos impactos socioeconômicos da exploração e produção de petróleo e gás em campos maduros nesse território específico.

A seguir, descrevem-se de forma mais detalhada as variáveis utilizadas na análise econométrica:

- Nível de renda (LRENDA): os produtos internos brutos dos municípios baianos (PIB municipal) foram obtidos junto ao IBGE e utilizados com uma medida de desenvolvimento socioeconômico, em especial devido à disponibilidade de dados no período estudado. Os dados nominais foram convertidos em valores reais utilizando o deflator do PIB disponibilizado pelo Banco Central⁴, divididos pela população do município no ano de referência e, por fim, transformados utilizando-se o logaritmo natural.
- *Dummy* de *royalties* (D_OIL): esse indicador assume o valor 1, caso o município tenha recebido *royalties* no período, e zero, no caso contrário. Esses dados foram obtidos na Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP).
- Receitas com *royalties* (ROYPIB): essa variável mede a relação dos valores arrecadados anualmente com *royalties* e o PIB municipal no período de referência, em termos percentuais⁵.

⁴ Banco Central do Brasil. Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Disponível em: <http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/aviso.asp> (2013).

⁵ A opção por incluir alternadamente uma variável *dummy* para identificar os municípios que receberam receitas com *royalties* ou as receitas de fato teve por objetivo verificar se, no primeiro caso, a presença da arrecadação de *royalties* traz impacto positivo sobre o desempenho ou, no segundo caso, se variações nessa arrecadação levam a desempenhos diferenciados (ou seja, nessa segunda alternativa, busca-se verificar se maiores arrecadações se traduzem em melhores desempenhos).

Os dados de receitas com *royalties* também foram obtidos junto à ANP.

- IFDM educação (IFDM_EDUC): este índice é utilizado como uma medida de capital humano. Seu objetivo é captar tanto a oferta quanto a qualidade da educação primária pública e privada e é composto por alguns outros índices e taxas, quais sejam: taxa de matrícula na educação infantil, taxa de abandono, taxa de distorção idade-série, percentual de docentes com ensino superior, média de horas-aula diárias e os resultados do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB). Ele é calculado e divulgado anualmente pela Firjan.
- IFDM saúde (IFDM_SAUDE): também obtido junto à Firjan, este índice compreende informações sobre número de consultas de pré-natal, óbitos por causas mal definidas e óbitos infantis por causas evitáveis.
- Horas trabalhadas (LNHTRAB): essa variável é utilizada como uma medida de insumo de trabalho. Ela descreve o logaritmo natural do

dados também foram obtidos na SEI, com base em informações fornecidas pela Coelba.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis acima listadas, enquanto a Tabela 2 traz a matriz de correlação entre todas as variáveis. É interessante observar que a correlação entre LRENDIA e os indicadores associados ao pagamento de *royalties* é baixa. Destaca-se, também, a maior correlação entre disponibilidade de mão de obra e energia como importantes para o nível de renda.

Quando se compara preliminarmente o desempenho dos municípios do Recôncavo baiano com o dos demais do estado da Bahia (Figura 2)⁶, outras informações relevantes são obtidas. Primeiramente, em termos de PIB per capita, São Francisco do Conde é um *outlier*, que supera seus pares de forma extrema. Na verdade, este município tem o maior PIB per capita não somente do estado da Bahia, mas também do país⁷. Isso ocorreu principalmente devido ao fato de o município abrigar a segunda maior refinaria do país e, ao mesmo tempo, possuir uma população relativamente pequena.

Tabela 1
Estatísticas descritivas – Bahia

	LRENDIA	ROYPIB	D_OIL	IFDM_EDUC	IFDM_SAUDE	LNHTRAB	LNENERGIAPC
Média	8,059	0,174	0,586	0,523	0,636	10,630	6,055
Mediana	7,922	0,002	1,000	0,522	0,636	10,402	5,948
Máximo	12,200	19,347	1,000	0,763	0,948	17,263	8,978
Mínimo	6,971	0,000	0,000	0,273	0,361	6,430	2,727
Desvio-padrão	0,542	1,068	0,493	0,081	0,082	1,224	0,610
Nº Observação	2502	2502	2502	2502	2502	2502	2502

Fonte: Elaboração própria.

número de horas contratadas no mercado de trabalho formal por município a cada ano. A fonte desses dados é o MTE, através da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

- Consumo de energia elétrica (LNENERGIAPC): este indicador representa o logaritmo natural do consumo de energia elétrica em quilowatts-hora per capita e é utilizado como uma *proxy* para a atividade econômica em cada município. Esses

⁶ Municípios do Recôncavo com produção de petróleo e gás natural: Alagoinhas, Araçás, Candeias, Cardeal da Silva, Catu, Entre Rios, Esplanada, Itanagra, Itaparica, Madre de Deus, Mata de São João, Pojuca, São Francisco do Conde, São Sebastião do Passé, Simões Filho e Teodoro Sampaio.

⁷ Em 2008, o município apresentou o maior PIB per capita do país pelo quarto ano seguido, R\$ 288.370,81, enquanto a média do país era de R\$ 15.989,75 (Exame (2010)).

Tabela 2
Matriz de correlação – Bahia

	LRENDA	ROYPIB	D_OIL	IFDM_EDUC	IFDM_SAUDE	LNHTRAB	LNENERGIAPC
LRENDA	1,000						
ROYPIB	0,148	1,000					
D_OIL	0,097	0,137	1,000				
IFDM_EDUC	0,304	0,087	0,038	1,000			
IFDM_SAUDE	0,316	0,105	-0,010	0,473	1,000		
LNHTRAB	0,569	0,055	0,179	0,280	0,281	1,000	
LNENERGIAPC	0,618	0,162	0,056	0,427	0,368	0,600	1,000

Fonte: Elaboração própria.

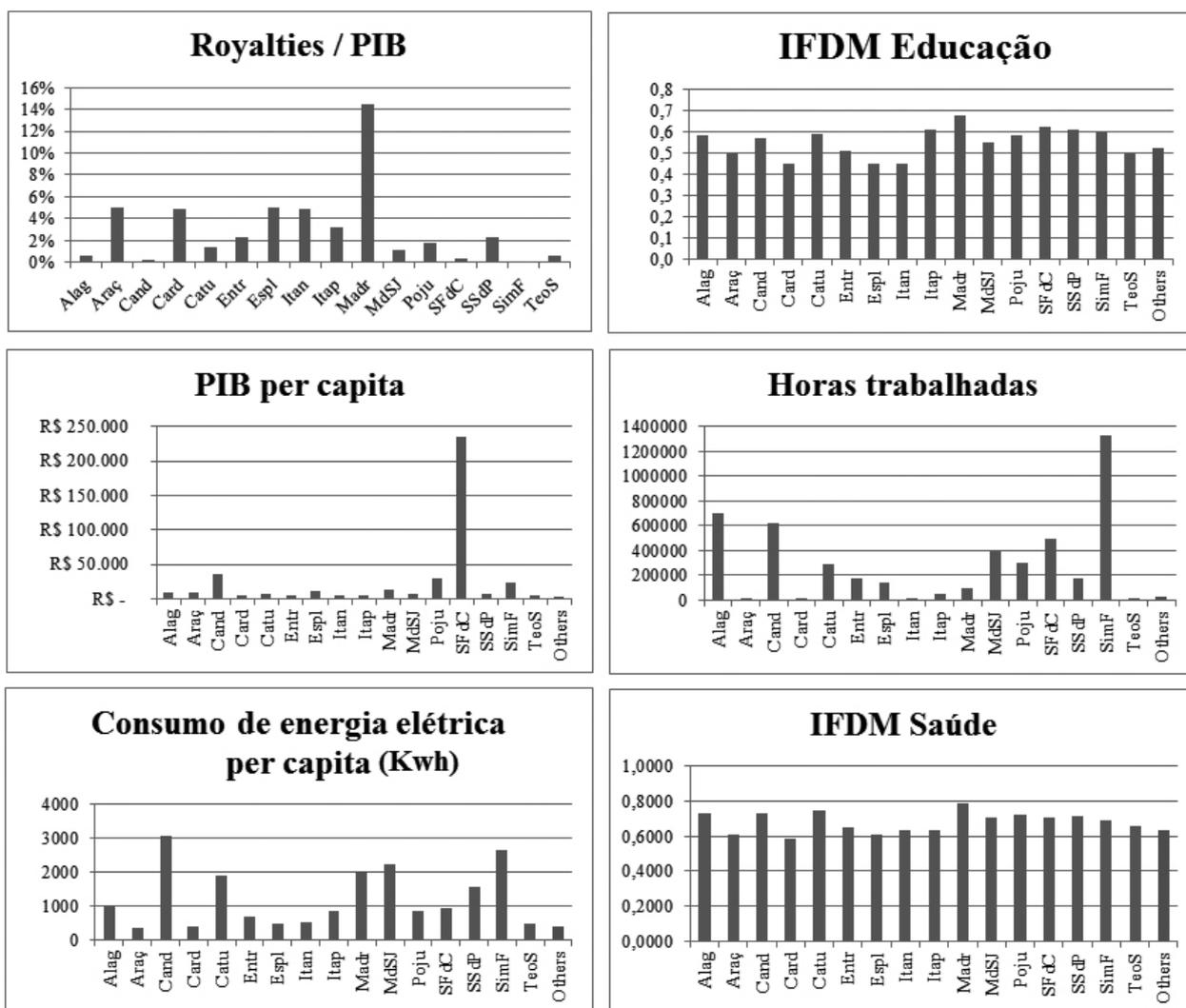


Figura 2
Municípios produtores versus não produtores de petróleo e gás natural na Bahia

Fonte: Elaboração própria.

O que é mais relevante, no entanto, é observar os outros gráficos para esse município e constatar que, apesar de ser o segundo maior beneficiário no estado em termos de *royalties* per capita, não parece haver uma diferença significativa nos indicadores de saúde, educação e atividade econômica, como poderia ser esperado. Isso é uma evidência de que os recursos obtidos a partir de suas riquezas naturais e atividades econômicas não estão se convertendo em melhoria de bem-estar para seus habitantes.

Em termos de comparação entre os indicadores de municípios produtores, listados individualmente, e aqueles de municípios não produtores, designados de forma agregada como “outros”, parece que ser um município produtor é relativamente vantajoso em relação aos indicadores de produtividade (consumo de energia elétrica, horas trabalhadas e PIB per capita), mas os indicadores de educação e, particularmente, de saúde não são diferentes dos verificados nos demais municípios do estado.

Metodologia

O objetivo da análise econométrica empreendida foi verificar se a atividade de produção de petróleo e gás natural em municípios produtores do estado da Bahia (todos localizados na Bacia do Recôncavo) resultaria em um impacto econômico positivo que justificasse a adoção de políticas públicas de incentivo à continuidade da produção de hidrocarbonetos em campos maduros neste estado, visto que esta atividade vem apresentando uma produtividade declinante e incipiente em relação à produção do país, do ponto de vista volumétrico.

Dados relativos a todos os 417 municípios baianos no período de 2005 a 2010 foram utilizados na implementação de uma análise em painel. Essa análise permite controlar para a presença de heterogeneidade individual, possibilitando verificar se os municípios produtores de petróleo e gás têm apresentando desempenho superior ao dos demais localizados no estado da Bahia.

Os testes tiveram por objetivo estimar uma equação de determinação do nível de renda (LREND), como função do nível de capital humano (IFDM_EDUC), da quantidade de trabalho disponível (LNHTRAB), da qualidade da saúde, do consumo de energia elétrica (LNENERGIAPC) e, particularmente, da disponibilidade de arrecadação de recursos com *royalties* (conforme indicado anteriormente, duas variáveis foram utilizadas alternadamente como medidas da arrecadação de *royalties*: D_OIL e ROYPIB)⁸.

A análise foi desenvolvida utilizando tanto o modelo de efeitos fixos quanto o de efeitos aleatórios, conduzindo-se os testes usuais para verificar qual é superior (WOOLDRIDGE, 2002). O modelo de efeitos fixos pressupõe que os interceptos variam entre as unidades individuais (municípios) ou entre as observações temporais, assumindo que os coeficientes das variáveis independentes são constantes para os dados longitudinais. Este modelo apresenta a seguinte forma funcional:

$$y_{i,t} = (\alpha + u_i) + X'_{i,t}\beta + v_{i,t}$$

onde $y_{i,t}$ = LREND, $X_{i,t}$ = matriz dos regressores indicados anteriormente, u_i = efeito individual e $v_{i,t}$ = termo de erro (assume-se que $v_{i,t} \sim II(0, \sigma^2 v)$). No modelo de efeitos fixos conhecido como *within effects*, que foi utilizado para obter os resultados descritos a seguir, faz-se a análise de regressão utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (OLS) com os dados empilhados e utilizando as variáveis ajustadas pelas suas médias, ou seja:

$$(y_{i,t} - \bar{y}) = \beta(x_{i,t} - \bar{x}) + (u_i - \bar{u}) + (v_{i,t} - \bar{v})$$

onde $x_{i,t}$ representa cada variável incluída em $X_{i,t}$. Nota-se que os coeficientes das variáveis *dummy* que capturam os efeitos individuais ou temporais não são disponibilizados diretamente pela

⁸ Estratégia semelhante foi adotada por Postali (2009).

estimativa *within effects* e precisam ser calculados separadamente⁹.

O modelo de efeitos aleatórios, por sua vez, explora as diferenças na variância dos componentes de erro entre as unidades individuais ou entre as observações temporais. O modelo assume que o efeito individual não é correlacionado com quaisquer das variáveis independentes e estima variâncias do erro que são específicas para as unidades individuais ou para as observações temporais: o efeito individual é, portanto, um componente do termo de erro composto. Neste modelo, os interceptos e coeficientes das variáveis independentes são os mesmos para os dados longitudinais. Tem-se, para o modelo de efeitos aleatórios, a seguinte forma funcional:

$$y_{i,t} = \alpha + X'_{i,t}\beta + (v_{i,t} + u_i)$$

O modelo de efeitos aleatórios reduz o número de parâmetros a serem estimados, mas produz estimativas inconsistentes quando os efeitos aleatórios específicos das unidades individuais são correlacionados com as variáveis independentes (Greene, 2008). Ou seja, o estimador de efeitos aleatórios é um caso especial de um modelo paramétrico para heterogeneidade não observável: elaboram-se pressupostos sobre a distribuição do termo de erro específico das unidades individuais e constrói-se um método de estimativa que cancela os parâmetros irrelevantes.

O modelo de efeitos aleatórios assume a ausência de heterocedasticidade nos resíduos e estima a matriz de variância-covariância dos resíduos utilizando o método de mínimos quadrados generalizados (GLS), quando a estrutura de covariância de

cada unidade individual é conhecida¹⁰. Caso a matriz correta seja desconhecida, o que é normalmente o caso, é utilizado o método dos mínimos quadrados generalizados exequível (FGLS): estima-se a estrutura da heterocedasticidade a partir do modelo OLS, com base em pressupostos sobre a natureza dos problemas de heterocedasticidade e autocorrelação (WOOLDRIDGE, 2002; BALTAGI, 2008).

No FGLS, existem duas opções para se proceder à estimativa da matriz de variância-covariância: *one-step* ou iterativo. No procedimento *one-step*, os coeficientes dos regressores são estimados inicialmente utilizando OLS, computa-se uma transformação ponderada do tipo GLS e reestimam-se os coeficientes com os dados ponderados. No procedimento iterativo, repetem-se as condutas do processo *one-step* até que os coeficientes e os pesos converjam. Este último procedimento foi adotado nas estimativas cujos resultados são descritos a seguir.

Também é preciso definir o procedimento para o cálculo de covariâncias robustas dos coeficientes estimados com FGLS. Para isso, é preciso definir se existe:

- Heterocedasticidade em *cross-section*: diferentes variâncias dos resíduos para cada *cross-section*.
- Heterocedasticidade temporal: os resíduos para um mesmo período, entre diferentes *cross-sections*, são correlacionados e a covariância desses resíduos é diferente para cada observação temporal.
- Covariância contemporânea: os resíduos para um mesmo período, entre diferentes *cross-sections*, são correlacionados, mas com covariância constante entre diferentes observações temporais.
- Heterocedasticidade temporal e correlação serial: heterocedasticidade e correlação serial entre as observações temporais de cada unidade (assume-se que a covariância entre os

⁹ O modelo de efeitos fixos também pode ser estimado utilizando OLS e adicionando separadamente variáveis *dummy* para capturar os efeitos individuais ou temporais. Esta forma de estimação, chamada de mínimos quadrados com variáveis *dummy* (*least squares dummy variables*, ou LSDV), produz os mesmos coeficientes e respectivos desvios padrão para os regressores, mas, à medida que o número de unidades individuais cresce, os coeficientes das variáveis *dummy* tornam-se inconsistentes, sendo mais indicado utilizar o estimador *within effects* (Baltagi, 2008).

¹⁰ Quando a matriz de variância-covariância correta é conhecida, o procedimento GLS permite transformar um modelo heterocedástico em homocedástico e obter estimativas eficientes de β Baltagi (2001).

resíduos de diferentes *cross-sections* e diferentes unidades temporais é zero).

É possível utilizar FGLS na estimativa do modelo de efeitos fixos, particularmente se se suspeita que os erros são heterocedásticos. As estimativas descritas a seguir foram realizadas considerando-se as diferentes possibilidades para a estrutura da heterocedasticidade e autocorrelação e verificando se os resultados permanecem inalterados independentemente da escolha de metodologia adotada na implementação do FGLS.

Para verificar a existência de correlação serial entre os resíduos, por exemplo, é possível conduzir o teste de Wooldridge (2002). De acordo com este autor, deve-se primeiramente estimar a regressão original em primeiras diferenças:

$$(y_{i,t} - y_{i,t-1}) = \beta (x_{i,t} - x_{i,t-1}) + (v_{i,t} - v_{i,t-1})$$

Retiram-se, então, os resíduos desta estimação e implementa-se a regressão dos resíduos obtidos na estimativa em primeiras diferenças como função de suas primeiras defasagens:

$$(v_{i,t} - v_{i,t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 (v_{i,t-1} - v_{i,t-2}) + \varepsilon$$

Se inexistir correlação serial, o coeficiente obtido α_1 deve ser igual a -0,5. Faz-se, então, o teste de Wald de restrição de coeficiente para verificar esta hipótese nula.

Para determinar a escolha do modelo mais apropriado a ser utilizado com os dados disponíveis, três testes foram conduzidos:

- Teste de redundância dos efeitos fixos, cujos resultados permitem avaliar se o ajuste deste modelo (*goodness of fit*) é superior ao OLS.
- Teste do multiplicador de Lagrange de Breusch e Pagan (1980), que mostra o quanto o modelo de efeitos aleatórios é superior ao modelo OLS. O teste examina a hipótese nula de que os componentes da variância específica das unidades individuais ou das unidades temporais são zero. Se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se que

o modelo de efeitos aleatórios lida melhor com a heterogeneidade do que OLS.

- Teste de Hausman, que analisa se as estimativas do modelo de efeitos aleatórios não são significativamente diferentes das estimativas não viesadas do modelo de efeitos fixos (GREENE, 2008). O Hausman é um teste para a ausência de heterocedasticidade, pressuposto do modelo de efeitos aleatórios. Logo, não se deve conduzi-lo controlando para heterocedasticidade (ou seja, o teste de Hausman deve ser realizado estimando-se FGLS sem ponderação GLS e com cálculo de covariância dos coeficientes pelo método ordinário).

Resultados

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos com os testes econométricos para o modelo de efeitos fixos, utilizando ROYPIB e D_OIL como variáveis que representam a arrecadação de *royalties*. A estimação foi conduzida via FGLS *within effects*, controlando para o efeitos fixos em *cross-section* e efeitos fixos temporais. A inclusão conjunta de efeitos fixos em *cross-section* e temporais não alterou substancialmente os resultados, mas inviabilizou a utilização de métodos mais eficientes para o cálculo de covariâncias robustas dos coeficientes. Assim, optou-se por apresentar os resultados incluindo apenas efeitos fixos em *cross-section*, pois o ajuste da regressão (*goodness of fit*) foi melhor com essa escolha e com o controle da possibilidade de existência de heterocedasticidade em *cross-section*. O teste de redundância dos efeitos fixos indica que este modelo é superior à estimativa utilizando OLS.

Para o modelo de efeitos aleatórios, utilizou-se também a estimação via FGLS, sem se controlar para a presença de heterocedasticidade (ver resultados na Tabela 4). Observa-se que os resultados obtidos são semelhantes aos indicados pelo modelo de efeitos fixos. O teste do multiplicador de Lagrange de Breusch e Pagan (1980) indica que o modelo de efeitos aleatórios também é superior à

Tabela 3
Resultados dos testes econométricos: modelo de
efeitos fixos – Bahia

	Coeficiente		Coeficiente
C	5,389 (33,343)	C	5,381 (67,626)
IFDM_EDUC	0,387 (11,527)	IFDM_EDUC	0,386 (9,359)
LNHTRAB	0,018 (4,854)	LNHTRAB	0,019 (3,269)
LNENERGIAPC	0,365 (13,367)	LNENERGIAPC	0,365 (26,323)
IFDM_SAUDE	0,114 (3,092)	IFDM_SAUDE	0,108 (3,341)
ROYPIB	-0,050 (-9,083)	D_OIL	-0,010 (-1,148)
Estatísticas ponderadas		Estatísticas ponderadas	
R2	0,970	R2	0,969
R2 Ajustado	0,964	R2 Ajustado	0,963
Erro Padrão da Regressão	0,204	Erro Padrão da Regressão	0,207
Estatística F	159,047	Estatística F	154,337
Prob (Estatística F)	0,000	Prob (Estatística F)	0,000
Num. Obs.	2502	Num. Obs.	2502
Teste de redundância de efeitos fixos		Teste de redundância de efeitos fixos	
Cross-section F	67,753	Cross-section F	65,984
Prob.	0,000	Prob.	0,000

Fonte: Elaboração própria.

estimação via OLS, mas o teste de Hausman aponta para a superioridade no modelo de efeitos fixos.

Os resultados obtidos indicam que o desempenho econômico é influenciado negativamente pela arrecadação de *royalties*, evidência que favorece a hipótese da maldição dos recursos naturais. Esse resultado é estatisticamente relevante a um nível de 1%, apesar de a relevância econômica ser menos representativa: um aumento de 10% no percentual de arrecadação de *royalties* em relação ao PIB de um município com a renda mediana da amostra reduz o PIB per capita em 0,1%. Quando incluímos a variável D_OIL, a relação inversa entre a arrecadação de *royalties* e o nível de renda permanece, mas o coeficiente não apresenta significância estatística.

Quanto às demais variáveis, os sinais dos coeficientes são esperados: a qualidade e disponibilidade de mão de obra, a qualidade da saúde e a maior

utilização de energia elétrica estão associadas com maiores níveis de renda per capita. Todas essas variáveis apresentam significância estatística. Em termos de relevância econômica, observa-se que um aumento de 10% no indicador de educação, no indicador de saúde, no número de horas trabalhadas ou no consumo de energia per capita proporciona uma elevação na renda per capita em 2%, 0,8%, 0,2% ou 3,7%, respectivamente. A reduzida relevância econômica das variáveis incluídas nos testes econométricos aponta para a importância de incluir outros determinantes do desempenho econômico municipal.

Apesar de os resultados encontrados serem robustos, salienta-se a necessidade de, em trabalhos futuros, considerar a possibilidade de endogeneidade das variáveis. Sabe-se que, se a covariância entre os regressores e o termo de erro for diferente de zero, o modelo de efeitos fixos não é apropriado. Outra questão que precisa ser considerada em trabalhos futuros é a autocorrelação dos resíduos: a avaliação preliminar utilizando-se o teste de Wooldridge indica que os resíduos em cada unidade de *cross-section* são correlacionados (a hipótese nula de ausência de autocorrelação é rejeitada com 99% de confiança). A solução para esses problemas é estimar o modelo usando variáveis instrumentais ou modelagem com equações estruturais.

CONCLUSÃO

A atividade de exploração e produção (E&P) de petróleo e gás natural em bacias maduras é uma realidade em muitas províncias petrolíferas ao redor do mundo e que tende apenas a crescer por conta do volume cada vez maior da produção mundial. Assim, essas bacias irão inevitavelmente atingir seu pico e chegar à maturidade produtiva. À medida que os desafios exploratórios crescem, com um impacto significativo nos custos e na necessidade de inovação tecnológica, técnicas avançadas e outros métodos de recuperação de hidrocarbonetos se tornarão

Tabela 4					
Resultados dos testes econométricos: modelo de efeitos aleatórios – Bahia					
	Coefficiente			Coefficiente	
C	4,895		C	4,910	
	(38,569)			(38,354)	
IFDM_EDUC	0,488		IFDM_EDUC	0,473	
	(4,782)			(4,482)	
LNHTRAB	0,100		LNHTRAB	0,100	
	(8,486)			(8,336)	
LNENERGIAPC	0,291		LNENERGIAPC	0,289	
	(14,039)			(13,825)	
IFDM_SAUDE	0,137		IFDM_SAUDE	0,134	
	(1,372)			(1,321)	
ROYPIB	-0,033		D_OIL	0,011	
	(-3,954)			(0,568)	
Especificação dos efeitos			Especificação dos efeitos		
	S.D.	Rho		S.D.	Rho
Cross-section Aleatórios	0,338	0,718	Cross-section Aleatórios	0,340	0,717
Idiosincráticos Aleatórios	0,212	0,282	Idiosincráticos Aleatórios	0,214	0,283
Estatísticas ponderadas			Estatísticas ponderadas		
R2		0,237	R2		0,233
R2 Ajustado		0,235	R2 Ajustado		0,231
Erro Padrão da Regressão		0,215	Erro Padrão da Regressão		0,216
Estatística F		154,970	Estatística F		151,325
Prob (Estatística F)		0,000	Prob (Estatística F)		0,000
Num. Obs.		2502	Num. Obs.		2502
Teste LM Breusch & Pagan			Teste LM Breusch & Pagan		
Cross-section Qui-Quadrado		3035,055	Cross-section Qui-Quadrado		3097,138
Prob.		0,000	Prob.		0,000
Teste de Hausman			Teste de Hausman		
Cross-section Qui-Quadrado		87,292	Cross-section Qui-Quadrado		56,023
Prob.		0,000	Prob.		0,000

Fonte: Elaboração própria.

viáveis economicamente para muitos produtores. Isso é especialmente verdadeiro para pequenas e médias empresas da indústria do petróleo e gás natural, como os novos entrantes na indústria brasileira no período posterior à quebra do monopólio, incluindo aqueles que operam na Bacia do Recôncavo.

Levando em consideração as mudanças regulatórias acarretadas pela Lei do Petróleo e o potencial impacto econômico e prospectivo que esta atividade pode ocasionar nos municípios do Recôncavo

baiano, tanto através de rendas petrolíferas quanto pela geração de emprego e uso de conteúdo local, esta atividade não pode ser ignorada e deve ser analisada e estudada cuidadosamente. Nesse sentido, os resultados apresentados neste trabalho mostram que há uma necessidade de se averiguar as razões pelas quais os municípios com maior arrecadação de *royalties* não vêm apresentando um desempenho econômico superior àqueles com menor ou nenhuma arrecadação. Particularmente, a literatura que

investiga este fenômeno, conhecido como a maldição dos recursos naturais, sugere a necessidade de se buscar fortalecer a governança institucional e evitar que recursos sejam dissipados em função da corrupção e de atividades de *rent-seeking*.

A utilização dos dados em painel permitiu controlar características não observadas e abriu um precedente para a realização de estudos que possam utilizar técnicas de análise econométrica mais avançadas. Não obstante, os resultados apontam para a necessidade de utilizar metodologias que controlem para a endogeneidade dos regressores e, possivelmente, de incluir variáveis adicionais que também sejam relevantes para o desempenho econômico dos municípios.

É possível, também, realizar diversas extensões a esta pesquisa, incluindo estudos sobre municípios localizados em outras bacias maduras brasileiras e que analisem esses municípios antes e depois da promulgação da Lei do Petróleo, objetivando a compreensão dos seus impactos nos indicadores socioeconômicos, bem como do seu desenvolvimento em aspectos mais gerais.

Finalmente, é muito importante que esta discussão não se distancie da questão da aplicação das rendas petrolíferas em fontes capazes de garantir a sustentabilidade financeira dos municípios produtores quando suas reservas de petróleo e/ou gás natural acabarem – o que é uma certeza. As fontes mais óbvias para tal são saúde e, principalmente, educação, buscando converter esse estoque de capital mineral em capital humano de melhor qualidade, fator imprescindível para a promoção do crescimento econômico e da sustentabilidade financeira dos municípios brasileiros produtores de petróleo.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. Institutions as a fundamental cause of long-run growth. *Handbook of economic growth*, [S.l.], v. 1, p. 385-472, 2005.
- AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS. *Resumo das rodadas*. Disponível em: <<http://www.brazil-rounds.gov.br/portugues/resumogeral.asp>>. Acesso em: 10 fev. 2013.
- ALMEIDA, E. F. de et al. *Economia da energia: fundamentos econômicos, evolução histórica e organização industrial*. [S.l.]: Campus, 2007.
- ARAÚJO, F. C. de. *Cenários prospectivos para a cadeia de petróleo e gás natural na Bahia: uma visão para 2020*. Brasília: IEL; NC. 2009.
- ATKINSON, G.; HAMILTON, K. Savings, growth and the resource curse hypothesis. *World Development*, [S.l.], v. 31, n. 11, p. 1793-1807, 2003.
- BALTAGI, Badi. *Econometric analysis of panel data*. [S.l.]: Wiley, 2008.
- BOARINI, R.; JOHANSSON, A.; D'ERCOLE, M. M. *Alternative measures of well-being*. [S.l.]: OECD, 2006. (Economics Department Working Papers, n. 476.).
- BOYCE, J. R.; EMERY, J. C. H. *What can exhaustible resource theory tell us about per capita income growth and levels in resource economies?*. Calgary, CA: University of Calgary, 2007. Disponível em: <<http://econ.ucalgary.ca/profiles/john-boyce>>. Acesso em: 26 jan. 2013.
- BRASIL. Lei n. 9.478, de 6 de agosto de 1997. Dispõe sobre a política energética nacional, as atividades relativas ao monopólio do petróleo, institui o Conselho Nacional de Política Energética e a Agência Nacional do Petróleo e dá outras providências. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*. Brasília, DF, 7 ago. 1997. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l9478.htm>. Acesso em: 10 fev. 2013.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, Edimburgo, v. 47, n. 1, p. 239-253, 1980.
- CÂMARA, R. J. B. *Campos maduros e campos marginais: definições para efeitos regulatórios*. 2004. 128 f. Dissertação (Mestrado)-Departamento de Engenharia e Arquitetura, Universidade Salvador, Salvador, 2004.
- CANELAS, A. L. S. *Investimentos em exploração e produção após a abertura da indústria petrolífera no Brasil: impactos econômicos*. 2004. 87 f. Monografia (Bacharelado)-Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2004.
- CONSTANZA, R. et al. Beyond GDP: the need for new measures of progress. Boston: Boston University, 2009. (The pardee papers, n. 4).
- DAVIS, G. A.; TILTON, J. E. The resource curse. *Natural resources forum*, New York, v. 29, n. 3, p. 233-242, 2005.
- EXAME.COM. *São Francisco do Conde tem o maior PIB per capita do país*. 2010. Disponível em: <<http://exame.abril.com.br/brasil/noticias/sao-francisco-do-conde-tem-maior-pib-per-capita-no-pais>>. Acesso em: 3 fev. 2013.

PRODUÇÃO DE PETRÓLEO E GÁS NATURAL EM CAMPOS MADUROS E O DESEMPENHO ECONÔMICO DOS MUNICÍPIOS PRODUTORES DA BACIA DO RECÔNCAVO

- FERREIRA, D. F. Produção de petróleo e gás natural no Brasil: desafios e oportunidades. In: FERREIRA, D. F. (Org.). *Produção de petróleo e gás em campos marginais: um mercado crescente*. Campinas, SP: Komedi, 2009, v. 1, p. 53-66.
- FRANKEL, J. *The natural Resource resource curse: a survey*. Cambridge, MA: Harvard University. 2010. (NBER working paper, n. 15836).
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 6th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.
- HARTWICK, J. M. Intergenerational equity and the investing of rents from exhaustible resources. *The American Economic Review*, Nashville, TE, v. 67, n. 5, p. 972-974, 1977.
- HOTELLING, Harold. The economics of exhaustible resources. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 39, n. 2, p. 137-175, 1931.
- KASSENBOEHMER, S.; SCHMIDT, C. M. *Beyond GDP and back: what is the value-added by additional components of welfare measurement?* Grattan St, Parkville: University of Melbourne, 2011. (Discussion papers, n. 8225).
- NEUMAYER, E. Does the resource curse hold for growth in genuine income as well? *World Development*, Houghton St, London, v. 32, n. 10, p. 1627-1640, 2004.
- NOVAES, R. C. S. *Campos maduros e áreas de acumulações marginais de petróleo e gás natural: uma análise da atividade econômica no recôncavo baiano*. 2010. 179 f. Dissertação (Mestrado)–Programa de Pós-Graduação em Energia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/86/86131/tde-16082010-112328/>>. Acesso em: 6 fev. 2013.
- POSTALI, F. A. S. Petroleum royalties and regional development in Brazil: the economic growth of recipient towns. *Resources Policy*, [S.l.], v. 34, n. 4, p. 205-213, 2009.
- RIBEIRO, Marilda R. de S. Regulação e questões jurídicas. In: FERREIRA, D. F. (Org.). *Produção de petróleo e gás em campos marginais: um mercado crescente*. Campinas, SP: Komedi, 2009, v. 1, p. 155-169.
- RODRIGUEZ, F.; SACHS, J. D. Why do resource-abundant economies grow more slowly? *Journal of Economic Growth*, Cambridge, MA, v. 4, n. 3, p. 277-303, 1999.
- SACHS, J. D.; WARNER, A. M. Natural resource abundance and economic growth. Cambridge, MA: Institute for International Development, 1995.
- SACHS, J. D.; WARNER, A. M. The big push, natural resource booms and growth. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 59, n. 1, p. 43-76, 1999.
- SACHS, J. D.; WARNER, A. M. The curse of natural resources. The curse of natural resources. *European Economic Review*, Cambridge, MA v. 45, n. 4, p. 827-838, 2001.
- SALA-I-MARTIN, X. X. I just ran two million regressions. *The American Economic Review*, Nashville, TE. v. 87, n. 2, p. 178-183, 1997.
- SALA-I-MARTIN, X.; SUBRAMANIAN, A. *Addressing the natural resource curse: an illustration from Nigeria*. 2003. (Working paper, n. 139). Disponível em: <<http://naturalresourcecharter.org/content/sala-i-martin-x-subramanian-2003-%E2%80%98addressing-natural-resource-curse-illustration-nigeria%E2%80%99>>. Acesso em: 20 set. 2013
- SMITH, B. Oil wealth and regime survival in the developing world, 1960-1999. *American Journal of Political Science*, [S.l.], v. 48, n. 2, p. 232-246, 2004.
- STEVENSON, B.; WOLFERS, J. Economic growth and subjective well-being: reassessing the easterlin paradox. *Brookings Papers on Economic Activity*, [S.l.], v. 39, n. 1, p. 1-102, primavera 2008.
- THE ECONOMIST. *A funny kind of reward*. 2008. Disponível em: <<http://www.economist.com/node/12009864>>. Acesso em: 2 fev. 2013.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT press. 2001.

Artigo recebido em 13 de dezembro de 2013

e aprovado em 13 de fevereiro de 2014.

A dispersão espacial da epidemia de dengue na cidade de Salvador e seus condicionantes socioeconômicos

*Ludmila de Sá Fonseca e Gomes**

*Sebastião A. Loureiro de Souza e Silva***

*Daniel Silva Antunes de Carvalho****

* Mestre em Economia Aplicada pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEARP) da Universidade de São Paulo (USP) e graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia (UFBA).

milafonseca@hotmail.com
** Pós-doutor pela Université de Montreal e pela University of Texas System (UT System), doutor em Epidemiologia pela UT System e mestre em Tropical Public Health pela University of London (UL). Professor emérito da Universidade Federal da Bahia (UFBA) e pesquisador do Instituto de Saúde Coletiva da UFBA. loureiro@ufba.br

*** Graduado e mestrando em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). dan1elsilva@hotmail.com

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar o padrão de dispersão espacial de notificações de casos de dengue na cidade de Salvador, no ano de 2002, bem como seus respectivos efeitos de vizinhança diante de condicionantes ambientais e socioeconômicos. Para atingir este objetivo, foi desenvolvido um modelo econométrico espacial para determinar o comportamento da dengue entre os setores censitários da cidade durante aquele período. Para estimação do modelo, construiu-se um banco de dados contendo informações sobre casos de dengue e variáveis socioeconômicas e ambientais da cidade de Salvador, distribuídas espacialmente entre os 2.584 setores censitários da cidade. A partir desse banco de dados georreferenciados, foi realizada a análise exploratória de dados espaciais e aplicadas técnicas de econometria espacial. Os resultados mostraram que a modelagem econométrica espacial é a mais adequada para delinear o fenômeno de epidemia de dengue na cidade de Salvador, principalmente pelo fato de que os fatores aleatórios e autocorrelacionados espacialmente tiveram forte efeito sobre a taxa de notificações de dengue em 2002. Além disso, os resultados também evidenciaram que a epidemia de dengue de 2002 esteve associada às regiões da cidade de Salvador com maior nível de renda, porém com menor escolaridade.

Palavras-chave: dengue, econometria, correlação espacial.

Abstract

The objective of this paper is to analyze the pattern of spatial dispersion of dengue notifications in the city of Salvador, in 2002, as well as their respective neighborhood effects on environmental and socio-economic conditions. To achieve this goal a spatial econometric model was developed to determine the behavior of dengue among census tracts of the city during that period. To estimate the model, we built a database containing information about dengue cases and environmental socio-economic variables of the city of Salvador, spatially distributed among 2584 census tracts of the city. From that georeferenced database exploratory spatial data analysis was performed and applied spatial econometrics techniques. The results showed that the spatial econometric modeling was the most adequate to model the phenomenon of the dengue epidemic in the

city of Salvador, especially because the fact that random factors spatially autocorrelated had a strong effect on the rate of dengue notification in 2002. Moreover, the results also showed that the dengue epidemic of 2002 was associated with regions of Salvador with higher income, however less schooling.

Keywords: *Dengue. Econometrics. Spatial correlation.*

INTRODUÇÃO

As epidemias de dengue vêm ocorrendo nas áreas tropicais do globo terrestre desde 1959, com um número médio estimado de mais de 100 milhões de casos por ano. Devido ao amplo alcance e ao grande poder letal da doença, a dengue é atualmente considerada um dos maiores problemas de saúde coletiva no mundo. Se até 1990 o sudeste asiático apresentava os maiores números de ocorrências da dengue, nos últimos anos, a Américas do Sul e Central têm tido um crescente aumento dos seus registros de casos, evidenciando a mudança na trajetória da doença no mundo. Atualmente, estas duas regiões são responsáveis por mais da metade dos casos registrados na Organização Mundial de Saúde (OMS).

Segundo Morato (2012), no Brasil, a maior incidência de dengue ocorreu em 1987, com um registro de 64,6 casos por 100 mil habitantes. Porém, a partir de 1994, houve um crescente aumento no número de ocorrências, chegando a atingir 326,6 casos por 100 mil habitantes em 1998. A partir de 2002, um ano epidêmico, o número de casos de dengue vem aumentando cada vez mais no Brasil, tornando esse país o responsável por quase 80% dos registros de dengue nas Américas e por mais de 60% dos casos constatados no mundo.

Trata-se de uma virose transmitida através de vetor alado, o *Aedes Aegypti*, muito bem adaptado ao ambiente urbano e às condições de vida do homem e muito difícil de ser controlado, o que seria necessário para reduzir os níveis de transmissão do vírus da doença no país. Como o *Aedes* mosquito já infestou mais de dois terços dos municípios brasileiros, e os números continuam altos, esta situação revela que as ações desenvolvidas no combate a essa doença não têm sido efetivas para a diminuição das ocorrências (MORATO, 2012).

Algumas pesquisas relevantes sobre a dengue no Brasil podem ser destacadas. Teixeira e Barreto (2003) realizaram um estudo na cidade de Salvador. A pesquisa teve como objetivo descrever a distribuição da ocorrência de casos de dengue em

diferentes espaços intraurbanos do município. Os autores verificaram a existência de relação entre a intensidade de circulação viral e as condições de vida da população. Desse modo, constataram que as condições de vida, mesmo que adequadas, não foram capazes de impedir a ocorrência de elevados riscos de transmissão. Barcellos e outros (2005) analisaram a distribuição desigual dos casos de dengue no município de Porto Alegre. O estudo concluiu que a variável renda apresentou associação positiva com a distribuição de casos verificados na pesquisa. Já Caiaffa e outros (2005) estudaram os casos de dengue em 80 unidades de planejamento do município de Belo Horizonte, a partir das respectivas características socioeconômicas. Os resultados mostraram que os maiores índices de infestação da doença ocorreram em locais que apresentavam aglomerações de domicílios com moradores de baixa renda.

Em outra pesquisa, Almeida (2009) analisou a epidemia da dengue e a sua relação com informações socioeconômicas no município do Rio de Janeiro. O autor utilizou técnicas de estatística e econometria espacial para avaliar a autocorrelação espacial entre a ocorrência de casos de dengue e variáveis socioeconômicas. Os resultados apontaram para a presença de autocorrelação espacial positiva entre os casos da doença e as variáveis de percentual de domicílios ligados à rede sanitária geral, domicílios com lavadora de roupas e densidade populacional por área urbana. Na pesquisa de Mondini e outros (2005), o objetivo foi analisar a transmissão de dengue entre setembro de 1990 e agosto de 2002, em uma cidade de porte médio do interior do estado de São Paulo, também utilizando técnicas de estatística e econometria espacial. Os resultados encontrados revelaram que houve um foco inicial com espalhamento posterior da doença para o restante do município, porém sem a ocorrência de uma distribuição espacial uniforme dos casos de dengue.

No estado da Bahia, as epidemias de dengue vêm se sucedendo desde 1994, e dentre as

epidemias que foram registradas, destaca-se a de 2002, ocorrida no município de Salvador e que será tratada nesse estudo. Desse modo, o objetivo deste trabalho é analisar o padrão de dispersão espacial de casos de dengue na cidade de Salvador, em 2002, com base nas características socioeconômicas e seus respectivos efeitos de vizinhança. Para atingir este objetivo, foram usadas técnicas de econometria espacial e estatística espacial aplicadas a um banco de dados contendo informações sobre notificações de dengue e variáveis socioeconômicas da cidade de Salvador, distribuídas espacialmente entre os 2.584 setores censitários da cidade.

A metodologia utilizada nessa pesquisa consiste na estimação de uma equação linear, na qual o número de notificações de casos de dengue na cidade de Salvador em 2002 é explicado pelas características socioeconômicas dos bairros. Para a estimação dessa equação será inicialmente utilizado o método MQO. Em seguida, após a análise das estatísticas de autocorrelação espacial global e local, serão aplicados modelos econométricos espaciais, a fim de se verificar se os efeitos das características socioeconômicas dos setores censitários sobre as notificações de dengue se mantêm após o controle pelos efeitos de interação espacial.

Além dessa introdução, o artigo é composto de mais quatro seções. A segunda seção apresenta o detalhamento do banco de dados a ser utilizado. Na terceira seção será apresentada a metodologia usada, em particular as técnicas de análise exploratória de dados espaciais e a de econometria espacial. A quarta seção apresenta a especificação da equação econométrica a ser estimada, bem como os resultados da pesquisa. Por fim, a quinta e última seção traz as considerações finais.

BANCO DE DADOS

O banco de dados é composto de informações referentes aos 2.584 setores censitários da cidade de Salvador em 2002. Os dados ambientais e

socioeconômicos foram obtidos através do Censo Demográfico de 2000, do IBGE. Quanto às notificações de casos de dengue, as informações são do banco de dados do Instituto de Saúde Coletiva da Universidade Federal da Bahia (ISC/UFBA). Estas informações foram espacializadas por setor censitário e introduzidas em um arquivo *shapefile*¹. O Quadro 1 apresenta a descrição das variáveis a serem utilizadas no trabalho.

Formato da variável	Descrição
Número de notificações de dengue por setor censitário	ISC/UFBA
Número de notificações de dengue para cada 1000 hab.	(Notificações/população)*1000
Renda do chefe de família (em R\$, de 2000)	Censo Demográfico 2000
População do bairro	Censo Demográfico 2000
% Chefes de família com o 1º grau incompleto	Censo Demográfico 2000
Densidade populacional	(População/área do setor)
% Chefes de família com o 2º grau incompleto	Censo Demográfico 2000
% de Domicílios com coleta de lixo	Censo Demográfico 2000
% de Domicílios com abastecimento de água	Censo Demográfico 2000
% de Domicílios com esgotamento sanitário	Censo Demográfico 2000

Quadro 1
Variáveis selecionadas por setor censitário

Fonte: Elaboração própria.

A partir das informações apresentadas no Quadro 1, os dados referentes ao número de notificações para cada 1.000 habitantes e renda do chefe de domicílio foram espacializados no mapa da cidade de Salvador, por setor censitário. Estes são apresentados na Figura 1. É possível observar que as áreas com maior número de notificações estavam mais concentradas a oeste da cidade, enquanto que as regiões com maior renda ficam a leste. No entanto, existe uma grande área de convergência que se estende do bairro do Comércio

¹ O *shapefile* refere-se a um formato popular de arquivo contendo dados geoespaciais, em forma de vetor. Este arquivo é utilizado por sistemas de informações geográficas, também conhecidos como SIG, para a espacialização e informações, construção de mapas e para a aplicação de técnicas de estatística e econometria espacial.

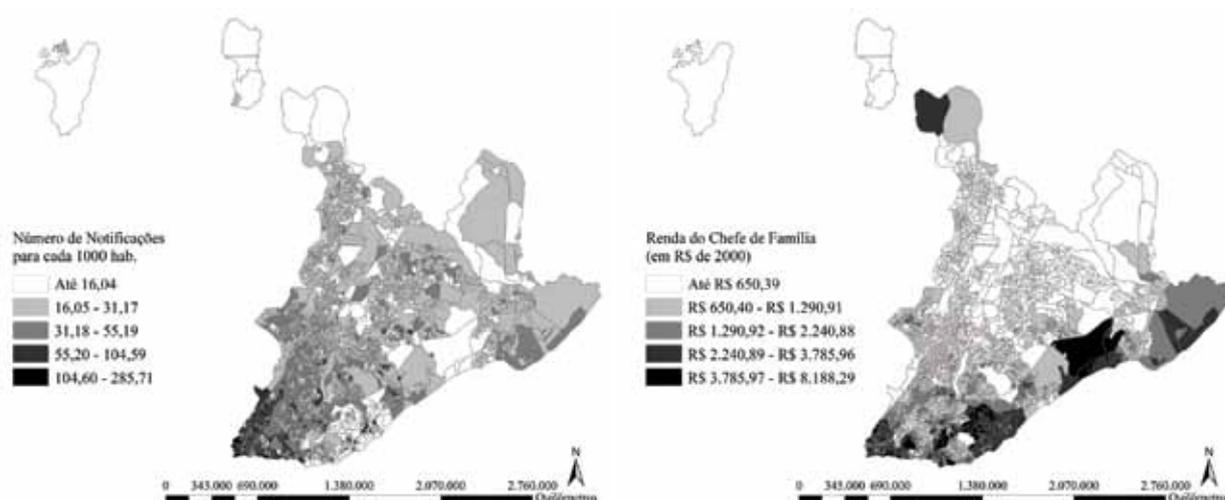


Figura 1
Notificações de dengue (em 2002) e renda dos chefes de família (em 2000) nos setores censitários da cidade de Salvador

Fonte: ISC/UFBA e Censo Demográfico 2000 (2001).

ao Rio Vermelho, com elevada taxa de notificações de dengue e, ao mesmo tempo, com renda mais elevada. Esta evidência aponta para a necessidade de se verificar mais adequadamente o fenômeno da dengue na cidade de Salvador, uma vez que os setores censitários com renda mais elevada também são os dotados de maior infraestrutura, esgotamento sanitário e população mais escolarizada.

Diante do presente banco de dados e contexto inicial, serão utilizadas técnicas econométricas, que vão desde a aplicação do método de mínimos quadrados ordinários aos modelos de econometria espacial, apoiados por métodos de estatística espacial. O objetivo é analisar o padrão de dispersão espacial de casos de dengue na cidade de Salvador, em 2002, com base nas características socioeconômicas e seus respectivos efeitos de vizinhança. A próxima seção apresenta a metodologia a ser utilizada.

METODOLOGIA: ESTATÍSTICA E ECONOMETRIA ESPACIAL

A metodologia utilizada nessa pesquisa consiste na estimação de uma equação linear na qual o número de notificações de casos de dengue na

cidade de Salvador em 2002 é explicado pelas características socioeconômicas dos bairros. Para a estimação dessa equação, será inicialmente utilizado o método MQO. Em seguida, após a análise das estatísticas de autocorrelação espacial global e local, serão aplicados modelos econométricos espaciais, a fim de se verificar se os efeitos das características socioeconômicas dos setores censitários sobre as notificações de dengue se mantêm após o controle pelos efeitos de interação espacial. Nesta seção serão apresentadas as técnicas de análise exploratória de dados espaciais e a modelagem da dependência espacial através dos modelos econométricos espaciais. O método MQO não será apresentado, uma vez que já é bem conhecido na literatura econométrica.

Análise exploratória de dados espaciais

Entre as diferentes formas de se medir a correlação espacial entre atributos de uma mesma variável aleatória, em diferentes localizações no espaço, o índice global de Moran (I de Moran) é o mais utilizado. O índice representa uma medida geral de associação existente num conjunto de dados sob a forma de produto cruzado pela variância dos dados

($z'z$), conforme Almeida (2012). A forma algébrica e matricial do I de Moran é dada por:

$$I = \frac{n}{S_o} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (1)$$

Na equação (1) acima, n representa o número de regiões, z refere-se aos valores da variável de interesse padronizada, Wz representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, segundo uma matriz de ponderação espacial W , w_{ij} é um elemento da matriz com o fim de identificar as regiões ij e, por fim, temos que S_o é igual ao somatório dos elementos da matriz de pesos espaciais.

O índice I de Moran varia de -1 a +1. Ao contrário de um coeficiente de correlação ordinário, essa estatística não é centrada em zero. A princípio, é necessário violar a hipótese nula, que indica a igualdade da estatística I e seu valor esperado $\{-[I/(n-1)]\}$. Em situações em que o valor de I excede o valor esperado, temos a autocorrelação positiva, que revela uma similaridade entre os valores do atributo estudado e da localização do atributo. Em ocorrências de valores I abaixo do valor esperado, é identificada a autocorrelação negativa, que, por sua vez, revela uma dissimilaridade entre os valores do atributo estudado e da localização do atributo (ALMEIDA, 2012).

A abordagem visual da autocorrelação espacial por coeficiente I de Moran é baseada em diagramas de dispersão, representados por nuvens de pontos retratando as regiões. Sob os eixos horizontal e vertical tem-se a variável de interesse (y) e a defasagem espacial da variável (Wy) em padronização da média em zero e variância unitária, sendo transformadas e apresentadas em um diagrama como z e Wz .

A equação (2) de Wz abaixo permite determinar a declividade da dispersão linear dos pontos por mínimos quadrados ordinários (MQO), em que α é uma constante; β , o coeficiente angular; e ε , o termo de erro aleatório da regressão. A ilustração gráfica

da dispersão de Moran está disponível neste trabalho, no item 5.1.

$$Wz = \alpha + \beta z + \varepsilon \quad (2)$$

Enquanto o I de Moran responde como o conjunto de dados está distribuído no espaço por indicadores de associação linear, o *local indicator of spatial association* (LISA) é responsável por indicar *clusters* significantes e os diferentes padrões espaciais locais. Embora os indicadores locais sejam proporcionalmente uma decomposição de um indicador global, a existência dos *clusters* e *outliers* modifica o agrupamento dos dados nas regiões, o que incapacita a utilização de padrões globais para tais fins.

O indicador I de Moran local (I_i) atende às condições satisfatórias do indicador LISA, permitindo identificar aglomerações e dispersões locais significantes. Assim como o índice global, o I_i local varia entre -1 a +1, e o valor esperado da estatística da região i toma a forma da expressão $-[wi/(n-1)]$. O I_i local incorpora somente as informações de i e seus vizinhos, definidos conforme uma matriz de pesos espaciais. Sabendo que z_i é a variável de interesse padronizada na região i , z_j é a variável de interesse padronizada nas regiões (j) vizinhas de i e w_{ij} é a defasagem espacial de i e j , o coeficiente de I_i é descrito na equação abaixo.

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (3)$$

A análise de *clusters* é uma técnica de análise exploratória multivariada que permite a agregação de variáveis em grupos homogêneos, de acordo com o seu grau de semelhança. Sabendo que por autocorrelação espacial local (I de Moran) cada unidade de observação há um I_i específico e seu respectivo nível de significância, a apresentação do conjunto de dados pode por mapeamento de *clusters* (LISA map) categorias de associação espacial enquanto agrupamentos estaticamente significantes. A ilustração dos agrupamentos citados está presente no item 5.2.

Modelagem da dependência espacial

Sob o ponto de vista metodológico, a diferença entre a econometria convencional e a econometria espacial concentra-se na incorporação explícita dos efeitos espaciais na regressão. Os modelos espaciais podem representar não apenas o padrão de interação socioeconômica entre os agentes num sistema, mas também como as características da estrutura desse sistema interagem no espaço. Na presença dos efeitos espaciais, algumas das hipóteses do modelo clássico de regressão linear (MCRL) são violadas, o que indica a necessidade de métodos de análise alternativos aos mínimos quadrados ordinários (MQO), característicos da econometria convencional (ALMEIDA, 2012). No presente trabalho serão utilizados três métodos de modelagem dos efeitos espaciais: modelo autoregressivo espacial, modelo de erro espacial e modelo espacial geral.

No modelo autoregressivo espacial (ou SAR, de *spatial auto regressive*), a variável dependente y é influenciada por uma variável endógena Wy , que é nada menos que a variável defasada de y . Logo, segundo o modelo, os valores de y nas regiões vizinhas influenciam o valor da variável y em um processo de causalidade multidirecional. Segue abaixo a versão resumida do modelo SAR:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (4)$$

Caso o coeficiente de defasagem espacial ρ seja positivo, a autocorrelação espacial global tende a ser positiva, desde que se obedeça à restrição de que o parâmetro ρ situe-se no intervalo aberto entre -1 e 1. A hipótese de validação da relação-causa no modelo SAR indica que nenhuma variável explicativa contida na matriz X pode estar correlacionada com o termo de erro aleatório. Entretanto, em tais modelos de defasagens, é presente a multidirecionalidade dos processos espaciais; a variável defasada Wy é endógena e se encontra correlacionada com ε . No modelo de erro espacial (ou SEM, de

spatial error model), também identificado, a variável dependente y é influenciada por uma variável residual defasada $W\xi$, que nada mais é que a associação do componente do termo de erro aleatório (ε) com a média dos erros verificados nas regiões vizinhas ($\lambda W\xi$). De certa forma, os fatores aleatórios não inclusos no modelo estariam autocorrelacionados espacialmente. Segue abaixo a versão resumida do modelo SEM:

$$y = X\beta + \xi \quad (5)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad (6)$$

Nesta modelagem espacial, os efeitos de ξ não podem ter relação de correlação com nenhuma variável explicativa. A incorporação de novos multiplicadores espaciais na expressão também é possível, desde que o módulo do parâmetro de erro autorregressivo (λ) seja inferior a 1. Dentre as razões do surgimento da autocorrelação residual, uma explicação plausível está na incapacidade de se modelar toda a fonte de dependência espacial oriunda do processo estocástico gerador dos dados espaciais (ALMEIDA, 2012).

Por fim, no modelo espacial geral (também conhecido como modelo SAC), a variável dependente y é influenciada não apenas por uma variável endógena, Wy , como também por uma variável residual defasada, $W\xi$. Logo, segundo o modelo, o valor de y e ε nas regiões vizinhas influencia o valor da variável y em um processo de causalidade multidirecional. Segue abaixo a versão resumida do modelo SAC:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \xi \quad (7)$$

$$\xi = \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad (8)$$

Sob as propriedades do SAC, os módulos dos coeficientes de defasagem espacial $|\rho|$ e do parâmetro de erro autorregressivo $|\lambda|$ são necessariamente menores que 1, com o fim de evitar o comportamento instável da modelagem. A interpretação dos

coeficientes de inclinação β é a mesma indicada no modelo SAR, independentemente das diferenças entre as matrizes W . No modelo, o termo de erro, além de estar autocorrelacionado espacialmente, também é heterocedástico, o que amplia o impacto do uso da defasagem por conta do efeito multiplicador (ALMEIDA, 2012).

Uma vez detectada a presença da autocorrelação espacial na taxa de notificações de dengue, é preciso verificar se existem outros processos espaciais na determinação dessa taxa. A autocorrelação espacial nos fatores aleatórios que determinaram a taxa de notificação precisa ser considerada. Desse modo, serão estimados os três modelos acima, e a escolha do melhor modelo será feita com base nos procedimentos sugeridos por Florax, Folmer e Rey (2003). Uma síntese do método também pode ser encontrada em Almeida (2012). Em linhas gerais, os procedimentos são:

- estimar o modelo clássico de análise de regressão linear por MQO;
- testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro, por meio do valor do multiplicador de Lagrange para defasagem espacial (MLR_p) e multiplicador de Lagrange para o erro espacial (MLR_λ);
- se ambos os testes não forem estatisticamente significantes, a utilização do modelo clássico é mais apropriada. Caso contrário, será necessário seguir o próximo passo;
- caso ambos sejam estatisticamente significantes, será necessário estimar o modelo apontado como o mais significativo, de acordo com as versões robustas dos testes, ou seja, o multiplicador de Lagrange robusto para a defasagem espacial (MLR_p) e o multiplicador de Lagrange robusto para o erro espacial (MLR_λ). Caso $MLR_p > MLR_\lambda$, identifica-se o modelo com defasagem espacial como o mais apropriado. Caso contrário, $MLR_p < MLR_\lambda$, adota-se o modelo de erro espacial como o mais apropriado.

No entanto, cabe ainda ressaltar que a complexidade do processo de autocorrelação espacial pode fazer com que este processo ocorra conjuntamente, tanto na variável dependente, quanto no termo de erro, conforme o modelo SAC. Logo, este modelo também será estimado, e o respectivo multiplicador de Lagrange robusto também será utilizado.

ESPECIFICAÇÃO ECONOMÉTRICA E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados da análise econométrica dos determinantes socioeconômicos da ocorrência de casos de dengue na cidade de Salvador no ano de 2002. Inicialmente será realizada uma análise das estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimações econométricas. Em seguida, especifica-se o modelo econométrico e se fazem as estimações utilizando o método de mínimos quadrados ordinários (MQO). No final da seção estão as estimações com o controle de efeitos de autocorrelação espacial na taxa de notificação de casos de dengue e respectivos determinantes socioeconômicos. Os resultados mostraram que a mudança nas variáveis socioeconômicas pouco explicou a variação da taxa de notificações em 2002. Por outro lado, os efeitos de interação espacial entre a taxa de notificações e demais fatores aleatórios tiveram grande influência na explicação da taxa de notificações de dengue em 2002.

Especificação do modelo econométrico

A estimação dos determinantes socioeconômicos da ocorrência de casos de dengue em 2002 será realizada inicialmente com base em um modelo linear múltiplo, da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \text{Dengue} = f(\text{Renda}; \text{Demografia}; \\ \text{Escolaridade}; \text{Cond. Sanitária}) \end{aligned} \quad (1)$$

Desse modo, a partir da forma funcional geral apresentada na equação (1) e da definição da

variável dependente e das respectivas variáveis explicativas, o modelo a ser estimado, considerando uma amostra de setores censitários $i = 1, \dots, 2523$ para o ano de 2002, assumirá a seguinte forma funcional:

$$Dengue = \beta_0 + \beta_1 \log(Renda) + \beta_2 Pop + \beta_3 Escol + \beta_4 Lixo + \beta_5 Abast + \beta_6 Sanit + u \quad (2)$$

Na equação (2), para cada setor censitário, a variável dependente *Dengue* corresponde à taxa de notificação (número de casos para cada 1.000 habitantes). Quanto às variáveis explicativas, a variável *log(Renda)* refere-se ao logaritmo da renda média do chefe de família no setor censitário, em R\$ de 2000; *Pop* é a densidade populacional do setor censitário (população/1.000 m²); *Escol* é a % de chefes de família com o segundo grau incompleto; *Lixo* é a % de domicílios com coleta de lixo; *Abast* é a % de domicílios com abastecimento de água; e *Sanit* é a % de domicílios com esgotamento sanitário.

Estatística descritiva das variáveis

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimações econométricas. A unidade de observação são os setores censitários da cidade de Salvador no ano de 2000 e respectivas variáveis socioeconômicas. Os

dados referentes às taxas de notificações (notificações/1.000 hab.) são relativos à epidemia ocorrida no ano de 2002. Durante este ano foram notificados 68.917 casos de dengue no município de Salvador, com uma média de 27 notificações por setor censitário. O maior número de notificações encontrado foi 125, registrado em um setor localizado no distrito sanitário Barra/Rio Vermelho. O menor número foi zero, que ocorreu em 89 dos 2.523 setores do município, distribuídos espacialmente em 12 distritos sanitários. Esse baixo número de setores que não apresentaram nenhum registro de ocorrência de dengue confirma o fato de o ano de 2002 ter sido considerado epidêmico em relação à ocorrência de casos de dengue no município de Salvador.

A Tabela 1 também mostra que, na estrutura demográfica, o menor setor apresentava 434 habitantes, e o maior, 4.776 habitantes. Além disso, a densidade populacional média entre os setores censitários foi de 26,67 habitantes por 1.000 m². Quanto à maior densidade, foi de 869,18 habitantes por 1.000 m², no distrito sanitário de Brotas. Existe registro no banco de dados do IBGE de sete setores censitários com nenhum habitante, e estes foram excluídos da amostra. A relativização do número de notificações pela população do bairro mostrou que a média entre os setores censitários foi de 30 ocorrências para cada 1.000 habitantes.

Tabela 1 Estatística descritiva das variáveis – Bahia					
Variáveis	Obs.	Média	Desvio-padrão	Valor mínimo	Valor máximo
Número de notificações por setor censitário	2523	27.32	16.98	0	125
Número de notificações para cada 1000 hab.	2523	30.43	22.35	0	285.71
Renda do chefe de família (em R\$ de 2000)	2523	910.42	1022.21	167.62	8188.29
População do bairro	2523	968.33	434	0	4776
% Chefes de família com o 1º grau incompleto	2517	0.17	0.09	0	0.52
Densidade populacional	2523	27.67	27.80	0	869.18
% Chefes de família com o 2º grau incompleto	2517	0.04	0.03	0	0.23
% de Domicílios com coleta de lixo	2517	0.92	0.16	0	1
% de Domicílios com abastecimento de água	2517	0.95	0.12	0	1
% de Domicílios com esgotamento sanitário	2517	0.75	0.32	0	1

Fonte: Censo Demográfico 2000 (2001).

O máximo de 285,7 ocorrências por 1.000 habitantes também se deu em um setor censitário pertencente ao distrito sanitário Barra/Rio Vermelho. Isso mostra que a epidemia atingiu níveis elevados na região central da cidade.

Com relação à escolaridade, para as características demográficas da cidade de Salvador em 2000, foram consideradas duas variáveis: % de chefes de família com o primeiro grau incompleto e % de chefes de família com o segundo grau incompleto. É possível observar que, em 2002, os setores censitários apresentavam, em média, 17% dos chefes de domicílios com segundo grau incompleto e 4% com primeiro grau incompleto. Quanto às condições sanitárias, a média de domicílios com esgotamento sanitário 92%; abastecimento de água, 95%; e coleta de lixo, 75%. Apesar disso, naquele ano, existiam

muitos setores sem nenhum acesso a condições sanitárias, cujos moradores apresentavam níveis muito baixos de escolaridade.

Estimações econométricas

As estimações econométricas foram realizadas inicialmente através do método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Em seguida, foi feito o teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan, que indicou a rejeição da hipótese de variância constante. Desse modo, foi necessário realizar as estimações com a utilização do método de MQO, com erro padrão robusto. A Figura 2 apresenta as inclinações dos coeficientes de regressão por MQO e respectivos resíduos da regressão. É possível observar que, principalmente com relação à renda, a

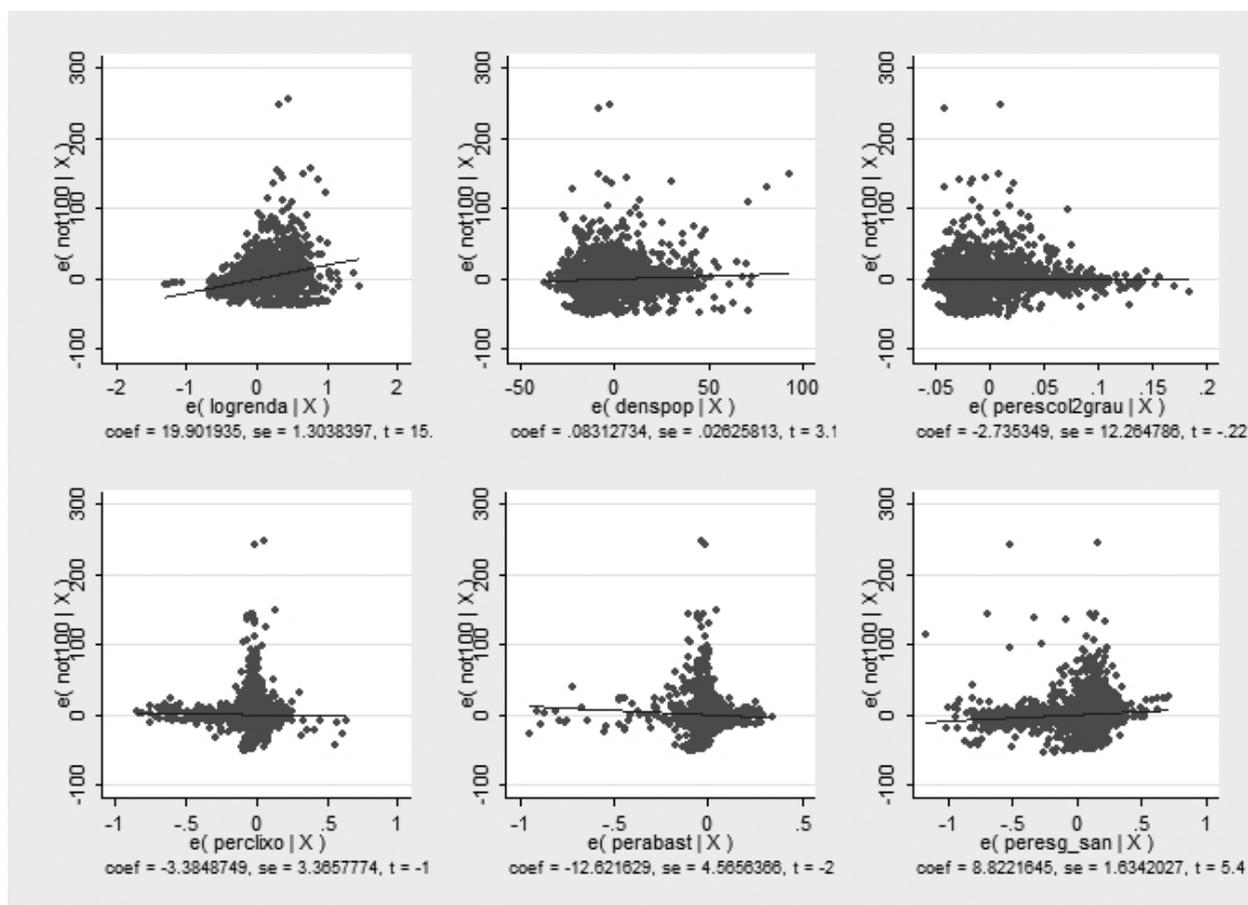


Figura 2 Retas de regressão e dispersão dos resíduos de MQO com relação às variáveis explicativas do modelo

Fonte: Estimações do modelo referente à equação (2).

dispersão dos resíduos indica forte presença de heterocedasticidade.

A Tabela 2 apresenta os resultados das estimações pelos métodos MQO e MQO, com erro-padrão robusto. A interpretação dos resultados será feita com base no estimador MQO robusto. Todos os parâmetros foram estatisticamente significantes, a pelo menos 5% de significância. Inicialmente, é possível observar que tanto a renda quanto a densidade populacional estiveram diretamente correlacionadas com a taxa de notificações. O resultado para renda mostrou que houve correlação positiva com a taxa de notificações, indicando que a renda mais alta esteve relacionada à maior taxa de notificações. O resultado para densidade populacional foi esperado, uma vez que, quanto maior a quantidade de pessoas por km², maior a possibilidade de proliferação e infecção pelo vírus. A variável de escolaridade mostrou que, quanto maior a % de chefes de família com, pelo menos, o segundo grau incompleto, menor é a taxa de notificações de dengue. Esse efeito pode ser uma implicação direta da conscientização das famílias com relação à necessidade de adotar métodos de prevenção contra a proliferação do mosquito da dengue.

Com relação às variáveis sanitárias, os resultados mostraram que o acesso a serviços de coleta de lixo e abastecimento de água esteve negativamente correlacionado com a taxa de notificações de dengue no município de Salvador. Esse resultado deriva da redução das condições propícias à proliferação do mosquito, como água parada e/ou limpa, seja para consumo ou empoçada pelo lixo. Por outro lado, a variável esgotamento sanitário apresentou um sinal inesperado. No entanto, este pode estar associado ao maior número notificações nas áreas com renda mais elevada e, por consequência, também com maior acesso a serviços de esgotamento sanitário.

Os resultados das estimações mostram que as condições socioeconômicas da área urbana de cidade de Salvador tiveram efeito direto na epidemia de dengue no ano de 2002. Além disso, cabe

Tabela 2
Resultados das estimações econométricas – Bahia

Variável dependente: notificações de dengue para cada 1000 hab.		
Variáveis	MQO	MQO (Robusto)
Log (renda)	19.90***	16.26***
	(-15.26)	(-24.2)
Densidade populacional	0.0831**	0.0347*
	(-3.17)	(-2.57)
Escolaridade (2° incompleto)	-2.735	-13.45*
	(-0.22)	(-2.13)
Coleta lixo	-3.385	-3.573*
	(-1.01)	(-2.06)
Abastecimento de água	-12.62**	-7.220**
	(-2.76)	(-3.07)
Esgotamento sanitário	8.822***	9.292***
	(-5.4)	(-11.03)
Constante	-18.32***	-13.86***
	(-4.66)	(-6.84)
R2	0,14	-
Observações	2517	2517

Fonte: Elaboraões própria.

Nota: estatística t entre parênteses. * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

ressaltar que o maior número de notificações associadas aos setores com renda mais elevada pode indicar a subnotificação nas áreas mais pobres da cidade na epidemia de 2002. Essa subnotificação poderia ser um efeito da menor conscientização quanto à necessidade de tratamento ou o menor acesso a postos de saúde disponíveis nos bairros. Nas regiões de maior renda, o maior número de locais de atendimento, públicos ou privados, e a melhor condição econômica para o tratamento podem ter aumentado o número de notificações. Além disso, a Figura 1 mostrou que a renda mais elevada estaria associada a setores censitários com alta e baixa taxa de notificações, sendo este um dos motivos da eventual presença de heterocedasticidade nos dados. A característica dos dados também pode ser derivada dos efeitos de vizinhança, no caso em que bairros com renda mais elevada fossem vizinhos de outros com renda mais baixa, piores condições de saneamento e menor conscientização (educação) da população.

Apesar de os resultados estarem de acordo com a literatura, ainda é necessário refiná-los, a partir das conclusões da análise exploratória de dados espaciais. A presença de autocorrelação espacial na taxa de notificações indica a necessidade de modelar econometricamente essa autocorrelação. Desse modo, a equação (2) também foi estimada com o controle de efeitos espaciais.

Estimações com controle de efeitos espaciais

As estimações com o controle de efeitos espaciais serão realizadas a partir dos três modelos apresentados na seção 3.2, e especificados abaixo, de acordo com as variáveis explicativas do modelo:

Modelo autorregressivo espacial (SAR):

$$Dengue = \beta_0 + \rho W * Dengue + \beta_1 \log(Renda) + \beta_2 Pop + \beta_3 Escol + \beta_4 Lixo + \beta_5 Abast + \beta_6 Sanit + u \tag{3}$$

Modelo de erro autorregressivo espacial (SEM):

$$Dengue = \beta_0 + \beta_1 \log(Renda) + \beta_2 Pop + \beta_3 Escol + \beta_4 Lixo + \beta_5 Abast + \beta_6 Sanit + \zeta \tag{4}$$

onde $\zeta = \lambda W \zeta + u$

Modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC):

$$Dengue = \beta_0 + \rho W * Dengue + \beta_1 \log(Renda) + \beta_2 Pop + \beta_3 Escol + \beta_4 Lixo + \beta_5 Abast + \beta_6 Sanit + u \tag{5}$$

onde, $\zeta = \lambda W \zeta + u$

As estimativas para os índices de autocorrelação espacial são apresentadas nas figuras 1 e 2 utilizando uma matriz de contiguidade *Queen*, com duas ordens de contiguidade. A Figura 3 mostra as estimativas de autocorrelação espacial global, medida pelo índice I de Moran, da taxa de notificações e dos resíduos de MQO. É possível observar que existe forte presença de autocorrelação espacial tanto na taxa de notificações, no valor de 0,50, quanto nos resíduos de (MQO), no valor de 0,43. Essa evidência sugere que as estimações sejam entendidas até a estimação do modelo com controle pela variável dependente defasada e também com erro autocorrelacionado espacialmente (modelo SAC).

A Figura 4 apresenta o mapa de *cluster* referente ao índice d e autocorrelação espacial local (LISA) referente à taxa de notificações e dos resíduos de

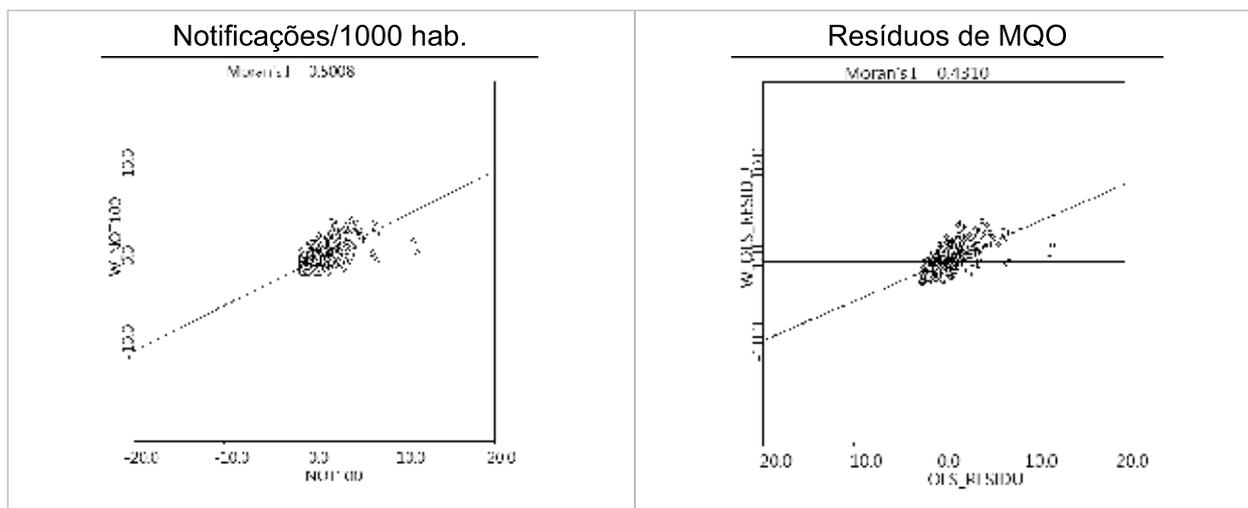


Figura 3
Autocorrelação espacial global (I de Moran) da taxa de notificações e resíduos de MQO

Fonte: Elaboração própria.

MQO. Pode-se observar uma coincidência entre os *clusters* estatísticos de autocorrelação espacial de setores com maior taxa de notificações e também entre os *clusters* estatísticos de fatores aleatórios que determinaram a maior taxa de notificações. Desse modo, é possível que a inclusão dos controles espaciais aumente o poder explicativo do modelo e/ou altere o efeito dos determinantes socioeconômicos da ocorrência dengue.

A Tabela 3 mostra as estimações econométricas referentes aos apresentados através das equações (2), (3) e (4). As estimativas do modelo (2) são as

explica pelo menos 30% da variação na taxa de notificação de dengue entres os setores censitários na cidade de Salvador em 2002. É possível observar também que, tanto o coeficiente λ referente à variável dependente defasada no valor de 0,78 no modelo SAR, quanto o coeficiente λ referente ao termo de erro defasado espacialmente no modelo SEM foram estatisticamente significantes. Em ambos os modelos, os efeitos espaciais reduziram significativamente o valor do coeficiente das variáveis de logaritmo da renda, densidade populacional, escolaridade e % de esgotamento sanitário. Nas variáveis de % de coleta

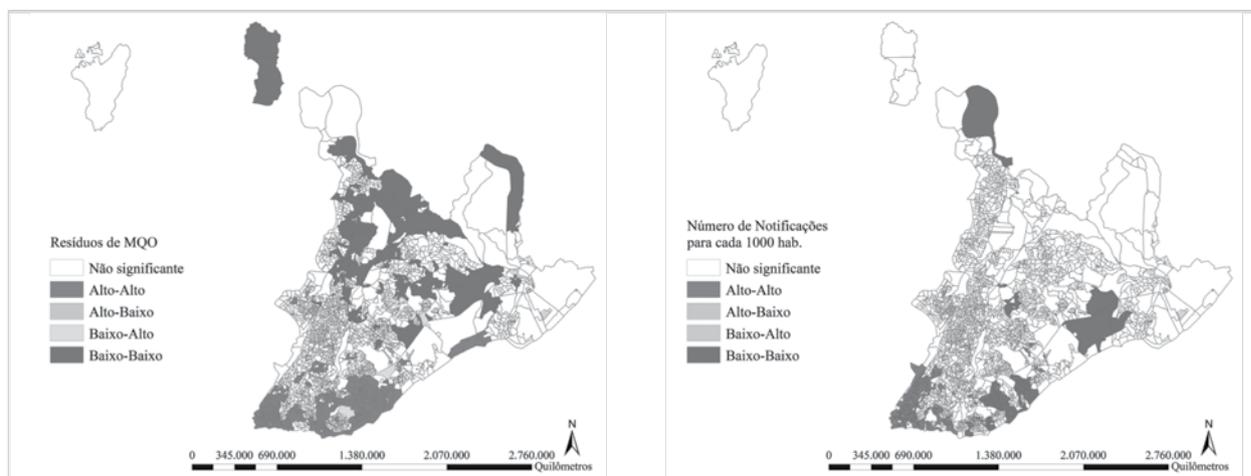


Figura 4
Autocorrelação espacial local (LISA) da taxa de notificações e resíduos de MQO

Fonte: Elaboração própria.

mesmas da Tabela 2, utilizando o método MQO. As demais estimativas são obtidas através do método de máxima verossimilhança (MV), indicado para corrigir problemas de consistência e eficiência dos modelos espaciais, conforme Almeida (2012). As variáveis defasadas espacialmente também foram obtidas com a utilização de uma matriz de contiguidade *Queen*, com duas ordens de contiguidade.

Inicialmente, é possível observar que a estimativa do coeficiente de determinação (R^2) aumentou de 0,14, no modelo sem controles espaciais, para acima de 0,44, nos modelos com controles espaciais. Logo, a defasagem espacial, tanto nas taxas de notificação de dengue, quanto no termo de erro,

de lixo e % de abastecimento de água, além da redução na magnitude dos coeficientes, também houve redução da significância estatística. Desse modo, os efeitos de interação espacial na taxa de notificações e nos termos de erro estariam correlacionados com os determinantes socioeconômicos. Além disso, os efeitos de interação espacial minimizaram fortemente os efeitos dos determinantes socioeconômicos.

Quanto à determinação do melhor modelo com controle espacial, em ambos os casos, os testes de multiplicador de Lagrange $LM\rho$ e $LM\lambda$ indicaram a rejeição da hipótese de não autocorrelação espacial na variável dependente (taxa de notificação) e nos termos de erro, respectivamente. O valor da

Tabela 3
Resultados das estimações econométricas com controle de efeitos espaciais – Bahia

Variável dependente: notificações de dengue para cada 1.000 hab.				
Variáveis	MQO	SAR	SEM	SAC
Log (renda)	19,90*** (15,26)	8,91*** (7,94)	11,15*** (8,41)	13,51*** (12,26)
Densidade populacional	0,0831** (3,17)	0,054** (2,51)	0,09*** 4,00	0,086*** (4,07)
Escolaridade (2° incompleto)	-27,35 (-0,22)	-17,79(a) (-1,80)	-19,70* (-1,92)	-22,3* (-2,26)
Coleta lixo	-3385 (-1,01)	2,49 (0,091)	2,36 (0,87)	1,19 (0,43)
Abastecimento de água	-12,62** (-2,76)	4,23 (1,15)	1,55 (0,43)	-2,35 (-0,64)
Esgotamento sanitário	8,822*** (5,40)	1,59 (1,18)	3,19* (2,10)	4,13*** (3,11)
Constante	-18,32*** (-4,66)	-25,61*** (-8,87)	-6,30 (-1,70)	-17,86*** (-6,12)
Rho		0,78*** (34,03)		0,26*** (7,05)
Lambda			0,82*** (33,72)	0,70*** (17,20)
R ²	0,14	0,44	0,44	0,45
Observações	2516	2515	2515	2514

Fonte: Elaboraões própria.

Nota: estatística *t* entre parênteses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.
(a): estatisticamente significante a 7%.

estatística $LM\rho$ foi de 931,15, enquanto a estatística $LM\lambda$ foi de 932,8. Apesar de a diferença ser muito pequena, como $LM\lambda > LM\rho$, o teste aponta para a utilização do modelo SEM, com a modelagem dos termos de erro defasados espacialmente.

O modelo SAC também foi estimado, uma vez que tanto o modelo SAR quanto o modelo SEM apresentaram significâncias estatísticas nos parâmetros de defasagem espacial. A estimação do modelo SAC mostrou significância estatística tanto no parâmetro que mede a autocorrelação espacial na taxa de notificações de dengue (ρ) quanto no parâmetro que mede a autocorrelação espacial no termo de erro (λ). Além disso, a magnitude dos parâmetros não variou substancialmente e houve melhora na eficiência deles. Essas evidências apontam que o modelo SAC também seria

adequado para modelar a taxa de notificações de dengue com controles espaciais.

Cabe ressaltar ao final dessa análise que o termo de erro representa as outras variáveis não incluídas no modelo e possíveis problemas de subnotificação ocorridos. Isso faz com que essa variável tenha que ser analisada com maior profundidade, tendo em vista a elevada magnitude do parâmetro e o alto nível de significância. Desse modo, considerando que na utilização do modelo SEM as variáveis explicativas (determinantes socioeconômicos) defasadas espacialmente estariam incluídas no termo de erro, a autocorrelação espacial entre a taxa de notificações e as características socioeconômicas dos setores censitários vizinhos poderia indicar a inclusão dessas variáveis explicativas defasadas espacialmente. Para verificar essa hipótese foram

calculados os índices de autocorrelação espacial global, entre a taxa de notificações e os determinantes socioeconômicos dos setores censitários vizinhos, utilizando uma matriz de contiguidade do tipo *Queen*, com duas ordens de contiguidade. Os resultados são apresentados na Figura 5.

A Figura 5 e os respectivos valores para o índice de Moran mostram que existe uma baixa autocorrelação espacial entre a taxa de notificações e os determinantes socioeconômicos (selecionados) dos setores vizinhos. Desse modo, os outros fatores autocorrelacionados espacialmente e presentes no termo de erro (exclusive condições socioeconômicas dos vizinhos) tiveram forte efeito sobre a taxa de notificações em 2002. Isso faz com que o modelo SEM e o modelo SAC sejam os mais adequados, principalmente por apresentarem resultados muito próximos entre si.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do artigo foi analisar o padrão de dispersão espacial de notificações de casos de

dengue na cidade de Salvador no ano de 2002, bem como seus respectivos efeitos de vizinhança diante de condicionantes socioeconômicos. A metodologia utilizada consistiu na estimação de uma equação linear, na qual a variação na taxa de notificações de casos de dengue é explicada pelas características socioeconômicas dos bairros. Após a estimação pelo método MQO e análise das estatísticas de autocorrelação espacial global e local, foram aplicados modelos econométricos espaciais, a fim de se verificar se os efeitos das características socioeconômicas dos setores censitários sobre as notificações de dengue se mantinham após o controle pelos efeitos de interação espacial.

Em geral, os resultados mostraram que o elevado número da taxa de notificações de dengue em 2002 esteve associado a um maior nível de renda, embora fosse esperado que a renda mais elevada pudesse significar o melhor acesso à informação e melhores condições de vida que implicassem o menor número de casos de dengue. Por outro lado, o nível de escolaridade mostrou quanto o número médio de anos de estudo da população do setor censitário tem o efeito de reduzir a taxa de

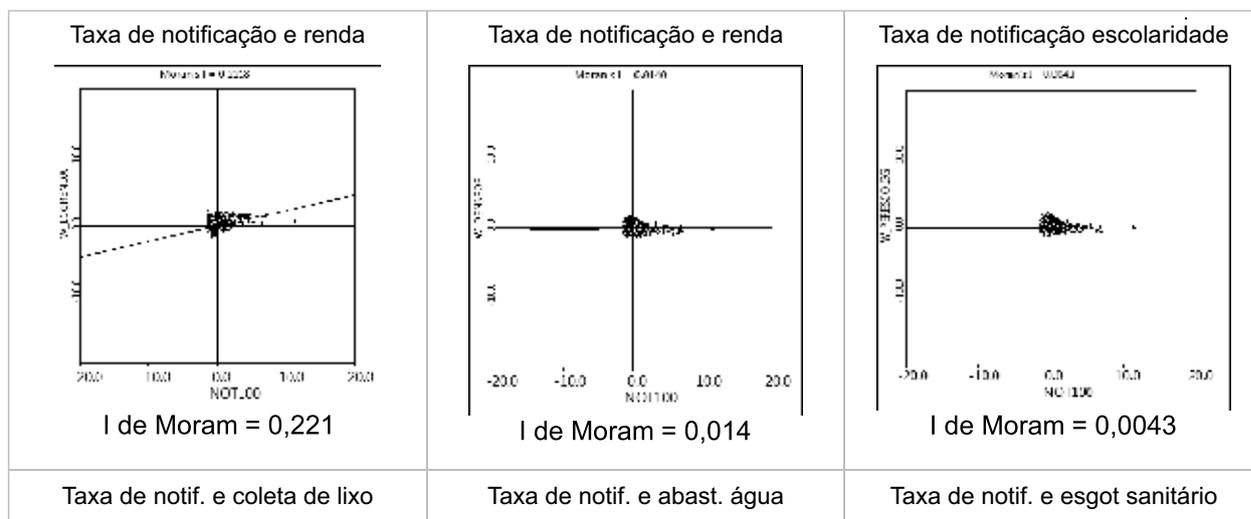


Figura 5
Autocorrelação espacial bivariada entre a taxa de notificações e as características socioeconômicas dos setores censitários vizinhos

Fonte: Elaboração própria.

notificações de dengue. Desse modo, a atitude e o comportamento da população relacionada à menor taxa de proliferação da doença estariam mais associados ao nível de escolaridade do que ao nível de renda dos setores censitários. Esse resultado pode ser corroborado pela relação positiva entre a taxa de esgotamento sanitário e a de notificações de dengue, uma vez que os maiores índices de esgotamento sanitários estão correlacionados com a renda mais elevada.

A análise envolvendo o controle pelos efeitos de interação espacial entre as taxas de notificações de dengue e os outros fatores aleatórios que também afetam essa taxa de notificação mostrou que tanto as taxas de notificações quanto os fatores aleatórios autocorrelacionados espacialmente afetam a taxa de notificações de dengue. Esse resultado mostra que seria preciso concentrar maiores esforços de pesquisa envolvendo o ambiente urbano da cidade e as outras formas de interação entre os bairros e/ou setores censitários para compreender os fenômenos de epidemia de dengue no município. A maior concentração de casos da doença em setores com renda mais elevada e que fazem contiguidade com setores de distintos níveis de renda e condições socioeconômicas poderia ser mais bem estudada, por exemplo.

Os resultados dessa pesquisa podem ser utilizados para o planejamento e/ou formulação de políticas públicas voltadas para o desenvolvimento de estratégias de prevenção à proliferação de possíveis novas epidemias. Uma vez detectado o risco de epidemia e conhecidas as áreas com maior densidade populacional e que fazem contiguidade com outras áreas com condições socioeconômicas conhecidas, tais como o nível de renda, por exemplo, é possível definir estratégias de prevenção focadas na maior probabilidade de infecção das regiões. Por outro lado, o nível de renda e escolaridade dos bairros poderia ser utilizado para a priorização de áreas a serem o foco de atenção no início da política de prevenção. No desenvolvimento desta pesquisa, considera-se que essas

estratégias já possam ser adotadas pelas autoridades sanitárias do município de Salvador.

Cabe ainda ressaltar que outros fatores devem ser considerados na análise para futuros trabalhos. É possível introduzir no modelo outros controles, tais como a diversidade de sorotipos circulantes, o grau de imunidade da população a cada um destes sorotipos, o grau de precisão dos registros de notificações da doença, as condições ambientais de proliferação e outros. Além disso, será preciso discutir com especialistas os fatores considerados no presente trabalho como aleatórios e de que forma tratá-los como não aleatórios em futuros trabalhos. A compatibilização dos setores censitários de 2000 com os setores de 2010 também pode ser objeto de análise, tendo em vista a possibilidade de um estudo longitudinal dos determinantes socioeconômicos da dengue controlados por fatores ambientais que não mudam no tempo.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, Eduardo. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas: Editora Alínea, 2009.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- _____. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: FISHER, M.; SCHOLTEN, H. J.; UNWIN, D. W. (Ed). *Spatial analytical perspectives in GIS*. London: Taylor&Francis, 1996. p. 111-125.
- BARCELLOS, C. et. al. Identificação de locais com potencial de transmissão de dengue em Porto Alegre através de técnicas de geoprocessamento. *Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical*, Uberaba, v. 38, n. 3, p. 246-450, maio/jun. 2005.
- CENSO DEMOGRÁFICO 2000. Rio de Janeiro: IBGE, 2001. 520 p.
- CAIAFFA, W. T. et al. The urban environment from the health perspective: the case of Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 958-967. May/June 2005.
- CLIFF, A. D.; OORD, J. K. *Spatial processes: models and applications*. London: Pion, 1981.

- ELHORST, J. P. *Panel data models extended to spatial error autocorrelation or a spatially lagged dependent variable*. Groningen: University of Groningen, 2001. Disponível em: <<http://www.ub.rug.nl/eldoc/som/c/01C05/01C05.pdf>>. Acesso em: 3 nov. 2013.
- _____. Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, Nova York, v. 26, n. 3, p. 244-268, July 2003.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, Amsterdã, v. 33, n. 5, p. 557-79, Sept. 2003.
- LESAGE, J. *Spatial Econometrics*. Toledo: Department of Economics University of Toledo, 1999. Disponível em: <<http://www.rri.wvu.edu/WebBook/LeSage/spatial/wbook.pdf>>. Acesso em: 3 nov. 2013.
- MACHADO, J. P.; OLIVEIRA, R. M.; SOUZA-SANTOS, R. Análise espacial da ocorrência de dengue e condições de vida na cidade de Nova Iguaçu, Estado do Rio de Janeiro, Brasil. *Caderno de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 5, p. 1025-1034, maio 2009.
- MONDINI, A. et al. Análise espacial da transmissão de dengue em cidade de porte médio do interior paulista. *Revista Saúde Pública*, São Paulo, v. 39, n. 3, p. 444-51, jun. 2005.
- MORATO, G. D. Trajetória Espaço-Temporal da Epidemia de Dengue em Jequié-BA. 45 f. Dissertação (mestrado) – Instituto de Saúde Coletiva. Universidade Federal da Bahia. Salvador, 2012.
- REY, J. S.; MONTOURI, B. D. US regional income convergence: a spatial econometrics perspective. *Regional Studies*, London, v. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.
- TEIXEIRA, M. G.; BARRETO, M. Dinâmica de circulação do vírus da dengue em uma área metropolitana do Brasil. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, Brasília, v. 12, n. 2, jun. 2003.
- _____. Dengue no Brasil: situação epidemiológica e contribuições para uma agenda de pesquisa. *Revista Estudos Avançados*, São Paulo, v. 22, n. 64, dez. 2008.

Artigo recebido em 17 de dezembro de 2013
e aprovado em 18 de fevereiro de 2014.

O *status* de saúde no estado da Bahia: Uma análise a partir da desigualdade de renda

Andressa Lemes Proque*

Carolina Silva Ribeiro**

Verônica Ferreira Silva dos Santos***

- * Mestranda em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA) e graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV).
andressa.proque@ufv.br
- ** Mestranda em Economia e graduada em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA).
minacarol@gmail.com
- *** Mestranda em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA) e graduada em Economia pela Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS).
vel_ferreira@hotmail.com

Resumo

A saúde é um estado de bem-estar que não pode ser diretamente observado. Um dos indicadores comumente empregado para avaliar as condições de vida e saúde da população é a taxa de mortalidade infantil. O objetivo desse trabalho é estudar a relação entre o efeito da desigualdade de renda e a taxa de mortalidade infantil nos municípios baianos. Especificamente, pretende-se avaliar como a desigualdade de renda impacta o *status* de saúde. Para tanto, adotaram-se dados do PNUD, Ipeadata e SEI nos anos de 2000 e 2010. Foram utilizados modelos clássicos de dados em painel e regressão quantílica com efeitos fixos. A regressão de dados em painel não apresentou o resultado esperado, mostrando que a maior concentração de renda melhora o *status* de saúde. Por outro lado, a regressão quantílica com efeitos fixos mostrou-se condizente com a literatura. Os resultados obtidos, principalmente pelo método de regressão quantílica, apontam para a adoção de políticas públicas que reduzam a desigualdade de renda no estado e propiciem maior acesso aos serviços de saúde, a fim de garantir melhores condições de vida aos indivíduos.

Palavras-chave: Taxa de mortalidade infantil. Desigualdade de renda. Dados em painel. Regressão quantílica.

Abstract

Health is a state of well being that cannot be directly observed. One of the indicators commonly used to assess the living conditions and health of the population is the infant mortality rate. The aim of this work is to study the relationship between the effect of income inequality and child mortality in municipalities in Bahia. Specifically, we intend to evaluate how income inequality impacts health status. To do so, we adopted data UNDP, SEI and IPEADATA in 2000 and 2010. Classics were used panel data and quantile regression with fixed effects models. The regression panel data did not show the expected result, showing that greater income concentration improves health status. On the other hand, the fixed effects quantile regression was shown by the literature.

Keywords: Infant mortality rate. Income inequality. Panel data. Quantile regression.

INTRODUÇÃO

O desempenho da saúde é um dos indicadores fundamentais para avaliar as condições de vida da população. O *status* de saúde da população é considerado um instrumento de avaliação do desenvolvimento ou subdesenvolvimento dos países, pois é factível que indivíduos em condições favoráveis de saúde sejam mais produtivos e, conseqüentemente, gerem mais riqueza. Parte-se da hipótese de que a desigualdade de renda afeta positivamente a mortalidade infantil.

Nos últimos anos no Brasil, os indicadores de saúde vêm apresentando melhoras, e no estado da Bahia não é diferente. Em 2000, na Bahia, o número de crianças que não iriam sobreviver ao primeiro ano de vida, em cada mil, era de 41,81, passando para 21,73. A expectativa de vida ao nascer, de 65,80 anos, passou para 71,97. A mortalidade infantil reduziu-se pela metade e, conseqüentemente, a expectativa de vida se elevou em seis anos. Esses números mostram uma melhora significativa nos índices de qualidade de vida e saúde da população, reflexo das políticas públicas implementadas, tais como a assistência à mulher e à criança. Outra ação que pode ter influenciado na redução da mortalidade infantil foi o Programa Bolsa Família, criado em 2003 pelo governo federal, a partir dos programas de transferência de renda existentes.

Além desses indicadores, outro fator determinante para o acesso à saúde é a renda. O Brasil é um dos países mais desiguais do mundo, apesar de se encontrar entre os de maior Produto Interno Bruto (PIB) e de ser a sétima economia do planeta (WORLD BANK, 2013). Mesmo com melhorias nas condições de vida da população, ainda encontra-se entre as piores posições no que tange à desigualdade de renda. O indicador mais utilizado para medir os desníveis de renda é o índice de Gini, que varia de 0 a 1, representando a ausência de desigualdade ou desigualdade máxima. Em 2000, no Brasil, o índice de Gini era de 0,64, passando para 0,60 em 2010. A baixa redução reflete a permanência

da concentração de renda nas mãos de poucos. Os dados para o estado da Bahia também apresentaram poucas mudanças, saindo de 0,66 para 0,62.

A literatura mostra que existe uma relação bidirecional entre saúde e renda. Em primeiro lugar, as condições de saúde refletem diretamente na produtividade dos trabalhadores e no aumento da renda dos indivíduos. Segundo, o nível de renda contribui para o acesso à saúde (SIMÕES, 2002; NORONHA; ANDRADE, 2005). Este trabalho se enquadra dentro desta última perspectiva e tem como objetivo verificar o efeito da desigualdade de renda sobre o *status* de saúde, utilizando como metodologia dados em painel e regressão quantílica.

Os autores desta linha, como Souza e Maia (2004), Souza e Leite Filho (2008), Simões (2002) e Szwarcwald e outros (1999), mostram também que existe uma forte relação entre desigualdade de renda e precariedade da saúde. Diante disso, esse estudo aborda essa relação, usando a taxa de mortalidade como *proxy* para a saúde e o índice de Gini para desigualdade de renda. Além disso, foram utilizadas outras variáveis, tais como renda per capita, taxa de analfabetismo, número de médicos por município, fecundidade, entre outros.

Segundo Noronha e Andrade (2005), o efeito da distribuição de renda sobre a saúde é conhecido como a hipótese da renda relativa de Wilkinson, ou seja, os indivíduos localizados em regiões mais desiguais são mais propícios a contrair doenças e morrer.

O objetivo desse trabalho é estudar a relação entre o efeito da desigualdade de renda e a taxa de mortalidade infantil nos municípios baianos. Especificamente, pretende-se avaliar como o desnível de renda impacta o *status* de saúde.

Este trabalho está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. Na próxima seção, são apresentadas as teorias desenvolvidas nesta área. Em seguida, descreve-se a metodologia utilizada, bem como o modelo econométrico e a base de dados. Na quarta seção, apresentam-se os resultados encontrados. Por fim, as considerações finais.

REVISÃO DE LITERATURA

Como este artigo visa discutir o efeito da distribuição de renda sobre o *status* de saúde para o estado da Bahia, é válido expor contribuições desenvolvidas na literatura econômica das relações existentes entre essas variáveis. Os estudos nesta área visam identificar o efeito da desigualdade de renda sobre a mortalidade infantil.

Mortalidade infantil como *proxy* para saúde

A saúde é um estado de bem-estar que não pode ser diretamente observado. Grande parte dos estudos sobre o *status* de saúde recorre a indicadores que sumarizam as condições gerais relacionadas a esta. Um dos indicadores comumente empregado para avaliar as condições de vida e saúde da população é a taxa de mortalidade infantil. Segundo Barufi (2009), a mortalidade infantil é usada por organismos internacionais como indicador para acompanhar os avanços das condições de vida nos países em desenvolvimento, no que se refere à nutrição, acesso à água encanada e saneamento, e serviços médicos.

A taxa de mortalidade infantil é definida¹ como o número de óbitos de menores de um ano de idade por mil nascidos vivos, em determinada área geográfica. Altas taxas de mortalidade infantil refletem um baixo nível de saúde e desenvolvimento socioeconômico, quantificáveis através de cuidados médicos, acesso a água e esgoto, renda per capita, nível de escolaridade, expectativa de vida ao nascer e desigualdade de renda. Por isso, é considerada como um bom indicador do *status* de saúde da população. Entretanto, esse indicador é algumas

vezes criticado por dar ênfase somente a uma parte da população, em detrimento da restante.

A importância da redução da mortalidade infantil é defendida por autores como argumento de ampliação da sustentabilidade do crescimento econômico (ALVES; BELLUZZO, 2004). Alguns fatores são elencados na literatura como determinantes da taxa de mortalidade infantil, tais como falta de estudo dos pais, renda per capita, acesso a água e saneamento, taxa de fecundidade e índice de Gini.

Diversas são as contribuições da literatura reportando a taxa de mortalidade infantil com o *status* para saúde. Rosenberg e outros (2000) focaram o papel essencial da educação na redução da taxa de mortalidade infantil para o Brasil. Quiroga e Rezende (2002) salientam a evolução da mortalidade infantil, correlacionada com a taxa de fecundidade, taxa de analfabetismo, renda familiar, no vale do Jequitinhonha, em Minas Gerais. Santos e Moura (1998) apresentaram um modelo de riscos multivariado para a análise da sobrevivência infantil em função da idade da criança, atendimento pré-natal da mãe e grau de alfabetização, para o Nordeste.

Alves e Belluzzo (2004) também colaboraram significativamente com o estudo sobre o *status* de saúde, usando uma estrutura de dados em painel para o Brasil, com a inclusão do controle de endogeneidade, e concluíram que um maior nível de educação e renda per capita leva a menores índices de mortalidade infantil. Na mesma linha de dados em painel, Soares (2007) explica a expectativa de vida ao nascer, para os municípios brasileiros, mostrando que a renda per capita, o acesso a água e saneamento e o analfabetismo explicam 72% desta variável.

Quiroga e Rezende (2002) evidenciaram uma tendência de queda da taxa de mortalidade infantil nas últimas décadas para o Brasil. Entretanto, esse avanço seguiu um padrão diferenciado regionalmente. Simões (2002) verificou que, para a Região Nordeste, a velocidade de redução foi mais lenta, em detrimento das outras regiões.

¹ Conforme o Ministério da Saúde (Brasil (2013)), a mortalidade infantil engloba a soma de óbitos ocorridos nos períodos neonatal precoce (0 a 6 dias de vida), neonatal tardio (7 a 27 dias) e pós-neonatal (28 dias e mais), sendo classificada em alta (50 ou mais), média (20 a 49) e baixa (menores de 20). Altas taxas de mortalidade infantil são decorrentes do período pós-neonatal, refletindo baixos níveis de saúde e de condições de vida.

Analisando a série histórica (Gráfico 1), observa-se que o estado da Bahia e as suas macrorregiões apresentaram uma redução na taxa de mortalidade infantil no período de 2006 a 2011, ocorrendo oscilação em algumas macrorregiões durante o período citado. Destaca-se um incremento em 2012 no estado e na maioria das macrorregiões², com exceção do sudoeste e sul, que apresentaram redução. Já a macrorregião norte manteve a taxa de 2011. No período em análise, têm-se maiores reduções no centro-leste, leste e oeste, com 32,5%, 25,2% e 20,9%, respectivamente.

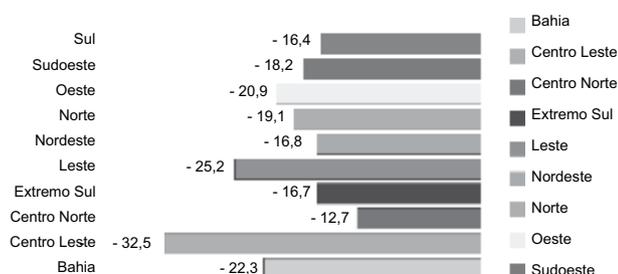


Gráfico 1
Variação da taxa de mortalidade infantil – Bahia 2006-2012*

Fonte: Sesab/Suvisa/DIS-SIM, Sinasc.
* Dados preliminares processados em 21/3/2013.

Desigualdade de renda

É inegável o perfil concentrador de renda e de grandes desigualdades regionais apresentado pelo Brasil. Segundo Barros e Mendonça (1995), a renda dos 10% mais ricos é, em média, 30 vezes maior do que a dos 40% mais pobres.

O indicador mais utilizado para medir o grau de concentração de renda é o índice de Gini³, o qual varia entre 0 e 1, sendo que 0 representa a total ausência de concentração, e 1, a concentração máxima de renda.

² Regionalização com base em dados da Secretaria de Saúde do Estado da Bahia - Bahia.

³ A classificação do grau de concentração adotada neste estudo é a de Lourival Câmara (1949), que considera intervalos de valores do índice de Gini como sendo de 0 a 0,1, nula; 0,101 a 0,250, nula a fraca; 0,251 a 0,5, fraca a média; 0,501 a 0,700, média a forte; 0,701 a 0,9, forte a muito forte; e 0,901 a 1, muito forte a absoluta.

Observa-se que a concentração de renda no país, bem como no estado da Bahia, apresentou redução a partir do ano de 1996, mantendo uma trajetória de queda, porém discreta, nos anos se-

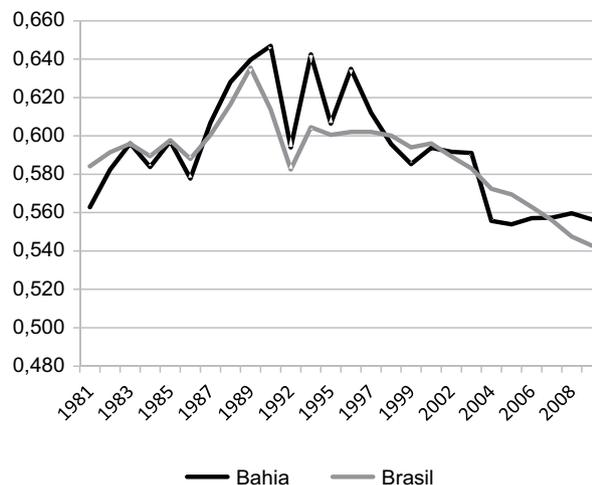


Gráfico 2
Variação do índice de Gini – Bahia/Brasil 1981-2009

Fonte: Ipeadata (2013).

guintes (Gráfico 2). Percebe-se também que o estado da Bahia encontra-se, ao longo da trajetória, com valores próximos aos do Brasil, estando em alguns momentos em patamares superiores ao do país. Além disso, verifica-se que a concentração de renda é classificada como média a forte tanto para o nível nacional quanto para o estadual. No que tange à região de estudo, o gráfico mostra uma queda acentuada do ano de 2003 para 2004, saindo de 0,591 para 0,556.

A distribuição espacial da desigualdade de renda no estado da Bahia era superior a 0,55 nas macrorregiões do oeste, norte, leste e extremo sul. Já em 2010, observa-se uma desconcentração de renda tímida no sudoeste, em parte do norte e do extremo sul e do leste (Figura 1). Ressalta-se que as macrorregiões onde a renda está mais concentrada são aquelas com os maiores níveis de atividade econômica.

A concentração de renda observada no estado da Bahia representa um dos fatores que contribuem para acentuar os diversos problemas

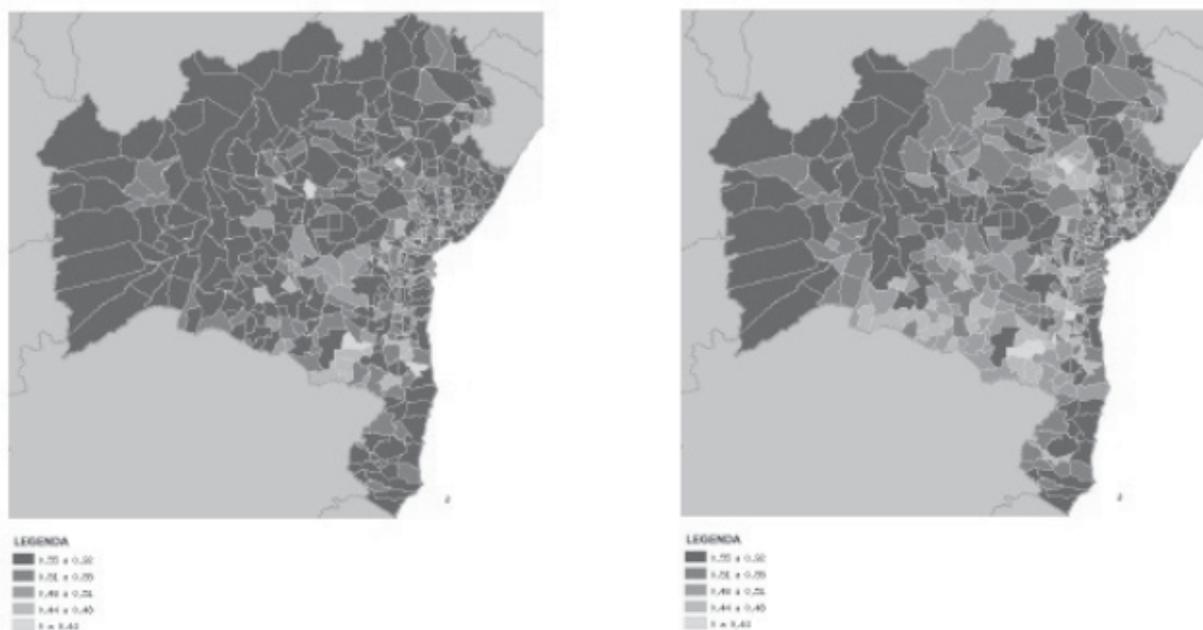


Figura 1
Índice de Gini – Bahia – 2000/2010

Fonte: Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (2013).

socioeconômicos que o estado enfrenta. Assim, uma distribuição de renda mais equitativa promove melhorias na habitação, acesso a saneamento básico, a serviços de prevenção às doenças e maiores níveis educacionais, os quais são fatores fundamentais para a qualidade da saúde.

Efeito da desigualdade de renda sobre o *status* de saúde

Um problema premente nos estados e, por sua vez, nos municípios brasileiros é a presença elevada da desigualdade de renda. O estado da Bahia apresenta uma das piores distribuições de renda do país, com um coeficiente de Gini em torno de 0,620 (PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO, 2013). Um dos reflexos dessa situação recai sobre o *status* de saúde dos habitantes do estado.

Investigar a relação entre a desigualdade de renda e o *status* de saúde no estado da Bahia é particularmente importante, haja vista a elevada desigualdade de renda. A despeito disso, existem muitos

estudos empíricos nacionais que buscam analisar essa relação para o Brasil, mas não para a Bahia.

Santos (2010) aborda a relação de causalidade entre renda e saúde no Brasil para uma base de dados nos períodos de 1981-2007 e 1970-2000, para os estados e os municípios, respectivamente. Para tanto, foram utilizados os testes de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Granger e Huang (1997) e Hurline Venet (2004). Para a base de dados dos estados brasileiros, os testes apontaram causalidade bidirecional e unidirecional. Já para os municípios, os resultados indicaram uma relação bicausal entre renda e saúde.

Noronha e Andrade (2005) estudaram a relação entre o estado de saúde individual e a distribuição de renda no Brasil. Os principais resultados encontrados revelam que a distribuição de renda afeta o estado de saúde individual: quanto maior a distribuição de renda, menor é a chance de o indivíduo reportar um melhor estado de saúde.

Da mesma forma, mas com um recorte para o município do Rio de Janeiro, Szwarcwald e outros (1999), utilizando diferentes indicadores de saúde

média da população e diferentes medidas de desigualdade, encontraram evidências de que localidades com distribuição de renda ruim tendem a apresentar piores resultados de saúde. Por outro lado, Messias (2003), buscando avaliar a relação entre desigualdade e expectativa de vida ao nascer para o Brasil em 2000, concluiu que no país não há evidências do impacto da desigualdade sobre o estado de saúde.

Souza e Leite Filho (2008) analisaram os fatores determinantes do *status* de saúde em cada estado da Região Nordeste do Brasil para os anos de 1991 e 2000, utilizando dados em painel. Os principais resultados obtidos apontam que os estados que apresentaram maiores ganhos no acesso a água tratada, educação, renda e na diminuição da taxa de fecundidade foram também os que obtiveram maior redução da taxa de mortalidade.

Souza e Maia (2004) trataram os fatores determinantes na trajetória da taxa mortalidade infantil nos estados da Região Nordeste, no período de 1991 a 2000, com dados em painel equilibrado. Os resultados mostraram que a taxa de mortalidade infantil pode ser reduzida com planejamento familiar e acesso a serviços de saúde, e que as diferentes políticas implementadas nos estados retratam as diversas realidades, mesmo a região apresentando similaridades.

A associação entre a concentração de renda e a situação da saúde foi demonstrada empiricamente também em uma série de investigações internacionais. São comparações entre países industrializados europeus (Wilkinson, 1992) e entre estados dentro dos Estados Unidos (KAPLAN et al., 1992; KENNEDY et al., 1998; KAWACHI; KENNEDY, 1997). Estes estudos relacionam diferentes indicadores de desigualdade de renda a vários indicadores de saúde, como esperança de vida e mortalidade infantil, dentre outros. Seus resultados indicaram melhores condições de saúde em sociedades com distribuição mais equilibrada de renda.

Kennedy e outros (1998) analisaram o efeito das desigualdades de renda dentro de uma situação de autoavaliação do *status* de saúde nos 50 estados

americanos. O índice de Gini foi usado para medir a desigualdade de renda. Os resultados evidenciaram que, quando as características pessoais e renda familiar foram controladas, os indivíduos residentes em estados com maior desigualdade de renda eram 30% mais propensos a relatar sua saúde como regular ou ruim em comparação com os indivíduos que viviam em estados com menor desnível de renda. A má distribuição de renda foi associada a um impacto negativo na saúde, independentemente do efeito da renda familiar.

Por outro lado, Mellor e Milyo (2002) examinaram o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde do indivíduo, tanto para a população em geral quanto para as pessoas em situação de pobreza. Os resultados não mostram nenhuma associação consistente entre desigualdade de renda e estado de saúde individual.

Nas próximas seções serão apresentados os métodos e os modelos utilizados, e em seguida, os resultados encontrados.

DADOS E MÉTODOS DE INVESTIGAÇÃO

Dados em painel possibilitam uma melhor investigação sobre a dinâmica das mudanças nas variáveis, tornando possível considerar o efeito das variáveis não observadas. Por outro lado, a regressão quantílica oferece uma visão mais profunda sobre as relações entre as variáveis na base de dados. Assim, esta seção trata dos modelos econométricos que subsidiam o desenvolvimento deste trabalho, quais sejam: os modelos clássicos de dados em painel e a regressão quantílica com efeitos fixos.

Modelo econométrico

a) Regressão de dados em painel

Segundo Cameron e Trivedi (2005), dados em painel fornecem informações sobre o indivíduo tanto através do tempo, quanto entre eles, utilizando uma gama muito maior de modelos e estimadores.

Um modelo de regressão com dados em painel, com n observações, T períodos e K variáveis, pode ser representado da seguinte forma:

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_{it}, \quad i=1,2, \dots, n; \quad t=1,2, \dots, T \quad (1)$$

onde:

y_{it} = variável dependente

x_{it} = vetor $1 \times K$ contendo as variáveis explicativas

β = vetor $K \times 1$ de parâmetros a serem estimados

u_{it} = erros aleatórios

i e t = subíndices que denotam a unidade observacional e o período de cada variável

Um dos problemas frequentes de dados em painel é a questão da heterogeneidade não observada. Neste caso, haveria fatores que determinam a variável dependente e não estão sendo considerados na equação, através das variáveis explicativas, por não serem diretamente observáveis. Levando em consideração a heterogeneidade não observada, a equação (1) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$y_{it} = x_{it}\beta + c_i + u_{it}, \quad i=1,2, \dots, n; \quad t=1,2, \dots, T \quad (2)$$

onde: c_i = heterogeneidade não observada em cada unidade observacional

Segundo Wooldridge (2002), se c_i for correlacionado com qualquer variável em x_{it} e se tentar aplicar MQO, neste caso, as estimativas serão não só viesadas como inconsistentes. Somente se pode aplicar MQO assumindo as hipóteses de $Cov(x_j, u_{ij}) = 0$ e $Cov(c_i, x_j) = 0$. Então, considera-se um novo termo de erro composto, $v_i = c_i + u_{it}$, visto que se teria $Cov(v_i, x_j) = 0$. Em dados em painel, este método é conhecido como mínimos quadrados ordinários agrupados.

Por outro lado, se a heterogeneidade não observada estiver correlacionada com as variáveis explicativas, $Cov(c_i, x_j) \neq 0$, ela precisa ser tratada para que a equação seja estimada de forma consistente. No contexto de dados em painel, um método usual é o de efeitos fixos (EF). Neste tipo de estimação, a ideia é eliminar o efeito não observado c_i , mesmo

permitindo $Cov(c_i, x_j) \neq 0$, baseado na seguinte suposição: $E(u_{it}|x_{it}, c_i) = 0$, onde $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})$, conhecida como condição de exogeneidade estrita. A transformação de efeitos fixos (ou transformação *within*) é obtida em dois passos. Tirando-se a média da equação (2) no tempo, obtém-se:

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i\beta + c_i + \bar{u}_i \quad (3)$$

e subtraindo (3) de (2) para cada t , obtém-se a equação transformada de efeitos fixos:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + u_{it} - \bar{u}_i \quad (4)$$

ou

$$y'_{it} = x'_{it} + u'_{it}, \quad i=1,2, \dots, n; \quad t=1,2, \dots, T \quad (5)$$

removendo assim a heterogeneidade não observada c_i .

Ao se aplicar MQO agrupados na equação (5), obtém-se o estimador de efeitos fixos, e sob a hipótese de exogeneidade estrita, ele é consistente. Por usar a variação do tempo dentro de cada unidade observacional, o estimador EF também é conhecido como estimador *within*. A partir das transformações anteriores, outro estimador bastante utilizado é o *between*, que é obtido ao se aplicar MQO agrupados na equação (3), levando em consideração somente a variação entre as unidades observacionais.

Outro método bastante utilizado em dados em painel é o de efeitos aleatórios (EA). Assim como nos MQO agrupados, em uma análise de EA, o efeito não observado c_i é colocado junto com o termo aleatório, u_{it} , $v_i = c_i + u_{it}$. Entretanto, impõem-se três supostos adicionais: a) $E(u_{it}|x_{it}, c_i) = 0$, b) $E(c_i|x_i) = E(c_i) = 0$ e c) $Var(c_i^2|x_i) = \sigma_c^2$. A primeira é a mesma do modelo de efeitos fixos, a de exogeneidade estrita. A segunda diz respeito à ortogonalidade entre c_i e cada x_i e a média de c_i ser nula. A terceira se refere à homoscedasticidade de c_i .

O método de efeitos aleatórios explica a correlação serial no termo de erro composto em uma

estrutura de mínimos quadrados generalizados (MQG), assumindo exogeneidade estrita. Em função das especificidades deste método, o problema de autocorrelação é uma constante, fazendo com que seja necessária a utilização de MQG factíveis. O estimador EA é consistente se o modelo EA é apropriado, e inconsistente se o modelo EF for apropriado.

Assim, o ponto crucial está na decisão de que modelo deve ser utilizado: efeitos fixos ou efeitos aleatórios. Um teste mais formal pode ser realizado, o teste de Hausman, baseado nas diferenças das estimativas de EA e EF, cuja definição:

$$H = (\widehat{\beta}_{EA} - \widehat{\beta}_{EF})' (\Sigma_{EF} - \Sigma_{EA})^{-1} (\widehat{\beta}_{EA} - \widehat{\beta}_{EF}) \quad (6)$$

onde:

$\widehat{\beta}_{EA}$ = estimadores de efeitos aleatórios

$\widehat{\beta}_{EF}$ = estimadores de efeitos fixos

Σ_{EF} = matriz de variância dos estimadores de efeitos fixos

Σ_{EA} = matriz de variância dos estimadores de efeitos aleatórios

Sob a hipótese nula de que o estimador de efeitos aleatórios é o mais apropriado, a estatística deste teste possui distribuição assintótica χ^2_{ck-1} graus de liberdade. Uma diferença entre os métodos é uma evidência contra o estimador EA, já que EF é consistente quando c_i e x_{it} são correlacionados.

b) Regressão quantílica

Por meio da regressão quantílica, introduzida por Koenker e Bassett (1978), estimam-se funções quantílicas condicionais, ou seja, aferem-se modelos cujos quantis da distribuição condicional da variável resposta são definidos como funções covariadas observadas (COELHO; VESZTEG; SOARES, 2010). Enquanto os métodos usuais em modelos de regressão estimam o valor médio da distribuição condicional da variável dependente, a metodologia da regressão quantílica permite a estimação de toda uma família de quantis, fornecendo informações mais completas sobre a relação entre a variável resposta e as variáveis explicativas do modelo (BERTUSSI; FIQUEIREDO, 2009).

O objetivo da regressão quantílica no contexto deste estudo é mostrar como os diferentes quantis da distribuição do *status* de saúde reagem às variáveis explicativas do modelo, desigualdade de renda, número de médicos por município, acesso à água encanada, taxa de analfabetismo, entre outras.

Dado qualquer valor real da variável aleatória, Y , esta pode ser caracterizada pela sua função de distribuição, dada por:

$$F(x) = P(Y \leq y) \quad (7)$$

onde, para qualquer $0 < \tau < 1$, tem-se a função quantil:

$$F^{-1} = Q(\tau) = \inf\{y: F(y) \geq \tau\} \quad (8)$$

em que τ é chamado de τ -ésimo quantil de X .

Os parâmetros estimados por regressão quantílica são obtidos da solução de um problema de minimização. O problema consiste em encontrar \hat{y} que minimize o erro esperado, onde se define a perda ou erro pela seguinte função linear:

$$P_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0)) \quad (9)$$

A τ -ésima função quantil condicional linear pode ser representada como

$$Q_{\tau}(\tau|X=x) = x_i' \beta_{\tau}, \quad (10)$$

e o vetor de parâmetros $\hat{\beta}(\tau)$ pode ser obtido resolvendo:

$$\min_{\beta \in R^K} = \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i + x_i' \beta) \quad (11)$$

a função ρ_{τ} multiplica os resíduos por $(\tau - 1)$, se eles forem negativos, e por τ , no caso contrário, possibilitando que eles sejam tratados assimetricamente.

Especificação do modelo

Para analisar o efeito da desigualdade de renda sobre o *status* de saúde nos municípios baianos,

utilizou-se o seguinte modelo, para dois períodos diferentes (2000 e 2010):

$$H = f(ig, md, gc, ae, mf, fc, al, rc) \quad (12)$$

A variável taxa de mortalidade infantil (H) foi utilizada como *proxy* do *status* de saúde. Segundo Simões (2002), esta taxa é usada na identificação de situações de desigualdade, sendo bom indicador do nível de saúde de uma população sensível às políticas sociais.

Além da variável dependente, variáveis de controle foram obtidas para enfatizar as informações sobre a distribuição de renda. Essas variáveis refletem o contexto socioeconômico de cada município e foram utilizadas por diversos estudiosos (LAVY et al., 1996; BHARGAVA, 2003; QUIROGA; REZENDE, 2002; SANTOS; MOURA, 1998; SOUZA; FILHO, 2004). A variável explicativa de interesse, ig , representa o grau de concentração de renda de uma localidade. A relação entre essa variável e o *status* de saúde é inversa, ou seja, quanto menor a taxa de mortalidade infantil, mais saudável é a população. A partir dos estudos de Noronha (2005), percebe-se que a população existente em localidades desiguais tem maior chance de morrer, confirmando a relação entre desigualdade de renda e *status* de saúde.

A variável md capta o acesso populacional aos serviços de saúde e mostra a disparidade entre pequenos municípios e a concentração nos maiores centros urbanos.

Uma medida econômica relevante a ser considerada é o gasto com saúde e saneamento per capita, gc . A melhoria no setor de saneamento básico tem um impacto positivo na qualidade de vida da população (ESREY et al., 1991). A variável ae mostra as condições sanitárias da população, sendo significativa estatisticamente para os municípios baianos, como mostra Souza e Filho (2004). Ademais, Mejia e outros (2003) afirmam que a água encanada é importante no crescimento sustentável com maior equidade.

Os indicadores de planejamento familiar também devem ser incluídos para analisar o efeito da

distribuição de renda sobre o *status* da saúde. As variáveis mf e fc medem o percentual de mulheres entre 15 e 17 anos que tiveram filhos e a taxa de fecundidade, respectivamente. Estas são utilizadas na literatura por captarem o acesso das mães aos programas de prevenção da natalidade e da gravidez na adolescência.

Um dos indicadores sociodemográficos relevantes é a taxa de analfabetismo, al , como *proxy* da escolaridade materna. Estudos revelam que o impacto da alfabetização das mães sobre a mortalidade infantil é maior do que o da pobreza e outros indicadores. A alfabetização das mães corrobora a literatura, mostrando o efeito direto da mortalidade infantil com a baixa escolaridade.

A variável renda per capita, rc , foi utilizada para representar o nível de renda da população. A pobreza familiar é um dos determinantes da taxa de mortalidade infantil, o que pode ser confirmado na análise de países com menor renda per capita (WORLD BANK, 2013).

O primeiro método econométrico utiliza modelos clássicos de dados em painel, através dos efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA). O segundo método, regressão quantílica com efeitos fixos, mostra como os quantis da distribuição da taxa de mortalidade infantil reagem à variável de interesse e às variáveis de controle. Foram estimadas regressões da seguinte forma:

$$H_{mt} = \beta_1 ig_{mt} + \delta X + u \quad (13)$$

$$H_{mt}(\tau | X_{mt}) = \beta_1(\tau) ig_{mt} + \delta(\tau) X \quad (14)$$

em que H é o *status* de saúde, representado pela taxa de mortalidade infantil, ig é o índice de Gini, e x é o vetor de variáveis explicativas de controle. As variáveis levam em consideração os municípios baianos (m) e os anos do banco de dados (t) (Tabela 2). O segundo modelo permite estimar quantis, através de (τ). Para a estimação de dados em painel, foi utilizado o *software* Stata, versão 12.0, e para estimação da regressão quantílica com efeitos fixos, utilizou-se o R, versão 3.0.2.

Espera-se uma relação positiva entre a variação na taxa de mortalidade infantil (H) e o índice de Gini (ig), dado pelo nível de desigualdade de renda. O mesmo ocorre com o percentual de mulheres com filhos (mf), a taxa de fecundidade (fc) e a taxa de analfabetismo. Entretanto, quanto às variações no número de médicos (md), gastos com saúde e saneamento (gc), gastos com água encanada (ae) e renda per capita (rc), espera-se uma relação negativa na taxa de mortalidade infantil.

Para este estudo, utilizaram-se algumas variáveis capazes de analisar o *status* de saúde (H) e também outras que pudessem permitir entender o nível de desigualdade existente na distribuição de renda no estado da Bahia. Buscaram-se informações para as variáveis em dois períodos diferentes (2000 e 2010), na maior parte com base em dados do Atlas do Desenvolvimento Humano,

Estudos Econômicos e Sociais da Bahia (SEI). As informações referentes aos gastos públicos com saúde e saneamento têm origem na base de dados regionais do Ipeadata, sob a rubrica de Despesas Municipais por Função de Saúde e Saneamento.

RESULTADOS

O modelo de dados em painel

Os parâmetros da equação (12) foram estimados usando um modelo linear de dados em painel (ou dados longitudinais), em que, após a realização do teste de Hausman, identificou-se que a estimação por efeitos fixos é a mais apropriada para a presente estrutura dos dados. De acordo com o

Tabela 2
Descrição das variáveis para o período de coleta – Bahia – 2000/2010

Representação	Variável	Descrição	Fonte
Variável dependente			
H	Taxa de mortalidade infantil	Número de óbitos de menores de um ano de idade, por mil nascidos vivos	PNUD
Variáveis explicativas de controle			
md	Número de médicos	Total de médicos residentes no município	SEI
gc	Gastos com saúde e saneamento per capita	Razão entre o somatório dos gastos per capita com saúde e saneamento por municípios e o número total de residentes	IPEADATA
ae	Água encanada	% da população vivendo em domicílios com água encanada	PNUD
mf	% de mulheres com filhos	% de mulheres entre 15 e 17 anos que tiveram filhos	PNUD
fc	Taxa de fecundidade	Número médio de filhos de uma mulher ao completar o período reprodutivo	PNUD
al	Taxa de analfabetismo	% de pessoas com mais de 15 anos não alfabetizadas	PNUD
rc	Renda per capita	Razão entre o somatório da renda de toda a população e o número de habitantes	
Variável explicativa de interesse			
ig	Índice de Gini	Desigualdade na distribuição de renda da população	PNUD

Fonte: Elaboração própria.

do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Os dados sobre o número de médicos foram obtidos na Superintendência de

teste de Hausman (6), ao nível de significância de 1%, rejeita-se a hipótese nula de que as diferenças nos coeficientes não são sistemáticas, ou seja, os

coeficientes do modelo e os efeitos aleatórios são ortogonais. Ao rejeitar a hipótese nula, o modelo de efeitos fixos é o mais apropriado para explicar as variações na taxa de mortalidade infantil. A diferença de magnitude entre os parâmetros obtidos pelos dois métodos aponta esse resultado.

A Tabela 3 apresenta a regressão para um painel de dois anos (2000 e 2010), no qual foram considerados todos os municípios do estado da Bahia. Os resultados mostram que a variável de interesse, índice de Gini (*ig*), apesar de significativa estatisticamente, não apresentou o coeficiente com o sinal igual ao esperado. Essa variável negativa contraria o que ocorre usualmente com a variação da desigualdade sobre o *status* de saúde, pois se espera que maior concentração de renda gere uma piora no *status* de saúde, o que não pôde ser observado para o estado.

Conforme o esperado, as relações entre a variação na taxa de mortalidade infantil (*H*) e os gastos com saúde e saneamento (*gc*), o acesso à água encanada (*ae*) e a renda per capita (*rc*) apresentaram sinais negativos. As demais variáveis de controle tiveram sinais conforme a literatura, exceto o número de médicos (*md*). Pelo modelo de efeito fixo, esta variável não apresentou significância estatística, indicando que o número de médicos não é uma boa *proxy* para cuidados médicos, em virtude de estes encontrarem-se mais concentrados nos maiores municípios, em detrimento dos pequenos. Isso se deve ao uso de dados agregados por município, e não de dados individuais, o que limita os resultados.

Regressão quantílica

O estimador de regressão quantílica fornece uma solução para cada quantil do *status* de saúde, evidenciando uma abordagem mais condizente com a literatura. Assim obtêm-se informações mais específicas de como a variável de interesse e também as variáveis de controle afetam os municípios baianos de acordo com a taxa de mortalidade infantil, ao longo da distribuição. Dessa maneira, para a regressão quantílica com efeitos fixos, são

observados resultados que não se alinham com as regressões clássicas de dados em painel.

Os resultados indicam uma relação positiva entre a variação na taxa de mortalidade infantil e o índice de Gini (*ig*) em todos os quantis. Entretanto, esta variável mostrou-se estatisticamente insignificante para os quantis 0,25; 0,5 e 0,75. Esse

Tabela 3
Determinantes do *status* de saúde – Dados em painel – Bahia

Variável dependente: taxa de mortalidade infantil		
Variáveis	Efeito fixo	Efeito aleatório
<i>ig</i>	-7.5543**	10.1581**
	(4.3180)	(5.2093)
<i>md</i>	0.0049	0.0169*
	(0.0033)	(0.0040)
<i>gc</i>	-1.6e-08	-5.07e-08*
	(1.37e-08)	(1.67e-08)
<i>ae</i>	-0.0520*	-0.2193*
	(0.0170)	(0.0184)
<i>mf</i>	0.3238*	0.3263*
	(0.0530)	(0.0652)
<i>fc</i>	2.2743*	5.4020*
	(0.5146)	(0.6053)
<i>al</i>	0.1231*	-0.0391
	(0.0447)	(0.0541)
<i>rc</i>	-0.0151*	-0.0233*
	(0.0037)	(0.0046)
<i>R</i> ²	0.2559	0.2111
Nº de Observações	834	
Teste de Hausman	633.34 (0.0000)	

Fonte: Elaboração própria. Resultados obtidos por meio do *software* Stata 12.

Notas: *significante a 1%; **significante a 10%. O erro padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses.

resultado sugere que o nível de desigualdade de renda, dado pelo índice de Gini, não está agindo para explicar a taxa de mortalidade infantil nos municípios baianos. Uma possível razão para essa realidade está na existência de outros indicadores

que também medem a desigualdade de renda da população. Outra explicação seria o fato de os municípios apresentarem índices de Gini com valores muito próximos uns dos outros.

As variáveis de controle, número de médicos (*md*) e taxa de analfabetismo (*al*), também foram estatisticamente insignificantes mesmo ao nível de 10% para todos os quantis. Os gastos com saúde e saneamento per capita (*gc*) somente foram significativos no quartil 0,25, pois nos municípios que estão no topo da distribuição há um volume maior de gastos. Outras variáveis de controle, como a água encanada (*ae*), % de mulheres com filhos (*mf*), taxa de fecundidade (*fc*) e renda per capita (*rc*), apresentaram os sinais esperados e foram estatisticamente significantes em todos os quantis estimados (Tabela 4).

Tabela 4
Determinantes do *status* de saúde – Regressão quantílica com efeitos fixos

Variável dependente: taxa de mortalidade infantil			
Variável/Quantil	0.25	0.5	0.75
<i>ig</i>	8.1565	11.5201	10.9819
	(1.3402)	(7.5786)	(6.8564)
<i>md</i>	0.0058	0.0059	0.0124
	(0.6745)	(0.0090)	(0.0182)
<i>gc</i>	0.0000*	0.0000	0.0000
	(-0.3546)	(0.0000)	(0.0000)
<i>ae</i>	-0.2971*	-0.3502*	-0.3224*
	(0.0261)	(0.0274)	(0.0225)
<i>mf</i>	0.2496*	0.2170**	0.3226*
	(0.0744)	(0.0865)	(0.0834)
<i>fc</i>	4.4418*	5.3410*	5.1236*
	(0.7664)	(1.0819)	(0.8965)
<i>al</i>	0.0071	-0.0328	-0.0628
	(0.0726)	(0.0826)	(0.0844)
<i>rc</i>	-0.0273*	-0.0286*	-0.0343*
	(0.0050)	(0.0055)	(0.0058)

Fonte: Elaboração própria. Resultados obtidos por meio do software R 3.0.2.

Notas: *significante a 1%; **significante a 5%. O erro padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A alta concentração de renda no estado da Bahia induziu à busca para explicar o efeito da desigualdade de renda sobre o *status* de saúde, no período de 2000 a 2010, a fim de auxiliar no processo de tomada de decisão para adoção de políticas públicas. Para isso, levantaram-se dados da mortalidade infantil (variável dependente), índice Gini (variável explicativa de interesse), além de outras variáveis de controle.

A hipótese inicial deste trabalho era a de que a desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini) afetava positivamente a mortalidade infantil. Porém, isso não foi observado para o estado da Bahia utilizando o modelo de dados em painel para efeito fixo, contrariando a literatura econômica. Já a regressão quantílica apresentou o sinal esperado, porém estatisticamente insignificante.

Para os métodos utilizados, a análise econométrica apontou os seguintes resultados para o índice de Gini: no primeiro, mesmo com a permanência da concentração de renda, houve redução na taxa de mortalidade infantil; o segundo mostrou que esta variável é insignificante para explicar o *status* de saúde. Isso se deve ao fato de este índice apresentar-se em valores muito próximos entre os municípios, causando pequena variabilidade. Neste caso, outras variáveis podem ser utilizadas em trabalhos futuros para melhor explicar a condição de saúde no estado da Bahia.

Com base nos resultados obtidos, nota-se que, mesmo com elevada concentração de renda, a taxa de mortalidade infantil apresentou melhoras no estado da Bahia. Dessa forma, infere-se que a redução da desigualdade de renda, a ampliação do acesso ao saneamento e à educação, enquanto possibilidades de atuação governamental, possibilitam melhorias mais significativas nas condições de saúde dos indivíduos. Se políticas públicas com estes objetivos não forem implementadas no estado, corre-se o risco de uma estagnação da taxa de mortalidade infantil.

REFERÊNCIAS

- ALVES, D.; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. *Economics and Human Biology*, [S.l.], v. 2, p. 391-410, 2004.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. *Os determinantes da desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 1995. (Texto para discussão n. 377). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/17271/td_0377.pdf>. Acesso em: 1 dez. 2013.
- BARUFI, A. M. B. *Dimensões regionais da mortalidade infantil no Brasil*. 2009. 86 f. Dissertação (Mestrado)-Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.
- BERTUSSI, G. L.; FIGUEIREDO, L. *Investigando a hipótese de convergência na América Latina e no leste asiático: uma abordagem de regressão quantílica*. Belo Horizonte: UFMG; Cedeplar, 2009. 23 p. (Texto para discussão, 355).e
- BHARGAVA, Alok. Family planning, gender differences and infant mortality: evidence from Uttar Pradesh, India. *Journal of Econometrics*, [S.l.], v. 112, p. 225-240, 2003. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 25 nov. 2013.
- BRASIL. Ministério da saúde. Disponível em: <<http://www.saude.gov.br/>>. Acesso em: 26 nov. 2013.
- CAMERON, A. C. TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics methods and applications*. Cambridge: University Press, 2005.
- COELHO, D.; VESZTEG, R.; SOARES, F. V. *Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil*. Brasília: IPEA, abr. 2010. 22 p. (Texto para discussão, 1483).
- ESREY, S. A. et al. Effects of improved water supply and sanitation on ascariasis, diarrhoea, dracunculiasis, hookworm infection, schistosomiasis, and trachoma, *Bull World Health Organ*, Bethesda, MD, v. 69 n. 5, p. 609-621, 1991.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Texto para discussão 1483. Brasília, abril de 2010.
- IPEADATA. 2013. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 22 nov. 2013.
- KAWACHI, I.; KENNEDY, B. P. The relationship of income inequality to mortality: does the choice of indicator matter? *Social Science and Medicine*, [S.l.], v. 45, n. 1, p. 121-127, 1997.
- KENNEDY, B. P.; KAWACHI, I.; PROTHROW-STIH, D. Income distribution and mortality: cross-sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. *British Medical Journal*, London, v. 312, n. 7.040, p. 1.004-1.007, May 1996.
- KENNEDY, B. P. et al. Income distribution, socioeconomic status, and self rated health in the United States: multilevel analysis. *British Medical Journal*, London, v. 317, n. 7.163, p. 917-921, Oct. 1998.
- LAVY, V. et al. Quality of health care, survival and health outcomes in Ghana. *Journal of Health Economics*, [S.l.], v. 15 p. 333-357, 1996.
- MEJIA, A. et al. *Água, redução de pobreza e desenvolvimento sustentável*. Brasília: Banco Mundial, 2003. 52 p. (Série água Brasil, 4).
- MELLOR, J. M.; MILYO, J. Income inequality and health status in the United States: evidence from the current population Survey. *Journal of Human Resources*, Medford, MA, v. 37 n. 3, p. 510-539, 2002.
- MESSIAS, E. Income inequality, illiteracy rate and life expectancy in Brazil. *American Journal of Public Health*, [S.l.], v. 93, n. 8, p. 1294-1296. Agu. 2003.
- NORONHA, K. V. M. S. *A relação entre o estado de saúde e a desigualdade de renda no Brasil*. 2005. xx f. Tese (Doutorado)-Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.
- NORONHA, K. V. M. S.; ANDRADE, M. V. *O efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde individual no Brasil*. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A161.pdf>>. Acesso em: 30 nov. 2013.
- PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. *Atlas do desenvolvimento humano no Brasil*. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br>>. Acesso em: 28 nov. 2013.
- QUIROGA, J.; REZENDE, S. A mortalidade infantil por causas de morte no Vale do Jequitinhonha-MG. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 10., 2002, Diamantina, MG. *Anais...* Diamantina, MG: CEDEPLAR, 2002. Disponível em: <<http://web.cedeplar.ufmg.br/cedeplar/seminarios/ecn/ecn-mineira/2012/>>. Acesso em: 28 nov. 2013.
- ROSENBERG, E. et al. *Health, climate and development in Brazil: a cross-section analysis*. Washington, D.C: Inter-American Development Bank, 2000. (Research network working paper, 386).
- SANTOS, A. M. A. *Causalidade entre renda e saúde: uma análise através da abordagem de dados em painel com os estados e os municípios brasileiros*. 2010. Dissertação (Mestrado)-Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade Federal de Alagoas, Maceió, 2010.
- SANTOS, T. F.; MOURA, F. A. *Os determinantes da mortalidade infantil no Nordeste: aplicação de modelos hierárquicos*. Recife: Fundação Joaquim Nabuco, 1998. Disponível em: <<http://www.fundaj.gov.br>>. Acesso em: 26 nov. 2013.
- SIMÕES, C. C. S. *Perfis de saúde e de mortalidade no Brasil: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos*. Brasília: OPAS; OMS, 2002.
- SOARES, R. Health na the evolution of welfare across Brazilian municipalities. *Journal of Development Economics*, [S.l.], v. 84, p. 590-608, 2007.

SOUSA, T. R. V.; LEITE FILHO, P. A. M. Análise por dados em painel do *status* no Nordeste Brasileiro. *Saúde Pública*, São Paulo, v. 42, n. 5, p. 796-804. 2008. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rsp/v42n5/6453.pdf>>. Acesso em: 20 nov. 2013.

SOUSA, T. R. V.; MAIA, S. F. Uma investigação dos determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil nos estados da região Nordeste do Brasil. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO-AMERICANA DE POPULAÇÃO, 1., 2004, Caxambu. *Anais...* Caxambu: ALAP, 2004. p. 1-17.

SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA. *SEI*. 2013. Disponível em: <<http://www.sei.ba.gov.br/>>. Acesso em: 20 nov. 2013.

SZWARCWALD, C. L. et al. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. *Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p. 15-28, jan./mar. 1999. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/csp/v15n1/0032.pdf>>. Acesso em: 30 nov. 2013.

THE WORLD BANK. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/>>. Acesso em: 23 nov. 2013.

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

Artigo recebido em 1 de dezembro de 2013
e aprovado em 20 de fevereiro de 2014.

Dinâmica das atividades de serviços nas microrregiões do estado da Bahia: aplicação do método diferencial-estrutural para o período 2006-2012

Rondinaldo Silva das Almas*

* Mestre em Economia e graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia (UFBA) e doutorando em Planejamento Regional pela Universitat de Barcelona (UB). Professor-assistente da Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia (UESB).
rondinaldoalmas@gmail.com

Resumo

Este trabalho teve como objetivo analisar o dinamismo dos subsetores de serviços nas microrregiões do estado da Bahia. Para isto, utilizou o método diferencial-estrutural, com a reformulação de Herzog-Olsen e dados da RAIS para os anos de 2006 e 2012, identificando os subsetores detentores de vantagens competitivas e/ou especializados, o que permitiu classificá-los como dinâmicos ou estagnados. Os resultados mostraram que várias microrregiões apresentaram subsetores dinâmicos ou que tendem ao dinamismo, com configurações diferentes entre os subsetores em termos da existência ou não de vantagem competitiva e especialização. Neste sentido, a microrregião de Salvador, de onde se esperavam os resultados mais contundentes, apresentou apenas uma realidade modesta, com vários subsetores estagnados e possível deslocamento dos empregos rumo ao interior do estado. Concluiu-se que há vários subsetores com grande potencial, pois apresentam dinamismo, apesar da não especialização em nível local, o que suscita a execução de políticas públicas que permitam a captação de vantagens comparativas de cada subsetor e promovam o desenvolvimento das microrregiões.

Palavras-chave: Setor de serviços. Diferencial-estrutural. Bahia.

Abstract

This study aimed to analyze the dynamics of the service sub-sectors in the regions of the state of Bahia. For this, we used the differential - structural method, with the reformulation of Herzog - Olsen and RAIS data for the years 2006 and 2012, identifying the holders subsectors competitive advantages and / or specialized, allowing classifying them as dynamic or stagnant . The results showed that several regions showed dynamic subsectors, which tend to dynamism with different settings between the subsectors in terms of whether or not the competitive advantage and specialization. In this regard, the micro-region of Salvador, where it awaited the strongest results, showed only a modest reality with various subsectors stagnant and possible displacement of jobs towards the interior of the state. It was concluded that there are several sub-sectors with great potential, because their dynamism despite no expertise at the local level, which raises the implementation of public policies that allow the capture of comparative advantages of each subsector and promote the development of micro-regions.

Keywords: Service sector. Differential-structural. Bahia.

INTRODUÇÃO

Pouca atenção tem sido dada na literatura às atividades de serviços. Os primeiros autores que se debruçaram sobre estas atividades preocupavam-se com o seu caráter produtivo ou improdutivo, desviando-se da sua importância para o desenvolvimento das economias. Encontra-se neste grupo grande parte dos autores clássicos, neoclássicos e socialistas. Mais recentemente, autores considerados pós-industrialistas passaram a dar atenção às características típicas destas atividades, destacando a sua importância como suporte à produção de bens materiais (sobretudo industriais) e como promotoras do bem-estar das famílias. No primeiro caso encontram-se os serviços prestados principalmente às empresas, enquanto no segundo destacam-se, entre outras, as atividades culturais, recreativas e de lazer, de turismo, de saúde etc.

O setor de serviços no estado da Bahia, que desde a década de 1950 está mergulhado em sua matriz industrial como alavancadora do desenvolvimento, será o objeto de estudo do presente trabalho. Em especial, este estudo terá por objetivo verificar a dinâmica das atividades de serviços nas 32 microrregiões que compõem o estado. Entenda-se por dinâmica a capacidade de um setor de crescer mais que a média de crescimento de todas as atividades econômicas em conjunto dentro do estado da Bahia. Assim, setores considerados dinâmicos serão aqueles que apresentarem taxas de crescimento superiores às de todos os setores conjuntamente. Em paralelo, objetiva-se verificar quais microrregiões são consideradas especializadas nos 15 subsetores de serviços analisados.

Para atingir os objetivos, este trabalho contará com outras três seções, além desta introdução. Na primeira, serão observadas as características das atividades de serviços que lhes proporcionam ser consideradas essenciais para a dinâmica econômica (entendida aqui, por sua vez, como a sua capacidade de dar suporte às atividades de produção de bens materiais e de gerar bem-estar aos

consumidores). A seção seguinte tratará da apresentação do método utilizado para a verificação do crescimento e especialização microrregional das atividades de serviços – o método diferencial-estrutural (*shift-share*). Em seguida, este método será aplicado para as 32 microrregiões baianas, permitindo verificar a existência de vantagens competitivas e especialização em nível local. A conclusão encerrará o trabalho.

SERVIÇOS E DINÂMICA ECONÔMICA

O argumento de que os serviços respondem por parcela significativa da atividade econômica e do emprego tem se tornado comum, o que suscita o questionamento sobre as razões do crescimento da ocupação nos serviços. Almeida (2000, p. 71) enumera várias explicações para o aumento do peso socioeconômico dos serviços. Estas explicações seriam mais complementares que excludentes:

- deslocamento da força de trabalho tornada supérflua na agricultura e na indústria em razão do progresso técnico e do conseqüente aumento da produtividade nesses setores;
- mercantilização de parte da antiga produção doméstica destinada ao autoconsumo, sobretudo em razão da entrada maciça das mulheres no mercado de trabalho, com expansão de creches, restauração, *fast-food* etc.;
- mudança no perfil da demanda agregada em razão do aumento da renda *per capita*, com queda relativa do peso de bens *inferiores* (produtos agrícolas e industriais tradicionais) e aumento da importância de bens *superiores* (produtos de alta tecnologia e serviços);
- complexidade crescente da vida econômica e social associada à necessidade de maior controle sobre riscos, sendo estes, por sua vez, ampliados pela globalização, aceleração do progresso técnico e desregulamentação de importantes mercados. Estes fatores explicam, por exemplo, parte do crescimento dos

serviços empresariais (consultoria, assessoria jurídica etc.) e financeiros (seguros, mercados de opções etc.);

- reestruturação de empresas, com economia de custos e enfoque em competências essenciais, implicando terceirização de serviços anteriormente internalizados. Isto se torna possível graças às novas tecnologias, que permitem a redução dos custos de transação, a melhoria da qualidade nos serviços produzidos por terceiros e a eliminação da restrição da proximidade entre prestadores de serviços e consumidores (pessoas físicas ou instituições);
- uso crescente de insumos intangíveis tanto na produção e distribuição de bens industriais quanto na própria produção de serviços: P&D, desenho industrial, *marketing*, logística etc.;
- incremento do tempo livre e do tempo destinado ao lazer, o que permite a expansão da indústria de entretenimento e de atividades como o turismo;
- envelhecimento relativo e absoluto da população, com forte aumento da demanda por serviços de saúde, assistência domiciliar, turismo e outros.

A evolução do emprego formal no Brasil durante o período 1995-2011 é apresentada nos gráficos 1 e 2, revelando um nítido crescimento dos postos de trabalho nesse setor, com participação relativa no emprego total superior a 70% em quase todo o período. Considerando o início desta série histórica (o ano de 1995) e o final (o ano de 2011), nota-se uma redução da participação relativa tanto das atividades agropecuárias quanto das industriais, ao mesmo tempo em que a participação dos serviços acentua-se, passando de 68,2% para 71,9%. A agropecuária passa de 4,8% para 3,7%, e a indústria, de 27% para 24,4%.

Almeida (2000, p. 72), partindo da premissa de que a “infraestrutura de serviços”, basicamente em transportes, armazenagem e comunicações, é absolutamente necessária à decolagem econômica, enfatiza que “[...] os serviços não são apenas uma

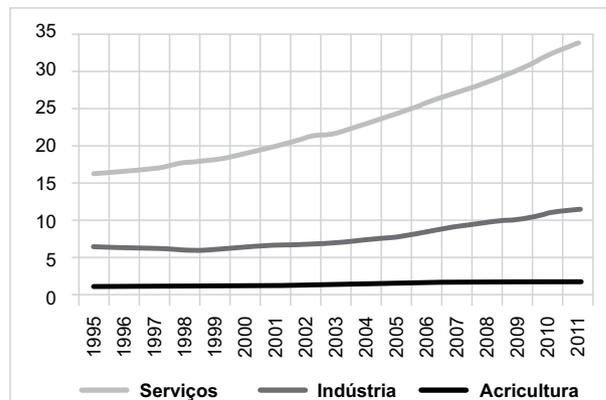


Gráfico 1
Participação dos setores no emprego formal
Brasil – 1995-2011

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Ministério do Trabalho (BRASIL, 2012).

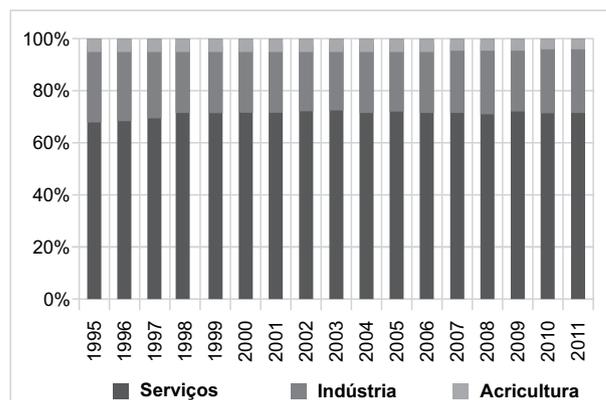


Gráfico 2
Participação dos setores no emprego formal
Brasil – 1995-2011

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Ministério do Trabalho (BRASIL, 2012).

condição necessária ao desenvolvimento econômico, mas [...] podem se tornar a própria força motriz do desenvolvimento”. Assim, o autor lista três papéis relevantes para os serviços: suporte para as atividades empresariais, atratores de investimentos e motores ou locomotivas da dinâmica econômica regional.

O aumento da participação dos serviços na geração de valor adicionado e na estrutura ocupacional em detrimento dos outros setores foi uma das principais mudanças estruturais das economias capitalistas no século XX. Oliveira (2011) mostrou, em

estudo recente, que o setor de serviços contribuiu significativamente para o crescimento da produtividade agregada dos setores das economias dos Estados Unidos e da União Europeia no período 1980-2007 e do Brasil nos últimos anos da análise (2005-2007). Esse mesmo estudo apontou que, do total do crescimento da produtividade do trabalho nos Estados Unidos, mais de 80% foi explicado pelos serviços entre os anos 1980-1995, com percentual também bastante significativo para os países da União Europeia (em torno de 85%).

A dinâmica econômica impulsionada pelos serviços tem características distintas entre países mais avançados e países em desenvolvimento (KON, 2003). Ao se tornar a maior fonte de geração de empregos da atualidade, no entanto, os serviços ainda exercem papel fundamental em qualquer nível de desenvolvimento, tornando-se não apenas um resultado ou um produto final do desenvolvimento, mais um pré-requisito para este. Os serviços governamentais ganham destaque em países menos avançados, seja pelo fornecimento de bens públicos, seja pela complementação da provisão privada de serviços de mercado. Eles fornecem infraestrutura e serviços educacionais e de saúde que projetam a economia rumo à modernização.

Kon (2003) destaca algumas atividades de serviços consideradas indutoras do desenvolvimento, entre elas as ligadas às empresas, as atividades financeiras, transportes, comunicações, ensino, saúde e pesquisa. A característica comum a estas atividades é a incorporação de um alto nível de inovação tecnológica e de relação capital-trabalho, exigindo mão de obra qualificada e fornecendo, mais intensamente, serviços às empresas, embora também ao consumidor pessoal. Kon (2003) também identifica atividades de serviços induzidas pelo desenvolvimento, que, diferentemente das indutoras, possuem baixa relação capital-trabalho,

baixa qualificação de mão de obra e nível tecnológico, além de incorporar os trabalhadores que não encontram inserção como trabalhadores formais.

Assim, seriam atividades dirigidas, principalmente, para o consumo pessoal, apresentando condições de precarização em relação às demais. Enquadram-se nesta classificação os serviços pessoais, os sem fins lucrativos e parte do comércio varejista.

A indução do desenvolvimento proporcionada pelos serviços guarda intensa relação com as repercussões sistêmicas encontradas na economia – seja em nível empresarial ou macroeconômico

A indução do desenvolvimento proporcionada pelos serviços guarda intensa relação com as repercussões sistêmicas encontradas na economia – seja em nível empresarial ou macroeconômico. Estas repercussões foram impulsionadas pelas inovações tecnológicas e pelos novos serviços surgidos após a modernização dos processos anteriores, caracterizando-se pela intensificação da interdependência entre setores e pela modificação dos padrões de serviços antes considerados tradicionais, que foram se transformando em atividades mais intensivas em capital, como serviços financeiros, de comunicação, transportes e saúde.

Esta posição insinua que muitos serviços aparecem como pré-condição para o desenvolvimento, em vez de apenas como produto final deste desenvolvimento. E o seu uso adequado aparece como elemento central e impulsionador da economia rumo a um maior dinamismo. A despeito disto, esta configuração não é homogênea entre países desenvolvidos e países em desenvolvimento, pois nos primeiros a intervenção pública em conjunto com os mecanismos de mercado é uma alternativa para a intensificação desses serviços, ao passo que para os países em desenvolvimento pode não haver mecanismos de mercado adequados, sendo, em alguns casos, inexistentes. Assim, a intervenção pública torna-se a única opção para que esses serviços tenham adequada provisão pelas empresas, protegidas pela administração governamental da competição interna e externa, visando encorajar

o estabelecimento e crescimento de indústrias de serviços nascentes.

Do ponto de vista da economia regional, tem ganhado força o reconhecimento de que os serviços facilitam ou reforçam os impactos sobre os polos de crescimento. E sua capacidade de desempenhar essa função no processo de desenvolvimento depende da espécie de atividades do polo, de seu tamanho, força e de sua dominância local, regional, nacional ou internacional (KON, 2009). Neste contexto, os serviços empresariais assumiriam papel preponderante, inicialmente como exportáveis – sendo considerados motores ou locomotivas da economia regional ou local. Ademais, no âmbito da divisão social do trabalho e do *outsourcing*, esses serviços tornam-se indispensáveis para as atividades empresariais em todos os ramos da economia. Por fim, exercendo papel preponderante para a dinâmica empresarial, transformam-se em poderosos fatores de atração para novos investimentos. A existência em uma região de uma rede desenvolvida de serviços empresariais de qualidade, de acordo com Almeida (2000), reforça a capacidade de atração de novos investimentos e, ao mesmo tempo, reduz os atrativos do deslocamento e do abandono do território por parte das empresas e organizações já instaladas.

Almeida (2004) considera os serviços empresariais intensivos em conhecimento – *knowledge intensive business services* (KIBS) – como estratégicos para o desenvolvimento regional, argumentando que as cidades que mais crescem são aquelas que têm uma economia de serviços mais diversificada, considerando que o tamanho do mercado regional é um dos fatores determinantes para a possibilidade de maior diversificação. O autor ressalta que alguns desses serviços são também destacados como estratégicos pela OCDE, como os de informática (produção de *software* e tratamento da

informação), de pesquisa e desenvolvimento (P&D), de ensaios técnicos, de *marketing*, de organização da empresa (consultoria em gestão e recrutamento de pessoal), de valorização dos recursos humanos (treinamento e formação contínua de mão de obra) e de consultoria e engenharia.

Já Diniz e Matos (2006), no campo tecnológico, argumentam que as regiões que

apresentam maior conteúdo técnico – aquelas mais próximas aos centros produtores de matrizes tecnológicas – tenderão a exibir um setor de serviços com maior grau de diversificação, com participações importantes de serviços técnico-informacionais complementares à produção, como pesquisa e desenvolvimento, serviços financeiros, de planejamento e organização, administração, publicidade e propaganda e outros. Sob este aspecto, as atividades de serviços possibilitam a articulação entre diversas regiões de um território, de forma que as funcionalidades dessas atividades estão fortemente relacionadas à estruturação de todo o território.

Do ponto de vista da economia regional, tem ganhado força o reconhecimento de que os serviços facilitam ou reforçam os impactos sobre os polos de crescimento

O MÉTODO DIFERENCIAL-ESTRUTURAL

O método diferencial-estrutural (*shift-share*) é amplamente utilizado como ferramenta de análise de projeções das economias regionais, visando descrever o crescimento econômico de uma região no tocante à sua estrutura produtiva. Trata-se de um método aplicado para fins descritivos que procura identificar os componentes do crescimento utilizando informações estatísticas simples (por exemplo, emprego, produção, valor adicionado etc.) em dois períodos de tempo (HADDAD; ANDRADE, 1989).

Fundamentalmente, o método parte da constatação de que o crescimento do emprego é maior em alguns setores do que em outros, ocorrendo o mesmo para as diferentes regiões (o emprego em algumas regiões cresce mais do que em outras). Desta forma,

o maior crescimento econômico de uma região em relação às outras pode ocorrer porque sua composição produtiva apresenta uma preponderância de setores mais dinâmicos ou ele tem participação crescente na distribuição regional do emprego, mesmo que isto esteja ocorrendo em setores menos dinâmicos.

De acordo com o método, três componentes ajudam a explicar o crescimento do emprego regional (quando se utiliza como variável o emprego) entre dois períodos (0 e 1): variação regional (R), variação proporcional (P) e variação diferencial (D), conforme expressa a equação (1).

$$\sum_i E_{ij}^1 - \sum_i E_{ij}^0 = R + P + D \quad (1)$$

Em que E_{ij} é uma matriz com os dados sobre o emprego, com i representando um subsetor da região j , que reflete o crescimento do emprego regional entre os dois períodos de referência (0 e 1). Qualquer diferença que ocorra com base nesses componentes refletirá as modificações entre o crescimento real ocorrido na região e as variações teóricas, ou seja, o que ocorreria se a região crescesse às mesmas taxas apresentadas na região de referência (o país ou o estado, por exemplo).

O acréscimo de emprego que ocorreria na região, se ela crescesse à taxa de crescimento do total de empregos da região de referência, é representado pela variação regional, dada pela equação (2).

$$R = \sum_i E_{ij}^0 (r_{it} - 1) \quad (2)$$

Em que r_{it} representa a taxa de crescimento do emprego na região de referência.

A variação proporcional (também chamada estrutural) advém da composição setorial regional, mostrando se há ou não subsectores que são mais ou menos dinâmicos na região de referência quanto à taxa de crescimento, *vis-à-vis* o conjunto da economia de referência. Pode apresentar sinal positivo ou negativo: positivo para a região especializada em subsectores dinâmicos quanto à região de referência e negativo se parte significativa da produção regional

for de subsectores com taxas de crescimento pouco expressivas, traduzindo inexistência de subsectores dinâmicos em nível regional com relação à região de referência (equação 3).

$$P = \sum_i E_{ij}^0 (r_{it} - r_{it}) \quad (3)$$

Em que r_{it} é a taxa de crescimento do emprego no subsetor i na região de referência.

Os subsectores que crescem mais rapidamente do que a média da região de referência são indicados pela variação diferencial, o que reflete vantagens com relação à sua localização. De acordo com Haddad e Andrade (1989), a importância desse efeito vai depender de variáveis como os custos de transporte, estímulos fiscais, diferenças de preços relativos de insumos entre regiões e fatores de produção mais abundantes. A equação (4) é ilustrativa:

$$D = \sum_i E_{ij}^0 (r_{ij} - r_{it}) \quad (4)$$

Em que r_{ij} representa a taxa de crescimento do emprego no subsetor i na região j .

Assim, a diferença entre o crescimento real do emprego em cada região j e o crescimento hipotético (o crescimento estimado) advém de dois fatores: um estrutural e outro diferencial, como expressa a equação (5):

$$\begin{aligned} & (\sum_i E_{ij}^1 - \sum_i E_{ij}^0) - (\sum_i E_{ij}^0 (r_{it} - 1)) = \\ & (\sum_i E_{ij}^0 (r_{it} - r_{it})) + (\sum_i E_{ij}^0 (r_{ij} - r_{it})) \end{aligned} \quad (5)$$

O modelo original possibilitou várias formulações. Haddad e Andrade (1989) apontam uma limitação do modelo original, que seria a não consideração de mudanças na estrutura de emprego nas regiões durante o período de análise, ou seja, entre o ano-base e o ano final. Isto porque, quanto maior for este intervalo de tempo, maiores serão as mudanças não consideradas, o que pode gerar viés na análise dos efeitos.

Esteban-Marquillas (1972 apud HADDAD; ANDRADE, 1989), por exemplo, propõe a inclusão de

um novo elemento na análise – o emprego homotético – com o fim de eliminar o impacto oriundo da distribuição setorial do emprego do ano inicial para o cálculo do efeito diferencial. Este tipo de emprego, então, seria o que um subsetor *i* teria se a região *j* apresentasse estrutura produtiva semelhante à da região de referência. Assim, há uma mudança na formulação do efeito diferencial ou competitivo, como exprime a equação (6):

$$D^l = \sum_i E_{ij}^{0l} (r_{ij} - r_{ii}) \quad (6)$$

Em que E_{ij}^{0l} representa o emprego homotético.

Além do emprego homotético, Esteban-Marquillas (1972 apud HADDAD; ANDRADE, 1989) também introduz o efeito alocação para explicar o componente de crescimento do emprego regional, encoberto pela mudança na variação competitiva (*D* para *D'*), como expõe a equação (7):

$$A^l = \sum_i [(E_{ij} - E_{ij}^l)(r_{ij} - r_{ii})] \quad (7)$$

Com a introdução do efeito alocação, o crescimento do emprego passa a ser explicado pela equação (8):

$$\sum_i E_{ij}^1 - \sum_i E_{ij}^0 = R + P + D^l + A \quad (8)$$

O efeito alocação mostra se o município está especializado nos subsetores nos quais ele tem melhores vantagens competitivas (neste caso, o efeito alocação será positivo) ou não (efeito alocação

negativo). O Quadro 1 resume as possíveis definições ocorridas com base no efeito alocação.

De acordo com Gonçalves Júnior e Galete (2010), as regiões mais dinâmicas possuirão vantagem competitiva especializada, ou seja, o setor *i* será bem representado na região, crescendo mais nela do que na região de referência. Se o efeito alocação for positivo, podem ocorrer duas situações: a região é especializada na produção do setor *i* (+), e este setor cresce mais na região do que região de referência; ou este setor cresce menos do que a média da região de referência (-), e a região não é especializada neste setor.

O efeito alocação negativo também pode representar duas situações: a região não é especializada na produção do setor *i* (-), porém este setor cresce mais na região do que na região de referência; ou a região é especializada na produção do setor *i* (+), mas este setor cresce menos na região do que na região de referência.

Não obstante os avanços metodológicos, a proposta de Esteban-Marquillas (1972 apud HADDAD; ANDRADE, 1989) ainda guarda a limitação de ponderar as taxas de emprego pelo ano-base, tornando um setor não especializado no ano-base como especializado no ano final. Isto alteraria a interpretação desse efeito, independentemente do valor da vantagem competitiva. A fim de contornar esse problema, Herzog e Olsen (1977 apud GONÇALVES JÚNIOR; GALETE, 2010) propõem a incorporação do efeito alocação modificado, incluindo o emprego teórico terminal (do ano final), como explica a equação (9).

$$A^l = \sum_i [(E_{ij}^1 - E_{ij}^{1l}) - (E_{ij} - E_{ij}^l)](r_{ij} - r_{ii}) \quad (9)$$

Esta modificação exige o ajuste do cálculo do efeito diferencial puro, apontado por Esteban-Marquillas (1972 apud HADDAD; ANDRADE, 1989). Assim, Herzog e Olsen (1977 apud GONÇALVES JÚNIOR; GALETE, 2010) propõem o efeito diferencial puro modificado, como expõe a equação (10):

$$D'' = D'' + A - A^l \quad (10)$$

Definição	Alocação	Especialização	Vantagem competitiva
Desvantagem competitiva especializada (DCE)	-	+	-
Desvantagem competitiva não especializada (DCNE)	+	-	-
Vantagem competitiva não especializada (VCNE)	-	-	+
Vantagem competitiva especializada (VCE)	+	+	+

Quadro 1
Sinais dos possíveis efeitos alocação

Fonte: Adaptado de Gonçalves Júnior e Galete (2010).

Nota: Sinais convencionais utilizados:

- + efeito alocação positivo.
- efeito alocação negativo.

o que resulta na equação (11):

$$D'' = \sum_i (2E_{ij}^0 - E_{ij}^1 + E_{ij}^1 - E_{ij}^{0'}) (r_{ij} - r_{it}) \quad (11)$$

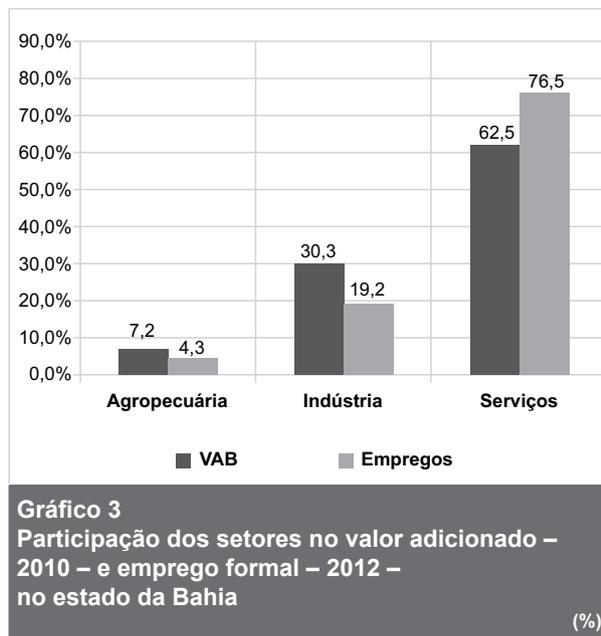
Assim, tem-se a variação líquida total (VLT) do emprego no setor i da região j (equação 12), que é o resultado da soma entre o efeito estrutural ainda ponderado pelo ano-base com o efeito diferencial puro modificado representado pela equação (11) e o novo efeito alocação representado pela equação (9):

$$VLT_{ij} = \sum_i E_{ij}^0 (r_{it} - r_{it}) + \sum_i (2E_{ij}^0 - E_{ij}^1 + E_{ij}^1 - E_{ij}^{0'}) (r_{ij} - r_{it}) + (\sum_i E_{ij}^1 - E_{ij}^1 - E_{ij}^1 + E_{ij}^1) (r_{ij} - r_{it}) \quad (12)$$

Vários autores têm utilizado o método estrutural-diferencial e suas reformulações na análise da dinâmica regional setorial: Gonçalves, Perobelli e Lauer (2000) estudaram o caráter espacial do desenvolvimento do estado de Minas Gerais; Pereira e Campanile (1999) aplicaram-no no estado do Rio de Janeiro; Santos (2000) estudou a economia do Rio Grande do Sul *vis-à-vis* a Região Sul do país; Gonçalves Júnior e Galette (2010) utilizaram a reformulação de Herzog-Olsen (1977) para a microrregião de Maringá frente à economia paranaense; e Souza, R. e Souza, N. (2004) estudaram a região metropolitana de Porto Alegre.

DINÂMICA DO SETOR DE SERVIÇOS NAS MICRORREGIÕES DA BAHIA

O setor de serviços responde por parcela significativa dos empregos e do valor adicionado no estado da Bahia, conforme aponta o Gráfico 3. Apresentando dados da participação setorial no valor adicionado bruto (VAB) para o ano de 2010 (os dados disponíveis mais recentes para esta variável) e de emprego formal para o ano de 2012, o gráfico mostra que o setor de serviços participava com 76,5% dos empregos e 62,5% do VAB da Bahia.



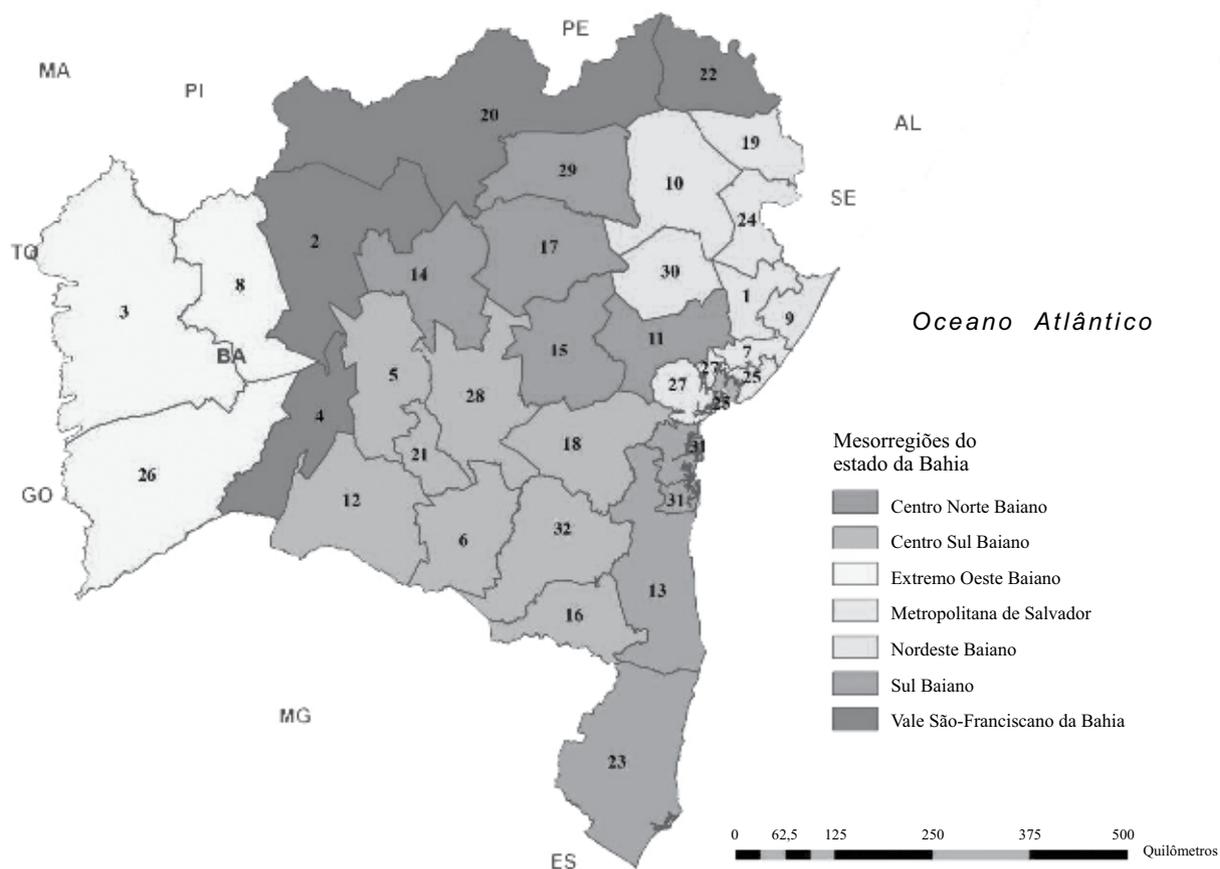
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (BRASIL, 2010) e Ministério do Trabalho (BRASIL, 2012).

Considerando a representatividade deste setor para a economia baiana, a proposta deste trabalho inspira-se no estudo de Bastos, Perobelli e Fernandes (2010) para identificar, através do método diferencial-estrutural, os subsetores de serviços que possuem vantagens competitivas e/ou

Indutoras do desenvolvimento	Induzidas pelo desenvolvimento
Transporte, armazenagem e correio	Comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas
Informação e comunicação	Alojamento e alimentação
Atividades financeiras, de seguros e serviços relacionados	Atividades imobiliárias
Atividades profissionais, científicas e técnicas	Atividades administrativas e serviços complementares
Educação	Administração pública, defesa e seguridade social
	Artes, cultura, esportes e recreação
Saúde humana e serviços sociais	Outras atividades de serviços
	Serviços domésticos
	Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais

Quadro 2
Subsetores de serviços indutores e induzidos pelo desenvolvimento

Fonte: Adaptado de Bastos, Perobelli e Fernandes (2010).



Microrregiões		
1. Alagoinhas	12. Guanambi	23. Porto Seguro
2. Barra	13. Ilhéus-Itabuna	24. Ribeira do Pombal
3. Barreiras	14. Irecê	25. Salvador
4. Bom Jesus da Lapa	15. Itaberaba	26. Santa Maria da Vitória
5. Boquira	16. Itapetinga	27. Santo Antônio de Jesus
6. Brumado	17. Jacobina	28. Seabra
7. Catu	18. Jequié	29. Senhor do Bonfim
8. Cotegipe	19. Jeremoabo	30. Serrinha
9. Entre Rios	20. Juazeiro	31. Valença
10. Euclides da Cunha	21. Livramento do Brumado	32. Vitória da Conquista
11. Feira de Santana	22. Paulo Afonso	

Figura 2
Mesorregiões e microrregiões do estado da Bahia

Fonte: Elaboração própria.

são especializados nas microrregiões da Bahia. O método permitirá apontar quais os subsetores dinâmicos e quais os estagnados, a exemplo do que fizeram estes autores para os principais municípios do estado de Minas Gerais. O presente trabalho, no entanto, utilizará a reformulação proposta por Herzog-Olsen (1977 apud GONÇALVES

JÚNIOR; GALETE, 2010), enquanto Bastos, Perobelli e Fernandes (2010) utilizaram a reformulação de Esteban-Marquillas (1972).

O estudo de Kon (2003), que aponta atividades de serviços induzidas e indutoras do desenvolvimento, possibilitou a Bastos, Perobelli e Fernandes (2010) classificar as atividades de serviços em

indutores e induzidos pelo desenvolvimento com base na Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE) utilizada pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

O referido trabalho lançou mão da CNAE 95, que contava com 26 subsetores de serviços. O presente artigo, no entanto, utiliza a Seção CNAE 2.0, em que existem apenas 15 tipologias para as atividades de serviços. Tomando-se como base o trabalho de Bastos, Perobelli e Fernandes (2010), é possível classificar estas 15 seções quanto ao seu papel na indução do desenvolvimento, conforme aparece no Quadro 2.

Considerando esta classificação, o presente estudo aplicará o método estrutural-diferencial com a reformulação proposta por Herzog e Olsen (1977 apud GONÇALVES JÚNIOR; GALETE, 2010) para analisar as 32 microrregiões da Bahia. Foram utilizados os dados da Seção CNAE 2.0 para os anos de 2006 e 2012, respectivamente o primeiro ano coberto pela CNAE 2.0 e o último ano em que os dados estão disponíveis, até o fechamento deste artigo (BRASIL, 2013). As 32 microrregiões e sua respectiva localização constam no Mapa 1, que também apresenta as mesorregiões baianas. Estas são compostas por um conjunto de microrregiões.

Das 32 microrregiões, merece destaque a de Salvador, que, apesar de participar com 24,7% da população no ano de 2010, era responsável por 45,5% do valor adicionado (VAB) do estado, representando 44,4% do valor adicionado do setor de serviços da Bahia, conforme aparece na Tabela 1. Esta microrregião também se destaca quanto à empregabilidade, pois quase a metade (49,9%) de todos os empregados com carteira assinada na Bahia ali se localizavam no ano de 2012, abrigando também 51,2% de todos os empregos formais do setor de serviços do estado. Quanto à representatividade de serviços na economia da microrregião de Salvador, este setor empregava 79,6% de todos

os trabalhadores com carteira assinada, além de participar com 60,9% do VAB microrregional.

A microrregião de Feira de Santana também se destaca, mas em grau bem menor do que Salvador. Participava com 7,1% da população e 6,4% do VAB, sendo responsável por 7,2% do VAB dos serviços. Em seguida, aparecem as microrregiões de Ilhéus-Itabuna (respectivamente, 7,3%, 5,7% e 6,1% para as mesmas variáveis) e Porto Seguro (5,2%, 5,0% e 4,6%), além de Vitória da Conquista (4,5%, 3,2% e 3,9%).

Outras microrregiões apresentam números que chamam a atenção. Por exemplo, Irecê, Ribeira do Pombal, Euclides da Cunha, Boquira, Barra, Cote-gipe e Jeremoabo apresentam mais de 90% dos seus empregos formais distribuídos no setor de serviços, sendo que Jeremoabo tem quase a totalidade dos empregos neste setor (96,6%). Isto não é, necessariamente, algo benéfico, tendo em vista que há grande heterogeneidade neste setor, com sub-setores mais intensivos em conhecimento (como é o caso das atividades financeiras, científicas e técnicas, educação e saúde) e outros com pouca exigência em qualificação (comércio, atividades imobiliárias, serviços pessoais e domésticos, por exemplo). Considerando a pouca representatividade destas microrregiões nos indicadores apresentados na Tabela 1 quanto ao estado, deve-se ter em conta que este alto grau de emprego proporcional nos serviços pode advir de setores que pouco contribuem com o desenvolvimento econômico.

A microrregião de Paulo Afonso também merece destaque, mas por possuir apenas 31,6% do seu VAB em serviços, a despeito de este setor empregar 83,7% dos trabalhadores com carteira assinada da microrregião. Em menor destaque quanto a essa disparidade aparecem as microrregiões de Entre Rios (48,9% e 73,4%, respectivamente, para a participação do VAB dos serviços no VAB total e emprego do setor de serviços) e Catu (48,0% e 67,5%).

Quanto ao crescimento do setor de serviços na Bahia, a Tabela 2 apresenta estes dados, considerando o período 2006-2012.

O crescimento do emprego formal dos serviços na Bahia no período 2006-2012 foi de 30%. No entanto, este número é menor do que o crescimento dos empregos totais (que incluem a agropecuária e a indústria), que foi de 34% no mesmo período. Apesar disso, algumas microrregiões apresentaram taxas de crescimento dos serviços superiores à taxa de crescimento total dos empregos da Bahia: Barreiras, Juazeiro, Paulo Afonso, Senhor do Bonfim, Jeremoabo, Entre Rios, Santo Antônio de Jesus, Itapetinga e Porto Seguro. Todas as demais 23 microrregiões tiveram taxas de crescimento do emprego nos serviços inferior à taxa de crescimento do emprego total.

A microrregião de Barreiras merece destaque quanto ao aumento do emprego, pois além de ter maior crescimento dos serviços do que do emprego total, apresentou números consideráveis: 83% de crescimento do emprego total e 92% de crescimento do emprego nos serviços. A microrregião de Jeremoabo também se destacou, apesar de ter menor taxa de crescimento do emprego nos serviços do que total (104% contra 109%). Atenção também deve ser dada às microrregiões de Entre Rios e Itapetinga, que, apesar de não terem apresentado taxas muito elevadas de crescimento, mostraram diferenças consideráveis entre o crescimento do emprego no setor de serviços e o do emprego total. Em Entre Rios, as taxas foram, respectivamente, 44% e 13%, enquanto em Itapetinga foram de 47% e 22%.

Comparando a taxa de crescimento do emprego dos subsetores (r_{it}) com a taxa de crescimento do emprego total do estado ($r_{it} = 34\%$), que inclui todas as atividades, podem-se definir alguns setores como estagnados e outros como dinâmicos, conforme apontam as informações do Quadro 3. Das 15 atividades, dez apresentaram taxas de crescimento superiores às do estado (subsetores dinâmicos) e apenas cinco abaixo (subsetores estagnados). Dos subsetores que mais cresceram, destacam-se

informação e comunicação (87%), atividades profissionais, científicas e técnicas (91%) – indutores do desenvolvimento – e atividades imobiliárias (168%) – induzido pelo desenvolvimento. As menores taxas ficaram para os subsetores de saúde humana e serviços sociais (29%) – indutor do desenvolvimento –, administração pública, defesa e seguridade social (9%) e outras atividades de serviços (17%) – induzidos pelo desenvolvimento.

Partindo para a análise diferencial-estrutural, o efeito competitivo (D'') mostrou-se negativo para o setor de serviços apenas em cinco microrregiões (Feira de Santana, Catu, Salvador, Vitória da Conquista e Ilhéus-Itabuna). Mais uma vez, destaca-se a microrregião de Salvador, que apresentou, para o efeito competitivo, um “déficit” de 73.656 empregos nos serviços. Por este “déficit”, deve-se entender que esta microrregião “deixou” de empregar este número de trabalhadores no setor de serviços devido às suas desvantagens locais.

Todas as demais 27 microrregiões apresentaram sinal positivo, o que representa crescimento do emprego devido às suas vantagens locais nesses subsetores, que podem ser advindas, por exemplo, de variações nos custos de transporte, estímulos fiscais específicos para determinadas áreas, diferenciais nos preços entre regiões etc. A microrregião de Barreiras, por exemplo, mostrou um “superávit” de 10.458 empregos nos serviços devido às suas vantagens locais. Conforme aponta Haddad e Andrade (1989), para entender melhor esta dinâmica (ou falta dela), torna-se necessário estudar as vantagens locais de cada uma das regiões para a atração de setores de crescimento lento, bem como os fatores explicativos do desempenho positivo destes mesmos setores em algumas regiões.

Já o efeito estrutural é responsável por apresentar se a região se especializa em setores de crescimento lento (sinal negativo) ou setores dinâmicos (sinal positivo). Assim, representa o montante de emprego que uma região poderá obter como resultado de sua composição produtiva, sendo evidente que a variação será positiva se a região tiver se

DINÂMICA DAS ATIVIDADES DE SERVIÇOS NAS MICRORREGIÕES DO ESTADO DA BAHIA: APLICAÇÃO DO MÉTODO DIFERENCIAL-ESTRUTURAL PARA O PERÍODO 2006-2012

Tabela 1

Participação das microrregiões na população, no VAB, no VAB dos serviços (2010), no emprego total e no emprego nos serviços do estado (2012) e participação dos serviços no VAB (2010) e no emprego total das microrregiões (2012) – estado da Bahia

(%)

Microrregião	População do estado	VAB do estado	VAB serv. do estado	Emprego total do estado	Emprego nos serv. do estado	VAB serv. no VAB da micro	Emprego serv. no emp. total da micro
Salvador	24,7	45,5	44,4	49,9	51,9	60,9	79,6
Ilhéus-Itabuna	7,3	5,7	6,1	5,6	5,6	66,9	76,7
Feira de Santana	7,1	6,4	7,2	6,9	6,1	69,5	68,0
Porto Seguro	5,2	5,0	4,6	4,9	4,6	56,8	71,6
Vitória da Conquista	4,5	3,2	3,9	3,6	3,6	75,9	75,0
Sto. Antônio de Jesus	3,9	2,3	2,8	2,8	2,7	73,9	74,2
Jequié	3,6	2,3	2,8	2,1	2,0	75,6	73,4
Juazeiro	3,2	2,3	2,3	2,2	1,9	61,3	68,2
Serrinha	3,0	1,4	1,6	1,5	1,4	71,0	73,3
Irecê	2,7	1,2	1,5	1,0	1,3	73,9	94,5
Guanambi	2,6	1,4	1,6	1,3	1,3	72,6	77,5
Jacobina	2,3	1,2	1,4	1,1	1,2	70,3	81,7
Ribeira do Pombal	2,2	1,0	1,2	0,8	0,9	73,5	93,4
Alagoinhas	2,2	1,7	1,6	1,5	1,3	57,5	68,2
Euclides da Cunha	2,1	0,9	1,0	0,7	0,8	71,5	94,2
Senhor do Bonfim	2,0	1,2	1,2	0,9	0,9	63,6	76,1
Barreiras	2,0	3,8	3,2	2,6	2,1	52,2	61,4
Valença	1,9	1,6	1,2	1,1	1,1	47,6	74,5
Seabra	1,8	1,1	1,0	0,8	0,8	59,2	74,1
Itaberaba	1,8	0,8	1,0	0,8	0,8	70,9	75,4
Brumado	1,7	0,9	1,0	1,0	0,9	65,3	72,0
Catu	1,5	1,5	1,2	1,7	1,5	48,0	67,5
Itapetinga	1,4	1,0	0,9	1,2	0,8	58,0	51,9
Boquira	1,3	0,5	0,6	0,4	0,5	79,1	93,1
S. Maria da Vitória	1,3	1,1	1,0	0,7	0,7	58,1	68,8
Barra	1,2	0,5	0,6	0,4	0,5	76,6	91,2
Bom Jesus da Lapa	1,2	0,7	0,7	0,5	0,5	65,5	85,4
Paulo Afonso	1,2	1,7	0,8	0,8	0,8	31,6	83,7
Entre Rios	0,8	0,6	0,5	0,5	0,5	48,9	73,4
Cotegipe	0,8	0,4	0,4	0,3	0,3	68,2	91,8
Jeremoabo	0,7	0,3	0,3	0,2	0,3	64,1	96,6
Liv. do Brumado	0,7	0,4	0,4	0,3	0,3	60,0	83,0

Fonte: Elaboração própria com base nos dados Ministério do Trabalho e Emprego (BRASIL, 2013c) e Ipeadata (2013).

especializado em setores que apresentam altas taxas de crescimento. Segundo Haddad e Andrade (1989), o componente estrutural informa que, no processo de desenvolvimento, há alguns setores que crescem mais rapidamente que os demais, e que os fatores responsáveis por estas diferentes

taxas de crescimento setorial seriam as variações na estrutura da demanda, variações de produtividade, inovações tecnológicas etc. Assim, é fundamental que se pesquisem as possibilidades de cada região para a localização de firmas ou estabelecimentos pertencentes a cada um destes setores.

(continua)

Tabela 1
Participação das microrregiões na população, no VAB, no VAB dos serviços (2010), no emprego total e no emprego nos serviços do estado (2012) e participação dos serviços no VAB (2010) e no emprego total das microrregiões (2012) – estado da Bahia
 (%)

Subsetores	Bahia	Barreiras	Cotegipe	Sta. M. da Vitória	Juazeiro	Paulo Afonso	Barra	Bom Jesus da Lapa	Senhor do Bonfim	Irecê	Jacobina
1	0,46	0,79	1,51	0,82	0,58	0,42	0,88	1,06	0,54	0,60	0,65
2	0,40	0,83	1,19	2,48	1,38	0,54	1,54	1,05	1,16	0,98	0,94
3	0,50	1,77	0,00	0,63	0,76	1,00	0,66	0,45	0,43	0,46	0,44
4	0,87	-0,11	0,00	-0,28	0,15	0,12	-0,15	2,48	0,25	1,02	1,21
5	0,31	0,67	1,10	0,47	1,14	0,19	0,54	0,43	0,35	0,31	0,34
6	1,68	5,16	0,00	3,00	9,50	2,50	1,00	1,00	2,00	49,00	3,00
7	0,91	5,21	0,50	5,05	4,03	0,92	3,50	5,00	1,38	6,03	0,19
8	0,45	2,85	23,00	1,65	0,06	0,14	1,67	6,64	0,95	4,05	1,89
9	0,09	0,57	0,17	0,40	0,11	0,63	0,20	0,10	0,56	0,43	0,24
10	0,43	1,02	0,00	0,39	0,92	0,27	-0,22	0,01	0,41	0,47	0,68
11	0,29	1,03	2,00	-0,14	0,14	1,79	1,13	0,81	0,87	1,97	0,41
12	0,51	1,57	0,00	0,56	0,87	0,72	0,50	0,00	-0,14	1,72	1,04
13	0,17	2,90	9,42	0,23	0,72	-0,31	0,26	0,49	-0,43	-0,25	-0,18
14	0,28	-0,58	0,00	0,00	-0,13	2,00	0,00	-0,50	-0,95	-1,00	-0,75
15	0,88	0,00	0,00	0,00	-1,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Serviços	0,30	0,92	0,26	0,50	0,34	0,51	0,34	0,36	0,50	0,53	0,36
Todos	0,34	0,83	0,29	0,58	0,23	0,48	0,35	0,37	0,53	0,53	0,41

Subsetores	Itaberaba	Feira de Santana	Jeremoabo	Euclides da Cunha	Ribeira do Pombal	Serrinha	Alagoinhas	Entre Rios	Catu	Sto. A. de Jesus	Salvador
1	0,66	0,50	1,22	1,02	0,81	0,68	0,51	0,86	0,46	0,40	0,36
2	-0,07	0,70	1,17	0,79	3,77	0,59	0,24	0,36	0,55	0,77	0,32
3	1,31	0,65	4,50	1,60	0,64	1,04	1,23	0,37	0,97	0,80	0,40
4	1,13	0,69	0,53	0,00	0,07	0,76	-0,65	0,67	-0,17	0,74	1,18
5	0,59	0,53	0,41	0,45	0,49	0,76	0,54	0,56	-0,12	0,40	0,17
6	0,33	4,17	0,00	0,00	0,00	0,00	7,00	24,00	1,75	4,44	1,25
7	0,01	-0,05	1,67	5,75	-0,09	1,49	0,22	0,19	0,64	1,53	0,94
8	1,91	0,99	1,00	0,74	-0,41	-0,19	1,59	0,74	0,44	2,96	0,39
9	0,20	-0,07	1,08	0,20	0,21	0,13	0,20	0,33	0,03	0,07	-0,04
10	0,41	1,50	1,26	0,93	1,13	0,78	0,53	0,15	0,70	0,92	0,28
11	-0,03	0,93	2,50	0,07	0,94	0,48	1,42	0,91	0,56	0,20	0,19
12	0,80	0,71	-1,00	0,00	2,22	-0,33	0,66	-0,33	-0,61	0,09	0,58
13	-0,21	0,27	1,40	-0,16	0,07	-0,29	0,17	2,98	-0,51	-0,03	0,18
14	0,20	6,79	-1,00	-1,00	0,00	-0,75	1,00	-0,50	0,17	-0,25	-0,61
15	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	2,50
Serviços	0,29	0,44	1,09	0,31	0,33	0,25	0,39	0,44	0,28	0,33	0,24
Todos	0,31	0,51	1,04	0,33	0,34	0,33	0,51	0,13	0,26	0,29	0,30

DINÂMICA DAS ATIVIDADES DE SERVIÇOS NAS MICRORREGIÕES DO ESTADO DA BAHIA: APLICAÇÃO DO MÉTODO DIFERENCIAL-ESTRUTURAL PARA O PERÍODO 2006-2012

(conclusão)

Tabela 1
Participação das microrregiões na população, no VAB, no VAB dos serviços (2010), no emprego total e no emprego nos serviços do estado (2012) e participação dos serviços no VAB (2010) e no emprego total das microrregiões (2012) – estado da Bahia

(%)

Subsetores	Boquira	Seabra	Jequié	Liv. do Brumado	Guanambi	Brumado	Vitória da Conquista	Itapetinga	Valença	Ilhéus-Itabuna	Porto Seguro
1	0,71	1,18	0,47	0,88	0,72	0,76	0,54	0,46	0,48	0,38	0,47
2	0,59	0,60	0,47	1,70	1,75	0,59	0,38	1,33	0,43	0,23	0,40
3	2,00	0,51	0,29	0,47	2,16	1,41	1,00	2,14	0,54	0,28	0,35
4	0,42	0,75	0,37	2,50	2,04	0,46	-0,25	-0,10	0,45	-0,25	0,09
5	0,52	0,34	0,20	0,55	0,59	0,59	0,68	0,47	1,05	0,51	0,49
6	0,00	3,00	8,00	0,00	2,80	0,80	16,03	9,00	29,00	3,10	0,98
7	2,80	4,00	3,53	2,13	-0,66	4,13	0,87	2,18	2,74	0,90	1,51
8	1,36	0,66	1,75	0,75	2,95	3,68	1,17	0,29	2,26	0,25	0,55
9	0,16	0,20	0,09	0,22	0,14	0,32	0,18	0,41	0,37	0,18	0,12
10	0,23	0,52	0,34	1,03	0,34	0,49	0,96	1,36	1,37	0,50	0,65
11	0,41	0,36	0,57	-0,47	-0,34	0,37	0,26	0,25	0,18	0,24	1,14
12	0,00	-0,50	0,38	1,50	0,29	0,64	0,77	0,95	5,33	0,26	0,50
13	0,19	0,40	0,65	0,43	0,36	0,29	0,98	0,76	0,03	-0,05	0,32
14	0,00	-0,67	-0,53	-1,00	-0,36	-0,67	0,62	-0,33	2,00	-0,73	-0,74
15	0,00	0,00	-1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Serviços	0,26	0,36	0,28	0,37	0,32	0,49	0,43	0,47	0,49	0,26	0,34
Todos	0,26	0,37	0,37	0,40	0,39	0,59	0,49	0,22	0,50	0,23	0,27

Fonte: Elaboração própria com base no registro de emprego do MTE/RAIS 2006-2012 (BRASIL, 2013c).

Nota: Sinal convencional utilizado: - Dado numérico igual a zero não resultante de arredondamento.

Subsetores estagnados		Subsetores dinâmicos	
Indutores	Induzidos	Indutores	Induzidos
Atividades financeiras, de seguros e serviços relacionados	Administração pública, defesa e seguridade social	Transporte, armazenagem e correio	Comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas
Saúde humana e serviços sociais	Outras atividades de serviços	Informação e comunicação	Alojamento e alimentação
	Serviços domésticos	Atividades profissionais, científicas e técnicas	Atividades imobiliárias
		Educação	Atividades administrativas e serviços complementares
			Artes, cultura, esporte e recreação
			Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais

Quadro 3
Subsetores de serviços estagnados e dinâmicos – Estado da Bahia – 2000-2010

Fonte: Elaboração própria com base no registro de emprego da RAIS 2006-2012 (BRASIL, 2013c).

Na Bahia, todas as microrregiões apresentaram sinal positivo para o efeito estrutural, destacadamente algumas daquelas onde se localizam os maiores centros urbanos: Salvador, Feira de Santana, Vitória da Conquista, Ilhéus-Itabuna, Barreiras,

Porto Seguro e Santo Antônio de Jesus. No caso de Salvador, apenas os subsetores de informação e comunicação; serviços domésticos; e organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais apresentaram sinal negativo para este componente,

enquanto os subsetores de comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas; atividades profissionais, científicas e técnicas; e outras atividades de serviços foram os maiores responsáveis pela grande representatividade do saldo positivo.

Por último, o efeito alocação, que precisa ser analisado no Quadro 1. Os subsetores que se destacam apresentam vantagem competitiva especializada (VCE) quando os sinais dos efeitos de especialização e competitivo são positivos – situação que os coloca em boa representação quanto ao crescimento na Bahia. A situação oposta seria aquela em que, na microrregião, os subsetores possuem desvantagem competitiva não especializada (DCNE), com os sinais dos efeitos especialização e competitivo negativos. Nestes dois casos, o efeito alocação no subsetor será positivo. De maneira intermediária, pode-se apresentar vantagem competitiva não especializada (VCNE), com vantagem competitiva positiva e especialização negativa; e desvantagem competitiva especializada (DCE), com sinal positivo para a especialização e negativo para a competitividade. Nestes casos, o efeito alocação terá sinal negativo dentro do subsetor.

Quando se somam os efeitos alocação de todos os subsetores de serviços nas microrregiões, tem-se um mapa da dinâmica de todo o setor de serviços para cada microrregião. Assim, se esta soma for positiva, a microrregião se destacou, indicando que as vantagens competitivas e a especialização de alguns subsetores superaram as desvantagens competitivas e a falta de especialização de outros subsetores. Contrariamente, se o efeito alocação total for negativo, a microrregião perdeu dinâmica ao longo do período estudado, indicando que as desvantagens competitivas e a falta de especialização de alguns subsetores superaram as vantagens competitivas e a especialização de outros subsetores. Os resultados podem ser visualizados no Quadro 4 (o destaque em negrito designa os subsetores indutores, enquanto o itálico aponta os subsetores induzidos).

Dada a amplitude do número de microrregiões e de subsetores, o que totaliza 480 resultados para

o efeito alocação, serão discutidos apenas os principais resultados. A maioria das microrregiões (20) apresentou sinal positivo para o efeito alocação total, enquanto apenas 12 tiveram este efeito negativo. Entre os destaques positivos estão Feira de Santana (7.385) e Salvador (6.336), seguidas por Vitória da Conquista (6.158). Em Feira de Santana, os subsetores alavancadores deste resultado foram, principalmente, educação (2.149), atividades profissionais, científicas e técnicas (1.594) e serviços domésticos (1.832). Já em Salvador, os subsetores responsáveis por este saldo foram, em maior medida, administração pública, defesa e seguridade social (3.430), informação e comunicação (2.134) e comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas (1.578). Em Vitória da Conquista, atividades imobiliárias (5.633), informação e comunicação (827) e outras atividades de serviços (505) sustentaram o saldo positivo.

Entre os destaques negativos aparecem Cote-gipe (-2.064), Brumado (-1.726) e Jequié (-1.199). Nestas três microrregiões, o subsetor de atividades administrativas e serviços complementares (com, respectivamente, -2.961, -1.722 e -876 para as três microrregiões) foi o maior responsável pelo saldo negativo. Apesar de não apresentarem efeito alocação total negativo, várias outras microrregiões também apresentaram efeito alocação acentuadamente negativo para este subsetor, como é o caso de Irecê (-2.412), Barreiras (-2.249) e Salvador (-1.121).

Quanto às definições do efeito alocação (sua classificação em VCE, VCNE, DCE e DCNE), alguns destaques merecem ser mencionados. No plano horizontal do Quadro 4 (plano dos subsetores), o subsetor organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais apresentou desvantagem competitiva não especializada (DCNE) em 30 microrregiões, indicando, além da falta de especialização, que este subsetor na microrregião cresce a uma taxa inferior à média do estado. As únicas exceções foram Paulo Afonso e Salvador, ambas com vantagem competitiva especializada (VCE).

Também com muitas microrregiões apresentando desvantagem competitiva não especializada,

mas em menor amplitude, aparece o subsetor serviços domésticos. Apenas as microrregiões de Paulo Afonso, Alagoinhas, Vitória da Conquista e Valença (todas com VCE) e Feira de Santana (com VCNE) não se encaixam nesta definição. Assim, todas as outras 27 microrregiões são não especializadas, apresentando também desvantagem competitiva para este subsetor. O subsetor informação e comunicação também mostra significativo número de microrregiões (24) com DCNE. Das oito restantes, apenas Salvador possui vantagem competitiva especializada (VCE), com as demais configurando-se com vantagem competitiva não especializada

Diferentemente destes casos, o subsetor comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas apresenta vantagem competitiva especializada (VCE) em 19 microrregiões, ou seja, estas microrregiões já estão no grau relativo máximo (em termos do estado da Bahia) de dinamismo para este subsetor. Já o subsetor atividades administrativas e serviços complementares apresenta vantagem competitiva não especializada (VCNE) em 22 microrregiões, o que quer dizer que, apesar de não especializadas, estas microrregiões têm taxas de crescimento para este subsetor acima da taxa média de crescimento da Bahia, apresentando grande potencial e tendência à especialização. Neste subsetor, apenas Santo Antônio de Jesus aparece com VCE, enquanto Salvador é a única com desvantagem competitiva especializada (DCE), indicando que, apesar de ter grande concentração de empregos nesta atividade em termos do estado da Bahia, este número tem crescido mais lentamente do que em todo o estado. De maneira menos acentuada, o subsetor transporte, armazenagem e correio apresenta vantagem competitiva não especializada (VCNE) em 18 microrregiões, enquanto que alojamento e alimentação; e atividades profissionais, científicas e técnicas têm a mesma definição em 17 microrregiões. Neste último subsetor, apenas quatro microrregiões possuem VCE (Barreiras, Juazeiro, Santo Antônio de Jesus e Salvador).

No plano vertical do Quadro 4 (plano das microrregiões), merecem destaque as microrregiões

de Juazeiro e Vitória da Conquista, ambas com sete subsetores com VCE. Em Juazeiro, quatro destes subsetores são indutores do desenvolvimento, e em Vitória da Conquista, dois. Aparecem com seis subsetores com VCE as microrregiões de Entre Rios, Guanambi, Valença (estas, com dois subsetores indutores) e Porto Seguro (três indutores). Com cinco subsetores com VCE aparecem Barreiras (um indutor), Feira de Santana (quatro indutores), Ribeira do Pombal (três indutores), Salvador (dois indutores), Livramento do Brumado (um indutor) e Itapetinga (dois indutores).

Outras microrregiões, apesar de não apresentarem tantos subsetores com VCE, mostram potencial e tendência à especialização, aparecendo vários subsetores com vantagem competitiva não especializada (VCNE). São exemplos as microrregiões de Santa Maria da Vitória, Jeremoabo, Alagoinhas, Jequié e Brumado, cada uma com nove subsetores nesta condição. Chamam a atenção as microrregiões de Jeremoabo e Jequié, em que cinco dos seis subsetores indutores do desenvolvimento possuem VCNE.

Pelo lado das microrregiões que possuem vários subsetores com desvantagem competitiva não especializada (DCNE) – a situação em que não há concentração de empregos (especialização) e a taxa de crescimento é menor do que a média do estado (desvantagem competitiva) –, Catu e Ilhéus-Itabuna aparecem com nove subsetores nesta definição. Considerando a existência de apenas 15 subsetores em análise, este número é bastante elevado, expressando o baixo dinamismo do setor de serviços para estas localidades. Cotegipe, Senhor do Bonfim, Itaberaba e Entre Rios aparecem com oito subsetores apresentando DCNE.

Por fim, cabe uma análise da principal microrregião baiana, a de Salvador, que abriga a capital do estado e apresenta os maiores percentuais em população e VAB, além ser a microrregião onde se localiza o maior número de municípios (três) de porte médio (entre 100 mil e 500 mil habitantes) – Camaçari, Lauro de Freitas e Simões Filho. Esta microrregião apresentou o maior número de subsetores

Subsetores	Barreiras	Cotegipe	Sta. M. da Vitória	Juazeiro	Paulo Afonso	Barra	Bom Jesus da Lapa	Senhor do Bonfim	Irecê	Jacobina	Itaberaba
1	VCE	VCNE	VCNE	VCE	DCNE	VCE	VCE	VCNE	VCE	VCE	VCE
2	VCNE	VCNE	VCNE	VCE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE
3	VCE	DCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCNE
4	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCNE	DCNE	VCNE	VCNE	VCNE
5	VCNE	VCE	VCNE	VCE	DCNE	VCE	VCE	VCNE	VCNE	VCNE	VCE
6	VCE	DCNE	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE	DCNE	VCNE	VCE	VCNE	DCNE
7	VCE	DCNE	VCNE	VCE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE	DCNE
8	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE	DCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE
9	VCNE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCE
10	VCNE	DCNE	DCNE	VCE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCNE	VCNE	DCNE
11	VCNE	VCNE	DCNE	DCNE	VCE	VCE	VCNE	VCE	VCE	VCNE	DCNE
12	VCNE	DCNE	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCNE	VCNE	VCNE
13	VCE	VCE	VCNE	VCE	DCNE	VCNE	VCE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE
14	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE
15	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE
Total	231	-2.064	-818	1.076	1.660	-41	-651	960	-394	-543	-92

Subsetores	Feira de Santana	Jeremoabo	Euclides da Cunha	Ribeira do Pombal	Serrinha	Alagoinhas	Entre Rios	Catu	Sto. A. de Jesus	Salvador	Boquira
1	VCE	VCNE	VCE	VCE	VCE	VCNE	VCE	DCNE	DCE	DCNE	VCE
2	VCE	VCNE	VCNE	VCE	VCNE	DCNE	DCNE	VCE	VCNE	DCE	VCNE
3	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE	VCE	VCNE	DCNE	VCNE
4	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCE	DCNE
5	VCE	VCNE	VCE	VCE	VCE	VCNE	VCE	DCNE	VCE	DCNE	VCE
6	VCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCNE	VCE	VCNE	VCNE	DCE	DCNE
7	DCNE	VCNE	VCNE	DCNE	VCNE	DCNE	DCNE	DCE	VCE	VCE	VCNE
8	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE	DCNE	VCNE	VCNE	DCNE	VCE	DCE	VCNE
9	DCNE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCNE	VCE	DCNE	DCE	DCNE	VCE
10	VCE	VCNE	VCNE	VCE	VCNE	VCNE	DCNE	VCE	VCE	DCNE	DCNE
11	VCE	VCNE	DCNE	VCNE	VCNE	VCE	VCE	VCNE	DCNE	DCNE	VCNE
12	VCNE	DCNE	DCNE	VCNE	DCNE	VCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCE	DCNE
13	VCNE	VCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCNE	VCE	DCNE	DCNE	VCE	VCNE
14	VCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE
15	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCE	DCNE
Total	7.385	609	-173	1.129	806	492	1.141	2.555	427	6.336	-179

Subsetores	Seabra	Jequié	Liv. do Brumado	Guanambi	Brumado	Vitória da Conquista	Itapetinga	Valença	Ilhéus-Itabuna	Porto Seguro	Boquira
1	VCE	VCE	VCE	VCE	VCNE	VCE	DCNE	VCNE	DCE	VCE	VCE
2	VCNE	VCNE	VCNE	VCE	VCE	DCE	VCE	VCNE	DCNE	VCE	VCNE
3	DCNE	VCNE	DCNE	VCE	VCNE	VCE	VCNE	VCE	DCNE	DCE	VCNE
4	DCNE	DCNE	VCNE	VCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE
5	DCNE	VCNE	VCE	VCE	VCNE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCE
6	VCNE	VCNE	DCNE	VCNE	DCNE	VCE	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE	DCNE
7	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE	VCNE	DCNE	VCNE	VCNE	DCNE	VCNE	VCNE
8	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	VCNE	DCNE	VCE	DCNE	VCNE	VCNE
9	DCE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCNE	VCE	VCE	VCE	VCE	VCE
10	DCNE	VCNE	VCNE	DCNE	VCNE	VCE	VCNE	VCE	VCE	VCNE	DCNE
11	VCE	VCNE	DCNE	DCNE	VCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCE	VCE	VCNE
12	DCNE	DCNE	VCE	DCNE	VCNE	VCNE	VCE	VCNE	DCNE	DCE	DCNE
13	VCE	VCNE	VCE	VCE	VCNE	VCE	VCE	DCNE	DCNE	VCE	VCNE
14	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	VCE	DCNE	VCE	DCNE	DCNE	DCNE
15	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE	DCNE
Total	-47	-1.199	180	423	-1.726	6.158	523	-304	2.159	650	-179

Quadro 4

Definições para o efeito alocação e total do efeito alocação para as microrregiões – Bahia – 2006-2012

Fonte: Elaboração própria com base no registro de emprego da RAIS 2006-2012 (BRASIL, 2013c).

com desvantagem competitiva especializada (DCE) – três subsetores (transporte, armazenagem e correio; atividades imobiliárias; e atividades administrativas e serviços complementares). Esta condição indica que, apesar desta microrregião ser especializada nestes subsetores – apresentando grande concentração de empregos relativamente ao estado –, vem perdendo postos de trabalho para outras microrregiões, pois cresce mais lentamente que o estado como um todo. Além disso, Salvador possui outros sete subsetores estagnados e sem especialização (DCNE) e apenas cinco com vantagem competitiva especializada (VCE), sendo que apenas dois destes são indutores do desenvolvimento. Esta situação, além de indicar baixo dinamismo (em termos das taxas de crescimento) de várias atividades de serviços na região de Salvador e do seu entorno, pode significar também um movimento de realocação de algumas atividades de serviços rumo ao interior do estado.

CONCLUSÕES

Este estudo permitiu verificar diversas atividades de serviços nas microrregiões baianas que se mostraram dinâmicas ou tendem ao dinamismo (situações em que apresentam VCNE ou DCE), com atividades indutoras do desenvolvimento (consideradas mais modernas) ou induzidas pelo desenvolvimento (consideradas tradicionais, com baixos níveis de produtividade e refúgio para mão de obra menos qualificada).

Entre os anos de 2006 e 2012, houve um menor crescimento do emprego formal nas atividades de serviços comparativamente ao crescimento do emprego em todos os setores na Bahia. Ainda assim, várias microrregiões se destacaram, com taxas superiores à média baiana, como Barreiras e Jeremoabo. Dos 15 subsetores da análise, apenas cinco (um terço) mostraram-se estagnados, enquanto os demais dez ultrapassaram a taxa de crescimento do emprego total da Bahia.

No efeito alocação, o subsetor comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas teve destaque na maioria das microrregiões, apresentando vantagem competitiva especializada (VCE) em 19 delas. Pelo lado dos subsetores em que predominaram as vantagens competitivas não especializadas (VCNE), que apresentam grande potencial e tendência à especialização, destacaram-se as atividades administrativas e serviços complementares, presentes em 22 microrregiões.

Diferentemente destas definições para o efeito alocação, a desvantagem competitiva não especializada (DCNE), que representa a situação menos desejável em termos do potencial de desenvolvimento setorial, predominou no subsetor organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais (30 microrregiões). Preferível a esta situação, porém ainda não confortável, é a desvantagem competitiva especializada (DCE), situação em que a microrregião tem grande concentração de empregos no setor, mas cresce menos rapidamente que a média de todos os setores do estado. Esta situação, quando muito, apareceu em apenas duas microrregiões (caso dos subsetores de comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas; transporte, armazenagem e correio; e administração pública, defesa e seguridade social).

A microrregião em que se localiza a capital do estado, Salvador, apresentou resultados modestos, com vantagem competitiva especializada em apenas cinco subsetores e desvantagem competitiva não especializada em outros sete. Por outro lado, Juazeiro e Vitória da Conquista mostraram VCE em sete subsetores, sendo as microrregiões que mais mostraram esta condição. Na outra extremidade, Catu e Ilhéus-Itabuna exibiram desvantagem competitiva não especializada em nove subsetores.

As políticas públicas que objetivam aprimorar em curto prazo as condições competitivas das microrregiões com vistas à sua especialização devem incidir, preponderantemente, sobre aquelas regiões que apresentam subsetores que, apesar de não serem especializados, crescem mais

rapidamente que a média de todos os setores, situação caracterizada pela vantagem competitiva não especializada (VCNE). Isto porque, mesmo não sendo especializadas, estas microrregiões mostram dinamismo em termos do seu potencial de crescimento, possuindo vantagens locais que as credenciam a uma dinâmica mais acentuada. Neste quadro encontram-se Santa Maria da Vitória, Jeremoabo, Alagoinhas, Jequié e Brumado, com nove subsectores.

Não obstante isso, surtirão efeitos mais duradouros as políticas que visem alavancar o crescimento dos serviços indutores do desenvolvimento, capazes de potencializar ainda mais as atividades produtivas. Desta forma, os subsectores indutores (transporte, armazenagem e correio; informação e comunicação; atividades financeiras, de seguros e serviços relacionados; atividades profissionais, científicas e técnicas; educação; e saúde) devem ser eleitos como prioritários na condução de políticas públicas, pois têm como características a incorporação de um alto nível de inovação tecnológica e de relação capital-trabalho, exigindo mão de obra qualificada e fornecendo, mais intensamente, serviços às empresas, embora também ao consumidor pessoal.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, P. H. Passado e futuro dos serviços: o caso da RMS. *Bahia Análise & Dados*, Salvador, v. 10, n. 1, p. 68-86, jul. 2000.
- _____. Serviços estratégicos para o desenvolvimento. In: ALMEIDA, P. H.; BRITTO, E. A.; MENDONÇA, J. (Org.). *Serviços estratégicos na Região Metropolitana de Salvador*. Salvador: SEI, 2004. p. 29-46.
- BASTOS, S. Q. A.; PEROBELLI, F. S.; FERNANDES, C. O. Dinâmica dos serviços em Minas Gerais: uma análise diferencial-estrutural para os principais municípios 2003/2007. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DOS SERVIÇOS, 1., 2010, Brasília, DF. *Trabalhos apresentados...* Brasília, DF: SBCS, 2010.
- BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. *Divisão da atividade econômica – CNAE 2.0*. Brasília: MTE, 2013a. Disponível em: <<http://portal.mte.gov.br/portal-pdet/o-pdet/o-programa/detalhes-municipio-22.htm>>. Acesso em: 20 nov. 2013.
- BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. *Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)*. Brasília: MTEb, 2013. Disponível em: <<http://www.mte.gov.br>>. Acesso em: 20 nov. 2013b.
- _____. *Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)*. Brasília: MTE, 2012. Disponível em: <<http://www.mte.gov.br>>. Acesso em: 10 out. 2012.
- DINIZ, L. H. F.; MATOS, R. Distribuição e funcionalidades espaciais do terciário moderno. *Cadernos Metrópole*, São Paulo, n. 16, p. 59-83, 2006.
- ESTEBAN-MARQUILLAS, J. M. A. A reinterpretation of shift-share analysis. *Regional and urban economics*, Amsterdam, n. 2, v. 3, p. 49-55, 1972.
- GONÇALVES, E.; PEROBELLI, F. S.; LAUER, A. A. O caráter espacial do desenvolvimento de Minas Gerais: um estudo de alternativas locais através do método diferencial-estrutural. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 9., 2000, Diamantina. *Anais...* Diamantina: Cedeplar, 2000.
- GONÇALVES JÚNIOR, C. A.; GALETE, R. A. O método estrutural-diferencial: uma aplicação da adaptação de Herzog e Olsen para a microrregião de Maringá frente à economia paranaense 1994/2008. *Informe Gepec*, Toledo, PR, v. 14, n. 2, p. 149-165, 2010.
- HADDAD, P. R.; ANDRADE, T. A. Método de análise diferencial-estrutural. In: HADDAD, P. R. (Org.). *Economia regional: teorias e métodos de análise*. Fortaleza: BNB, 1989. p. 249-286.
- HERZOG, H. W.; OLSEN, R. J. Shift-share analysis revisited: the allocation effect and the stability of regional structure. *Journal of regional science*, Amherst, MA, v. 17, n. 3, p. 441-454, 1977.
- IPEADATA. *regional*. Brasília: IPEA, 2013. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 21 nov. 2013.
- KON, A. Atividades terciárias: induzidas ou indutoras do desenvolvimento econômico? In: FERRAZ, J. C.; CROCCO, M. A.; ELIAS, L. A. (Ed.). *Liberalização econômica e desenvolvimento: modelos, políticas e restrições*. São Paulo: Futura, 2003. p. 180-202.
- _____. O novo regionalismo e o papel dos serviços no desenvolvimento: transformações das hierarquias econômicas regionais. *Oikos*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p. 279-300, 2009.
- OLIVEIRA, C. C. Os serviços importam: análise comparativa da evolução setorial da produtividade do trabalho no Brasil, nos EUA e na UE-15 (1980-2007): uma aplicação do modelo shift share. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39., 2011, Foz do Iguaçu. *Trabalhos apresentados...* Foz do Iguaçu: ANPEC, 2011.

DINÂMICA DAS ATIVIDADES DE SERVIÇOS NAS MICRORREGIÕES DO ESTADO DA BAHIA: APLICAÇÃO DO MÉTODO
DIFERENCIAL-ESTRUTURAL PARA O PERÍODO 2006-2012

PEREIRA, A. S.; CAMPANILE, N. O método estrutural-diferencial modificado: uma aplicação para o estado do Rio de Janeiro entre 1986 e 1995. *Teoria e Evidência Econômica*, Passo Fundo, RS, v. 7, n. 13, p. 121-140, 1999.

SANTOS, S. R. O método estrutural-diferencial ampliado: uma aplicação para a região sul frente à economia do Rio Grande do Sul entre 1986 e 1995. *Teoria e Evidência Econômica*, Passo Fundo, RS, v. 8, n. 15, p. 25-45, 2000.

SOUZA, R. B. L.; SOUZA, N. J. Dinâmica estrutural-diferencial da Região Metropolitana de Porto Alegre, 1990/2000. *Revista de Economia*, Curitiba, PR, v. 32, n.1, p. 121-144, 2004.

Artigo recebido em 11 de dezembro de 2013
e aprovado em 12 de fevereiro de 2014.

ANEXO A

Tabela 1	
Descrição dos subsetores de serviços	
Ordem	Subsetores
1	Comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas
2	Transporte, armazenagem e correio
3	Alojamento e alimentação
4	Informação e comunicação
5	Atividades financeiras, de seguros e serviços relacionados
6	Atividades imobiliárias
7	Atividades profissionais, científicas e técnicas
8	Atividades administrativas e serviços complementares
9	Administração pública, defesa e seguridade social
10	Educação
11	Saúde humana e serviços sociais
12	Artes, cultura, esporte e recreação
13	Outras atividades de serviços
14	Serviços domésticos
15	Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais

Fonte: Elaboração própria com base na classificação dos subsetores da CNAE 2.0 (BRASIL, 2013).

Normas para publicação

Os artigos devem:

- Ser enviados por e-mail, preferencialmente, desde que não excedam o limite de dois megabytes. Acima desse limite, em mídia de CD-ROM, acompanhada de cópia impressa.
- Ser apresentados em editor de texto de maior difusão (Word), formatados com entrelinhas de 1,5, margem esquerda de 3 cm, direita e inferior de 2 cm, superior de 2,5 cm, fonte Times New Roman, tamanho 12.
- Preferencialmente, ser assinados por, no máximo, três autores.
- Ser apenas um por autor, exceto no caso de participação como coautor.
- Incluir, em nota de rodapé, os créditos institucionais do autor, referência à atual atividade profissional, titulação, endereço para correspondência, telefone, e-mail.
- Ter, no mínimo, 15 páginas e, no máximo, 25.
- Vir acompanhados de resumo e *abstract* com, no máximo, 10 linhas, entrelinha simples, contendo, quando cabível, tema, objetivos, metodologia, principais resultados e conclusões. Abaixo do resumo e do *abstract*, incluir até cinco palavras-chave e *keywords*, separadas entre si por ponto e finalizadas também por ponto.
- Apresentar padronização de título, de forma a ficar claro o que é título e subtítulo. O título deve se constituir de palavra, expressão ou frase que designe o assunto ou conteúdo do texto. O subtítulo, apresentado em seguida ao título e dele separado por dois pontos, visa esclarecê-lo ou complementá-lo.
- Contar com tabelas e demais tipos de ilustrações (desenhos, esquemas, figuras, fluxogramas, fotos, gráficos, mapas etc.) numerados consecutivamente com algarismos arábicos, na ordem em que forem citados no texto, com os títulos, legendas e fontes completas, e serem localizados o mais próximo possível do trecho a que se referem.
- Conter todo e qualquer tipo de ilustração acompanhado dos originais, de forma a garantir fidelidade e qualidade na reprodução, observando que a publicação é impressa em preto e branco. Se as fotografias forem digitalizadas, devem ser escaneadas em 300 dpi (CMYK), com cor real e salvas com a extensão TIFF. Se forem em preto e branco, devem ser escaneadas em 300 dpi, em tons de cinza. Se for usada máquina digital, deve-se utilizar o mesmo procedimento com relação a dpi e extensão, de acordo com o item “Ilustrações” do *Manual de Redação e Estilo da SEI*, disponibilizado em www.sei.ba.gov.br, no menu “Publicações”.
- Destacar citações diretas que ultrapassem três linhas, apresentando-as em outro parágrafo, com recuo de 4 cm à esquerda, tamanho de fonte 10 e sem aspas (NBR 10520:2002 da ABNT).
- Quando da inclusão de depoimentos dos sujeitos, apresentá-los em parágrafo distinto do texto, entre aspas, com letra e espaçamento igual ao do texto e recuo esquerdo, de todas as linhas, igual ao do parágrafo.
- Evitar as notas, sobretudo extensas, usando-as apenas quando outras considerações ou explicações forem necessárias ao texto, para não interromper a sequência lógica da leitura e não cansar o leitor.
- Indicar as notas de rodapé por números arábicos, aparecendo, preferencialmente, de forma integral na mesma página em que forem inseridas.
- Conter referências completas e precisas, adotando-se o procedimento informado a seguir.

Referências

No transcorrer do texto, a fonte da citação direta ou da paráfrase deve ser indicada pelo sobrenome do autor, pela instituição responsável ou, no caso de autoria desconhecida, pela primeira palavra do título da obra seguida de reticências, ano e página. Quando incluída na sentença, deve ser grafada em letras maiúsculas e minúsculas, e quando estiver entre parênteses, deve ter todas as letras maiúsculas.

Exemplos:

- A estruturação produtiva deveria se voltar para a exploração econômica de suas riquezas naturais, conforme esclarece Castro (1980, p. 152).
- “O outro lado da medalha dessa contraposição da Inglaterra civil e adulta às raças selvagens e de menoridade é o processo pelo qual a barreira, que na metrópole divide os servos dos senhores, tende a perder a sua rigidez de casta” (LOSURDO, 2006, p. 240).

No final do artigo, deve aparecer a lista de referências, em ordem alfabética, em conformidade com a norma NBR 6023:2002 da ABNT.

Exemplos:

Para livros:

- BORGES, Jafé; LEMOS, Gláucia. *Comércio baiano: depoimentos para sua história*. Salvador: Associação Comercial da Bahia, 2002.

Para artigos e/ou matéria de revista, boletim etc.:

- SOUZA, Laumar Neves de. Essência e aparência: o fenômeno da globalização. *Bahia Análise & Dados*, Salvador, v. 12, n. 3, p. 51-60, dez. 2002.

Para partes de livros:

- MATOS, Ralfo. Das grandes divisões do Brasil à idéia do urbano em rede tripartite. In: _____ (Org.). *Espacialidades em rede: população, urbanização e migração no Brasil contemporâneo*. Belo Horizonte: C/Arte, 2005. p. 17-56.

Na lista de referências, os títulos dos livros devem aparecer sempre em itálico. Os subtítulos, apesar de citados, não recebem o mesmo tratamento. No caso de artigo/matéria de revista ou jornal, o itálico deve ser colocado no título da publicação. A lista de referências deve ser alinhada à esquerda e conter apenas os trabalhos efetivamente utilizados na elaboração do artigo.

Originais

Os originais apresentados serão considerados definitivos. Caso sejam aprovados, as provas só serão submetidas ao autor quando solicitadas previamente, cabendo ao mesmo fornecer informações adicionais, se necessário. Serão também considerados como autorizados para publicação por sua simples remessa à revista, não implicando pagamento de direitos autorais. A editoria-geral da SEI e a coordenação editorial do volume, em caso de aceitação do texto, reservam-se o direito de sugerir ou modificar títulos, formatar tabelas e ilustrações, entre outras intervenções, a fim de atender ao padrão editorial e ortográfico adotado pela instituição e expresso no *Manual de Redação e Estilo da SEI*, disponibilizado em www.sei.ba.gov.br, no menu “Publicações”. Comprometem-se ainda a responder por escrito aos autores e, em caso de recusa, a enviar-lhes os resumos dos pareceres.

COLABORARAM NESSE NÚMERO:

Ana Maria Bonomi Barufi

André Luis Mota dos Santos

Andressa Lemes Proque

Bernardo Pereira Cabral

Carolina Silva Ribeiro

Cláudia Malbouisson

Daniel Silva Antunes de Carvalho

Daniel Souza Costa

Doneivan Fernandes Ferreira

Eduardo Amaral Haddad

Francisco de Lima Cavalcanti

Gervásio Ferreira dos Santos

Gisele Ferreira Tiryaki

João Gabriel Rosas Vieira

Joaquim José Martins Guilhoto

Lucas Reis de Souza

Ludmila de Sá Fonseca e Gomes

Moisés Diniz Vassallo

Rafael Noronha Reis

Rodrigo Carvalho Oliveira

Rondinaldo Silva das Almas

Sebastião A. Loureiro de Souza e Silva

Stefanie Eskereski

Sydênia de Miranda Fernandes

Verônica Ferreira Silva dos Santos

Vinícius Felipe da Silva

Weslem Rodrigues Faria



**Governo do
Estado da Bahia**

Secretaria do Planejamento

ISSN 0103 8117



977010381100-1