

# Ensaio de Economia Regional e Urbana

Organizadores  
Alexandre Xavier Ywata Carvalho  
Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira  
José Aroudo Mota  
Marcelo Piancastelli



**ipea**



# **Ensaaios de Economia Regional e Urbana**

## **Governo Federal**

### **Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República**

**Ministro de Estado Extraordinário  
de Assuntos Estratégicos** – Roberto Mangabeira Unger



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

#### **Presidente**

Marcio Pochmann

#### **Diretoria**

Cinara Maria Fonseca de Lima

João Sicsú

Jorge Abrahão de Castro

Liana Maria da Frota Carleial

Márcio Wohlers de Almeida

Mário Lisboa Theodoro

#### **Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

#### **Assessor-Chefe de Comunicação**

Estanislau Maria de Freitas Júnior

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

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

# Ensaaios de Economia Regional e Urbana

**ipea**

## **Organizadores**

Alexandre Xavier Ywata Carvalho  
Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira  
José Aroudo Mota  
Marcelo Piancastelli

## **Autores**

Alexandre Xavier Ywata Carvalho  
Alexandre Manoel Angelo da Silva  
Aristides Monteiro Neto  
Bruno de Oliveira Cruz  
Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira  
Constantino Cronemberger Mendes  
Christopher Timmins  
Daniel Cerqueira  
Daniel Da Mata  
Danielle Sandi  
Guilherme Mendes Resende  
Hyoung Gun Wang  
João Carlos Magalhães  
Kenneth M. Chomitz  
Mansueto Facundo Almeida Junior  
Maria da Conceição Sampaio de Sousa  
Raul da Mota Silveira Neto  
Roberto Ellery Jr  
Rogério Boueri Miranda  
Somik V. Lall

---

Ensaio de economia regional e urbana / organizadores:  
Alexandre Xavier Ywata Carvalho ... [et al.]. - Brasília:  
Ipea, 2007.  
464 p. : gráfs., tabs.

Inclui bibliografias.  
ISBN: 978-85-7811-002-4

1. Economia Regional. 2. Economia Urbana. 3. Urbanização. 4. Desigualdade Econômica. 5. Desenvolvimento Regional. 6. Brasil. I. Carvalho, Alexandre Xavier Ywata. II. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 338.981

---

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

A impressão desta publicação contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), via Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas – Rede-Ipea, o qual é operacionalizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), por meio do Projeto BRA/04/052.

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

## SUMÁRIO

<b>APRESENTAÇÃO</b>	<b>09</b>
<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>11</b>
<b>Parte 1</b>	<b>19</b>
<b>CAPÍTULO 1</b>	<b>21</b>
CRESCIMENTO PRÓ-POBRE E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DAS CAPITAIS DOS ESTADOS BRASILEIROS	
Guilherme Mendes Resende Daniel Da Mata Alexandre Xavier Ywata Carvalho	
<b>CAPÍTULO 2</b>	<b>47</b>
FAVELAS E DINÂMICA DAS CIDADES BRASILEIRAS	
Daniel Da Mata Somik V. Lall Hyoung Gun Wang	
<b>CAPÍTULO 3</b>	<b>65</b>
ESTIMAÇÃO DA PERDA DE PRODUÇÃO DEVIDO A MORTES POR CAUSAS EXTERNAS NAS CIDADES BRASILEIRAS	
Alexandre Xavier Ywata Carvalho Daniel Cerqueira	
<b>Parte 2</b>	<b>105</b>
<b>CAPÍTULO 4</b>	<b>107</b>
CRESCIMENTO ECONÔMICO COMPARADO DOS MUNICÍPIOS ALAGOANOS E MINEIROS: UMA ANÁLISE ESPACIAL	
Alexandre Manoel Angelo da Silva Guilherme Mendes Resende	
<b>CAPÍTULO 5</b>	<b>135</b>
EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE ECONÔMICA E SOCIAL NO TERRITÓRIO BRASILEIRO ENTRE 1970 D 2000	
João Carlos Magalhães Rogério Boueri Miranda	

<b>CAPÍTULO 6</b> MIGRAÇÃO E DIFERENCIAIS DE RENDA: TEORIA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira Roberto Ellery Jr Danielle Sândi	<b>177</b>
<b>CAPÍTULO 7</b> CRESCIMENTO E DESEMPENHO DO MERCADO DE TRABALHO NOS MUNICÍPIOS NÃO-METROPOLITANOS DO BRASIL Kenneth M. Chomitz Daniel Da Mata Alexandre Xavier Ywata Carvalho João Carlos Magalhães	<b>213</b>
<b>CAPÍTULO 8</b> ESTIMANDO A DEMANDA POR EDUCAÇÃO E SAÚDE EM MUNICÍPIOS BRASILEIROS Constantino Cronemberger Mendes Maria da Conceição Sampaio de Sousa	<b>243</b>
<b>Parte 3</b>	<b>283</b>
<b>CAPÍTULO 9</b> DECISÃO LOCACIONAL DE NOVOS ESTABELECIMENTOS E O PAPEL DOS FUNDOS CONSTITUCIONAIS DE FINANCIAMENTO Alexandre Xavier Ywata Carvalho Somik V. Lall Christopher Timmins	<b>285</b>
<b>CAPÍTULO 10</b> AVALIAÇÃO ECONÔMICA DO FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO NORDESTE (FNE) Alexandre Manoel Angelo da Silva Guilherme Mendes Resende Raul da Mota Silveira Neto Mansueto Facundo Almeida Junior	<b>313</b>
<b>CAPÍTULO 11</b> FUNDOS CONSTITUCIONAIS DE FINANCIAMENTO DO NORDESTE, NORTE E CENTRO-OESTE (FNE, FNO E FCO): UMA DESCRIÇÃO PARA O PERÍODO RECENTE Alexandre Manoel Angelo da Silva Guilherme Mendes Resende Mansueto Facundo Almeida Junior	<b>337</b>



**CAPÍTULO 12**

INTERVENÇÃO ESTATAL E DESIGUALDADES REGIONAIS NO BRASIL:  
CONTRIBUIÇÕES AO DEBATE CONTEMPORÂNEO

Aristides Monteiro Neto

**375**

**CAPÍTULO 13**

EXTERNALIDADES LOCAIS, GANHOS DE AGLOMERAÇÃO E POLÍTICAS  
DE DESENVOLVIMENTO REGIONAL

Bruno de Oliveira Cruz

**437**



## APRESENTAÇÃO

A dimensão continental do Brasil impõe enormes desafios a seus municípios, diversas regiões e áreas metropolitanas. Assim, para compreender a dinâmica do crescimento econômico brasileiro não há como escapar de um estudo das dinâmicas das economias de suas regiões. Mais que isso, as diversidades cultural, territorial, social e econômica entre as regiões ou mesmo dentro de uma dada região exigem do pesquisador um conhecimento que ultrapassa os ensinamentos dados na academia. É preciso também criatividade para propor estratégias e instrumentos de desenvolvimento regional capazes de alterar a realidade regional brasileira.

Até recentemente (início dos anos 1990), os estudos de economia urbana e mais acentuadamente os estudos de economia regional ocupavam um papel secundário no mainstream das ciências econômicas. Os principais fatores da descrença ou pouca atratividade desses estudos estavam relacionados à necessidade de se abandonar pressupostos dominantes como retornos constantes de escala e competição perfeita, se o propósito fosse gerar resultados interessantes. Além do mais, os estudos associados à economia regional e urbana se caracterizam por uma forte interdisciplinaridade, atravessando diversos escaninhos do conhecimento.

Esse cenário mudou. Tal mudança se torna perceptível nos estudos relacionados a teorias urbanas que ressaltam formas de economias de aglomeração em contraposição a deseconomias de aglomeração ou algum tipo de congestionamento proveniente da concentração espacial das atividades; com as novas teorias do crescimento econômico que destacam a importância dos rendimentos marginais não decrescentes para o capital e retornos constantes (no âmbito da firma) para explicar a taxa de crescimento da renda per capita das diversas regiões. Existe uma vasta gama de modelos nesta linha de pesquisa. Capital humano, acumulação de capital físico e infra-estrutura, investimentos em novas tecnologias, pesquisa e desenvolvimento, criação de instituições estão entre as variáveis que poderiam explicar o crescimento econômico.

A mudança aparece também com a nova economia geográfica que tem ressaltado a importância de retornos crescentes e o comércio entre regiões como variáveis chaves para o crescimento de regiões; com os modelos de teoria de redes de cidades que tentam explicar não somente a distribuição das atividades, mas como e por que essas regiões diversificam ou não sua base industrial e como os trabalhadores qualificados estão distribuídos no território.

Ademais, a centralidade dos procedimentos inovativos como variável explicativa importante do desenvolvimento econômico tem também contribuído para a retomada da análise regional recente.

No caso brasileiro, está na ordem do dia, pensar o futuro do país, de suas regiões e cidades. O dever de pensar o Brasil que se quer proximamente requer o avanço do planejamento das ações públicas, especialmente no momento em que o Produto Interno Bruto (PIB) cresce a 22 trimestres consecutivos, e a taxa de investimento segue aumentando acima do produto interno nos últimos 14 trimestres.

O presente livro busca, nesse contexto, preencher uma lacuna nos estudos aplicados a economia regional e urbana. A organização do livro buscou ir além da junção de textos fragmentados. Ao contrário, os textos aqui apresentados buscam produzir uma visão integrada da economia brasileira encadeando três pontos para discussão da economia regional e urbana: urbanização, crescimento e bem-estar; dinâmica da renda, mercado de trabalho e demanda por serviços públicos; e análise dos instrumentos de intervenção pública nas regiões.

Boa leitura.

Marcio Pochmann  
Presidente do Ipea.

## INTRODUÇÃO

O sistema urbano do Brasil é marcado pela convivência de dois grupos distintos. Duas nações, dois Estados organizados de maneira distinta. Nas cidades brasileiras, extrema pobreza mora lado a lado da concentração de riqueza. O crescimento populacional brasileiro dos próximos 50 anos será em sua totalidade. Isto significa que as três esferas de governo devem procurar alargar a capacidade de gestão das cidades a fim de melhorar a qualidade de vida dos atuais e futuros moradores. Os capítulos a seguir elucidam algumas das medidas a serem adotadas pelos gestores públicos, a saber: aumentar a qualidade e oportunidade de emprego, aprovisionar condições de moradia mais adequadas, elaborar sistemas de informações para a eficiência de políticas públicas de prevenção e maior eficácia e amplitude na provisão de serviços públicos.

A gestão das cidades exerce um papel primordial neste cenário de crescimento populacional intenso nas cidades. O aprofundamento dos problemas urbanos seria uma das conseqüências de uma potencial má gestão, em que a maioria da população continuará vivendo em moradias inadequadas, sem direito de propriedade, sem provisão de serviços públicos, sem acesso a amenidades básicas e expostas à marginalidade e a áreas de risco de saúde pública. A primeira seção do livro tem como objetivo analisar alguns dos principais problemas urbanos brasileiros: crescimento econômico, favelas e criminalidade. Esses aspectos estão relacionados com a desigualdade de acesso vivida por grande parcela da população das cidades.

A fim de ilustrar o perfil crescimento das cidades brasileiras e sua relação com a desigualdade de renda, o primeiro capítulo apresenta alguns fatos estilizados no que concerne ao crescimento pró-pobre das capitais dos Estados brasileiros no período 1991-2000. O crescimento econômico é tido como pró-pobre se o mesmo vem acompanhado por uma redução na desigualdade de renda. Intitulado “Crescimento pró-pobre e distribuição de renda das capitais dos Estados brasileiros”, o estudo realiza, da mesma forma, uma análise da evolução do crescimento econômico, da pobreza e da desigualdade de renda no Brasil. Destaca-se a sobre-representação do número de pobres na região Nordeste do país.

Resende, Da Mata e Carvalho argumentam que nenhuma capital estadual apresentou um tipo de crescimento pró-pobre. Por outro lado, quatorze capitais apresentaram um crescimento não pró-pobre, em que o crescimento da renda da parcela mais pobre da população foi menor do que o crescimento da renda média, i.e., houve um crescimento da renda per capita média da localidade concomitante

a um aumento da desigualdade. Ademais, em cinco capitais o crescimento econômico foi “empobrecedor” (São Paulo, Belém, Macapá, Porto Velho e Maceió). Crescimento empobrecedor significa um crescimento econômico positivo, mas com uma redução na renda per capita média dos pobres. Em outras palavras, um crescimento econômico é tido como “empobrecedor” quando empobrece as camadas mais pobres da população, mesmo com um crescimento econômico positivo do município.

O segundo capítulo, intitulado “Favelas e dinâmica das cidades brasileiras”, aborda o crescimento das favelas nas cidades brasileiras entre 1980-2000. Por que algumas cidades possuem uma maior proporção da população vivendo em favelas do que outras? Da Mata, Lall e Wang argumentam que o crescimento econômico e desigualdade de renda são alguns dos fatores apontados como determinantes da favelização das cidades brasileiras. O estudo averigua um processo de descentralização das favelas, com um maior crescimento das favelas nas regiões periféricas das aglomerações urbanas do Brasil. Ademais, o capítulo apresenta os rankings das cidades com maior taxa de crescimento de favelas entre 1980 e 2000 e das aglomerações urbanas com maior proporção da população vivendo em moradias inadequadas em 1980 e em 2000. Maceió foi a cidade com maior taxa de favelização, enquanto que Londrina foi a que apresentou o maior decréscimo.

As cidades da região Centro-Oeste, de maior dinamismo nas últimas décadas, foram as únicas que apresentaram taxa de crescimento da população em favelas inferior à da população total. Foram, também, as cidades que tiveram o menor crescimento de favelas e favelados. A região Centro-Oeste possui, ainda, o menor número, relativo e absoluto, de favelas e favelados. Das sete cidades de sucesso no que concerne à redução do número de habitantes em favelas, três estão na região Sudeste (Cuiabá, Goiânia e Campo Grande).

Da Mata, Lall e Wang apontam que as maiores cidades (em termos populacionais) e as mais ricas (em termos de nível de renda per capita) são as que possuem mais favelas. A desigualdade de renda detém um papel relevante, já que aglomerações urbanas mais desiguais possuem mais favelas.

O terceiro e último capítulo da seção expõe o problema da criminalidade e dos acidentes de trânsito das cidades do Brasil. Intitulado “Estimação da perda de produção devido a mortes por causas externas nas cidades brasileiras”, aborda a drástica evolução da violência nas cidades brasileiras. Carvalho e Cerqueira discutem duas questões: i) a necessidade do estabelecimento e da difusão de metodologias para aferição e análise dos custos econômicos e sociais da violência; e ii) a estimação do custo de perda de produção oriunda de mortes violentas (por causas externas) nos grandes centros urbanos do Brasil.

Carvalho e Cerqueira traçam o perfil dos indivíduos (idade, sexo etc.) que sofrem óbitos por causas externas e computam curvas de rendimento para cada

perfil identificado. No que concerne à mensuração de perdas de produção, a partir das curvas supracitadas, o referido trabalho calculou o valor presente total dos rendimentos que os indivíduos deixaram de receber em consequência dos óbitos ocasionados pela violência. Estimou-se que o custo total da perda de produção do Brasil gira em torno de R\$ 8,5 bilhões por ano (em valores de agosto de 2006). Desse montante, homicídios correspondem a aproximadamente R\$ 5,5 bilhões e acidentes de transporte equivalem a cerca de R\$ 3 bilhões.

Os valores médios de perda de produção diferem para os diferentes casos (R\$ 130 mil para acidentes de transporte e R\$ 135 mil para homicídios). Os valores médios de homicídios são maiores dado que a maioria das vítimas são homens (que possuem, portanto, maiores salários no mercado de trabalho). Ademais, os óbitos estão concentrados em vítimas de menor faixa etária. Os autores ressaltam, no entanto, que as estimativas geradas são apenas uma parcela da real perda total decorrente do falecimento de indivíduos, visto a impossibilidade de mensuração em termos monetários de alguns custos (psicológicos etc.) e da imprevisão de outros (maiores demandas do sistema de saúde, entre outros).

Os capítulos da primeira seção do livro possuem um argumento central: o crescimento e urbanização das cidades brasileiras nas últimas décadas agravaram a situação dos moradores das cidades. As políticas públicas realizadas até então não tiveram impactos suficientes para dirimir os conflitos sociais adversos. Existem exceções, i.e., casos de sucesso como, por exemplo, Diadema (SP) na redução da criminalidade e Belo Horizonte (MG) na melhoria de condições de vida dos habitantes em favelas. Sem embargo, ainda resta uma grande lacuna para políticas públicas com o objetivo central de redução dos problemas urbanos encontrados em todas as regiões do Brasil.

Entre as várias implicações do crescimento econômico no país estão as alterações no padrão de desigualdade nacional/regional, no fluxo migratório de pessoas de áreas estagnadas para outras mais dinâmicas, com efeitos sobre o mercado de trabalho e a despesa pública. Para captar as inter-relações entre todos esses elementos a segunda seção traz cinco artigos que tratam do crescimento econômico comparado entre municípios dos Estados de Alagoas e Minas Gerais, do padrão de desigualdade nacional, do fluxo migratório, do mercado de trabalho rural e da demanda por serviços públicos locais.

O quarto capítulo, de autoria de Silva e Resende, trata das variáveis que determinam as taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios alagoanos e mineiros, com até 50 mil habitantes, entre 1991 e 2000. Os principais resultados do estudo mostram que os determinantes do crescimento econômico dos municípios de um estado relativamente rico (Minas Gerais) são distintos daqueles de um estado relativamente pobre (Alagoas), seja por diferenças nos níveis de produtividade e qualidade de vida seja por distintos fatores idiossincráticos de cada região.

O quinto capítulo, de Magalhães e Boueri, avalia os padrões de convergência da renda *per capita* e de indicadores de educação (taxa de alfabetização e anos de estudo) e longevidade, no período 1970-2000. Os principais resultados revelam convergência nas variáveis ligadas à educação, explicada por gastos elevados nesse setor, e clubes de convergência localizados no espaço para as demais variáveis.

O sexto capítulo, de Oliveira, Ellery Jr. e Sandi, estuda o processo migratório no país avaliando o uso de políticas de desenvolvimento regional no Brasil como forma de reduzir as disparidades regionais de renda e aumentar o bem-estar da sociedade. A existência de taxas de crescimento econômico diferenciado nas várias regiões do país ajuda, naturalmente, a promover fluxos migratórios. Nesse caso, o estudo foca, particularmente, nas questões relacionadas à migração de trabalhadores: quão móvel é a força de trabalho, quais fatores econômicos ou características individuais motivam a migração e como o fluxo migratório afeta o bem-estar da sociedade.

O sétimo capítulo, de Carvalho, Da Mata, Magalhães e Chomitz, considera a dinâmica espacial do mercado de trabalho rural brasileiro e avalia as alterações no nível dos salários e empregos dos municípios, na década de 1990. Note-se que o crescimento econômico, ao influenciar o movimento de pessoas entre regiões, promove impactos importantes no mercado de trabalho nas várias localidades receptoras ou exportadoras de mão-de-obra. Os principais resultados desse estudo revelam a forte influência do nível educacional da força de trabalho na taxa de crescimento dos municípios, os efeitos de transbordamento e a queda no emprego em atividades rurais, que promovem movimentos migratórios para áreas urbanas ou outras regiões mais dinâmicas.

O oitavo e último capítulo dessa seção, de Constantino Mendes e Maria da Conceição Sousa, avalia o papel da demanda por serviços públicos locais como determinante do nível da despesa pública dos municípios brasileiros, bem como o papel do congestionamento e da presença de economias de escala na provisão de serviços públicos municipais. De maneira geral, um aumento no número de habitantes em determinada localidade diminui o custo marginal do serviço público. Em contraponto, os resultados do estudo revelam que o reduzido tamanho dos municípios brasileiros impede que as pequenas localidades explorem as economias de escala inerentes à provisão de serviços públicos, levando-se, assim, à redução do efeito de congestionamento. Outro resultado surpreendente sugere que o efeito congestionamento deve ser maior para as grandes cidades, pois as indivisibilidades que limitam a provisão de certos serviços em pequenas cidades concentram suas provisões em grandes centros. Assim, suas maiores despesas totais refletem não apenas um custo de congestionamento, mas também o fato de que há um conjunto maior de serviços disponível quando comparado com as pequenas cidades.



No seu conjunto, os vários artigos citados podem ser considerados complementares e têm em comum a utilização de métodos econométricos que levam em conta aspectos espaciais ou, mais especificamente, a adoção de técnicas de econometria espacial, que dão um suporte mais robusto para as análises. A utilização de métodos espaciais permite a identificação de autocorrelação espacial revelando a heterogeneidade existente entre os municípios do país. Outro fator importante é a utilização, por parte de todos os estudos, de bases municipais; informações essas pouco tratadas na literatura nacional da economia urbana e regional do país. Por fim, os estudos, ao demonstrarem a grande diversidade ou heterogeneidade existente entre os municípios brasileiros, sugerem implicações importantes em termos de políticas públicas urbanas ou regionais que remetem à necessidade de ações governamentais diferenciadas para o tratamento das distintas situações econômicas e sociais existentes nas várias localidades ou regiões do país.

Nesta terceira seção do livro está reunido um conjunto de cinco estudos voltados para a reflexão sobre políticas e instrumentos de desenvolvimento regional no Brasil ao longo do período (e/ou com ênfase) que se iniciou nos anos 1990 e até pelo menos o ano de 2003 e que reflete esta fase de adoção de reformas estruturais na condução da política macroeconômica visando a ampliação da abertura comercial e liberalização financeira para o exterior como elementos atratores do investimento externo para o desenvolvimento.

Os três primeiros capítulos dessa seção (capítulos 9, 10 e 11), em sua essência, realizam uma importante avaliação dos impactos dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte, Nordeste e Centro-Oeste sobre a estrutura produtiva das respectivas regiões. No estudo intitulado “Subsídios regionais e perspectivas industriais das regiões de baixa renda no Brasil” os autores –Carvalho, Lall e Timmins – examinam efeitos dos subsídios regionais na forma de financiamento de crédito operacionalizado pelos fundos, sobre o tecido industrial de regiões brasileiras menos desenvolvidas. Os autores questionam o seguinte: “..será que os fundos constitucionais conseguiram de fato induzir a entrada de novas empresas nas regiões brasileiras mais atrasadas?” (p. 9). Para responder, as bases de dados dos fundos constitucionais e de emprego da Rais (Ministério do Trabalho e Emprego) são confrontadas e investigadas fornecendo um recorte tanto regional quanto setorial dos resultados, os quais confirmam para o período de 1993-2001 que a alocação de recursos realizada pelos fundos constitucionais tem sido exitosa em induzir a entrada de novas firmas nas regiões mais atrasadas do país.

Por sua vez, no trabalho “Uma análise dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Nordeste, do Norte e do Centro-Oeste”, conduzido por Almeida, Silva e Resende, a ênfase está na investigação do perfil espacializado da distribuição dos recursos dos fundos. O foco é avaliar se os recursos tendem a ser destinados para os municípios com estrutura produtiva mais frágil e que, de

fato, mais precisam de aportes públicos. Suas conclusões revelaram que isto não é o que ocorre: os recursos dos fundos constitucionais não são dirigidos majoritariamente em direção aos municípios que apresentam os mais baixos Índices de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) ou mesmo para os de baixa renda per capita. Outro achado interessante dos autores foi a da inexistência de uma relação direta entre acesso mais amplo ao crédito que um dado município pode apresentar com o nível de emprego prevalecente. Na verdade, municípios com elevado nível de recepção de recursos dos fundos não apresentaram, necessariamente, uma também elevada taxa de crescimento no emprego formal.

O terceiro estudo concernente à avaliação dos fundos constitucionais, chamado de “Avaliação econômica dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte e do Nordeste”, desenvolvido por Silva, Resende, Almeida, e Silveira. Aqui a investigação centra seu olhar sobre o universo das empresas receptoras dos recursos dos fundos entre 1995-2000 e pretende caracterizar o desempenho econômico das firmas beneficiadas, utilizando para tal a taxa de variação do número de empregados das firmas e a taxa de variação do salário médio pago por estas empresas. As conclusões chegadas pelos autores permitiram-lhes afirmar que os recursos de crédito do FNE e FNO contribuíram para a expansão do emprego nas empresas do setor formal nas regiões Nordeste e Norte. Além do mais, foi nos grupos de micro e pequenas empresas analisados que os recursos dos fundos tiveram efeito mais expansivo do nível de emprego. Tal resultado estimulou que os autores sugerissem, a título de recomendação de política, que estes grupos de empresas (as micro e pequenas) devessem ser alvo preferencial dos financiamentos de investimento produtivo proveniente dos fundos constitucionais. No entanto, pode-se reputar que outra grande contribuição realizada por este estudo está na sofisticada econometria utilizada para realizar a avaliação da política de crédito. Foram cinco os métodos usados para cada um dos fundos constitucionais de modo a se obter um panorama seguro acerca dos resultados: i) experimento social; ii) grupo de controle não-aleatório; iii) diferença das médias sem controle; iv) matching em características observáveis; e v) estimadores com matching baseados no propensity score.

Retomando o debate do papel do Estado na questão regional brasileira, o estudo de Aristides Monteiro Neto, “Intervenção estatal e desigualdades regionais no Brasil: contribuições ao debate contemporâneo”, resgatando os principais feitos da política regionais desde o início dos anos 1960 de modo a fazer um contraponto com a atuação governamental predominante nos anos 1990. A evidência mais recorrente é a de que a intervenção pública, com sentido precípuo de reduzir desequilíbrios regionais, perdeu importância no período mais recente. A construção de trajetórias de crescimento para as economias regionais deixou de ser um atributo perseguido pelo Estado – as taxas de expansão dos PIBs regionais entre

1990 e 2002 foram inferiores àquelas vistas na etapa desenvolvimentista do crescimento brasileiro. Concorreu para que isto viesse a ocorrer a acentuada queda nos gastos em investimento (das administrações públicas e empresas estatais nas três esferas de governo), bem como a contração na oferta de crédito do governo ao setor privado (aqui dimensionadas pelo volume de recursos do BNDES, crédito rural, crédito habitacional e pelos instrumentos de políticas regionais (fundos constitucionais e fundos fiscais). Esse trabalho traz uma importante contribuição para o debate sobre avaliação da eficácia e efetividade das ações do Estado brasileiro ao estilizar uma macroeconomia do gasto público nas grandes regiões com dados cobrindo o período de 1970 a 2000. Nesta, há uma investigação de três formas relevantes de atuação governamental denominadas de: a) a ação direta do governo nas regiões sob a forma de gastos em consumo e gastos em investimento; b) a ação indireta caracterizada pelo crédito governamental ao investimento privado; e c) a ação total do governo que se refere à dimensão assumida pelas ações direta e indireta como proporção dos PIBs regionais.

Por fim, o último estudo – mas não menos importante – que compõe a seção e corresponde ao capítulo treze trata de uma discussão de como a literatura tem tratado as inovações sobre o crescimento da economia, com ênfase no papel das externalidades. Esse estudo serve de referência para balizar algumas sugestões de política no campo da economia regional, cujo principal argumento é que duas linhas de pesquisa que explicam o adiamento na adoção de novas tecnologias poderiam ser estendidas de modo a incluir a dimensão espacial. Os argumentos teóricos desenvolvidos nesse estudo são contrastados com a realidade brasileira.



PARTE 1

---



## CRESCIMENTO PRÓ-POBRE E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DAS CAPITAIS DOS ESTADOS BRASILEIROS

Guilherme Mendes Resende\*  
Daniel Da Mata\*  
Alexandre Xavier Ywata Carvalho\*\*

### RESUMO

O presente trabalho visa a fornecer evidências sobre o perfil de crescimento do sistema urbano do Brasil, representado no presente caso pelas capitais dos estados brasileiros. Por perfil de crescimento, entende-se o quanto o crescimento econômico favoreceu o crescimento de renda da parcela menos abastada da população. Neste contexto, o conceito de crescimento pró-pobre é o utilizado. O crescimento econômico é tido como pró-pobre se houve um aumento da renda dos mais pobres acima da elevação da renda média. Um crescimento econômico do tipo pró-pobre pode ser visto como um instrumento efetivo de distribuição de renda e de redução da pobreza. Os resultados apontam que nenhuma capital estadual apresentou um crescimento do tipo pró-pobre. Isto mostra o padrão perverso de crescimento do Brasil, em que regiões que englobam a maioria da população estão apresentando um crescimento que aumenta desigualdade de renda ou, ainda pior, uma situação de crescimento médio que muitas vezes empobrece as camadas mais pobres da população.

### 1 INTRODUÇÃO

Crescimento econômico é o objetivo precípua de diversas políticas públicas. No entanto, experiências e evidências empíricas apontam que nem sempre o crescimento econômico ocorre concomitantemente a uma melhor distribuição de renda. Ao contrário, o crescimento de algumas nações vem acompanhado de uma piora da distribuição de ativos e, como resultado, do acesso a oportunidades.

---

\* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

\*\* Coordenador de Estudos Espaciais da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

O aumento do bem-estar agregado e a geração de renda e emprego devem atingir toda a parcela da população. Este é o argumento central por trás da concepção e melhoramento de políticas, porém nem sempre posto em prática e/ou alcançado. Em algumas regiões o crescimento acompanhado pela distribuição de renda é ainda mais decisivo. A título de ilustração, a região Nordeste possui, aproximadamente, um quarto da população brasileira e 50% dos pobres do Brasil. Neste cenário, o crescimento econômico com a redução da desigualdade de renda acarretaria benefícios amplificados. A instabilidade social presente em muitas regiões do Brasil seria atenuada via um crescimento com qualidade.

Este trabalho visa a fornecer evidências sobre o perfil de crescimento do sistema urbano do Brasil, representado no presente caso pelas capitais dos estados brasileiros. Por perfil de crescimento entende-se o quanto o crescimento econômico favoreceu o crescimento de renda da parcela menos abastada da população. Neste contexto, o conceito de crescimento pró-pobre é o utilizado. O crescimento econômico é tido como pró-pobre se houver um aumento da renda dos mais pobres acima da elevação da renda média (SON, 2004). Um crescimento econômico do tipo pró-pobre pode ser visto como um instrumento efetivo de distribuição de renda e de redução da pobreza.

Divide-se o crescimento pró-pobre em quatro categorias: *i)* pró-pobre, em que o crescimento da renda domiciliar *per capita* média dos pobres é superior ao aumento da renda domiciliar *per capita* média; *ii)* não pró-pobre, em que o aumento da renda da população menos abastada dá-se a uma taxa inferior ao crescimento da renda média; *iii)* empobrecedor, em que um crescimento econômico positivo é acompanhado por uma redução na renda *per capita* média dos pobres; e *iv)* inconclusivo, *i.e.*, um padrão de crescimento econômico que não se enquadra em nenhuma das três categorias apresentadas anteriormente. A terceira seção do trabalho proporciona mais pormenores sobre as classificações e definições adotadas.

O período a ser estudado compreende a década de 1990. Para tanto, utilizaram-se dados dos Censos Populacionais de 1991 e 2000, assim como tabulações do Atlas de Desenvolvimento Econômico (IPEA; PNUD; FJP, 2002). No que concerne à performance de crescimento subnacional, qual o perfil do crescimento das capitais dos estados do Brasil durante a década de 1990?

Os resultados apontam que nenhuma capital estadual apresentou um crescimento do tipo pró-pobre. Isso mostra o padrão perverso de crescimento do Brasil, em que regiões que englobam a maioria da população estão apresentando um crescimento que aumenta a desigualdade de renda ou, ainda pior, um crescimento médio que empobrece as camadas mais pobres da população (isto é, um crescimento do tipo empobrecedor).



O trabalho está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda parte apresenta alguns fatos estilizados sobre crescimento e distribuição de renda no Brasil, assim como uma revisão da literatura do tema. A terceira seção explicita a metodologia do cálculo do crescimento pró-pobre. A quarta seção versa sobre os resultados obtidos. Por fim, apresentam-se as conclusões do trabalho na quinta seção.

## 2 DINÂMICA DO CRESCIMENTO ECONÔMICO E A EVOLUÇÃO DA POBREZA NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS ENTRE 1991 E 2000

Nesta seção são discutidas questões referentes à evolução da pobreza, à desigualdade de renda e aos diferenciais nas taxas de crescimento econômico das capitais dos estados brasileiros no período 1991-2000. A análise é empreendida tendo como área de análise as 27 capitais do Brasil, além de números agregados para as regiões brasileiras.

Como já salientado na introdução, o foco deste artigo busca captar a relação entre crescimento econômico e seus benefícios para os indivíduos em diferentes condições econômicas. Cabe aqui salientar que a análise a ser desenvolvida privilegia a pobreza do ponto de vista da renda. Embora a pobreza seja, reconhecidamente, uma síndrome multidimensional caracterizada por carências diversas, a abordagem da renda é essencial para caracterizar pobreza no contexto de uma sociedade moderna que apresenta o grau de complexidade urbana como a das capitais estaduais. Na verdade, em sociedades deste tipo, a maioria das necessidades no âmbito do consumo privado são atendidas pelo mercado, estando o nível de bem-estar estreitamente associado ao nível de renda (ROCHA, 1995). Utilizar a abordagem da renda implica recorrer a um parâmetro de valor, a linha de pobreza, para distinguir pobres de não-pobres no conjunto da população: pobres são aqueles cuja renda domiciliar *per capita* é inferior ao valor da linha de pobreza relevante para determinado tempo e local; não-pobres são os demais.<sup>1</sup> A escolha das linhas de pobreza utilizadas nesta seção explica-se pelo objetivo de manter a mesma fonte de dados em relação àquela obtida para o crescimento da renda *per capita*, qual seja, os Censos Demográficos de 1991 e 2000. Essa fonte, também, permitiu uma desagregação espacial em nível municipal, que é o foco deste artigo.

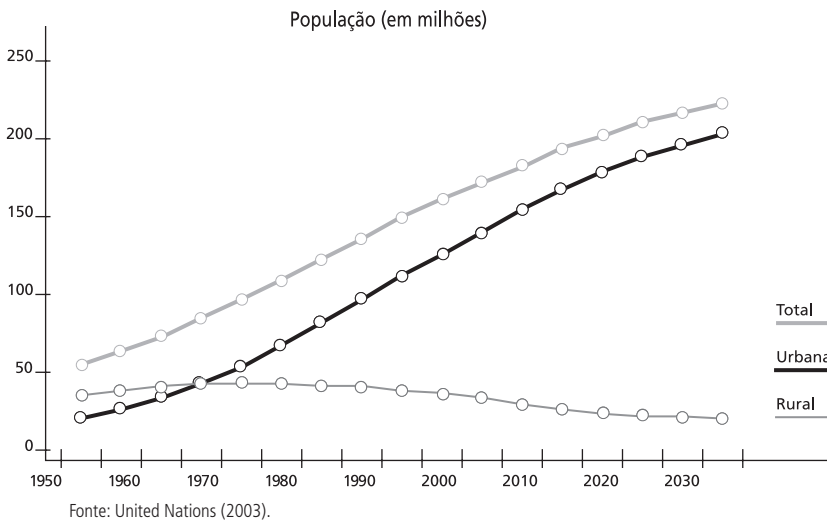
Em relação à opção de se analisar a pobreza urbana, mais especificamente a das capitais dos estados brasileiros, salienta-se a grande concentração de pessoas nessas áreas urbanas e um grande crescimento populacional na última década. Em 2000, a população das 27 capitais estaduais<sup>2</sup> estava em torno de 40,5 milhões

1. A definição de uma linha de pobreza foi utilizada apenas para as análises empreendidas nesta seção. Já na seção 3, o resultado de crescimento pró-pobre é válido para toda a classe de medidas de pobreza e todas as linhas de pobreza.

2. Em 2000, o Brasil tinha 5.507 municípios.

de pessoas, cerca de 24% da população brasileira. Atualmente, cerca de 80% da população brasileira vivem em áreas urbanas, contra 56% em 1970. De acordo com estimativas das Nações Unidas, apresentadas na figura 1, a totalidade do crescimento populacional que ocorrerá nas próximas três décadas será nas cidades, quando a taxa de urbanização esperada do país excederá 90%. Esse fenômeno adicionará aproximadamente 63 milhões de pessoas às cidades brasileiras e a população total do país será de 200 milhões (DA MATA *et al.*, 2005).

FIGURA 1  
População brasileira e projeções



Ademais, a década de 1990 apresentou um expressivo crescimento populacional na maioria das capitais dos estados brasileiros. Na tabela 1 é evidenciada a taxa anual de crescimento populacional das 27 capitais estaduais e do Brasil entre 1991 e 2000. Pode-se apreender que as seis capitais com maior crescimento populacional no período em análise pertencem à região Norte. Das 27 capitais, 21 apresentaram um crescimento populacional superior ao crescimento populacional do Brasil, que foi de 1,62% ao ano.

No que concerne à pobreza, do ponto de vista da renda, o início da década de 1990 dá continuidade à estagnação verificada no final da de 1980 (ROCHA, 2005). No final do ano de 1993, apesar da inflação alta, já havia indícios inequívocos de retomada do nível de atividade. No entanto, foi o Plano Real que estabeleceu uma fronteira clara quando se trata de analisar a evolução da pobreza ao longo da década. Seus efeitos marcaram profundamente a sociedade e a economia brasileira nos seus múltiplos aspectos – de imediato, uma significativa queda na incidência de pobreza. É possível, portanto, destacar dois fatos básicos de acordo

com Rocha (2005): o primeiro desempenhado pela estabilização como fronteira entre dois patamares distintos de incidência de pobreza no Brasil; o segundo tem relação com a redução da pobreza rural no país, seja devido à queda sustentada da incidência de pobreza nessa área, seja devido aos avanços da urbanização.<sup>3</sup>

TABELA 1  
Crescimento populacional das capitais estaduais entre 1991 e 2000

Município	Região	Taxa anual de crescimento populacional entre 1991 e 2000
Palmas	Norte	14,25%
Macapá	Norte	5,78%
Boa Vista	Norte	4,10%
Manaus	Norte	3,66%
Porto Velho	Norte	3,62%
Rio Branco	Norte	3,51%
São Luís	Nordeste	2,96%
Brasília	Centro-Oeste	2,75%
Maceió	Nordeste	2,64%
Campo Grande	Centro-Oeste	2,58%
Fortaleza	Nordeste	2,13%
Curitiba	Sul	2,09%
João Pessoa	Nordeste	2,04%
Cuiabá	Centro-Oeste	2,03%
Teresina	Nordeste	1,99%
Goiânia	Centro-Oeste	1,92%
Belém	Norte	1,84%
Salvador	Nordeste	1,80%
Natal	Nordeste	1,77%
Aracaju	Nordeste	1,53%
Vitória	Sudeste	1,35%
Belo Horizonte	Sudeste	1,14%
Porto Alegre	Sul	0,93%
Recife	Nordeste	0,92%
Rio de Janeiro	Sudeste	0,74%
<b>Brasil</b>	-	<b>1,62%</b>

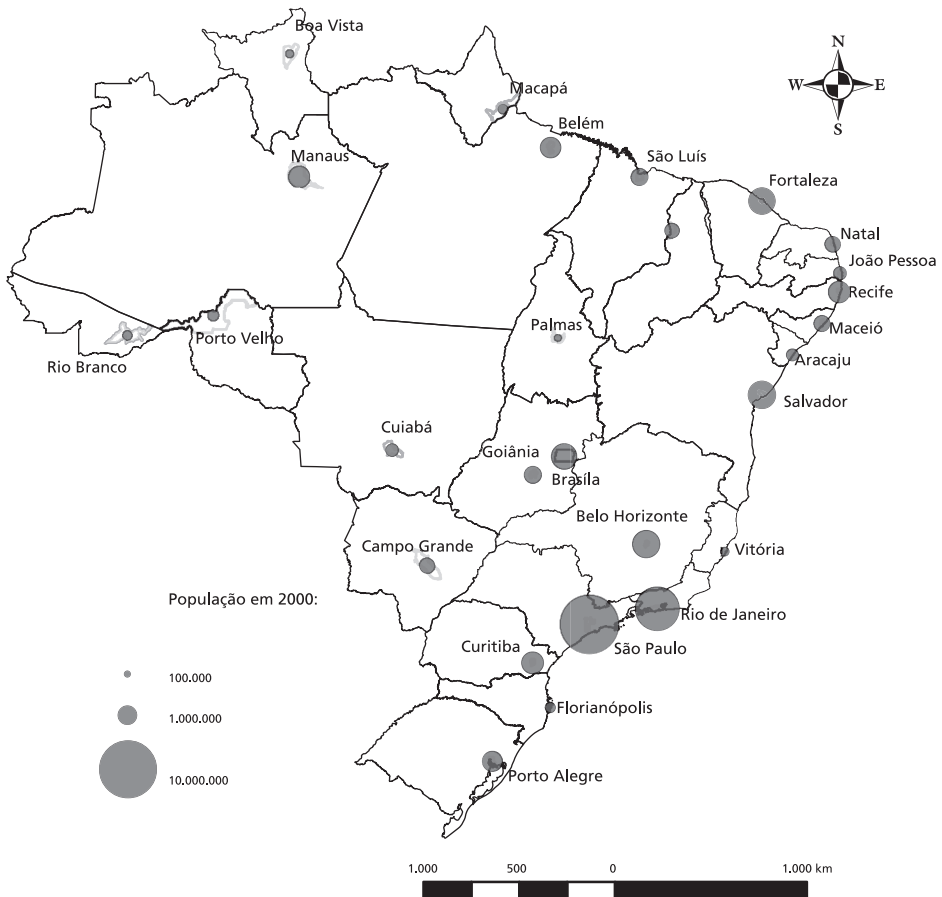
Fonte: Censos 1991 e 2000 (IBGE).

Com o intuito de analisar questões relativas à pobreza, crescimento econômico e desigualdade de renda entre as regiões e capitais estaduais são evidenciadas algumas estatísticas relevantes. Inicialmente, no mapa 1, evidenciam-se as capitais dos estados brasileiros e seus respectivos contingentes populacionais em 2000. Ano em que, a população que vivia nas capitais estaduais estava em torno de 40,5 milhões de pessoas, cerca de 24% da população brasileira. Como se pode verificar, a cidade de São Paulo é a mais populosa, com cerca de 10 milhões e 434 mil habitantes. Já a capital de Tocantins, Palmas, tem a menor população entre as capitais, cerca de 137 mil habitantes.

3. Para uma análise mais detalhada da pobreza no Brasil na década de 1990, ver Rocha (2005, cap. 5).

Em 2000, o Brasil tinha cerca de 32,9% de sua população em estado de pobreza. A região Sudeste apresenta o menor percentual de pobres (19,7%) e a região Nordeste o maior (56,7%). Em números absolutos, a região Sudeste teve o segundo maior número de pobres do país, cerca de 14 milhões e 265 mil pobres. Já a região Nordeste teve em torno de 27 milhões e 70 mil pobres.

MAPA 1

**População das capitais estaduais em 2000**

	Capital	População em 2000
Norte	Belém (PA)	1.280.614
	Boa Vista (RR)	200.568
	Macapá (AP)	283.308
	Manaus (AM)	1.405.835
	Palmas (TO)	137.355
	Porto Velho (RO)	334.661
	Rio Branco (AC)	253.059
Nordeste	Aracaju (SE)	461.534
	Fortaleza (CE)	2.141.402
	João Pessoa (PB)	597.934
	Maceió (AL)	797.759
	Natal (RN)	712.317
	Recife (PE)	1.422.905
	Salvador (BA)	2.443.107
	São Luís (MA)	870.028
Teresina (PI)	715.360	
Sudeste	Belo Horizonte (MG)	2.238.526
	Rio de Janeiro (RJ)	5.857.904
	São Paulo (SP)	10.434.252
	Vitória (ES)	292.304
Sul	Curitiba (PR)	1.587.315
	Florianópolis (SC)	342.315
	Porto Alegre (RS)	1.360.590
Centro-Oeste	Brasília (DF)	2.051.146
	Campo Grande (MS)	663.621
	Cuiabá (MT)	483.346
	Goiânia (GO)	1.093.007

Elaboração dos autores a partir de dados do Censo Demográfico de 2000.

Em relação às capitais estaduais é possível verificar situações bastante diversas. Em 2000, a pobreza atingia cerca de 40% da população de São Luís e apenas 7,5% das pessoas em Florianópolis. Se for analisada a relação entre crescimento da renda *per capita* e redução da pobreza, também identificam-se situações bem distintas. Existem capitais (Manaus e Boa Vista, por exemplo) em que, no período 1991-2000, houve decréscimo ou baixo crescimento da renda *per capita*. Nesses casos, os percentuais de pobreza permaneceram praticamente estáveis ou tiveram uma elevação. Outra situação verificada foi aquela que, mesmo com uma taxa de crescimento positiva da renda *per capita*, verificou-se uma elevação da pobreza (Maceió e São Paulo). Outro caso digno de nota é a intensidade da pobreza nordestina, visto que, para uma mesma taxa de crescimento econômico, o Nordeste apresentou uma menor redução no percentual de pobres.<sup>4</sup> Silveira Neto (2005) salienta que essa rigidez da região nordestina com respeito à redução da

4. Para uma taxa anual de crescimento da renda *per capita* de 3,4% para o Nordeste e de 3,8% para o Sul, essas regiões apresentaram uma taxa anual de redução do percentual de pobres de cerca de -1,9% (redução de 67,1% para 56,7%) e -4,5% (redução de 30,8% para 20,5%), respectivamente.

pobreza pode ser explicada, ao menos em parte, pelos níveis bastante intensos da pobreza (pobres distantes da renda correspondente àquela da linha de pobreza) verificados, o que exigiria taxas bastante elevadas de crescimento para diminuição dos níveis de pobreza.

Na tabela 2, são apresentados alguns indicadores de pobreza, desigualdade de renda e crescimento econômico para as capitais e regiões do Brasil. Ainda que possa sobrestimar os níveis de pobreza de alguma região brasileira, onde a pobreza é predominantemente rural (por exemplo, o Nordeste brasileiro) em virtude da utilização de linhas de pobreza e indigência comuns, os valores permitem verificar os maiores percentuais de indigentes<sup>5</sup> e pobres<sup>6</sup> presentes nas regiões Norte e Nordeste se comparado com as outras regiões da federação.<sup>7</sup> Os maiores percentuais de indigentes e pobres, também, são verificados nas capitais dessas duas regiões.

Outro fato para se analisar é a evolução da desigualdade de renda no período 1991-2000. Barros, Henriques e Mendonça (2000) afirmam que a desigualdade, em particular a desigualdade de renda, é tão parte da história brasileira que adquire fórum de coisa natural. Além disso, argumentam que o extremo grau de desigualdade distributiva representa o principal determinante da pobreza no Brasil e que, apesar das diversas transformações e flutuações macroeconômicas ocorridas no período, a desigualdade exibiu uma estabilidade surpreendente. No gráfico 1 apresenta-se um indicador de desigualdade de renda para as capitais estaduais e para o Brasil como um todo, o índice de Gini.<sup>8</sup> Em relação ao Brasil, a desigualdade de renda aumentou entre 1991 e 2000, visto que o índice de Gini aumentou de 0,634 para 0,645.

Se for analisada a evolução da desigualdade de renda nas capitais estaduais, observa-se que em todas as 27 capitais houve elevações na desigualdade de renda. Entretanto, esses incrementos na desigualdade de renda vieram acompanhados de diferentes performances das taxas de crescimento da renda *per capita*. Por exemplo, em Belo Horizonte e em São Luís, onde se verificam taxas anuais de crescimento da renda *per capita* de cerca de 3,3% entre 1991-2000, acompanharam-se elevações bem distintas do índice de Gini, de 0,61 para 0,62 para Belo Horizonte e de 0,61 para 0,65 para São Luís. Já Manaus, onde a taxa de crescimento da renda *per capita* foi negativa, apresentou a maior elevação do índice de

5. Linha de indigência: percentual de pessoas com renda domiciliar *per capita* abaixo de R\$ 37,75 (equivalente a ¼ do salário mínimo de agosto de 2000).

6. Linha de pobreza: percentual de pessoas com renda domiciliar *per capita* abaixo de R\$ 75,50 (equivalente a ½ salário mínimo de agosto de 2000).

7. Rocha (2005), utilizando linhas de pobreza derivadas da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) para as cinco regiões brasileiras em 2001 (dados Pnad/IBGE), chega aos seguintes resultados: Brasil (35% de pobres), Norte (40,5%), Nordeste (50,8%), Sudeste (29,5%), Sul (17,9%) e Centro-Oeste (37,8%).

8. Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade (a renda de todos os indivíduos têm o mesmo valor), a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula).

**TABELA 2**  
**Pobreza e taxa de crescimento da renda *per capita* nas capitais e regiões do Brasil (1991 a 2000)**

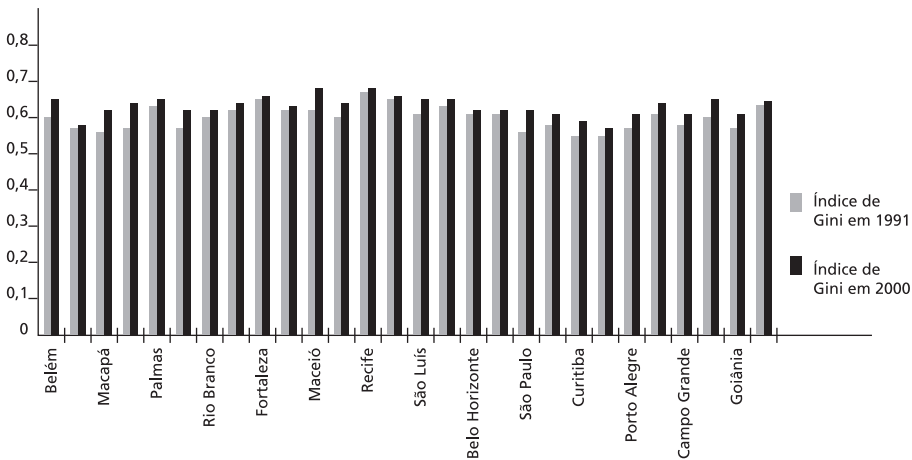
Município	Renda <i>per capita</i> 1991	Renda <i>per capita</i> 2000	Tx. de cres. anual da renda <i>per capita</i>	% de indigentes 1991	% de indigentes 2000	% de pobres 1991	% de pobres 2000	População 1991	População 2000
Belém	271,0	313,9	1,6%	10,1	11,9	29,2	30,0	1.084.996	1.280.614
Boa Vista	291,5	299,4	0,3%	9,1	9,3	24,3	24,8	138.687	200.568
Macapá	233,5	253,6	0,9%	10,7	16,5	29,1	35,4	168.414	283.308
Manaus	276,9	262,4	-0,6%	8,05	16,5	23,5	35,1	1.011.501	1.405.835
Palmas	233,0	358,0	4,8%	13,2	9,5	40,9	24,3	38.106	137.355
Porto Velho	246,8	305,2	2,4%	9,6	11,7	28,2	28,6	241.662	334.661
Rio Branco	219,5	264,43	2,1%	14,9	14,0	35,4	32,0	184.481	253.059
Norte	154,4	180,8	1,75%	27,1	26,3	52,6	49,3	10.030.556	12.900.704
Aracaju	263,00	352,7	3,3%	14,3	12,8	34,5	29,6	402.341	461.534
Fortaleza	235,7	306,7	2,9%	17,3	13,6	41,3	33,3	1.768.637	2.141.402
João Pessoa	247,5	334,7	3,4%	14,4	10,4	36,9	27,6	497.600	597.934
Maceió	231,8	283,0	2,2%	16,0	18,3	38,4	38,8	629.041	797.759
Natal	256,3	339,9	3,1%	11,9	11,0	32,9	28,7	607.330	712.317
Recife	303,1	392,4	2,9%	17,5	13,5	38,3	31,5	1.310.259	1.422.905
Salvador	289,3	341,3	1,8%	15,0	13,4	35,2	30,7	2.077.256	2.443.107
São Luís	189,4	252,1	3,2%	18,9	17,1	43,7	39,8	666.433	870.028
Teresina	177,2	250,6	3,9%	23,1	16,2	50,7	39,4	598.114	715.360
Nordeste	114,5	154,9	3,36%	40,6	32,3	67,1	56,7	42.497.540	47.741.711
Belo Horizonte	414,9	557,4	3,3%	6,1	4,9	18,8	14,1	2.020.161	2.238.526
Rio de Janeiro	454,9	596,6	3,0%	5,6	5,7	16,3	13,3	5.480.768	5.857.904
São Paulo	536,2	610,0	1,4%	3,0	5,6	8,0	12,0	9.649.519	10.434.252
Vitória	450,8	667,6	4,4%	5,7	5,5	17,4	13,8	258.777	292.304
Sudeste	313,1	389,4	2,42%	9,6	8,2	24,3	19,7	62.740.401	72.412.411
Curitiba	451,0	619,8	3,5%	2,4	3,5	9,3	9,1	1.315.035	1.587.315
Florianópolis	478,9	701,4	4,2%	3,4	2,9	7,5	7,5	258.383	342.315
Porto Alegre	525,2	709,8	3,3%	3,2	4,3	11,0	11,3	1.251.898	1.360.590
Sul	242,0	342,0	3,84%	12,1	7,9	30,8	20,5	22.129.377	25.107.616
Brasília	472,2	605,4	2,8%	5,1	6,1	16,7	16,1	1.601.094	2.051.146
Campo Grande	323,1	394,7	2,2%	4,3	6,12	19,2	18,6	526.126	663.621
Cuiabá	311,0	442,1	3,9%	7,1	6,61	23,3	18,8	402.813	483.346
Goiânia	359,2	508,3	3,9%	4,1	4,06	16,0	12,3	919.823	1.093.007
Centro-Oeste	256,6	343,0	3,22%	12	9,7	32,7	25,4	9.427.601	11.636.728
Brasil	230,4	297,4	2,83%	20,3	16,4	40,1	32,9	146.825.475	169.799.170

Elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

Obs.: Linhas de pobreza e indigência de R\$ 75,50 (equivalente a 1/2 salário mínimo de agosto de 2000) e R\$ 37,75 (equivalente a 1/4 do salário mínimo de agosto de 2000), respectivamente.

Gini, que passou de 0,57, em 1991, para 0,64, em 2000. Enquanto que em Boa Vista, onde o crescimento da renda *per capita* ficou próximo de zero, houve o menor aumento da desigualdade de renda, que passou de 0,57 para 0,58. Assim, a análise descritiva das capitais dos estados brasileiros aponta que a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda não é clara.<sup>9</sup>

GRÁFICO 1  
Índice de Gini (indicador de desigualdade de renda) das capitais (1991 e 2000)



Elaboração dos autores a partir de dados estaduais do Atlas de Desenvolvimento Humano.

Como pode ser percebido nas tabelas 2 e 3, embora o crescimento da renda *per capita* da região Nordeste (taxa anual de crescimento da renda *per capita* de 3,36% no período 1991-2000) ter sido mais vigoroso que aquele apresentado pelo Brasil como um todo (2,83%), não foi suficiente para eliminar sua sobre-representação no total de pobres do Brasil, obtida do cálculo entre a participação da população da região na população do Brasil e a participação dos pobres da região no total de pobres do Brasil. Duas regiões, Nordeste e Norte, apresentaram sobre-representações no total de pobres do Brasil. Por exemplo, em 2000, a região Nordeste tinha 28,1% da população brasileira e cerca de 48,5% dos pobres do Brasil. Entre 1991 e 2000, tal sobre-representação se manteve praticamente estável.

No gráfico 2 pode-se observar a participação das capitais estaduais no número de pobres e na população total das capitais. Vale ressaltar que, em 2000, a população das capitais somava cerca de 40,5 milhões de habitantes e 8 milhões desses eram pobres. Enfatizam-se, novamente, as sobre-representações no total de

9. Uma evidência empírica comum na literatura recente é que alterações na desigualdade dos países têm praticamente correlação zero com as taxas de crescimento econômico. Ver, por exemplo, Ravallion e Chen (1997), Ravallion (2001) e Dollar e Kraay (2002).



pobres das capitais do Norte e do Nordeste. Por sua vez, as capitais do Sudeste, Sul e Centro-Oeste estão sub-representados no total de pobres das capitais.

TABELA 3

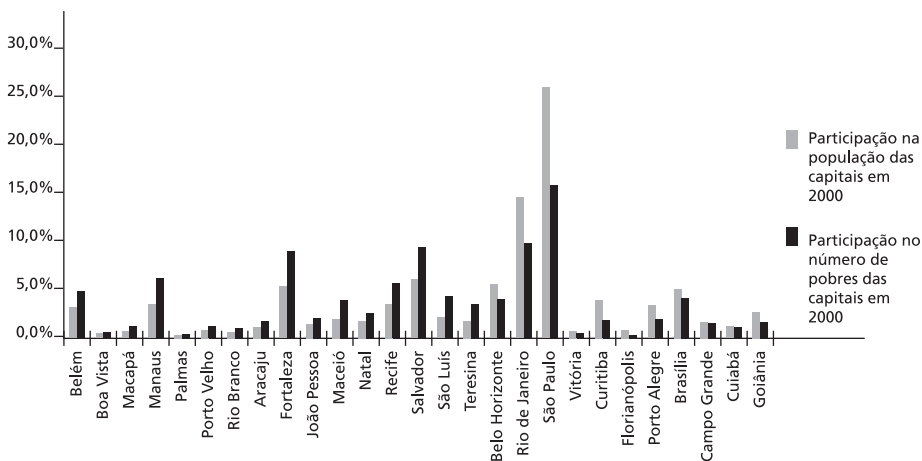
**Participação das regiões do Brasil no número de pobres e na população do país (%)**

Região	1991		2000	
	Participação no número de pobres	Participação na população	Participação no número de pobres	Participação na população
Norte	9,0%	6,8%	11,4%	7,6%
Nordeste	48,4%	28,9%	48,5%	28,1%
Sudeste	25,8%	42,7%	25,6%	42,6%
Sul	11,6%	15,1%	9,2%	14,8%
Centro-Oeste	5,2%	6,4%	5,3%	6,9%
<b>Total</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>

Elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

GRÁFICO 2

**Participação das capitais do Brasil na população e no número de pobres das capitais (%)**



Elaboração dos autores a partir de dados do Censo Demográfico de 2000.

A partir dessas evidências podem-se fazer ao menos duas considerações sobre a relação crescimento econômico e pobreza no Brasil. Seguindo o argumento de Silveira Neto (2005), a rigidez em relação à redução da pobreza pode ser explicada, em parte, pelos níveis bastante intensos da pobreza (pobres distantes da renda correspondente àquela da linha de pobreza) verificados em algumas regiões (por exemplo, determinadas capitais nordestinas), o que exigiria taxas bastante elevadas de crescimento para diminuição dos níveis de pobreza. Entretanto, é importante considerar outra possibilidade: o relativo menor impacto do crescimento econômico

na renda dos mais pobres. Assim, a estratégia de redução da pobreza solicita o crescimento da renda *per capita* ou a distribuição mais igualitária da renda. Uma combinação de políticas que estimulem o crescimento econômico e diminuam a desigualdade, em princípio, aparenta conceder maior eficácia e velocidade ao processo de combate à pobreza (BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2000). As seções seguintes do trabalho investigam em que medida os pobres se beneficiam em relação ao crescimento da renda *per capita*, em outras palavras, se o crescimento econômico tem sido ou não pró-pobre.

### 3 METODOLOGIA

Após a descrição, na seção anterior, das condições de pobreza, desigualdade de renda e crescimento econômico no período 1991-2000, empreende-se nesta seção a descrição da metodologia para caracterizar o crescimento pró-pobre. Entretanto, quando o crescimento é considerado pró-pobre? Para o crescimento econômico ser considerado pró-pobre é necessário que a porção da renda da população menos abastada aumente em um determinado padrão de crescimento. Mais especificamente, para o crescimento ser considerado pró-pobre, a taxa de crescimento da renda dos pobres tem de ser maior que a taxa de crescimento da renda da população como um todo (WHITE; ANDERSON, 2000; KAKWANI; PERNIA, 2000).<sup>10</sup> Nessa definição, o crescimento pró-pobre está diretamente associado a uma diminuição na desigualdade de renda.<sup>11</sup> Ressalta-se a importância dessa definição, visto que a última leva em conta, diretamente, a questão da desigualdade de renda em busca da redução da pobreza. Em um país onde a desigualdade de renda é uma das maiores do mundo,<sup>12</sup> necessariamente, qualquer processo de crescimento econômico deve ser pensado de uma maneira que venha acompanhado de uma redução na desigualdade de renda.<sup>13</sup>

A metodologia usada neste artigo analisa o crescimento econômico do ponto de vista qualitativo (qualidade do crescimento da renda *per capita*), em outras palavras, verifica-se quanto os pobres se beneficiam em relação ao crescimento da renda *per capita*. Com essa análise será possível observar em que medida o crescimento econômico dos estados e municípios brasileiros tem se revelado um mecanismo

---

10. Existem duas definições diferentes de crescimento pró-pobre na literatura recente e nas discussões de políticas públicas (RAVALLION, 2004). Uma segunda definição considera crescimento pró-pobre aquele crescimento que reduz a pobreza (RAVALLION; CHEN, 2003). Essa definição não considera a questão da distribuição de renda diretamente. Neste artigo não é abordada a última definição.

11. Para uma discussão mais detalhada ver Ravallion (2004) e Lopez (2004).

12. Por exemplo, em 2003, o Brasil foi o oitavo (pior) país em desigualdade de renda (índice de Gini foi de 0,6), atrás apenas da latino-americana Guatemala e dos africanos Suazilândia, República Centro-Africana, Serra Leoa, Botsuana, Lesoto e Namíbia, segundo o coeficiente de Gini, parâmetro internacionalmente usado para medir a concentração de renda.

13. De fato, as evidências mostram que, para países com uma alta desigualdade de renda, o crescimento econômico é um instrumento fraco contra a pobreza, a menos que esse crescimento venha acompanhado de uma diminuição da desigualdade de renda (RAVALLION, 2004).

relativamente eficaz de combate à pobreza dessas regiões. Uma maneira de se estudar essa questão é avaliar o crescimento da renda domiciliar *per capita* dos mais pobres em relação ao crescimento da renda média de toda população. Caso o crescimento da renda *per capita* dos pobres for maior que o da renda *per capita* média, tem-se um crescimento econômico pró-pobre, ou seja, um tipo de crescimento que está relacionado à diminuição da desigualdade (KAKWANI; PERNIA, 2000; SON, 2004). Assim, para o período 1991-2000, uma das questões deste trabalho é: o crescimento econômico das capitais dos estados brasileiros tem sido pró-pobre? Para responder a essa pergunta traçou-se a curva de crescimento-pobreza de Son (SON, 2004) para cada uma das 27 capitais estaduais. Essa curva mostra como o crescimento da renda *per capita* dos mais pobres tem se comportado em relação ao crescimento da renda média *per capita*.

Como bem salienta Son (2004), a performance de crescimento econômico difere entre regiões. Algumas regiões têm experimentado uma taxa de crescimento maior que outras. Do mesmo modo, as evidências mostram que, entre regiões, pode existir uma grande variação na redução da pobreza dada uma mesma taxa de crescimento econômico. Isso sugere que o crescimento em algumas regiões é mais pró-pobre do que em outras. Adota-se, assim, a metodologia proposta por Son (2004), que vincula os diferentes possíveis impactos do crescimento econômico sobre os pobres a diferentes comportamentos da Curva de Lorenz, necessária, por exemplo, para a determinação do índice de desigualdade de Gini.

Suponha que  $L(p)$  é a Curva de Lorenz, que descreve a participação na renda dos indivíduos situados entre os  $p\%$ , definida como:

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^x yf(y) dy \quad (1)$$

em que

$$p = \int_0^x f(y) dy, \quad (2)$$

$y$  é a renda domiciliar *per capita*,  $f(y)$  sua função densidade e  $\mu$  é a renda média dessa distribuição.<sup>14</sup>

Segundo Kakwani e Pernia (2000), o crescimento econômico pode ser chamado de pró-pobre se os pobres se beneficiam do crescimento proporcionalmente mais do que os não-pobres. Nesse cenário, a desigualdade de renda é simultaneamente declinante durante o processo de crescimento. Uma mudança na Curva de Lorenz indica se a desigualdade é crescente ou decrescente com o crescimento econômico. Assim, o crescimento é claramente pró-pobre se toda a Curva de Lorenz se desloca para cima,  $\Delta L(p) \geq 0$  para todo  $p$ .

14. A Curva de Lorenz satisfaz as seguintes propriedades (KAKWANI, 1980): i)  $L(p) = 0$  quando  $p = 0$ ; ii)  $L(p) = 100$  quando  $p = 100$ ; iii)  $dL(p)/dp = y/\mu > 0$  e  $d^2L(p)/dp^2 = 1/\mu f(y) > 0$ ; e iv)  $L(p) < p$  para todo o intervalo  $0 < p < 100$ . Quando  $L(p) = p$ , tem-se uma perfeita distribuição de renda.

Assim, a partir do teorema de Atkinson (1987), que permite associar deslocamentos para cima da Curva de Lorenz (elevações de  $L(p)$  para todo  $p$ ), a diminuição de pobreza (SON, 2004) propõe a elaboração de uma curva de crescimento-pobreza que permite determinar a qualidade do crescimento (pró-pobre, não pró-pobre ou empobrecedor) a partir da avaliação do crescimento da renda de cada  $p$  por cento mais pobres da população, em que  $p = 0, \dots, 100$ .

Segundo Son (2004), quando toda a Curva de Lorenz se desloca para cima (baixo) pode-se afirmar, sem ambigüidade, que a pobreza diminuiu (aumentou). Esse resultado é válido para toda a classe de medidas de pobreza e todas as linhas de pobreza. Essa conclusão servirá de base para a curva de crescimento-pobreza.

Da definição da Curva de Lorenz, pode-se escrever:

$$L(p) = \frac{\mu_p p}{\mu} \quad (3)$$

que expressa a participação na renda dos  $p\%$  mais pobres, em que  $\mu_p$  é a média da renda dos indivíduos  $p\%$  mais pobres da população. Operando-se com os logaritmos de ambos os lados, a equação (3) torna-se:

$$\text{Ln}(\mu_p) = \text{Ln}(\mu L(p)) - \text{Ln}(p) \quad (4)$$

A partir da diferença entre dois pontos no tempo da equação (4), tem-se:

$$g(p) = \Delta \text{Ln}(\mu L(p)) \quad (5)$$

em que  $g(p) = \Delta \text{Ln}(\mu_p)$  é a taxa de crescimento da renda média dos  $p\%$  mais pobres da população quando os indivíduos são ordenados em ordem crescente de renda *per capita*.  $g(p)$  varia com  $p$  indo de 0 a 100 e pode ser chamado de curva de crescimento-pobreza. É importante notar que  $g(p)$  não mede o crescimento da renda média do decil  $p$ , mas o crescimento da renda média *até* o decil  $p$ .<sup>15</sup> A partir do teorema de Atkinson e da equação (5), pode-se afirmar que se  $g(p) > 0$  ( $g(p) < 0$ ) para todo  $p$ , então a pobreza diminuiu (aumentou), sem ambigüidade, entre dois períodos.

A equação (5) pode também ser escrita como sendo:

$$g(p) = g + \Delta \text{Ln}(L(p)) \quad (6)$$

e

$$g = \Delta \text{Ln}(\mu)$$

em que  $g$  é a taxa de crescimento da renda média *per capita* de toda a sociedade. Observe que quando  $p = 100$ ,  $g(p) = g$ , visto que  $\Delta L(p) = 0$  em  $p = 100$ .

15. Por exemplo, a renda média até o segundo decil é a média das rendas do primeiro e segundo decis. Seguindo o raciocínio, a renda média até o décimo decil é a renda média da população.

A partir da equação (6), segue que:

- 1) Se  $g(p) > g$  para todo  $p < 100$ , então o crescimento é pró-pobre visto que toda a Curva de Lorenz desloca-se para cima ( $L(p) > 0$  para todo  $p$ ).
- 2) Se  $0 < g(p) < g$  para todo  $p < 100$ , então o crescimento reduz a pobreza, mas é acompanhado por um aumento da desigualdade ( $L(p) < 0$  para todo  $p$ ). Em outras palavras, o crescimento reduz a pobreza mas os pobres recebem proporcionalmente menos benefícios do que os não-pobres, situação esta em que o crescimento seria não pró-pobre.
- 3) Se  $g(p) < 0$  para todo  $p < 100$  e  $g > 0$ , então tem-se um crescimento empobrecedor, em que um crescimento econômico positivo aumenta a pobreza.
- 4) Os demais casos são considerados inconclusivos.

Para os resultados discutidos na próxima seção é importante destacar que os casos inconclusivos incluem três situações distintas (SILVEIRA NETO, 2005) e serão classificados da seguinte maneira:

- a) A primeira situação engloba ocasiões em que o crescimento da renda dos  $p\%$  mais pobres, com  $p = 1, \dots, 40$ , é maior que aquele verificado para renda média de toda a população (em que  $p = 100$ ), mas para ao menos algum  $p$  intervalo  $40 < p < 100$  o crescimento da renda média é menor que aquele observado para renda média de toda a população. Os municípios com esse padrão de crescimento econômico também serão considerados como apresentando um crescimento pró-pobre e virão assinalados com \*.
- b) A segunda situação engloba situações em que o crescimento da renda dos  $p\%$  mais pobres, com  $p = 1, \dots, 40$ , é menor que aquele verificado para renda média para  $p = 100$ , mas para ao menos algum  $p$  intervalo  $40 < p < 100$  o crescimento da renda média é maior que aquele observado para renda média de toda a população. Os municípios com esse padrão de crescimento econômico também serão considerados como apresentando um crescimento não pró-pobre e virão assinalados com \*.
- c) Uma terceira possibilidade verificada neste artigo mostra um crescimento negativo da renda dos  $p\%$  mais pobres, com  $p = 1, \dots, 40$ , mas um crescimento positivo da renda média da população. Caso este que se chamará crescimento empobrecedor, assinalado com \*, visto que um crescimento positivo da renda *per capita* média aumenta a pobreza de pelo menos uma parcela da população (até os 40% mais pobres).

A curva de crescimento-pobreza pode ser estimada a partir dos dados de renda média por decil (ou quintil) de renda para quaisquer dois períodos. Assim, basta calcular a taxa de variação da renda de cada decil entre dois períodos base e

plotar contra os decis de renda, como é feito para a Curva de Lorenz. Nesse caso, a taxa de variação do último decil equivale à taxa de crescimento da renda média no período. Se a linha tem inclinação negativa, isso significa que os decis de renda menores cresceram acima da renda média e, conseqüentemente, os pobres cresceram as suas rendas a taxas maiores do que os ricos ou do que os decis de renda mais elevados. Isso significa que se pode concluir, nesses casos, que a pobreza tem diminuído no período analisado.

#### 4 EVIDÊNCIAS DO CRESCIMENTO PRÓ-POBRE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Na tabela 4 são apresentados os resultados para as 26 capitais dos estados do Brasil e para o Distrito Federal (denotado por Brasília). Em seguida, os resultados são traçados em diversos gráficos (gráfico 3 até gráfico 7) a fim de ilustrar e analisar com mais pormenores a classe de crescimento das unidades. O objetivo precípua desta seção é fornecer evidências em relação à qualidade do crescimento econômico do sistema urbano do Brasil, representado no presente trabalho pelas capitais do Brasil.

TABELA 4

**Taxa de crescimento anual da renda *per capita* dos *p%* mais pobres e classificação das capitais estaduais de acordo com a qualidade do crescimento econômico (1991-2000)**

	Capitais estaduais	Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i> dos <i>p%</i> mais pobres (ao ano)					Qualidade de crescimento
		20%	40%	60%	80%	100%	
Norte	Belém	-1,69%	-0,42%	-0,03%	0,26%	1,63%	Empobrecedor*
	Boa Vista	0,76%	0,17%	0,00%	0,10%	0,30%	Inconclusivo
	Macapá	-4,73%	-2,64%	-1,61%	-0,72%	0,92%	Empobrecedor
	Manaus	-7,45%	-4,49%	-3,51%	-2,68%	-0,60%	Inconclusivo
	Palmas	1,15%	3,39%	4,24%	4,65%	4,77%	Não pró-pobre
	Porto Velho	-2,09%	-0,43%	0,37%	1,24%	2,36%	Empobrecedor*
	Rio Branco	-0,16%	0,88%	1,26%	1,40%	2,07%	Inconclusivo
Nordeste	Aracaju	0,08%	1,47%	2,07%	2,61%	3,26%	Não pró-pobre
	Fortaleza	0,65%	2,03%	2,38%	2,62%	2,92%	Não pró-pobre
	João Pessoa	2,14%	2,78%	3,07%	3,34%	3,35%	Não pró-pobre
	Maceió	-3,15%	-0,85%	-0,12%	0,42%	2,22%	Empobrecedor*
	Natal	-0,09%	1,15%	1,64%	1,95%	3,14%	Inconclusivo
	Recife	1,35%	2,32%	2,39%	2,50%	2,87%	Não pró-pobre
	Salvador	-0,04%	1,31%	1,55%	1,61%	1,84%	Inconclusivo
	São Luís	0,32%	1,04%	1,27%	1,68%	3,18%	Não pró-pobre
Teresina	2,08%	2,94%	3,19%	3,18%	3,85%	Não pró-pobre	
Sudeste	Belo Horizonte	1,94%	2,53%	2,72%	2,89%	3,28%	Não pró-pobre
	Rio de Janeiro	1,24%	2,14%	2,48%	2,75%	3,01%	Não pró-pobre
	São Paulo	-2,91%	-1,52%	-0,83%	-0,10%	1,43%	Empobrecedor
	Vitória	1,52%	2,43%	3,12%	3,76%	4,36%	Não pró-pobre
Sul	Curitiba	0,48%	1,30%	1,86%	2,40%	3,53%	Não pró-pobre
	Florianópolis	2,88%	3,29%	3,46%	3,79%	4,24%	Não pró-pobre
	Porto Alegre	-0,01%	1,00%	1,59%	2,26%	3,35%	Inconclusivo
Centro-Oeste	Brasília	-0,26%	0,72%	1,46%	2,01%	2,76%	Inconclusivo
	Campo Grande	-0,60%	0,52%	1,02%	1,44%	2,22%	Inconclusivo
	Cuiabá	1,20%	1,92%	2,23%	2,49%	3,91%	Não pró-pobre
	Goiânia	1,55%	2,22%	2,52%	2,84%	3,86%	Não pró-pobre

Elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

Obs.: \* Ver conceito na seção 3.

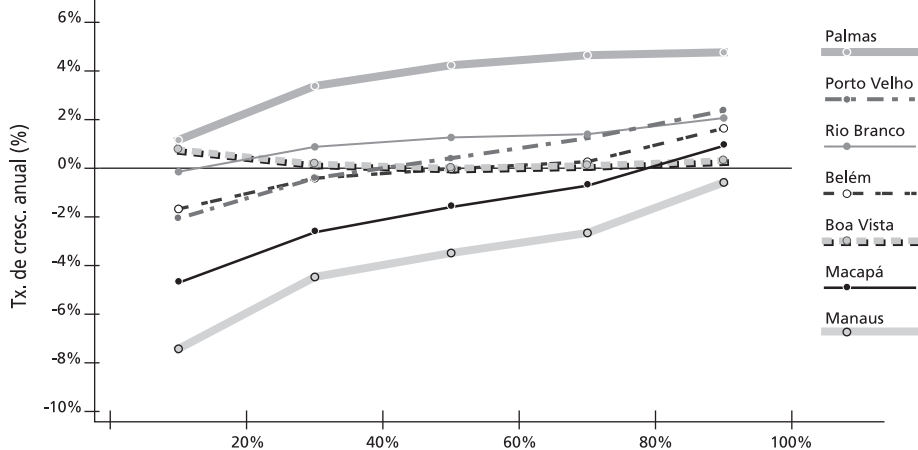
No que concerne à tabela 4, é possível observar que nenhuma capital estadual apresentou crescimento pró-pobre pela definição de Son (2004). Em outras palavras, nenhuma capital apresentou taxa de crescimento da renda *per capita* média de todos os  $p\%$  mais pobre, com  $p < 100$  (ou  $p < 40$ , segundo um conceito menos estrito), maior que aquela verificada para a renda *per capita* média de toda a população ( $p = 100$ ). A mesma tabela mostra a distribuição espacial, por macrorregião, de acordo com a qualidade do crescimento econômico. A região Norte é a região que apresenta o maior número (tanto em termos relativos quanto em termos absolutos) de capitais estaduais com crescimento do tipo empobrecedor. Por outro lado, a região Sudeste apresentou o maior número (em termos relativos) de capitais estaduais classificadas como crescimento não pró-pobre.

O gráfico 3 apresenta as curvas de crescimento-pobreza para as sete capitais dos estados da região Norte. Averigua-se que três capitais (Belém, Macapá e Porto Velho) apresentaram um crescimento do tipo empobrecedor, *i.e.*, houve um crescimento negativo da renda *per capita* das camadas menos abastadas da população, ao mesmo tempo em que houve um crescimento positivo da renda *per capita* média das localidades. Palmas (TO) apresentou um crescimento classificado com não pró-pobre: a taxa de crescimento de todos os quintis foi positiva e a taxa de crescimento da renda dos  $p\%$  mais pobres,  $p < 100$ , foi sempre menor que aquela de toda a população. A tabela 4 explicita os valores observados no gráfico 3. Por exemplo, em relação à Palmas, a taxa de crescimento anual da renda *per capita* dos 20%, 40%, 60% e 80% mais pobres foi de 1,15%, 3,39%, 4,24% e 4,65%, respectivamente, sempre abaixo da taxa de crescimento da renda *per capita* de toda população, que foi de 4,77%. Conclui-se, portanto, que os mais pobres se beneficiaram relativamente menos em relação ao crescimento econômico. Já as outras três capitais da região Norte (Boa Vista, Manaus e Rio Branco) apresentaram resultados inconclusivos.

O gráfico 4 mostra o perfil de crescimento das capitais dos estados que compõem a região Nordeste. A maioria das capitais (seis das nove) apresentou um tipo de crescimento não pró-pobre. Em outras palavras, na região que inclui 50% dos pobres do país, grande parte das capitais apresentou um tipo de crescimento em que o aumento renda *per capita* média ocorreu em maior magnitude *vis-à-vis* o crescimento da renda *per capita* dos mais pobres. Tal tipo de crescimento é caracterizado por uma elevação da desigualdade de renda. As capitais que obtiveram um crescimento não pró-pobre foram Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Recife, São Luís e Teresina. Maceió foi a única capital estadual da região a apresentar crescimento do tipo empobrecedor. As outras três capitais da região apresentaram crescimento considerado como inconclusivo.

GRÁFICO 3

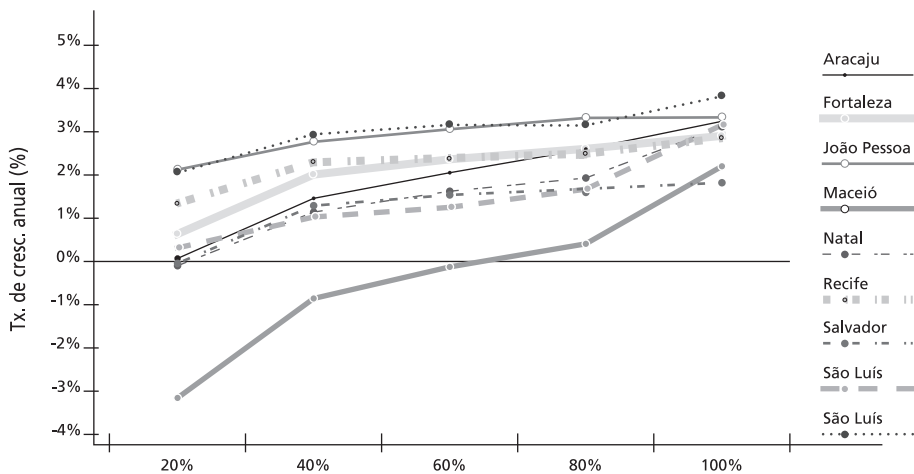
Taxa de crescimento anual da renda *per capita* por quintis de pobres (1991-2000) – capitais dos estados da região Norte



Elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

GRÁFICO 4

Taxa de crescimento anual da renda *per capita* por quintis de pobres (1991-2000) – capitais dos estados da região Nordeste



Elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

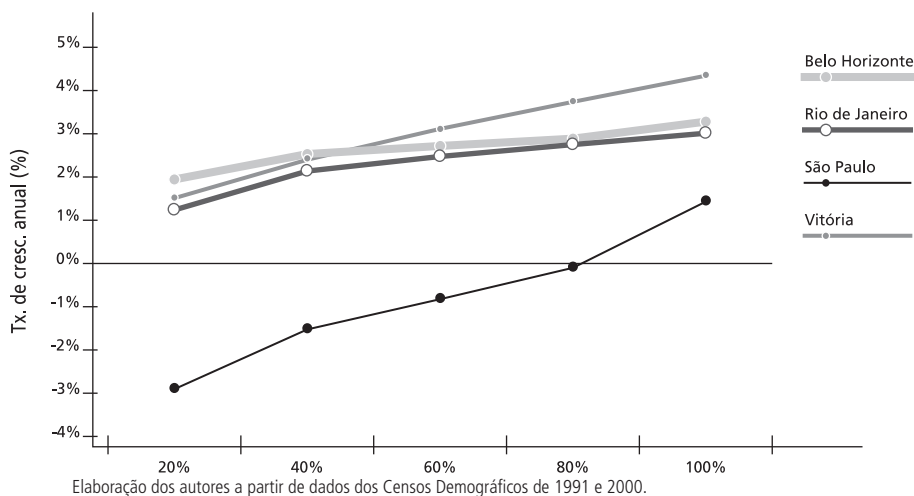
Das quatro capitais da região Sudeste, três apresentaram um crescimento econômico do tipo não pró-pobre (Belo Horizonte, Rio de Janeiro e Vitória), em que o crescimento econômico acontece concomitantemente a um aumento da desigualdade de renda. O gráfico 5 ilustra a assertiva anterior. São Paulo apresenta, de acordo com os critérios e classificações adotadas no artigo, um crescimento



considerado empobrecedor. Na referida capital, o crescimento da renda *per capita* domiciliar até o percentil 80 foi negativo. Ademais, vale frisar que o crescimento da renda *per capita* média da capital foi positivo, em uma magnitude de cerca de 1,5%. Os dados apontados pela tabela 4 mostram que, em São Paulo, a distribuição do crescimento por camada da população deu-se da seguinte forma: a taxa de crescimento anual da renda *per capita* dos 20%, 40%, 60% e 80% mais pobres foi de -2,91%, -1,52%, -0,83 e -0,10%, respectivamente, sempre abaixo do crescimento positivo da renda *per capita* de toda população, que foi de cerca 1,5%. Em São Paulo, houve, da mesma forma, um crescimento econômico com uma piora na distribuição de renda. A diferença *vis-à-vis* às outras capitais da região Sudeste reside no fato de o crescimento dos *p*% mais pobres (até 80%) ter sido de valor negativo.

GRÁFICO 5

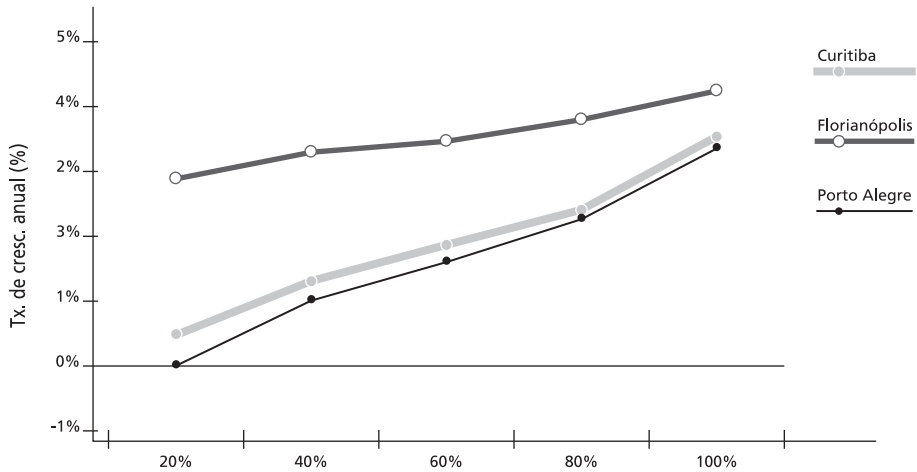
Taxa de crescimento anual da renda *per capita* por quintis de pobres (1991-2000) – capitais dos estados da região Sudeste



No gráfico 6, a região Sul apresenta duas capitais com crescimento não pró-pobre (Curitiba e Florianópolis). Em tais localidades, o crescimento da renda *per capita* das *p*% parcelas mais pobres da população foi sempre menor do que o crescimento da renda domiciliar *per capita* média. Em outras palavras, nessas duas capitais estaduais o crescimento econômico foi acompanhado por um aumento da desigualdade de renda. O crescimento da renda *per capita* média de Curitiba e Florianópolis foi 3,5% e 4,3%, respectivamente. Porto Alegre apresentou um crescimento do tipo inconclusivo. Isso aconteceu graças ao crescimento negativo dos 20% mais pobres da última capital (-0,01%). Caso esse crescimento fosse positivo e menor que o crescimento médio da renda *per capita* (cujo valor foi 3,35%), o crescimento econômico de Porto Alegre seria considerado não pró-pobre.

GRÁFICO 6

Taxa de crescimento anual da renda *per capita* por quintis de pobres (1991-2000) – capitais dos estados da região Sul



Elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

Por fim, apresentam-se os perfis de crescimento da renda *per capita* das capitais dos estados da região Centro-Oeste, no gráfico 7. Cuiabá e Goiânia tiveram um crescimento do tipo não pró-pobre. Como frisado anteriormente, o crescimento da categoria não pró-pobre é caracterizado por um crescimento econômico em todas as faixas de renda, ao mesmo tempo em que há um aumento na desigualdade de renda. Brasília e Campo Grande apresentaram um crescimento classificado como inconclusivo. Novamente, caso o crescimento dos 20% mais pobres de Brasília e de Campo Grande fosse positivo e menor que o crescimento médio da renda *per capita* (cujos valores foram 2,8% e 2,2%, respectivamente), o crescimento econômico das duas capitais seria considerado não pró-pobre.

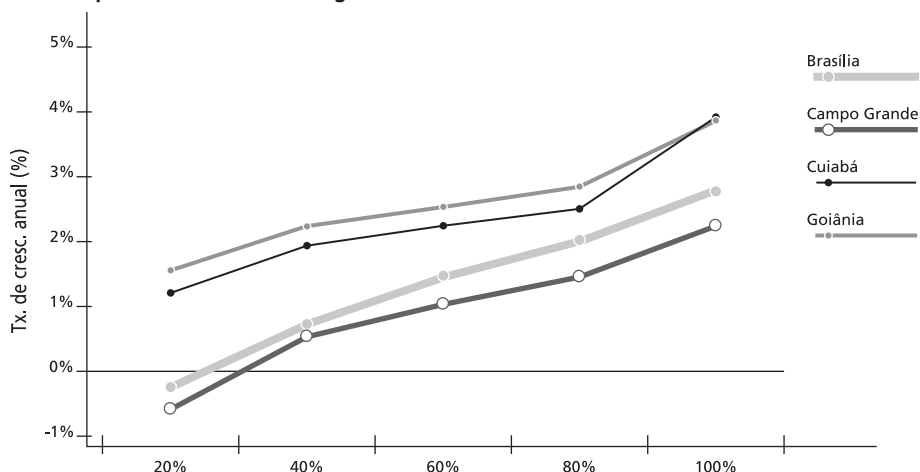
Como já observado em seções anteriores, a evolução da pobreza apresenta variações em diferentes regiões. Da mesma forma, a qualidade do crescimento econômico pode variar dentro de uma determinada região. No intuito de evidenciar essas diferenças para o universo de análise do trabalho, as capitais estaduais do Brasil, a tabela 5 apresenta tabulações dos resultados quanto à qualidade do crescimento da renda *per capita* para as capitais dos estados. Precisamente, a tabela 5 é uma releitura da tabela 4, apresentada no início da seção, adicionada com novas informações.

Primeiramente, de acordo com a tabela 5, pode-se perceber que catorze municípios apresentaram crescimento não pró-pobre, ou cerca de 52% das capitais estaduais do Brasil. Em cinco capitais o crescimento foi empobrecedor (7,4% do total) e em oito o crescimento foi inconclusivo (aproximadamente 30% do total).

No que concerne à proporção de pobres, os resultados apontam que grande parte dos pobres e da população das capitais do Brasil está localizada em regiões com crescimento econômico do tipo não pró-pobre. Os resultados mostram que 45,8% dos pobres e 45,1% da população total das capitais estaduais estão localizados em regiões com crescimento não pró-pobre. As capitais com crescimento econômico empobrecedor concentram 26,9% dos pobres e 32,5% da população das capitais estaduais. Por fim, as capitais dos estados com crescimento classificado como inconclusivo detêm 27,4% dos pobres e 22,5% da população.

GRÁFICO 7

**Taxa de crescimento anual da renda *per capita* por quintis de pobres (1991-2000) – capitais dos estados da região Centro-Oeste**



Elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

TABELA 5

**Proporção de capitais, de pobres e da população de acordo com a qualidade do crescimento econômico (1991-2000)**

Qualidade de crescimento	Número de capitais	Proporção de capitais	Proporção de pobres	Proporção da população
Pró-pobre	0	-	-	-
Não pró-pobre	14	51,85%	45,76%	45,08%
Empobrecedor	5	7,41%	26,87%	32,45%
Inconclusivo	8	29,63%	27,37%	22,47%
<b>Total</b>	<b>27</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>

Elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

Vistos em conjunto, os resultados apresentados nessa seção indicam a existência de diferentes padrões de crescimento ao longo do território brasileiro. Sem embargo, o crescimento econômico com aumento da desigualdade de renda, ocorrido nas capitais estaduais que tiveram tanto o crescimento do tipo não pró-pobre quanto do tipo empobrecedor (19 das 27), foi fator preponderante.

## 5 CONCLUSÕES

Este trabalho estudou o perfil de crescimento econômico do sistema urbano brasileiro, representado nesse caso pelas capitais do Brasil. Por perfil de crescimento, entende-se o quanto o crescimento econômico favoreceu o crescimento de renda da parcela menos abastada da população. Nesse sentido, no período de 1991 a 2000, analisou-se a relação entre crescimento econômico, desigualdade de renda e pobreza do ponto de vista qualitativo (qualidade do crescimento da renda *per capita*). Em outras palavras, buscou-se analisar em que medida o crescimento econômico das capitais estaduais tem beneficiado os mais pobres.

Inicialmente, este estudo mostrou os diferenciais nas taxas de crescimento econômico, a desigualdade de renda e a evolução da pobreza das regiões brasileiras e das capitais estaduais no período 1991-2000. Os resultados mostraram a diversidade do território brasileiro. Pode-se verificar, por exemplo, a sobre-representação da região Nordeste (de suas capitais estaduais) no total de pobres do Brasil. Região essa que, em 2000, tinha 28,1% da população brasileira e cerca de 48,5% dos pobres do Brasil. Outro fato digno de nota é a evolução da desigualdade de renda nas capitais estaduais em que se pode observar, em todas as capitais, elevações na desigualdade de renda entre 1991 e 2000.

Em seguida, foi analisada a qualidade do crescimento econômico das 27 capitais dos estados brasileiros. Verificou-se que catorze municípios apresentaram crescimento não pró-pobre, ou cerca de 52% das capitais estaduais do Brasil. O crescimento não pró-pobre é caracterizado por uma taxa de crescimento da renda *per capita* dos mais pobres sempre abaixo da taxa de crescimento da renda *per capita* de toda população. Conclui-se, nesse caso, que os mais pobres se beneficiaram relativamente menos em relação ao crescimento econômico, visto que nessas capitais estaduais o crescimento econômico foi acompanhado por um aumento da desigualdade de renda. Em cinco capitais o crescimento foi empobrecedor (7,4% do total), isto é, a renda *per capita* dos mais pobres decresceu no período analisado enquanto que a renda média da população cresceu. Dessa maneira, o crescimento econômico positivo aumentou a pobreza. Por sua vez, em oito capitais o crescimento foi inconclusivo (aproximadamente 30% do total).

Por fim, os resultados apontam que grande parte dos pobres e da população das capitais do Brasil está localizada em regiões com crescimento econômico do tipo não pró-pobre. Os resultados mostram que 45,8% dos pobres e 45,1% da população total das capitais estaduais estão localizados em regiões com crescimento não pró-pobre. As capitais com crescimento econômico empobrecedor concentram 26,9% dos pobres e 32,5% da população das capitais estaduais. Já as capitais estaduais com crescimento classificado como inconclusivo detêm 27,4% dos pobres e 22,5% da população. De maneira geral, os resultados apresentados

neste trabalho indicam a existência de diferentes padrões de crescimento ao longo do território brasileiro. Entretanto, entre 1991 e 2000, observou-se, de maneira preponderante, um crescimento econômico com aumento da desigualdade de renda nas capitais estaduais que tiveram tanto o crescimento do tipo não pró-pobre quanto do tipo empobrecedor. É válido frisar que nenhuma capital estadual apresentou um padrão de crescimento pró-pobre, em que o crescimento da renda *per capita* acontece concomitantemente a uma diminuição da desigualdade de renda.

## REFERÊNCIAS

- ATKINSON, A. B. On the measurement of poverty. *Econometrica*, n. 55, p. 749-764, 1987.
- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, p. 21-47, 2000.
- DA MATA, D. *et al.* *Examining the growth patterns of Brazilian cities*. World Bank, 2005 (Policy Research Working Paper, n. 3.724).
- DOLLAR, D.; KRAAY, D. Growth is good for the poor. *Journal of Economic Growth*, v. 7, n. 3, p. 195-225, 2002.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA); PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD); FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP). *Atlas do desenvolvimento humano no Brasil*. Brasília, 2002.
- LOPEZ, J. H. *Pro-poor growth: a review of what we know (and of what we don't)*. World Bank's PREM Poverty Group, 2004.
- KAKWANI, N. *Income inequality and poverty: methods of estimation and policy applications*. New York: Oxford University. Press, 1980.
- KAKWANI, N.; PERNIA, E. What is pro-poor growth. *Asian Development Review*, v. 16, n. 1, p. 1-22, 2000.
- RAVALLION, M. Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. *World Development*, v. 29, n. 11, p. 1.803-1.815, 2001.
- \_\_\_\_\_. *Pro-poor growth: a primer*. World Bank, 2004 (Policy Research Working Papers, n. 3.242).
- RAVALLION, M.; CHEN, S. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? *World Bank Economic Review*, v. 11, n. 2, p. 357-382, 1997.
- \_\_\_\_\_. Measuring pro-poor growth. *Economic Letters*, n. 78, p. 93-99, 2003.
- ROCHA, S. *Tendência evolutiva e características da pobreza no Rio de Janeiro*. Ipea, 1995 (Texto para Discussão, n. 536).

\_\_\_\_\_. Pobreza no Nordeste: a década de 1990 vista de perto. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 34, n. 1, p. 7-41, 2003.

\_\_\_\_\_. *Pobreza no Brasil: afinal de que se trata?* Rio de Janeiro: FGV, 2005.

SILVEIRA NETO, R. M. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. *Anais da Anpec Nordeste 2005*, Fortaleza-CE, 2005.

SON, H. H. A note on pro-poor growth. *Economic Letters*, n. 82, p. 307-314, 2004.

WHITE, H.; ANDERSON, A. *Growth vs redistribution: does the pattern of growth matter?* DFID white paper on eliminating world poverty: making globalization work for the poor, 2000.

UNITED NATIONS. *World urbanization prospect*. New York: United Nations, 2003.





## CAPÍTULO 2

# FAVELAS E DINÂMICA DAS CIDADES BRASILEIRAS\*

Daniel Da Mata\*\*  
Somik V. Lall\*\*\*  
Hyoung Gun Wang\*\*\*\*

## RESUMO

O objetivo precípua deste capítulo é o estudo do processo de favelização das cidades brasileiras no período entre 1980 e 2000. Busca-se averiguar os padrões e alguns dos principais fatos estilizados no que concerne ao surgimento, manutenção e crescimento das favelas dentro da hierarquia urbana do Brasil. Verificou-se que, em 2000, as aglomerações urbanas possuíam seis milhões de habitantes em favelas. O crescimento da população em favelas no Brasil foi mais intenso, no período em análise, do que o crescimento populacional. Assim como no crescimento populacional das cidades brasileiras, o crescimento da população que vive em favelas foi mais elevado nas periferias das aglomerações urbanas *vis-à-vis* zonas centrais (núcleos). Cidades maiores (em termos de tamanho populacional) possuem mais favelas, assim como cidades mais ricas (em termos de nível de renda *per capita*). A desigualdade de renda tem um papel importante: quanto mais desigual for a cidade, mais favelas possui. Crescimento populacional e crescimento do número de favelas não apresentaram uma relação significativa em termos estatísticos.

## 1 INTRODUÇÃO

Favelas são partes integrais do sistema urbano do Brasil. O crescimento das cidades no Brasil nas últimas décadas foi acompanhado pelo surgimento e aumento da população favelada. Em algumas cidades, a parcela da população que vive em favelas passa dos 20%. Políticas públicas à remoção de favelas e/ou melhoramento

---

\* Este artigo é produto de um trabalho em conjunto do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) com o Banco Mundial. Os autores agradecem os comentários de Alexandre Carvalho, Mila Freire e Marcelo Piancastelli. Os resultados, conclusões e interpretações deste trabalho são integralmente dos autores e não representam necessariamente as visões do Ipea ou as do Banco Mundial, do seu Conselho de Diretores Executivos, ou dos países que eles representam.

\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

\*\*\* Development Research Group, The World Bank, Washington, DC.

\*\*\*\* Department of Economics, Brown University, Providence, RI.

das condições de vida da população dessas áreas são objeto de estudo e execução desde meados do século passado.

Em 2000, cerca de seis milhões de habitantes das aglomerações urbanas do Brasil viviam em favelas, o equivalente a 6% da população total das cidades. Os moradores dessas áreas enfrentam diversas restrições no âmbito econômico, político e social. Nas favelas, construções em áreas de risco e estigma social estão conjugados com padrões abaixo do mínimo necessário à sobrevivência.

Por que favelas existem? Várias explicações são expostas na literatura. Mecanismos de alocação microeconômicos relacionados ao mercado de terras são alguns dos fatores relevantes. Outro tido como importante é o mercado de trabalho (e as baixas remunerações de parcela dos trabalhadores). Um outro fator seria o papel legislador do Estado, o qual poderia beneficiar ou excluir grupos com o poder de leis fundiárias (MARQUES, 2005).

O objetivo precípua deste trabalho é o estudo do processo de favelização das cidades brasileiras no período entre 1980 e 2000. Busca-se averiguar os padrões e alguns dos principais fatos estilizados no que concerne ao surgimento, manutenção e crescimento das favelas dentro da hierarquia urbana do Brasil.

A parte descritiva do trabalho visa a responder diversas perguntas, tais como: as maiores cidades são as que possuem uma maior parcela da população em favelas ou são as cidades que apresentam um maior crescimento econômico, já que desempenham um papel mais atrativo para migrantes? Como é a distribuição espacial da favelização? As favelas estão concentradas no núcleo da aglomeração urbana ou nas regiões periféricas? A região Nordeste, por ser a mais pobre, possui um maior número de assentamentos ilegais? Quais cidades apresentaram maiores e menores taxas de crescimento de favelas?

O conceito utilizado de favelas é o mesmo dos Censos Populacionais (1980, 1991 e 2000) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE): aglomerados subnormais.<sup>1</sup> O IBGE define aglomerados subnormais como conjuntos de residências que ocupam terreno alheio (público ou privado), que estão organizados de forma desordenada, com elevada densidade populacional e com carência de serviços públicos essenciais (IBGE, 2002). Doravante, as palavras favelas e aglomerados subnormais serão utilizadas como sinônimos. Para maiores detalhes, ver seção 2 referente aos dados (e suas fontes) utilizados no trabalho.

O trabalho está dividido em quatro partes, incluindo esta introdução. A segunda seção expõe os dados e classificações utilizadas ao longo da análise

---

1. O conceito de favela é objeto de debate, pois diferentes autores e/ou *policy-makers* consideram características distintas na classificação de favelas, tais como posse de titularidade, condições físicas da habitação, entre outros fatores. Baseadas na metodologia das Nações Unidas (Programa Habitat), algumas pesquisas estimam em torno de quarenta milhões o número de pessoas vivendo em favelas no Brasil em 2000 (ROLNIK, 2006). De acordo com os critérios do IBGE, menos de sete milhões de pessoas habitavam favelas no Brasil em 2000. Neste trabalho, optou-se por utilizar o conceito empregado pelo IBGE.

descritiva do trabalho. A terceira parte apresenta a análise da evolução da população que habita favelas ao longo da hierarquia urbana do Brasil. Busca-se averiguar alguns dos principais fatos estilizados sobre o processo de favelização das aglomerações urbanas do Brasil. A mesma seção apresenta uma revisão da literatura relacionada ao tema favelas, quando pertinente. Por fim, a quarta parte é reservada para as considerações finais do trabalho.

## 2 DEFINIÇÕES, CLASSIFICAÇÕES E BASE DE DADOS

No presente trabalho, cidades e aglomerações urbanas são sinônimos. Portanto, cidades não possuem a denotação usual de município, *i.e.*, não detém o significado de divisão político-administrativa, mas sim um significado econômico de área de urbanização e atividade econômica contíguas. Não existe uma definição oficial de aglomeração urbana no Brasil. A unidade administrativa constitucional mais baixa (a terceira na hierarquia) consistia de 5.507 municípios em 2000 (5.564 em 2005). Sem embargo, esses municípios diferem em tamanho e muitos aglomerados econômicos e populacionais funcionais consistem-se, na verdade, de um grupo de municípios.

Este estudo utiliza o critério para classificação de aglomerações urbanas baseado em Ipea, IBGE e Unicamp<sup>2</sup> (2002), que classificam as aglomerações urbanas de acordo com o lugar do município central na hierarquia urbana, de cidades mundiais (São Paulo e Rio de Janeiro) a centros sub-regionais. Esses órgãos utilizaram diversos conceitos para a agregação de municípios em aglomerações urbanas, tais como grau de urbanização e de diversificação de atividades econômicas. Modificou-se a referida definição de duas maneiras: a primeira foi a inclusão de municípios com população acima de 75 mil habitantes e mais de 75% de taxa de urbanização (residentes vivendo em áreas urbanas) em 1991 (ano da classificação adotada por Ipea, IBGE e Unicamp, 2002).

Um outro ponto relevante concerne à criação de novos municípios no Brasil (a segunda modificação). De fato, o número de municípios aumentou de 3.951 para 5.507 durante três décadas (1970-2000). Como o presente trabalho visa a analisar a dinâmica de formação de favelas no período entre 1980 e 2000, o critério de Áreas Mínimas de Comparação (AMCs) foi utilizado. AMCs são conjuntos de municípios que possuem a mesma fronteira durante todo o período de análise. Precisamente, empregou-se o critério de AMCs para fronteiras de 1970. O banco de dados final é composto de 123 aglomerações urbanas, que englobam 447 AMCs. Para maiores detalhes sobre as classificações e critérios adotados, ver Da Mata *et al.* (2005a) e Da Mata *et al.* (2005b).

---

2. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Universidade de Campinas (Unicamp).

As fontes dos dados usados no trabalho são os Censos Populacionais de 1980, 1991 e 2000 do IBGE e o Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (IPEA; PNUD; FJP, 2003).<sup>3</sup> Informações a respeito do total da população, número total de residências (domicílios particulares permanentes) e de aglomerados subnormais e condições das moradias (taxa de urbanização) foram obtidas a partir dos microdados do universo dos censos. Renda *per capita* para cada aglomeração urbana é oriunda dos microdados da amostra. As amostras dos censos variam para cada ano (1980: 25%; 1991: 12,5%; 2000: 5%), mas todas são representativas para o nível de município e, portanto, também para AMCs (e aglomerações urbanas) empregadas neste trabalho. O índice de Gini (indicador de desigualdade de renda) é oriundo do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. A seguir, a tabela 1 reporta informações sobre as principais variáveis do trabalho.

TABELA 1  
Definição das variáveis e fontes

Variável	Fonte	Anos
População	Censo populacional	1980, 1991, 2000
Aglomerados subnormais	Censo populacional	1980, 1991, 2000
Número de residências	Censo populacional	1980, 1991, 2000
Taxa de urbanização	Censo populacional	1980, 1991, 2000
Renda <i>per capita</i> (mensal, deflacionada para valores de 2000)	Censo populacional (amostra)	1980, 1991, 2000
Índice de Gini (desigualdade de renda)	Atlas do Desenvolvimento Humano (ADH)	1991, 2000

Elaboração dos autores.

### 3 FAVELAS NAS CIDADES BRASILEIRAS

#### 3.1 Padrões de crescimento

Analisa-se nesta seção o comportamento dinâmico do processo de favelização ocorrido nas cidades brasileiras entre 1980 e 2000. A tabela 2 apresenta os dados da população total, do número de residências, dos habitantes em favelas e do número de aglomerados subnormais para as 123 aglomerações urbanas do Brasil no período de análise. Em 1980, pouco mais de dois milhões de pessoas viviam em favelas, enquanto que, em 2000, esse número passou para quase seis milhões, um crescimento anual de 5,5% na década de 1980 e de 3,9% na de 1990. O número de habitações classificadas como favelas saiu de 480 mil em 1980 para 1,5 milhões em 2000.

A tabela 2 mostra ainda que o processo de favelização e de crescimento populacional acontece predominantemente em áreas urbanas. A população urbana e o número de residências localizadas nas aglomerações urbanas aumentaram

3. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud) e Fundação João Pinheiro (FJP).

entre 1980 e 2000. A população nas cidades aumentou de 52,4% para 57,1%, enquanto que o número de residências passou de 55,4% para 59,6%.

Em 1980, 97,5% dos habitantes de favelas estavam nas cidades. Esse número reduziu-se década a década, atingindo um valor de 88,4% em 2000. Não obstante a amplitude dessa relação, averigua-se uma tendência de surgimento e aumento de participação relativa de favelas em regiões distintas dos grandes centros urbanos do país.

Tem-se também que o percentual de habitantes em aglomerados subnormais aumentou em termos relativos no período 1980-2000: de 3,5% em 1980 para 6% em 2000. Nota-se que, na verdade, a dinâmica de surgimento de favelas se intensificou ao longo do tempo. Como frisado anteriormente, a taxa de crescimento do número de habitantes que vivem em setores de aglomerados subnormais foi de 5,5% na década de 1980 e de 3,9% na década de 1990. O mesmo padrão é averiguado para o percentual de residências classificadas como favelas: 4,6% na década de 1980 e 5,5% na década de 1990.

TABELA 2  
Perfil de crescimento das cidades brasileiras<sup>1</sup>

	1980	1991	2000
Valores absolutos			
População (a)	62.390.783	80.885.091	96.951.317
Número de residências (b)	14.012.484	20.564.931	27.126.584
População em favelas (c)	2.224.164	4.084.051	5.775.890
Número de favelas (d)	476.292	943.667	1.488.779
Percentual (%) <sup>2</sup>			
População	52,42	55,09	57,10
Número de residências	55,40	58,03	59,61
População em favelas	97,45	91,11	88,38
Número de favelas	97,56	91,72	89,53
Taxa de crescimento anual (%)			
População	3,69	2,36	2,01
Número de residências	4,93	3,49	3,08
População em favelas	..	5,52	3,85
Número de favelas	..	6,22	5,07
Percentual de favelas nas cidades (%)			
População (c/a)	3,56	5,05	5,96
Número de residências (d/b)	3,40	4,59	5,49

Fonte: Lall, Wang e Da Mata (2006).

Notas: <sup>1</sup> Para 123 aglomerações que incluem 447 AMCs (Áreas Mínimas Comparáveis).

<sup>2</sup> O percentual é a razão das 123 aglomerações urbanas (447 AMCs) sobre o total de 3.659 AMCs (total do Brasil).

### 3.2 Distribuição na hierarquia urbana

Como é a distribuição espacial da favelização? As favelas estão concentradas nas regiões centrais das aglomerações urbanas ou nas regiões periféricas?

Serra *et al.* (2005) estuda a dinâmica da ocupação e desenvolvimento do território urbano de três cidades brasileiras: Brasília, Curitiba e Recife. Esse trabalho

revela que Brasília possui um padrão de distribuição territorial (população, densidade populacional, construção de unidades residenciais formais e informais) distinto do apresentado por Curitiba e Recife. Enquanto as últimas possuem uma concentração dos habitantes tanto formais quanto informais próximo ao centro da cidade (raio de até 15 quilômetros), Brasília apresenta uma concentração da população em regiões mais periféricas (raio acima de 20 km). Isto se reflete também no preço das habitações. Como em Brasília existe uma alta regulação fundiária para construção de habitações próximas ao centro, grande parcela dos moradores da cidade mora em regiões distantes, pressionando a demanda dessas regiões. Como consequência, o preço de habitações em regiões periféricas de Brasília é cinco vezes maior que, por exemplo, em Curitiba. Neste cenário de alta regulação fundiária e elevados preços, a população menos abastada é obrigada a morar em regiões cada vez mais distantes dos postos de trabalho.

Glaeser, Kahn e Rappaport (2000) estudam a distribuição da pobreza nas regiões metropolitanas dos Estados Unidos. Tal estudo argumenta que os problemas sociais urbanos criam incentivos à emigração da população mais abastada das regiões centrais das regiões metropolitanas. Portanto, o estudo visa a analisar as condições iniciais de atração dos pobres aos centros das cidades norte-americanas. O estudo aponta diversos fatores responsáveis por tal atração. Transporte público tem um grande poder na explicação da atração dos pobres, dado o baixo custo em utilizá-lo. Políticas governamentais distributivas também são determinantes da localização dos pobres, já que, uma vez localizado nas cidades, existe uma maior probabilidade de receber verbas de programas de transferência de renda.

No que concerne ao sistema urbano brasileiro, a periferia apresenta um maior crescimento populacional no período 1970-2000 *vis-à-vis* as regiões centrais das aglomerações urbanas (DA MATA *et al.*, 2005b). Esse crescimento populacional nas periferias foi acompanhado pelo crescimento de favelas? A tabela 3 fornece algumas evidências a respeito.

TABELA 3

**População total e população em favelas nos núcleos e periferias das aglomerações<sup>1</sup>**

	Número de AMCs	População em favelas			População total		
		Porcentagem		Crescimento anual (%) <sup>2</sup>	Porcentagem		Crescimento anual (%) <sup>2</sup>
		1980	2000		1980	2000	
Núcleo	123	81,97	73,38	4,22	66,21	61,83	1,86
Periferia	324	18,03	26,62	6,72	33,79	38,17	2,81
<b>Total</b>	<b>447</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>4,77</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>2,20</b>

Elaboração dos autores a partir dos dados dos Censos de 1980 e 2000.

Notas: <sup>1</sup> Cada aglomeração possui uma AMC como núcleo e diversas AMCs como periferia, dependendo do tamanho da aglomeração.

<sup>2</sup> Taxas de crescimento anual são para a população em favelas (e população total) nas AMCs núcleos e periferias entre 1980 e 2000.

Os padrões de distribuição da população total e da população em favelas ao longo das duas décadas foram similares. Nota-se uma desconcentração da população dos núcleos para aglomerações urbanas para as regiões periféricas. Pode-se verificar este fenômeno de duas maneiras na tabela 3: via redução da participação relativa dos núcleos das cidades e via um maior crescimento nas regiões periféricas.

A concentração de favelas nas regiões centrais das 123 aglomerações urbanas do Brasil é marcante e mais intensa do que a concentração da população como um todo. Em 1980, 82% da população em favelas de toda a aglomeração estavam localizados no núcleo da cidade, enquanto que 66,2% da população total estavam localizados nesta mesma área. Essas mesmas grandezas passaram em 2000 para 73,4% e 61,8%, respectivamente.

### 3.3 Distribuição espacial

Esta seção aborda os padrões de favelização das cinco macrorregiões do Brasil. A tabela 4 apresenta as taxas de crescimento no período 1980-2000 de variáveis, a saber: população total, número total de residências, população em favelas e número de favelas.

A região Sudeste possui o maior número absoluto de pessoas vivendo em aglomerados subnormais (quatro milhões de pessoas). Em termos relativos, a região Norte é a que apresenta uma maior parcela da sua população em favelas, tanto em 1980 (5,5%) quanto em 2000 (7,5%). A região Centro-Oeste aparece no outro extremo, com 1,3% em 1980 e 0,8% em 2000.

Exceto pela região Centro-Oeste, todas as regiões tiveram um crescimento do número de habitantes em favelas superior ao crescimento da população. A tabela 5 lista a taxa de crescimento entre 1980 e 2000 das variáveis em análise para cada região do Brasil, assim como a taxa de crescimento agregada para o país.

As regiões Norte e Nordeste são as áreas mais pobres do país, portanto poder-se-ia inferir que as cidades das mesmas teriam uma maior taxa de formação de favelas *vis-à-vis* o resto do país. A tabela 5 revela que foi uma das regiões mais ricas do País, a Sudeste, que possuiu a maior taxa de formação de favelas e de crescimento da população que habita favelas. A região Nordeste apareceu com a segunda maior grandeza. A região Centro-Oeste, de dinâmica mais recente em termos de atração de população e de crescimento econômico (DA MATA *et al.*, 2005b), apresentou as menores taxas. A relação entre renda e formação de favelas nas cidades do Brasil é exposta na seção 3.5.

**TABELA 4**  
**População e população em favelas das cinco regiões (1980-2000)\***

Valores absolutos	Norte		Nordeste		Sul		Sudeste		Centro-Oeste	
	1980	2000	1980	2000	1980	2000	1980	2000	1980	2000
População (a)	1.129.026	2.443.066	11.185.488	18.425.902	9.410.181	15.033.014	36.618.004	53.379.580	4.048.084	7.669.756
Número de residências (b)	202.762	545.923	2.213.146	4.675.337	2.199.934	4.453.812	8.536.614	15.331.714	860.028	2.119.798
População em favelas (c)	62.384	183.750	356.949	1.172.616	119.053	414.518	1.631.847	3.941.288	53.931	63.718
Número de favelas (d)	11.419	42.682	73.035	288.369	26.696	108.444	354.515	1.032.407	10.627	16.877
Porcentagem (%)										
População em favelas (c/a)	5,53	7,52	3,19	6,36	1,27	2,76	4,46	7,38	1,33	0,83
Favelas (d/b)	5,63	7,82	3,3	6,17	1,21	2,43	4,15	6,73	1,24	0,8

Elaboração dos autores a partir dos dados dos Censos de 1980 e 2000.

Obs.: \* Para 123 aglomerações, que incluem 447 AMCs (Áreas Mínimas Comparáveis).



TABELA 5

**Crescimento da população e da população em favelas das cinco regiões\***

Taxa anual de crescimento em 1980-2000 (%)	Norte	Nordeste	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Total
População	3,86	2,50	1,88	2,34	3,20	<b>2,20</b>
Número de residências	4,95	3,74	2,93	3,53	4,51	<b>3,30</b>
População em favelas	5,40	5,95	4,41	6,24	0,83	<b>4,77</b>
Número de favelas	6,59	6,87	5,34	7,01	2,31	<b>5,70</b>

Elaboração dos autores a partir dos dados dos Censos de 1980 e 2000.

Obs.: \* Para 123 aglomerações, que incluem 447 AMCs (Áreas Mínimas Comparáveis).

**3.4 Cidades com maior percentual e maior crescimento de favelas**

O número de cidades com mais de 10% da população em favelas aumentou de dois para seis entre 1980 e 2000. A cidade com o maior percentual dos habitantes em favelas, em 1980, era Fortaleza (10,2%). Em 2000, Teresópolis ocupou a posição, com 24,1% da sua população habitando aglomerados subnormais. Verifica-se que cidades de maior porte populacional são exatamente aquelas que possuem o maior percentual de habitantes em favelas. Comparando as posições nos *rankings* de 1980 e 2000, tem-se que seis cidades permaneceram entre as dez com maior percentual (Fortaleza, Santos, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Manaus e São Paulo).

TABELA 6

**Cidades com maior percentual da população vivendo em favelas em 1980 e 2000**

1980			
Cidade	Região	Valor absoluto	Percentual
Fortaleza	Nordeste	174.885	10,23
Santos	Sudeste	96.229	10,01
Vitória	Sudeste	70.158	9,93
Rio de Janeiro	Sudeste	724.779	8,26
Belo Horizonte	Sudeste	201.471	7,69
Manaus	Norte	62.384	7,07
Recife	Nordeste	101.315	4,18
Campo Grande	Centro-Oeste	11.969	4,10
Salvador	Nordeste	68.574	3,75
São Paulo	Sudeste	466.486	3,71
2000			
Cidade	Região	Valor absoluto	Percentual
Teresópolis	Sudeste	33.291	24,11
Macaé	Sudeste	21.237	13,72
Santos	Sudeste	19.035	12,89
Fortaleza	Nordeste	361.101	11,77
Rio de Janeiro	Sudeste	1.246.430	11,44
Belo Horizonte	Sudeste	430.404	10,08
Teresina	Nordeste	95.437	9,92
São Paulo	Sudeste	1.666.033	9,32
Manaus	Norte	170.851	9,16
Ilhéus	Nordeste	38.067	8,93

Elaboração dos autores a partir dos dados dos Censos de 1980 e 2000.

TABELA 7  
**Cidades com maior crescimento da população vivendo em favelas  
entre 1980 e 2000**

Cidade	Região	População em favelas			População total		
		Crescimento anual (%)	Pop. em favelas 1980	Pop. em favelas 2000	Crescimento anual (%)	População em 1980	População em 2000
Maceió	Nordeste	20,99	696	46.355	3,31	456.091	884.346
Piracicaba	Sudeste	19,84	280	14.816	2,23	214.307	334.957
Volta Redonda	Sudeste	18,72	1.128	47.636	1,39	526.396	695.031
Vale do Aço	Sudeste	16,31	976	25.471	1,69	303.744	425.867
Ponta Grossa	Sul	16,18	575	14.619	1,99	236.471	352.057
Governador Valadares	Sudeste	14,48	420	7.597	1,16	196.117	247.131
João Pessoa	Nordeste	12,38	5.863	69.667	2,86	476.066	844.171
Curitiba	Sul	10,70	19.574	166.468	3,07	1.448.634	2.674.701
Sorocaba	Sudeste	9,70	1.071	7.456	3,01	577.195	1.054.523
Campina Grande	Nordeste	9,62	4.001	27.396	1,83	266.742	384.468

Fonte: Lall, Wang e Da Mata (2006).

Maceió foi a cidade com a maior taxa de crescimento (21% ao ano) dos habitantes vivendo em favelas no período 1980-2000 (tabela 7). Em seguida, aparecem Piracicaba em segundo lugar (taxa de 19,8% ao ano) e Volta Redonda em terceiro (taxa de 18,2% ao ano). Infere-se que as cidades que apresentaram um maior crescimento populacional foram aquelas que possuíam um valor de habitantes em favelas bem abaixo da média nacional e que não mais apresentavam esse padrão em 2000. Algumas dessas dez cidades apresentaram crescimento populacional acima da média nacional, outras não.

A tabela 8 mostra as cidades com as menores taxas de crescimento do número de habitantes em favelas. O resultado de algumas cidades como, por exemplo, Londrina e Vitória é alvissareiro. O que leva cidades a apresentar um decréscimo tão significativo do número de favelas é um tema ainda em escrutínio. Estudos de caso poderiam elucidar essa questão. O mesmo argumento vale para Campo Grande, que aparece como uma das cidades com o maior percentual dos habitantes em favelas em 1980 (em oitavo lugar) e surge como a terceira maior redução do número de favelados. A cidade do Rio de Janeiro aparece entre as dez cidades com menor crescimento de favelas. Contudo, a cidade somente desceu uma posição no *ranking* das cidades com maiores percentuais da população vivendo em favelas (do 4º lugar em 1980 para a 5ª posição em 2000).

Lall, Wang e Da Mata (2006) argumenta que as cidades com maior crescimento de favelas foram exatamente aquelas em que o setor imobiliário formal não foi capaz de acompanhar a demanda por novas habitações. O raciocínio inverso é válido para as cidades que tiveram menor crescimento das favelas. Por exemplo,

Campo Grande e Cuiabá são cidades entre as cinco com menor crescimento da população vivendo em favelas e, também, com um considerável aumento no estoque de residências formais, com valores de 5,6% e 5,9%, respectivamente.

TABELA 8  
Cidades com menor crescimento da população vivendo em favelas  
entre 1980 e 2000

Cidade	Região	População em favelas			População total		
		Crescimento anual (%)	Pop. em favelas 1980	Pop. em favelas 2000	Crescimento anual (%)	População em 1980	População em 2000
Londrina	Sul	-11,95	5.569	510	1,97	569.092	843.527
Vitória	Sudeste	-8,68	70.158	12.358	3,19	706.244	1.337.187
Campo Grande	Centro-Oeste	-6,88	11.969	3.021	4,11	291.777	663.621
Catanduva	Sudeste	-5,17	1.717	610	1,99	72.865	108.424
Cuiabá	Centro-Oeste	-3,50	16.597	8.235	4,15	458.687	1.051.183
Jaú	Sudeste	-1,79	365	255	2,08	74.012	112.104
Goiânia	Centro-Oeste	1,70	12.891	18.117	3,39	838.601	1.651.691
Passos	Sudeste	2,15	1.367	2.100	1,71	69.046	97.211
Jundiá	Sudeste	2,55	11.078	18.459	2,42	346.745	563.090
Rio de Janeiro	Sudeste	2,71	724.779	1.246.430	1,08	8.772.277	10.894.156

Elaboração dos autores a partir dos dados dos Censos de 1980 e 2000.

### 3.5 Tamanho das cidades, renda e favelas

As maiores cidades são as que possuem uma maior parcela da população em favelas ou são as cidades que apresentam um maior crescimento, já que desempenham um papel mais atrativo para migrantes? Cidades mais desiguais apresentaram um maior crescimento das favelas?

As tabelas 9 e 10 mostram a distribuição da população em favelas para cidades de diferentes tamanhos. Da mesma forma que em Da Mata *et al.* (2005b), as aglomerações urbanas foram divididas em cinco grupos (ou células) que contêm aproximadamente 35%, 30%, 15% e 10% das cidades, com cortes de tamanho (*i.e.*, população) relativos fixos.<sup>4</sup> As tabelas 9 e 10 revelam um padrão linear de número de favelas e tamanho da população: quanto maior a cidade em termos populacionais, maior o percentual de habitantes em favelas.

A fim de apurar as questões levantadas no início desta subseção, montou-se no presente trabalho um painel dos anos censitários 1980, 1991 e 2000 para a amostra das 123 aglomerações urbanas. Executaram-se diversas regressões pelo método *Pooled OLS* (Mínimos Quadrados Ordinários). Nesta seção, busca-se obter o impacto de certas características das cidades correlacionadas com a maior ou menor

4. Os cortes de tamanho relativo (população da cidade/média da população das cidades) foram 0.256, 0.469, 0.812, 1.340 e o máximo.

presença de habitantes em favelas nas cidades brasileiras. Para um estudo sobre os determinantes da favelização no Brasil, ver Lall, Wang e Da Mata (2006).

TABELA 9  
Formação de favelas por tamanho de cidades (2000)

Tamanho das cidades*	Nº de cidades	População (milhares) (a)	População em favelas (milhares) (b)	Percentual de favelas (b/a, %)	Estoque de residências (milhares)	Residências formais / total (%)
Maior (5.301 ≤ pop/média)	4	39.095,6	3.566,4	9,12	11.409,6	91,78
(1.340 ≤ pop/média < 5.301)	11	25.260,3	1.583,4	6,27	6.786,9	94,18
(0.812 ≤ pop/média < 1.340)	14	11.682,8	302,5	2,59	3.160,4	97,62
(0.469 ≤ pop/média < 0.812)	17	7.699,9	154,7	2,01	2.098,7	98,20
(0.256 ≤ pop/média < 0.469)	20	5.879,1	81,1	1,38	1.624,3	98,80
Menor (pop/mean < 0.256)	57	7.333,5	87,8	1,20	2.046,8	98,86
<b>Total</b>	<b>123</b>	<b>96.951,3</b>	<b>5.775,9</b>	<b>5,96</b>	<b>27.126,6</b>	<b>94,51</b>

Fonte: Lall, Wang e Da Mata (2006).

Obs.: \* Os cortes são calculados para valores do tamanho das cidades em 1970 e englobam 35%, 30%, 15%, 10% e 10% das cidades brasileiras.

TABELA 10  
Formação de favelas por tamanho de cidades (1980)

Tamanho das cidades*	Nº de cidades	População (milhares) (a)	População em favelas (milhares) (b)	Percentual de favelas (b/a, %)	Estoque de residências (milhares)	Residências formais / total (%)
Maior (5.301 ≤ pop/média)	3	30.449,9	2.230,7	7,33	8.304,2	93,59
(1.340 ≤ pop/média < 5.301)	12	23.535,0	1.445,6	6,14	5.672,6	94,34
(0.812 ≤ pop/média < 1.340)	12	8.381,5	163,3	1,95	2.007,8	98,18
(0.469 ≤ pop/média < 0.812)	18	7.155,9	112,3	1,60	1.777,7	98,63
(0.256 ≤ pop/média < 0.469)	22	5.229,2	69,6	1,33	1.266,1	98,82
Menor (pop/mean < 0.256)	56	6.133,7	62,5	1,02	1.536,5	99,03
<b>Total</b>	<b>123</b>	<b>80.885,1</b>	<b>4.084,1</b>	<b>5,05</b>	<b>20.564,9</b>	<b>95,41</b>

Elaboração dos autores a partir dos dados dos Censos de 1980 e 2000.

Obs.: \* Os cortes são calculados para valores do tamanho das cidades em 1970 e englobam 35%, 30%, 15%, 10% e 10% das cidades brasileiras.

As maiores cidades são as que têm maior número de habitantes que são moradores de aglomerados subnormais (tabela 11). A regressão (1) mostra uma relação positiva e significativa entre o tamanho da população e o tamanho das favelas nas cidades do Brasil. A regressão (1) releva que 1% a mais no número de pessoas na cidade representa, em média, um incremento 1,4% de moradores em áreas de aglomerados subnormais. Conclui-se que, em média, as maiores cidades são as que têm maior número da população em favelas, resultado este congruente com as implicações obtidas a partir das tabelas 6, 9 e 10.

Um outro exercício seria considerar uma relação não-linear entre população e favelização, *i.e.*, poderia existir uma correlação positiva entre tamanho populacional e tamanho das favelas até um certo ponto, depois a relação passaria a ser

negativa. Em outras palavras, a relação entre favelização e população pode ser côncava.<sup>5</sup> A regressão estimada mostra a validação da hipótese de uma relação não-linear entre população e favelização. A relação é positiva até um tamanho populacional de dez milhões de habitantes. A partir desse valor, a relação é negativa. Visto o número reduzido de cidades no Brasil com população maior que dez milhões de habitantes, supõe-se uma relação côncava entre população e favelização.

A regressão (2), da tabela 11, mostra uma relação similarmente positiva e significativa entre o nível de renda das cidades e o tamanho da população favelas. Essa regressão mostra que 1% a mais na renda *per capita* da aglomeração urbana acarreta aumento da mesma magnitude (1%) da participação dos habitantes de favelas. Portanto, infere-se que, em média, quanto mais rica a cidade, em termos do nível de renda *per capita*, maior o percentual da população em favelas.

TABELA 11  
Regressões OLS 1980-2000 (nível)

Variável dependente: Ln(população em favelas)	(1)	(2)	(3)
	Tamanho	Renda	Desigualdade de renda
Ln(população)	0,0136** (0,0012)		
Ln(renda <i>per capita</i> )		0,0100* (0,0046)	
Índice de Gini			0,1644** (0,0517)
Constante	-0,1541** (0,0155)	-0,0406 (0,0256)	-0,0739* (0,0292)
Observações	369	369	246
R-Quadrado ajustado	0,25	0,01	0,04

Elaboração dos autores.

Obs.: Erros-padrão entre parênteses.

\* Significante a 5%.

\*\* Significante a 1%.

A próxima relação investigada foi a entre tamanho das favelas e desigualdade de renda. A regressão (3), seguindo a tendência dos resultados, lista uma relação positiva e significativa entre desigualdade de renda e parcela da população em favelas. Utilizou-se, como exposto anteriormente, o índice de Gini como medida de desigualdade de renda nas cidades. Os resultados obtidos revelam que 1% no aumento da desigualdade de renda ocasiona 1,6% de habitantes em favelas. Portanto, cidades mais desiguais são as que possuem o maior número de favelas.

Uma maior desigualdade de renda (e de ativos) poderia, por exemplo, acarretar em políticas fundiárias que perpetuassem a desigualdade. A título de ilustração,

5. A regressão do grau de favelização contra a população e a população ao quadrado retornou os coeficientes 1,99e-08 e -9,88e-16, respectivamente. O máximo implícito da relação estimada (menos um vezes o coeficiente estimado da população sobre duas vezes o coeficiente estimado da população ao quadrado, *i.e.*,  $-1,99e-08/2 \cdot -9,88e-16$ ) retorna um valor de aproximadamente dez milhões de habitantes.

Hasan, Levy e Ogunbunmi (2005) apontam que, em Karachi (Paquistão) e em Lagos (Nigéria), políticas públicas fundiárias geralmente privilegiam as classes mais abastadas. Remoções de assentamentos ilegais e substituições por moradias de classe média são práticas usuais. No Brasil, a legislação urbana tende a ser um retrato da alta desigualdade de renda, com impacto adverso nos pobres, via formação de elevados preços de moradias. No mercado habitacional do Brasil, a oferta de moradia é inelástica, ocasionando uma maior elevação dos preços das moradias dado um aumento na demanda por habitação formal. Com isso, a parcela da população mais pobre das cidades tem de morar em aglomerados subnormais (LALL; WANG; DA MATA, 2006).

A tabela 12 investiga outros padrões da favelização das cidades brasileiras. Esta parte analisa as relações entre crescimento populacional, crescimento da renda *per capita* e aumento do número de habitantes de favelas. A regressão (1) da tabela 12 mostra que não existe relação significativa entre crescimento populacional e aumento do número da população em favelas. Isto é, as evidências não apontam o crescimento das favelas pelo simples crescimento populacional das cidades. Esta evidência suporta os resultados discutidos anteriormente nas tabelas 7 e 8.

TABELA 12  
Regressões OLS 1980-2000 (crescimento)

Variável dependente: Delta ln (população em favelas)	(1)	(2)	(3)
	Cresc. populacional	Cresc. renda	Cresc. renda e pop.
Delta ln(população)	0,0111 (0,0125)		0,0039 (0,0130)
Delta ln(renda)		-0,0140* (0,0066)	-0,0134* (0,0069)
Constante	0,0034 (0,0032)	0,0071** (0,0015)	0,0062 (0,0035)
Observações	246	246	246
R-Quadrado ajustado	-0,00	0,01	0,01

Elaboração dos autores.

Obs.: Erros-padrão entre parênteses.

\* Significante a 5%.

\*\* Significante a 1%.

Por outro lado, cidades que apresentaram um maior crescimento econômico foram as que apresentaram uma redução do número de pessoas em favelas. A regressão (2) mostra uma relação negativa e significativa entre crescimento econômico (mensurado pelo crescimento da renda *per capita* média da cidade) e formação de favelas. 1% de crescimento econômico acarreta em 1,4% de redução do número de habitantes que são moradores de favelas. Crescimento econômico pode resultar na atração de migrantes pobres, sugerindo, então, um aumento das favelas. Mas as evidências mostram que o crescimento econômico das cidades cria condições para a absorção desses migrantes e para a redução agregada do número de habitantes em favelas.

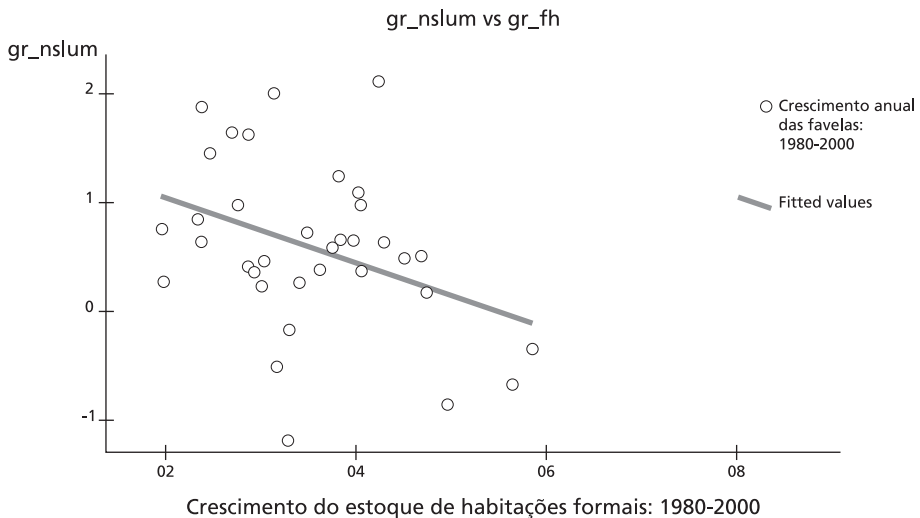
A regressão (3), incluindo tanto o crescimento populacional quanto o crescimento da renda, não mostra nenhum resultado adicional, somente corrobora o fato que as cidades que verificaram crescimento econômico, e não o da população, tiveram impacto na formação de favelas. No caso específico da renda, o impacto foi negativo, *i.e.*, de redução das favelas.

### 3.6 Setor habitacional formal x informal

Uma abordagem complementar seria comparar a formação do número de favelas e a evolução do setor habitacional formal. Lall, Wang e Da Mata (2006) versam sobre a complementaridade entre os setores habitacionais formal e informal. Nesta seção, aborda-se a questão de forma similar.

A figura 1 e a regressão via *Pooled OLS* apresentam a relação entre os setores de habitação formal e informal. A hipótese nula é que o crescimento do setor formal não detém impacto sobre o setor habitacional informal. A figura 1 e a regressão correspondente mostram que o coeficiente gera um valor igual a  $-2,32$ . Pode-se então rejeitar a hipótese nula da irrelevância do setor de habitacional formal na formação de favelas. Este resultado enfatiza a importância de políticas públicas com o objetivo de incentivar o setor habitacional formal, visto o seu potencial impacto de dirimir a formação de favelas nas cidades brasileiras.

FIGURA 1  
Crescimento das favelas e crescimento do estoque formal de habitações  
entre 1980 e 2000



(continua)

(continuação)

*Pooled OLS*

$$\ln\left(\frac{favelas_{2000}}{favelas_{1980}}\right)^{(1/20)} = -2,99 * \ln\left(\frac{habita\c{c}o\c{e}s\_formais_{2000}}{habita\c{c}o\c{e}s\_formais_{1980}}\right)^{(1/20)} + 0,163$$

(-2.32) (3,48)

N=35, adj R<sup>2</sup> = 0,114, *t-values in parentheses*

Fonte: Lall, Wang e Da Mata (2006).

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho analisou o processo de favelização das cidades do Brasil nas duas últimas décadas do século XX. Verificou-se que, em 2000, as aglomerações urbanas possuíam seis milhões de habitantes em favelas. O crescimento da população em favelas no Brasil foi mais intenso, no período em análise, que o crescimento populacional. Assim como no crescimento populacional das cidades brasileiras, crescimento da população que vive em favelas foi mais elevado nas periferias das aglomerações urbanas *vis-à-vis* zonas centrais (núcleos).

A região Sudeste detém o maior número absoluto de favelados, com quatro milhões de habitantes nessa categoria, e apresentou a maior taxa de crescimento da população em favelas no período 1980-2000. A região Norte foi a que apresentou o maior número relativo de habitantes em favelas. A região Nordeste, a mais pobre do país, apresentou a segunda maior taxa de crescimento de favelas. A região Centro-Oeste, a região de maior dinamismo entre 1970 e 2000 no país, em termos de atração de população e crescimento econômico (DA MATA *et al.*, 2005b), foi a única que apresentou taxas de crescimento da população em favelas inferiores às taxas de crescimento da população como um todo. Foi também a que apresentou as menores taxas de crescimento dos moradores de favelas. Isso indica que o crescimento econômico está correlacionado com a redução das favelas, relação esta que foi também averiguada na parte analítica deste trabalho.

A cidade com o maior número relativo de habitantes em favelas, em 1980, foi Fortaleza e, em 2000, foi Teresópolis. A cidade que apresentou a maior taxa de favelização foi Maceió (21% ao ano) e a que expôs a menor taxa foi Londrina. A região Centro-Oeste possui três (Campo Grande, Cuiabá e Goiânia) das sete cidades de sucesso na redução de favelas.

Cidades maiores (em termos de tamanho populacional) possuem mais favelas, assim como cidades mais ricas (em termos de nível de renda *per capita*). Este resultado foi obtido tanto na análise das regressões (seção 3.5) quanto na parte descritiva das cidades com maior número de favelas (seção 3.4). A desigualdade de



renda tem um papel importante: quanto mais desigual for a cidade, mais favelas possui. Crescimento populacional e crescimento do número de favelas não apresentaram uma relação significativa em termos estatísticos.

Por outro lado, as cidades com mais crescimento econômico reduziram o número de pessoas que viviam em favelas. Crescimento econômico pode resultar na atração de migrantes pobres, sugerindo, então, um aumento das favelas. Mas as evidências encontradas no presente trabalho mostram que o crescimento econômico das cidades cria condições para a absorção desses migrantes e para a redução agregada do número de habitantes em favelas. Portanto, o trabalho expõe que existe uma correlação entre crescimento econômico, menor desigualdade de renda e diminuição das favelas. No Brasil, a legislação urbana tende a ser um retrato da alta desigualdade de renda, com impacto adverso nos pobres, via formação de elevados preços de moradias de tal forma que a população menos abastada tem que morar em aglomerados subnormais (LALL; WANG; DA MATA, 2006).

Para o Brasil como um todo, o mercado habitacional informal apresentou taxas de crescimento mais elevadas que as do setor imobiliário formal. Quanto maior a dinâmica do setor formal, menor o crescimento do setor informal, isto é, das favelas. Neste aspecto, medidas que visam a estimular o setor habitacional formal devem ser objeto de políticas públicas.

Extensões analíticas do trabalho, via incorporação, por exemplo, do papel do mercado de terras, e da regulação, via legislação fundiária, são necessárias para se avaliar o papel de políticas públicas na redução e melhoria da qualidade de vida dos moradores de favelas. Um estudo sobre os determinantes do crescimento/redução das favelas é objeto de escrutínio.

## REFERÊNCIAS

DA MATA, D. *et al.* *Determinants of city growth in Brazil*. 2005a (NBER Working Paper, n. 11.585).

\_\_\_\_\_. *Examining the growth patterns of Brazilian cities*. 2005b (World Bank Policy Research Working Paper, n. 3.724).

GLAESER, E.; KAHN, M. E.; RAPPAPORT, J. *Why do the poor live in cities?* 2000 (NBER Working Paper, n. 7.636).

HASAN, A.; LEVY, H.; OGUNBUNMI, K. *A tale of three cities: Karachi, Kingston and Lagos*. In Focus, International Poverty Center (IPC), United Nations Development Program (UNDP), Aug. 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Censo Demográfico 2000: documentação dos microdados da amostra*. 2002.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA); INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE); UNIVERSIDADE DE CAMPINAS (UNICAMP). *Configuração atual e tendências da rede urbana*. Brasília, 2002.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA); PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD); FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP). *Atlas do desenvolvimento humano no Brasil*. Brasília, 2003.

LALL, S.; WANG, H.; DA MATA, D. *Do urban land regulations influence slum formation?* Evidence from Brazilian cities, World Bank, 2006. Mimeografado.

MARQUES, E. Espaços e grupos sociais na virada do século XXI. In: MARQUES, E.; TORRES, H. *São Paulo: segregação, pobreza e desigualdades sociais*. São Paulo: Editora Senac Data, 2005.

ROLNIK, R. *A construção de uma política fundiária e de planejamento urbano para o país: avanços e desafios*. Ipea, 2006. Mimeografado.

SERRA, M. V. *et al.* *Urban land markets and urban land development: examination of three Brazilian cities: Brasília, Curitiba and Recife*. Brasília: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, n. 1.082).

## ESTIMAÇÃO DA PERDA DE PRODUÇÃO DEVIDO A MORTES POR CAUSAS EXTERNAS NAS CIDADES BRASILEIRAS\*

Alexandre Xavier Ywata Carvalho\*\*  
Daniel Cerqueira\*\*\*

### RESUMO

A violência no Brasil é reconhecidamente um dos maiores problemas atualmente enfrentados pela sociedade. Esse problema incorre em diversos custos econômicos, além obviamente dos inestimáveis custos decorrentes da perda de vidas. Entre esses custos econômicos, incluem-se custos de tratamentos de saúde, da manutenção da máquina policial, de perda de produção. Esse último tipo de custo é o foco deste trabalho, onde é apresentada uma metodologia para estimar a perda de produção devido a mortes violentas nas áreas urbanas brasileiras, a partir de bases de dados de renda dos trabalhadores do IBGE e da base de dados de óbitos do Ministério da Saúde. Para combinar informações dessas duas bases de dados, inicialmente são aplicados procedimentos de regressão não-paramétrica para estimar curvas médias de rendimento anual dos trabalhadores. Essas curvas são então utilizadas para estimar a perda de produção para determinadas categorias dos registros de óbitos. Incluem-se nessa análise ajustes para contabilizar para a tábua de sobrevivência da população em geral.

### 1 INTRODUÇÃO

As mortes por causas violentas compõem um quadro absolutamente dramático no Brasil e, conseqüentemente, representam uma questão de primeira grandeza para as políticas públicas. Apenas em 2001, mais de 120 mil pessoas foram vitimadas. Tal questão é particularmente grave em relação à população de jovens entre 15 e 29 anos, cujos óbitos por causas violentas representaram 50,9% do total

---

\* Este trabalho foi financiado pelo projeto de pesquisa "Análise de custos econômicos e sociais da violência no Brasil", com recursos do Ministério da Saúde e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Os autores agradecem a Marcelo Abi-Ramia Caetano, Marcelo Medeiros e José Aroudo Mota por valiosos comentários. Todos os erros remanescentes no trabalho são de inteira responsabilidade dos autores.

\*\* Coordenador de Estudos Espaciais da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

\*\*\* Pesquisador da Diretoria de Estudos Macroeconômicos (Dimac) do Ipea.

das mortes nessa faixa etária. Entender com maior profundidade esta questão é um elemento crucial para fundamentar políticas efetivas.

Especificamente para homicídios, nos últimos 25 anos houve um aumento de médio anual de 5,6% no número de registros, o que posicionou o país entre os mais violentos do planeta, com uma taxa de 28 homicídios para cada cem mil habitantes. Nesse período, ocorreram 794 mil assassinatos. Diante dessa marcha acelerada da violência letal no país desde 1980, não cabe afirmar que se trata de uma explosão súbita de criminalidade, mas sim de uma tragédia anunciada, cujos incidentes evoluem com regularidade estatística espantosa, em um verdadeiro processo endêmico, tendo em vista a sua generalização espacial e temporal, bem como a presença de um conjunto de fatores estruturais e locais que alimenta essa dinâmica criminal.

Cerqueira, Lobão e Carvalho (2005) apontam basicamente três fatores para explicar a degradação das condições de segurança pública no Brasil: *i*) carência de recursos; *ii*) inexistência de tecnologias e métodos eficazes de prevenção e controle do crime; e *iii*) ausência de real interesse em resolver a questão, tendo em vista a possível perda de *status quo* para determinados grupos sociais. Os dois primeiros fatores sozinhos não seriam capazes de explicar a hipercriminalidade<sup>1</sup> brasileira, se examinados à luz de inúmeras experiências bem sucedidas em vários países desenvolvidos e emergentes, que conseguiram diminuir a criminalidade.

Além das mortes decorrentes de homicídios, os acidentes de transporte também se constituem em um outro tipo de ocorrência freqüente, de acordo com os dados do Ministério da Saúde. O estado de São Paulo aparece com o maior número de ocorrências; Paraná, Rio de Janeiro e Minas Gerais aparecem praticamente empatados em segundo lugar. O estado de São Paulo registrou em média 6,5 mil vítimas por ano, sendo que houve um aumento de praticamente mil vítimas entre os anos de 2000 e 2001. Paraná, Rio de Janeiro e Minas Gerais apresentaram em média 2,6 mil vítimas por ano (em cada um desses estados). Uma possível explicação para o alto número de vítimas nesses estados é a grande quantidade de estradas e o alto fluxo de veículos por essas vias. Além disso, nesses estados concentram-se grandes centros urbanos, onde ocorre um grande número de acidentes de transporte anualmente.

Este artigo possui dois objetivos principais. Em primeiro lugar, pretende-se estimular o debate acadêmico e chamar a atenção para a necessidade de se estabelecer e difundir metodologias de aferição e de análise dos custos econômicos e sociais da violência. Em segundo lugar, o artigo pretende estimar o custo de perda de produção decorrente das mortes violentas nas principais cidades brasileiras.

---

1. Define-se hipercriminalidade como um processo endêmico de criminalidade, que ocorre com regularidade estatística e que pode ser em grande parte explicada por fatores macroestruturais.

O foco nas áreas urbanas deve-se ao fato de os resultados em Carvalho, Cerqueira e Lobão (2005) apontarem para taxas de criminalidade muito maiores nessas áreas, em comparação às áreas rurais. Na mensuração de perdas de produção, calculou-se o valor presente total dos rendimentos que os indivíduos deixaram de receber em consequência dos óbitos ocasionados pela violência. A metodologia construída utiliza-se das bases de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad/IBGE) e do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde.

Em primeiro lugar, mapeou-se o perfil das pessoas que sofreram óbitos por causas violentas, a partir das informações socioeconômicas constantes no SIM (a idade do indivíduo, o sexo, o município de residência e o grau de escolaridade). Com base nos microdados das Pnad, foram obtidas curvas médias de rendimentos para cada perfil identificado. Por fim, foram cruzadas essas duas informações, imputando, para cada indivíduo morto, a renda de trabalho média que esse indivíduo teria caso permanecesse vivo em todo o seu período produtivo (foram adotadas as idades de 15 a 65 anos, inclusive). Adicionalmente, levou-se em consideração a tábua de sobrevivência do IBGE, tendo em vista que os indivíduos vítimas de mortes violentas não necessariamente viveriam até os 65 anos. Para estimar essas curvas médias de rendimentos, foram utilizadas subamostras separadas, de acordo com o sexo e com a área geográfica do país, a partir da junção dos microdados da Pnad, para diferentes anos. Com isso, acredita-se ter estimado de forma mais acurada as diferenças de rendimentos em cada subgrupo. A metodologia empregada permitiu que se construísse tabelas com as estimativas contendo o valor do rendimento médio *versus* a idade do indivíduo, o gênero e o estado de residência da vítima, para aqueles que sofreram homicídios ou acidentes de transporte.

A partir da metodologia empregada, obteve-se uma estimativa para o custo total de perda da produção nas áreas urbanas em torno de R\$ 8,5 bilhões. Quando se desagrega por categorias de causas externas, os homicídios são responsáveis por R\$ 5,5 bilhões desse custo total. Acidentes de transporte vêm em segundo lugar, com uma estimativa de custo total para as áreas urbanas em torno de R\$ 3 bilhões. Em termos de valores médios de perda de produção, os homicídios apresentam as maiores médias: R\$ 135 mil para o ano de 2001. Esse valor está em torno de R\$ 132 mil ao ano, com base nos dados de 2001, por vítima, para os acidentes de transporte.

O método empregado neste artigo faz parte de um conjunto de metodologias para calcular valores de referência para a vida humana. Essas metodologias são encontradas, por exemplo, na literatura sobre estudos de projetos de acidentes de transporte, conforme discutido em Christie e Soguel (1995). Segundo esses autores, uma das críticas à abordagem utilizada neste trabalho é que ela subestima

a real disposição a pagar da sociedade para evitar mortes prematuras. Abordagens alternativas, com base em valoração contingente, são freqüentemente encontradas na literatura e tentam resolver esse problema de subestimação. Alguns métodos utilizam-se, por exemplo, de observações a respeito de escolhas dos indivíduos: diferenças de salário *versus* graus de risco e gastos com aumento de segurança (VISCUSI, 1993). Esses métodos sofrem, porém, da dificuldade de se encontrar variáveis que expliquem precisamente a formação de salários. Soby e Ball (1991) apresentam uma revisão das vantagens e limitações desses métodos.

Uma análise aprofundada de trabalhos estimando o valor estatístico da vida e avaliando o *trade-off* entre valores monetários e riscos de fatalidades é encontrada em Viscusi e Aldy (2003). Nesse trabalho, os autores apresentam uma extensa revisão com mais de 60 artigos sobre valores monetários do risco de mortalidade (*mortality risk premium*) e aproximadamente 40 estudos sobre valores monetários do risco de danos físicos (*injury risk premium*). Entre os diversos itens discutidos, encontra-se a metodologia de salários hedônicos, comumente empregada em trabalhos dessa natureza.

Ressalta-se que os custos de produção estimados neste trabalho correspondem apenas a uma das parcelas da perda total decorrente do falecimento da vítima. Obviamente, há muitos outros custos, cuja possibilidade de mensuração em termos monetários é até mesmo questionável. Abstraindo-se de uma análise totalmente monetária em termos de perda de produção, pode-se calcular o total de anos perdidos devido às mortes por homicídios ou acidentes de transporte. A idéia é calcular qual seria o valor esperado de anos vividos por cada uma das vítimas, caso ela não tivesse falecido devido ao evento registrado nos dados de óbitos. No agregado, os homicídios e os acidentes de transporte ocasionam um total de anos perdidos em torno de 2,7 milhões, utilizando os registros do Ministério da Saúde para 2001 – isso somente para as áreas urbanas no Brasil. Os homicídios são responsáveis por 1,8 milhões de anos perdidos, enquanto os acidentes de transporte são responsáveis por 9 milhões de anos perdidos das vítimas nas cidades brasileiras. As áreas urbanas de São Paulo e Rio de Janeiro apenas, considerando-se apenas homicídios, ocasionam um número total de anos perdidos de quase um milhão. Quando somados aos acidentes de transporte, o total de anos nesses dois estados chega a mais de 1,2 milhões.

Além desta seção introdutória, o artigo está dividido em mais três seções. A seção 2 descreve os procedimentos seguidos em cada passo da metodologia empregada. Uma discussão extensa sobre a abordagem utilizada para a estimação das curvas de renda do trabalho é apresentada. Na seção 3, são mostrados os principais resultados para as estimativas de perda de produção, e discute-se os motivos de muitos dos resultados encontrados. Conclusões e comentários finais são apresentados na seção 4. Gráficos e tabelas adicionais estão incluídos nos apêndices.

## 2 METODOLOGIA

Nesta seção, é descrita a metodologia empregada para estimar as perdas de produção no Brasil, nos anos recentes. O trabalho combina diferentes bases de dados governamentais, contendo informações socioeconômicas (idade, sexo, escolaridade e salários anuais) e informações de óbitos, decorrentes de diferentes causas externas. O foco neste trabalho são os óbitos decorrentes de homicídios e acidentes de transporte.

As bases utilizadas nas estimativas de perda de produção decorrente das mortes por causas externas foram basicamente as bases de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do IBGE, a tábua de sobrevivência do IBGE e a base de registros de óbitos do Datasus, do Ministério da Saúde. Conforme será discutido mais adiante, para aumentar a precisão das diversas estimativas econométricas foram combinadas bases da Pnad para os anos de 2001, 2002 e 2003. As bases do Datasus utilizadas correspondem aos anos de 2000 e 2001.

Em termos gerais, a estimação das perdas de produção no Brasil, devido a homicídios e acidentes de transporte, segue os seguintes passos:

1. Estimação econométrica de superfícies que relacionam a renda média anual do trabalho, exclusivamente para as pessoas entre 15 e 65 anos, que estavam trabalhando na semana de referência da Pnad, às características pessoais, em termos de idade, anos de escolaridade, localização geográfica (onde o indivíduo reside) e sexo. Essas estimações utilizam-se das informações da Pnad para os anos de 2001 a 2003. Com isso, obtém-se para cada combinação entre sexo, idade, escolaridade e localização geográfica a renda média do trabalho.
2. A partir das equações econométricas que relacionam renda média do trabalho a variáveis socioeconômicas, é possível ter uma idéia do fluxo de renda médio que o trabalhador geraria, caso não tivesse sido vítima de morte por causas externas. Na base de dados do Datasus, para cada vítima de causas externas registrada são disponibilizadas informações sobre as quatro variáveis socioeconômicas utilizadas como variáveis explicativas nas estimações econométricas (idade, escolaridade, localização geográfica e sexo).<sup>2</sup> Portanto, a partir das curvas de renda do trabalho, estimadas no item 1, é possível estimar o fluxo médio de renda para cada vítima no Datasus e trazer esse fluxo a valor presente, obtendo uma estimativa da perda de produtividade para esse indivíduo específico. Os fluxos futuros foram ajustados para as probabilidades de falecimento futuro, a partir da tábua de sobrevivência descrita em Caetano (2006).

2. De fato, a escolha das variáveis idade, escolaridade, localização geográfica e sexo, como variáveis explicativas nos modelos econométricos estimados a partir da Pnad, deve-se justamente ao fato de essas quatro variáveis explicativas também possuírem informações disponibilizadas no Datasus.

3. Finalmente, a partir dos valores presentes calculados para as vítimas registradas no Datasus, pode-se somar esses valores por subgrupo populacional, ou subgrupo por tipo de causas externas (homicídios ou acidentes de transporte), obtendo estimativas para as perdas agregadas de produção. Por exemplo, pode-se obter a perda de produção, devido a acidentes de transporte, nas áreas urbanas na região Sudeste do Brasil.

Nas seções a seguir, são discutidos em mais detalhes os diversos passos empregados na estimação das perdas de produção em decorrência de causas externas. Inicialmente, discutem-se conceitualmente os motivos pelos quais se optou por uma metodologia econométrica mais flexível, ao invés de abordagens paramétricas comumente encontradas na literatura. Em seguida, são detalhadas as técnicas não-paramétricas empregadas para estimação das superfícies de renda do trabalho *versus* idade e escolaridade. Finalmente, discute-se a estimação das perdas de produção, a partir do valor presente dos fluxos de renda futura.

### 2.1 Divisão das amostras em subgrupos para as estimações econométricas

Para melhorar o ajuste das estimações, foram divididos os dados populacionais inicialmente em quinze domínios geográficos. Com isso, tentou-se capturar as marcantes diferenças regionais no Brasil. A idéia é justamente estimar curvas de salários médios diferentes em cada subgrupo. A composição dos quinze subgrupos de áreas urbanas selecionados, bem como a população e a renda mensal média do trabalho, é apresentada na tabela 1. Essa composição foi escolhida de acordo com a proximidade geográfica e de forma a termos um número razoável de pessoas na amostra da Pnad em cada subgrupo, para poder estimar apropriadamente diferentes funções de salário *versus* idade e escolaridade. Como o foco deste trabalho é a estimação das perdas de produção devido a causas externas especificamente para indivíduos nas áreas urbanas, foram utilizadas apenas amostras de indivíduos e óbitos nessas áreas.

Por meio de estimações de modelos diferentes para cada um dos quinze domínios geográficos urbanos apresentados na tabela 1, é possível contabilizar para as diferenças regionais de renda, inclusive em termos de como a variável salário se relaciona às variáveis idade e escolaridade. Por outro lado, uma outra variável observável na base de dados do Datasus e que também possui significância para explicar diferenças salariais é a variável sexo do indivíduo. Tradicionalmente, nas estimações envolvendo a variável sexo utiliza-se uma variável *dummy*. Por outro lado, dada a disponibilidade de um grande número de observações na base de dados da Pnad, a utilização de *dummies* simplesmente pode levar a perda de informação, dada a natureza restritiva dessa abordagem (modelos puramente aditivos). A alternativa utilizada neste trabalho foi dividir cada um dos quinze subgrupos regionais em duas amostras, cada qual correspondendo a indivíduos de um



determinado sexo. Assim, o número total de subgrupos, depois de cruzar domínios geográficos com sexo, resultou em 30. Para cada um desses 30 grupos foi estimada uma função específica para a relação entre salário de todos os trabalhos *versus* idade e escolaridade. Conforme será discutido mais adiante, para aumentar a flexibilidade das estimações, foram utilizadas expansões de funções-base, de forma a estimar a função renda *versus* idade e escolaridade não-parametricamente. Por conta disso, para obter estimativas mais precisas, combinou-se informações das bases de dados da Pnad para os anos de 2001, 2002 e 2003. A hipótese implícita nesse caso é de que a relação entre salário e renda e idade não variou muito entre os anos de 2001 a 2003, o que parece ser plausível.

TABELA 1  
Composição dos subgrupos geográficos escolhidos

Descrição da área geográfica urbana	População (milhões hab.)	Renda média (R\$) <sup>1</sup>
Região Norte, exceto Pará e Tocantins	4,57	475,64
Pará	4,78	347,21
Tocantins, Maranhão e Piauí	6,78	329,20
Ceará	5,97	307,50
Rio Grande do Norte, Paraíba, Sergipe e Alagoas	8,36	347,73
Pernambuco	6,19	353,75
Bahia	9,02	368,15
Minas Gerais	15,92	461,42
Rio de Janeiro e Espírito Santo	17,24	634,61
São Paulo	37,12	730,37
Paraná e Santa Catarina	13,10	600,11
Rio Grande do Sul	8,56	603,89
Mato Grosso e Mato Grosso do Sul	3,94	549,67
Goiás	4,75	501,33
Distrito Federal	2,24	997,98

Fonte: Pnad 2003.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Os dados de população e a renda média foram obtidos da Pnad 2003. Os valores de renda correspondem às rendas mensais médias de todos os trabalhos, para os indivíduos empregados na semana de referência.

Uma questão importante nas estimações efetuadas neste trabalho é qual o motivo que levou à escolha de modelos mais flexíveis ao invés de formas paramétricas mais tradicionais, conforme comumente encontrado na literatura. De fato, uma maneira simples de estimar as curvas de renda do trabalho *versus* idade, escolaridade e sexo, seria utilizar a especificação:

$$\text{Renda}_i = \beta_0 + \beta_1 \times \text{idade}_i + \beta_2 \times (\text{dummy masculino})_i + \beta_3 \times (\text{anos escolaridade})_i + \varepsilon_i$$

O subscrito  $i$  indica o indivíduo na amostra. Para contabilizar para diferenças regionais, normalmente adiciona-se um conjunto de *dummies* para cada domínio geográfico.<sup>3</sup>

3. Variáveis *dummies* são variáveis que assumem valor um quando a observação  $i$  pertence a um subgrupo específico e zero caso contrário. Por exemplo, uma variável *dummy* para a região Sudeste assume valor um caso o indivíduo resida nessa região e zero caso contrário.

Note a inclusão para variável dummy para contabilizar paradiferenças salariais entre homens e mulheres. Além disso, pode-se incluir uma série de termos polinomiais de ordem maior, do tipo idade<sub>i</sub><sup>2</sup>, idade<sub>i</sub><sup>3</sup>, (anos escolaridade)<sub>i</sub><sup>3</sup> etc., para contabilizar para não-linearidades. A utilização de um modelo paramétrico conforme especificado na equação anterior é particularmente interessante quando o objetivo é estimar (e testar a significância de) um parâmetro específico, como o coeficiente  $\beta_3$ , que indica o retorno do salarial à educação.

O objetivo específico das estimações econométricas neste artigo não é testar ou estimar parâmetro algum na relação entre renda do trabalho e as variáveis explicativas. O objetivo é justamente estimar a renda média do trabalho, para cada idade, para cada nível de escolaridade, por sexo e por área geográfica. A escolha dessas quatro variáveis explicativas está diretamente ligada às informações que estão de fato disponíveis na base de dados do Datasus. Dado que o objetivo é estimar a renda mensal média para cada combinação de valores das variáveis preditoras, a utilização de formas paramétricas restritivas, como a apresentada na especificação na equação anterior, possui a grande desvantagem de, ao final das estimativas, para uma grande parcela de combinações entre as diversas variáveis explicativas, o valor estimado para a média da renda do trabalho resultar em um valor negativo, impossibilitando a utilização dessa estimativa no cálculo da perda de produtividade, conforme será descrito mais adiante. De fato, em diversas estimações paramétricas efetuadas inicialmente, encontraram-se mais de 25% dos valores preditos com sinal negativo. Obviamente, uma primeira alternativa seria utilizar o logaritmo  $\log(\text{Renda}_i)$ , ao invés de  $\text{Renda}_i$ , no lado esquerdo da equação anterior. Essa alternativa, porém, não foi utilizada, pois foram observados problemas no ajuste dos valores de renda próximos a zero, bem como dos valores de renda mais altos.

Diante dos problemas encontrados nos modelos paramétricos tradicionais para estimar as curvas de renda do trabalho *versus* as variáveis explicativas, optou-se pela abordagem não-paramétrica discutida na seção a seguir. Além disso, a flexibilidade e a qualidade do ajuste foram reforçadas com a divisão da amostra populacional nos 30 subgrupos, de acordo com domínio geográfico (tabela 1) e com o sexo do trabalhador, e com a estimação de modelos não-paramétricos diferentes em cada subamostra. Com isso, foram obtidos valores preditos mais confiáveis em cada combinação de sexo, área geográfica, idade e faixa de escolaridade, além de se ter obtido valores positivos para as estimativas de renda média em praticamente todas essas combinações.

## 2.2 Estimação não-paramétrica das curvas de salário anual

Nesta seção, apresenta-se abordagem de estimação não-paramétrica, ou semi-paramétrica, para estimar a curva de salário anual médio *versus* faixa de escolaridade

e idade do trabalhador. O termo regressão semi-paramétrica deve-se ao fato de se utilizar expansões aparentemente paramétricas para aproximar formas funcionais desconhecidas.<sup>4</sup> Conforme discutido anteriormente, as estimações apresentadas neste trabalho foram efetuadas por subárea geográfica (tabela 1) e por sexo dos trabalhadores. A combinação entre sexo e subárea geográfica incorreu em diversos subgrupos populacionais, onde diferentes curvas foram estimadas para cada subgrupo. Em todo caso, para facilitar a apresentação da metodologia a seguir, suprime-se o subscrito  $k$ , correspondente ao subgrupo populacional  $k$ , de forma a simplificar a notação.

A idéia da estimação não-paramétrica neste projeto consiste em estimar uma função do tipo:

$$r_i = g(e_i, x_i) + \varepsilon_i, \quad (1)$$

onde, conforme comentado anteriormente,  $r_i$  é o salário anual do indivíduo,  $e_i$  é a escolaridade média do indivíduo, e  $x_i$  é a idade. O índice  $i$  corresponde ao indivíduo específico na base de dados, e o termo  $\varepsilon_i$  é uma variável aleatória, com média zero e variância desconhecida, contabilizando para todos os demais fatores não incluídos na parte sistemática da regressão.

A função  $g(e_i, x_i)$  possui forma funcional desconhecida e deverá ser estimada a partir dos dados. Para estimá-la, emprega-se uma estimação semi-paramétrica, utilizando uma expansão de funções base (*basis functions*). Essa expansão baseia-se na aproximação da curva desconhecida  $g(e_i, x_i)$  utilizando a forma paramétrica flexível:

$$g(e_i, x_i) \cong \sum_{m=1}^M b_m \times u_m(e_i, x_i), \quad (2)$$

onde as funções  $u_m(e_i, x_i)$  são as funções-base, com forma funcional conhecida. A forma funcional em (2) engloba uma série de modelos comumente encontrados na literatura de *statistical machine learning* e *data mining*. Entre esses modelos encontram-se, por exemplo, regressões de redes neurais e regressões de *wavelets* (HASTIE; TIBSHIRANI; FRIEDMAN, 2001).

Neste trabalho utiliza-se uma expansão do tipo *B-splines* de ordem  $q_1$  e  $q_2$ . Para descrever a expansão de *B-splines*, empregadas na estimação da função  $g(e_i, x_i)$ , considera-se inicialmente o caso onde há apenas uma variável preditora.

---

4. Modelos de regressão não-paramétrica são aqueles onde a forma funcional da função resposta não é conhecida e tem de ser estimada a partir dos dados. Em muitos casos, essa estimação é feita por meio de expansões polinomiais de funções base (*basis functions*) e o problema não paramétrico transforma-se em um problema de estimar um modelo paramétrico, onde as transformações nas variáveis explicativas são apropriadamente construídas. Nesse caso, o modelo de regressão não-paramétrica pode ser denominado modelo de regressão semi-paramétrica. Para mais detalhes, ver Hastie, Tibshirani e Friedman (2001).

Por exemplo, assume-se que o objetivo seja estimar a renda anual do trabalhador como função da idade  $x_i$  apenas, de forma que a equação (1) seja substituída por:

$$r_i = h(x_i) + \varepsilon_i, \quad (3)$$

onde  $h(x_i)$  tem forma desconhecida e precisa ser estimada a partir da amostra. Nesse caso, a nova aproximação utilizando formas paramétricas flexíveis pode ser escrita como:

$$h(x_i) \cong \sum_{l=1}^L b_l \times u_l(x_i). \quad (4)$$

Devido ao fato de as funções-base  $u_l(x)$  nas expansões de *B-splines* dependerem da ordem  $q$  dos *splines*, escreve-se explicitamente  $u_{l,q}(x)$ . Assumir-se-á que a variável explicativa (independente)  $x$  varia no intervalo  $[x_{\min}, x_{\max}]$ .<sup>5</sup> Considera-se então um vetor de  $w$  pontos  $(x_1, x_2, \dots, x_w)$  dividindo o intervalo  $[x_{\min}, x_{\max}]$ , onde  $x_{\min} < x_1 < x_2 < \dots < x_w < x_{\max}$ . A idéia da expansão de *B-splines* é ajustar um polinômio de grau  $(q-1)$  em cada intervalo definido por pontos consecutivos (pontos no conjunto  $x_{\min}, x_1, x_2, \dots, x_w, x_{\max}$ ). Em geral, utiliza-se  $q = 3$  ou  $4$ , de forma que os polinômios utilizados possuem grau 2 ou 3, respectivamente.

Considere agora o vetor de nós  $x_{\min}, \dots, x_{\min}, x_1, x_2, \dots, x_w, x_{\max}, \dots, x_{\max}$ , onde os valores  $x_{\min}$  e  $x_{\max}$  nos extremos são repetidos um número  $q$  de vezes. Para facilitar a discussão a seguir, escreve-se o vetor  $(x_{\min}, \dots, x_{\min}, x_1, x_2, \dots, x_w, x_{\max}, \dots, x_{\max})$  na forma  $(t_1, t_2, \dots, t_{w+2q})$ . Portanto,  $t_1 = x_{\min}, \dots, t_q = x_{\min}$ . A partir do vetor de nós  $(t_1, t_2, \dots, t_{w+2q})$  e da ordem  $q$ , as funções-base  $u_{l,q}(x)$  podem ser construídas recursivamente, como segue:

$$u_{l,1}(x) = \begin{cases} 1, & t_l \leq x < t_{l+1} \\ 0, & \text{caso contrário,} \end{cases} \quad (5)$$

$$u_{l,p}(x) = \frac{x - t_l}{t_{l+p-1} - t_l} u_{l,p-1}(x) + \frac{t_{l+p} - x}{t_{l+p} - t_{l+1}} u_{l+1,p-1}(x), \text{ para } p = 2, \dots, q. \quad (6)$$

Observa-se que no denominador do segundo termo na expressão (6) aparece o valor  $t_{l+p}$ . Portanto, para *B-splines* de ordem  $q$ , o número total de funções-base será igual ao número de nós menos o valor  $q$ . Ou seja, o número  $L$  de funções-base é dado por  $L = w + q$ , e as funções-base serão  $u_{1,q}(x), \dots, u_{L,q}(x)$ . Pode-se então reescrever a expressão (4), especificamente para a expansão de *B-splines*, como:

$$h(x_i) \cong \sum_{l=1}^L b_l \times u_{l,q}(x_i). \quad (7)$$

5. Neste trabalho, a variável explicativa é a renda salarial  $r_i$ .

O grau de flexibilidade da forma funcional em (7) é regulado pelo número  $L$  de funções-base. Esse número está diretamente relacionado ao número de pontos divisórios  $w$ , bem como à ordem  $q$ . Quanto maior o número  $L$ , maior a flexibilidade da expansão semi-paramétrica. Uma vez fixado o número de funções-base  $L$  para estimar a função desconhecida  $h(x_i)$ , a estimação dos parâmetros  $b_l$ ,  $l = 0, 1, 2, \dots, L$  pode ser efetuada via estimadores paramétricos tradicionais. Pode-se utilizar, por exemplo, estimadores de mínimos quadrados ordinários, ou algum estimador do tipo mínimos quadrados ponderados, com correção para heteroscedasticidade, ou para a presença de observações discrepantes (*outliers*). Para maiores detalhes, vide, por exemplo, Silveira *et al.* (2006). Observa-se agora que o problema de ajuste da curva  $h(x_i)$  consiste na estimação do modelo de regressão (linear nos parâmetros):

$$r_i = \sum_{l=1}^L b_l \times u_{l,q}(x_i) + \varepsilon_i. \quad (8)$$

A escolha do número  $L$  de funções-base pode ser efetuada utilizando-se algum critério de seleção de modelos, como, por exemplo, o critério de informação de Akaike – AIC ou o critério de informação Bayesiano – BIC<sup>6</sup> (regras de escolha *in-sample*), ou utilizando-se alguma regra de validação cruzada (*cross-validation*), que correspondem a regras de escolha *out-of-sample*. Esses procedimentos têm por objetivo evitar um sobreajuste (*overfitting*) do modelo semi-paramétrico. De fato, caso se aumente o número de funções-base indefinidamente, obtém-se um modelo com ajuste perfeito dentro da amostra, mas com um poder preditivo questionável para observações fora da massa de dados. Por outro lado, para um número  $L$  muito baixo, obtém-se uma baixa flexibilidade da expansão de funções-base, o que também incorre na perda de poder preditivo do modelo. Os diversos critérios de seleção de modelos auxiliam na escolha do número  $L$  de forma a maximizar a relação de compromisso entre flexibilidade do modelo e número excessivo de parâmetros desconhecidos.<sup>7</sup> Para maiores detalhes em escolhas do grau de flexibilização em modelos semi-paramétricos e não-paramétricos, vide Hastie, Tibshirani e Friedman (2001) e Alpaydin (2004).

A partir da discussão anterior, é possível estimar não-parametricamente a função univariada  $h(x_i)$ , que tem como argumento a variável renda salarial  $x$ . Por outro lado, esse procedimento pode ser estendido para incluir a variável idade  $e_i$ , de forma que a curva estimada passe a ser a função bivariada  $g(e_i, x_i)$ . Nesse caso, é preciso encontrar uma nova expansão de funções-base para o caso de duas variáveis preditoras. A maneira mais simples nesse caso é simplesmente, a partir da definição das ordens  $q_1$  e  $q_2$ , do número de nós  $w_1$  e  $w_2$ , e da localização dos nós, gerar

6. Para maiores detalhes sobre o AIC e o BIC, ver Burnhan e Anderson (1998).

7. Na literatura em estatística, esse problema é comumente conhecido como *trade-off viés-variância* (*bias-variance*).

e combinar as funções-bases para a variável escolaridade  $e_i$  e para a variável idade  $x_i$  isoladamente. Nesse caso, a expansão geral de funções-bases tem a expressão:

$$g(e_i, x_i) \cong \sum_{m=1}^{L_1} d_m \times v_{m,q_1}(e_i) + \sum_{l=1}^{L_2} b_l \times u_{l,q_2}(x_i), \quad (9)$$

de forma que a matriz de desenho (*design matrix*)<sup>8</sup> para a estimação desse modelo seria justamente a junção direta das funções-base da variável  $e_i$  e das funções-base da variável  $x_i$ . O modelo em (9) constitui-se em um modelo estritamente aditivo, não havendo, portanto, interação entre a variável idade e a variável escolaridade. A implicação direta dessa construção é que esse modelo não é capaz de capturar trajetórias diferentes de renda *versus* idade para diferentes níveis de escolaridade. Um modelo mais geral, que contabiliza para essa possível interação entre idade e escolaridade, é a expansão onde a matriz de desenho possui não apenas as funções-bases de cada variável individualmente, mas possui também os termos cruzados (resultantes da multiplicação) entre as funções-bases das duas variáveis (vide Hastie, Tibshirani e Friedman, 2001, para mais detalhes sobre *B-splines* multidimensionais, a partir do produto tensorial de *B-splines* unidimensionais). Portanto, a forma mais geral para a expansão de funções-base no caso bivariado tem expressão:

$$g(e_i, x_i) \cong \sum_{m=1}^{L_1} d_m \times v_{m,q_1}(e_i) + \sum_{l=1}^{L_2} b_l \times u_{l,q_2}(x_i) + \sum_{m=1}^{L_1} \sum_{l=1}^{L_2} c_{m,l} \times [v_{m,q_1}(e_i) \times u_{l,q_2}(x_i)]. \quad (10)$$

Na expressão anterior, note a adição de novas funções-bases  $[v_{m,q_1}(e_i) \times u_{l,q_2}(x_i)]$ , obtidas a partir do produto entre as funções-bases das variáveis escolaridade e idade. Os coeficientes desconhecidos, que podem ser estimados via mínimos quadrados ordinários, por exemplo, são os parâmetros  $d_m$ ,  $b_l$  e  $c_{m,l}$ . Apesar da expansão apresentada em (10) ser bem mais geral, possibilitando a modelagem de interações entre escolaridade e idade sobre o salário médio, o número de colunas na matriz de desenho (*design matrix*) pode ser relativamente grande, da ordem de  $L_1 + L_2 + L_1 \times L_2$ .<sup>9</sup> Conforme discutido anteriormente, para aumentar a qualidade do ajuste foram divididas as bases populações disponíveis em subgrupos de acordo com sexo e área geográfica, realizando estimações separadas por subgrupo. Como consequência, em alguns desses grupos, a depender do número total de funções-bases  $L_1 + L_2 + L_1 \times L_2$ , as estimativas utilizando a base de dados da Pnad para um único ano não ficaram muito boas. Por esse motivo, de forma a ter mais

8. A matriz de desenho nesse caso possui  $L_1 + L_2$  colunas.

9. Na prática, o número total de funções é um pouco menor, pois há alguma multicolinearidade perfeita, que, para efeitos de estimação, pode ser resolvida através da extração de algumas das colunas da matriz de desenho, sem comprometer a flexibilidade da metodologia de estimação não-paramétrica.

informações sobre a relação entre salário, escolaridade e idade, foram empilhadas as bases da Pnad para os anos de 2001, 2002 e 2003, obtendo estimativas não-paramétricas bem mais adequadas para a curva  $g(e_p, x_p)$ . A hipótese básica nesse empilhamento dos dados da Pnad é que a relação entre renda e as duas variáveis socioeconômicas não variou significativamente entre os anos de 2001 a 2003, o que aparenta ser uma hipótese plausível. Os valores de salário nominal foram ajustados para o mesmo ano-base, utilizando-se o IPNC geral.<sup>10</sup>

Para cada subgrupo populacional, estimaram-se modelos utilizando-se diferentes expansões de funções-base, onde os coeficientes desconhecidos  $d_m$ ,  $b_p$  e  $c_{m,i}$  foram estimados via mínimos quadrados ordinários. Para cada subgrupo, as ordens  $q_1$  e  $q_2$  dos *splines*, bem como os números de nós  $w_1$  e  $w_2$ , foram escolhidos utilizando os critérios de informação AIC e BIC. A partir das estimativas para os coeficientes desconhecidos, foram estimados os salários médios para indivíduos em diferentes faixas de escolaridade, com idades variando entre 15 e 65 anos. A escolha desse intervalo de idade aproxima-se de padrões internacionais (alguns autores utilizam 64 anos), correspondendo à idade produtiva dos indivíduos. Esses valores de salários médios foram então empregados para estimar a perda de produção em decorrência das mortes por causas externas.

### 2.3 Estimação dos custos de produção

Uma vez estimadas as funções de renda média anual do trabalho *versus* idade, escolaridade, sexo e domínio geográfico, o próximo passo é aplicar essas curvas para obter a perda de produção, devido às mortes por causas externas, mais especificamente homicídios e acidentes de transporte. A idéia básica é que, para cada registro de óbito no Datasus decorrente de causas externas, calcula-se o fluxo médio de renda do trabalho que o indivíduo teria caso continuasse vivo nos próximos anos da sua vida produtiva (dos 15 aos 65 anos). Esse fluxo é dado justamente a partir das curvas de salário e depende das características, em termos de escolaridade, idade, região e sexo, do indivíduo falecido. O custo de produtividade referente a esse indivíduo específico é dado pelo valor presente desse fluxo de renda do trabalho. Nesse caso, o valor presente é ajustado de forma a levar em conta as diferentes probabilidades de sobrevivência que o indivíduo teria caso não tivesse falecido de acordo com o registro no Datasus. Por meio do somatório dos custos de produtividade de cada registro individualmente, pode-se estimar o custo de produtividade para diferentes tipos de óbitos, em diferentes Unidades da Federação, ou em diferentes cidades. Dado que o foco neste trabalho é estimar as perdas de produção para as áreas urbanas especificamente, os cálculos de valor presente dos fluxos futuros de salário ficaram restritos a vítimas residentes em

10. Para todos os exercícios de deflacionamento/inflacionamento de valores monetários neste trabalho, utilizou-se o INPC geral, obtido do endereço: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)> – a fonte primária para esse índice é o IBGE.

municípios de áreas urbanas. Nesse caso, utilizaram-se como municípios de áreas urbanas aqueles compondo as aglomerações urbanas definidas em um estudo aprofundado desenvolvido pelo Ipea, IBGE e Unicamp (2002). Essa definição de aglomerações urbanas vem sendo utilizada em diversos recentes, como, por exemplo, Da Mata *et al.* (2005a e 2005b) e Carvalho, Timmins e Lall (2006).

A expressão geral para o valor presente  $VP_k$  da perda de produção, para o indivíduo  $k$ , é dada por:

$$VP_k = \sum_{x=D_k}^T \frac{1}{(1+t_d)^{(x-D_k)}} \times \Pr(F_k > x/F_k \geq D_k) \times \hat{g}_{\text{subgrupo de } k}(e_k, x), \quad (11)$$

onde  $t_d$  é a taxa de desconto anual,  $\hat{g}_{\text{subgrupo de } k}(e_k, x)$  corresponde à estimativa, via *B-splines*, da função-renda média anual do trabalho, específica para o subgrupo (um dos 30 subgrupos, de acordo com as figuras A1 a A8) ao qual pertence o indivíduo  $k$ , na base do Datasus. O número  $T$  corresponde ao teto de idade escolhido – no caso, 65 anos. A probabilidade  $\Pr(F_k > x/F_k > D_k - 1)$  corresponde à probabilidade de o indivíduo estar vivo com a idade  $x$ , dado que ele não faleceu aos  $D_k$  anos de idade (idade registrada no Datasus). A variável  $F_k$  corresponde a uma variável aleatória indicando a idade de falecimento<sup>11</sup> do indivíduo  $k$ .

Essa abordagem baseia-se implicitamente em uma série de hipóteses:

1. Para trazer o fluxo de renda do trabalho para valor presente, é necessário especificar uma taxa de desconto, escolhida arbitrariamente. Uma análise de sensibilidade foi conduzida para testar a sensibilidade dos resultados a diferentes taxas de desconto. A subseção 3.2 apresenta uma discussão sobre os valores utilizados para a taxa de desconto.
2. As tábuas de sobrevivência utilizadas foram discutidas em Caetano (2006) e correspondem a toda a população, sem haver divisão por subgrupos. Na prática, não necessariamente essas probabilidades seriam iguais – dada a restrição de disponibilidade de informações, as probabilidades foram utilizadas indiscriminadamente, assumindo que os resultados não serão demasiadamente afetados.
3. Os fluxos esperados de renda do trabalho para os próximos anos do período produtivo de cada indivíduo registrado no Datasus baseiam-se nas curvas

11. No cômputo das probabilidades de sobrevivência condicionais, para ponderar as parcelas no cálculo do valor presente, considerou-se a possibilidade de que, se o indivíduo não tivesse morrido pela causa externa estudada, ele poderia ter morrido por outro motivo, no mesmo ano. Esse é o motivo de se utilizar a expressão  $\Pr(F_k > x/F_k \geq D_k)$ . Note que, dado que o falecimento ocorreu quando o indivíduo tinha  $D_k$  anos, a hipótese assumida, como condicionante na probabilidade condicional, é que o indivíduo atingiu uma idade acima dos  $(D_k - 1)$  anos. Uma alternativa seria assumir que, caso o indivíduo não tivesse falecido devido àquele evento específico, ele não teria morrido por qualquer outra causa aos  $D_k$  anos de idade, e a probabilidade condicional teria expressão  $\Pr(F_k > x/F_k > D_k)$ . Diversos dos resultados foram recalculados considerando-se essa última expressão para a probabilidade condicional, e os números obtidos foram muito similares aos valores apresentados neste relatório.



de renda estimadas a partir de dados estáticos para o período de 2001 a 2003, correspondendo, portanto, à situação econômica desses anos. Não necessariamente essa configuração de salários será a observada nas próximas décadas. Porém, para simplificar as estimativas, assume-se que esse cenário não mudará demasiadamente, de forma que as estimativas aqui apresentadas não estarão muito destoantes da realidade.

4. Na estimação do fluxo futuro de renda do trabalho de um determinado indivíduo ao longo de sua vida, considera-se apenas a evolução média da renda em razão de o indivíduo estar em diferentes faixas de idade. Não está sendo considerada aqui a evolução na escolaridade dos cidadãos, o que implicaria em aumento da renda do trabalho, de acordo com as superfícies apresentadas no apêndice A. Portanto, as estimativas de renda futura estão de certa forma subestimadas, principalmente para as vítimas mais jovens, e portanto com maior probabilidade de migrar para níveis educacionais mais elevados. Esse fato implica em uma subestimação das perdas de produção devido a causas externas.

Os autores estão atualmente investigando a possibilidade de relaxar algumas das hipóteses discutidas anteriormente. Em todo caso, dado que todas elas são relativamente plausíveis, acredita-se que os números apresentados aqui fornecem uma boa idéia dos custos reais de perda de produtividade devido às mortes por causas externas.

### 3 RESULTADOS

Nesta seção, discute-se os principais resultados para a estimação das perdas de produção em decorrência das mortes por homicídios e acidentes de transporte. Inicialmente, serão discutidos os principais resultados para as estimações das superfícies de renda anual média de todos os trabalhos *versus* idade e nível de escolaridade. Conforme discutido anteriormente, essas superfícies foram estimadas para 30 subamostras, obtidas do cruzamento entre sexo do trabalhador e localização geográfica urbana. Em seguida, serão apresentadas as principais estimativas de perda de produção, a partir do valor presente do fluxo esperado de renda do trabalho, para todos os indivíduos registrados no Datasus, em determinados anos, para determinadas categorias de óbitos.

#### 3.1 Superfícies de renda *versus* idade e escolaridade

A partir dos dados das bases de dados da Pnad, para os anos de 2001, 2002 e 2003, utilizando a metodologia econométrica descrita nas subseções 2.1 e 2.2, foram obtidas as superfícies de renda do trabalho anual *versus* idade e escolaridade, para cada um dos 30 subgrupos populacionais (cruzando sexo e áreas geográficas, conforme apresentado na tabela 1). As 30 superfícies estão apresentadas nas

figuras A1 a A8 no apêndice A. Os valores de renda do trabalho anual estão em R\$ de setembro de 2001 (mês de referência da Pnad 2001). Essas superfícies correspondem à renda média de todos os trabalhos, exclusivamente para as pessoas que exerciam alguma atividade na semana de referência da Pnad.

Conforme observado a partir das diversas superfícies estimadas, as funções estimadas apresentam mais ou menos flexibilidade, dependendo do subgrupo. Flexibilidade nesse caso refere-se basicamente ao número de nós escolhido para dividir o intervalo de variação da idade (15 a 65 anos) e intervalo de variação do nível de escolaridade. Os polinômios ajustados em cada subintervalo são basicamente de ordem 1 (*splines* de ordem 2), apesar de se ter testado também a utilização de polinômios de ordem até 3 (*splines* de ordem 4). De fato, o algoritmo utilizado assumiu seqüencialmente valores diferentes das ordens dos *splines*, tanto para a idade quanto para a escolaridade, e números diferentes de nós dividindo os intervalos de variação de cada uma dessas duas variáveis explicativas. Não necessariamente as ordens dos *splines* ou o número de nós são os mesmos para a variável idade e para a variável escolaridade. A partir da estimação de diferentes modelos, foi escolhido aquele apresentando o menor critério de informação Bayesiano (BIC). Estimações similares, utilizando o critério de informação de Akaike (AIC), produziram resultados semelhantes.<sup>12</sup>

Conforme discutido anteriormente, a utilização de mais nós e de polinômios de ordem maiores nos estimadores via *B-splines* implica em maior flexibilidade da curva predita, aumentando, portanto, o ajuste dentro da amostra.<sup>13</sup> O problema é que maiores ordens para os polinômios e mais nós também incorrem em mais funções nas expansões de funções base, incorrendo em mais coeficientes para serem estimados. Caso o número de observações na amostra não seja suficiente, a estimação de muitos coeficientes pode gerar estimativas muito imprecisas, o que implica em previsões ruins fora da amostra. Portanto, para se poder ter mais flexibilidade nas estimações via funções base, é preciso ter mais observações na amostra, de forma a ter precisão suficiente na estimação dos coeficientes adicionais.<sup>14</sup> Critérios de informação do tipo AIC ou BIC implicitamente regulam o grau de flexibilidade *versus* precisão, de forma que, quando o número de observações aumenta, a seleção dos modelos via AIC ou BIC incorre

12. Pode-se mostrar que, ao menos para bases de dados com pouquíssimas observações, o BIC tende a selecionar modelos mais parcimoniosos do que o AIC. No caso de *B-splines*, o BIC tende a selecionar modelos menos flexíveis (BURNHAN; ANDERSON, 1998). A comparação dos resultados finais, a partir das superfícies estimadas utilizando-se um ou outro critério, mostrou que as conclusões não mudam muito. Por outro lado, as curvas, com flexibilidade escolhida via AIC, apresentaram resultados um pouco estranhos nas regiões do espaço de variáveis explicativas com poucas observações na amostra para estimação. Por exemplo, os valores previstos para a renda média anual do trabalho para valores de escolaridade alta e idade alta, em alguns domínios geográficos rurais, resultaram demasiadamente altos. Por esses motivos, optou-se pelas especificações escolhidas a partir do BIC.

13. Refletido, por exemplo, pelo R2 da regressão.

14. Esse fato refere-se ao *trade-off* viés variância, comumente encontrado em estimações não-paramétricas (PAGAN; ULLAH, 1999) e na teoria de estimação via *sieves* (CHEN, 2005).

em modelos seqüencialmente mais flexíveis. Uma outra maneira de selecionar a flexibilidade dos estimadores via expansão de funções base é utilizando procedimentos de validação cruzada (*cross-validation*).<sup>15</sup> No entanto, dado o grande esforço computacional necessário para a utilização desses procedimentos, optou-se por utilizar diretamente o BIC (e o AIC). Isso explica, em parte, por que as superfícies de renda do trabalho *versus* idade e escolaridade foram estimadas de forma mais flexível do que outras: as superfícies estimadas de forma mais flexível podem ter se beneficiado do maior conteúdo informacional da amostra, tanto por haver mais observações quanto por haver mais dispersão das observações no espaço de variáveis explicativas.<sup>16</sup> Por outro lado, mesmo com amostras não tão informativas, pode acontecer de o grau de não-linearidade ser tão alto que o BIC ou o AIC selecionem um número de nós e/ou uma ordem para polinomial suficiente para contabilizar para a não-linearidade observada.

### 3.2 Estimativas dos custos de produção

As tabelas B1 a B4, no apêndice B, apresentam os principais resultados da estimação da perda de produção devido a mortes por causas externas, especificamente para homicídios e acidentes de transporte. As tabelas B1 a B2 estão baseadas em uma taxa de desconto anual igual a 6%, e nas tabelas B3 a B4 essa taxa de desconto é de 12%. Além das estimativas de perda de produção agregadamente para o Brasil, as quatro tabelas também apresentam os valores desagregados por Unidade da Federação. As tabelas B1 e B3 apresentam os resultados para as vítimas de acidentes de transporte, enquanto as tabelas B2 e B4 apresentam os resultados para as vítimas de homicídios. As colunas 2 e 4 dessas quatro tabelas apresentam o número de vítimas registradas em cada categoria de óbito, por Unidade da Federação de residência, e para os anos 2000 e 2001, nas áreas urbanas.

Conforme discutido anteriormente, a estimação das perdas de produção baseia-se em um conjunto de covariáveis, com base nas quais atribui-se curvas de renda do trabalho às vítimas registradas no Datasus. Essas covariáveis são sexo, nível de escolaridade, idade e local de residência. Para as variáveis sexo, idade e local de residência, a proporção de observações onde essas variáveis estão ausentes (*missing values*) é praticamente nula. Por outro lado, para a variável grau de escolaridade da vítima, em uma parcela muito grande das observações essa informação não está disponível. Conforme observado nas figuras A1 a A8, o nível de escolaridade tem um alto de grau de explicação para a variância da variável renda do trabalho.

15. Os métodos de validação cruzada são denominados métodos de seleção *out-of-sample*. Em geral, divide-se os dados disponíveis em dois subgrupos: o primeiro subgrupo é utilizado para estimar os parâmetros e o segundo é utilizado para avaliar a *performance* preditiva do modelo estimado. Com isso, evita-se o problema de *over-fitting*. O modelo mais adequado é escolhido então de acordo com o desempenho na amostra de validação. Para maiores detalhes, vide Hastie, Tibshirani e Friedman (2001) e Alpaydın (2004).

16. As observações de idade e escolaridade preenchem melhor o conjunto de valores possíveis para a idade e a escolaridade dos indivíduos.

Para contornar o problema da informação ausente para a variável educação, foram adotadas duas abordagens complementares. A primeira abordagem visa estimar um limite inferior para a perda total de produção, seguindo as idéias em Manski (1999 e 2000). Dado que menos escolaridade implica em salários menores, um limite inferior para a estimativa do custo de capital pode ser obtido pela utilização do valor escolaridade igual a zero para todas as observações (vítimas registradas) onde a educação não está disponível na base. Esses valores estão apresentados nas colunas 3 e 6 das tabelas B1 a B4.

A segunda abordagem utilizada para contornar o problema da ausência de informação para a variável educação foi imputar o valor presente do fluxo de salários de acordo com as demais variáveis disponíveis. Por exemplo, considere uma vítima registrada no Datasus, do sexo feminino, residente da região Norte urbana, falecida aos 21 anos de idade, para a qual não se conhece o grau de escolaridade. O valor presente do fluxo das rendas do trabalho imputado para essa vítima é dado pela média dos valores presentes para as vítimas do mesmo sexo, residindo na mesma área geográfica, falecidas com a mesma idade (para as quais a informação de nível educacional existe, de forma que foi possível estimar o valor presente do fluxo de rendas futuras). Os resultados estão apresentados nas colunas 4 e 7 das tabelas B1 a B4. Assim como no caso das estimativas de limites inferiores para a perda total de produção, foram calculados valores tanto agregados quanto valores por Unidade da Federação.

Para ter uma idéia do erro obtido nessa imputação, utilizaram-se simulações de Monte Carlo. Ao invés da imputação direta pela média estimada para os indivíduos da base onde se conhece os níveis educacionais, foram simulados valores aleatórios a partir de uma distribuição com média igual à média da imputação e variância igual à variância amostral para os indivíduos do mesmo sexo, na mesma área geográfica, com a mesma idade ao falecer. A distribuição paramétrica escolhida para gerar os valores simulados foi uma distribuição *gamma* (ROUSSAS, 1997), que garante que todos os valores simulados sejam não-negativos. Os resultados estão apresentados na tabela 2.

Ao observar os valores nas tabelas 2 e B1 a B4, nota-se que os valores médios de acordo com as simulações são praticamente os mesmos dos valores médios imputados diretamente e apresentados nas tabelas B1 a B4, nas colunas 4 e 7. Isso sugere a validade dos exercícios de simulação. Por outro lado, ao observar os valores nas colunas 4 e 5 na tabela 2, nota-se que o intervalo entre os percentis 5% e 95% é relativamente estreito, indicando um baixo grau de imprecisão na imputação pela média. A terceira coluna na tabela 2 apresenta a mediana nas estimativas. Dado que a imprecisão é relativamente baixa quando se olha para os números agregados de perda de produção para o Brasil, isso sugere, em princípio, certa confiança nos valores das médias imputadas.

**TABELA 2**  
**Resultados das simulações para inferir a incerteza devido aos valores ausentes para a variável grau de escolaridade**

Taxa de desconto de 6% ao ano	Resultados das simulações (bilhões R\$) <sup>1</sup>			
	Média	Mediana	Percentil 5%	Percentil 95%
Ano 2000				
Acidentes de transporte	2,77	2,77	2,75	2,79
Homicídios	5,32	5,32	5,30	5,34
Ano 2001				
Acidentes de transporte	3,02	3,02	3,00	3,04
Homicídios	5,46	5,46	5,44	5,48
Taxa de desconto de 12% ao ano				
Ano 2000				
Acidentes de transporte	1,60	1,60	1,59	1,61
Homicídios	2,99	2,99	2,98	3,01
Ano 2001				
Acidentes de transporte	1,75	1,75	1,73	1,76
Homicídios	3,07	3,07	3,06	3,08

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Valores monetários em R\$ de agosto de 2006.

O potencial problema em se utilizar os valores médios de custo de capital dos indivíduos similares para imputar o valor de custo de capital para as vítimas registradas sem o grau de escolaridade é que esse procedimento parte de uma hipótese que não pode ser testada a partir das informações disponíveis. Implicitamente, a imputação pela média assume que o processo estocástico, que determina se um indivíduo terá o seu óbito com ou sem registro de escolaridade, não depende de outras covariáveis além das observadas na base de dados (ou seja, sexo, idade e grupo geográfico). Caso haja outros fatores determinando se uma vítima será registrada sem informação de escolaridade, e esse outro valor não é razoavelmente predito pelas variáveis sexo, escolaridade e área geográfica, a estimativa do valor do custo de capital via imputação pela média pode estar levando a estimativas viesadas para os valores de perda de produção. Por esse motivo, implementaram-se neste trabalho as estimações de limites inferiores para o custo de capital, apresentadas nas colunas 3 e 6 das tabelas B1 a B4.

As estimativas foram utilizadas com base nos registros de óbitos do Datusus para os anos de 2000 e 2001. Uma das grandes vantagens em se utilizar dois anos consecutivos é que se pode comparar os resultados agregados e conferir se eles estão próximos – o que é o esperado, dado que não se espera que haja mudanças muito bruscas na distribuição de vítimas de um ano para o outro. De fato, os resultados nas tabelas 2 e B1 a B4 indicam que os valores para as perdas estimadas de produção estão muito próximos entre 2000 e 2001. À época do início desta pesquisa, esses eram os últimos dois anos para os quais os registros dos microdados do Datusus pareceram mais confiáveis. À medida que bases de dados anuais mais recentes forem sendo disponibilizadas, a metodologia descrita aqui pode ser

empregada para gerar números mais atualizados. Em todo caso, comparando-se os números entre 2000 e 2001, observa-se que não há diferenças significativas, de forma que se acredita que as estimativas mais atualizadas não estarão muito distantes, pelo menos em ordem de grandeza, das estimativas apresentadas neste artigo.

Quando utilizada uma taxa de desconto anual de 6%, obteve-se uma estimativa para a perda total de produção nas áreas urbanas para o ano de 2001, somando-se homicídios e acidentes de transporte, em torno de R\$ 8,5 bilhões. Quando foram desagregados por categorias de causas externas, os homicídios são responsáveis por R\$ 5,5 bilhões desse custo total. Acidentes de transporte resultaram em uma estimativa de perda total para o Brasil em torno de R\$ 3 bilhões. Todos os valores monetários estão em R\$ de agosto de 2006. Em termos de valores médios de perda de produção, os homicídios apresentam as maiores médias: R\$ 135 mil para o ano de 2001. Acidentes de transporte possuem uma média próxima, em torno de R\$ 132 mil em 2001. As tabelas B1 a B4 indicam que essas médias de fato podem mudar de ano para ano, dependendo da composição da escolaridade, idade, sexo e local de residência das vítimas – para os diferentes anos e taxas de desconto, a média da perda de produção decorrente dos homicídios aparenta ser maior do que a média decorrente dos acidentes de transporte.

A partir das tabelas 3 e 4 a seguir, pode-se investigar possíveis razões para a maior perda de produção média no caso dos óbitos devido a homicídios. Essas tabelas comparam a distribuição, por variáveis socioeconômicas, dos óbitos registrados na base de dados do Datasus. Todas as estatísticas referem-se ao ano de 2001. Em primeiro lugar, nota-se que os homicídios incidem mais sobre vítimas do sexo masculino do que no caso dos acidentes de transporte. De acordo com as estimativas econométricas para as funções de renda do trabalho utilizando-se dados da Pnad, os homens possuem fluxos de salário esperados maiores do que as mulheres. Adicionalmente, os óbitos por homicídios incidem mais fortemente sobre vítimas mais jovens, que possuem um valor acumulado futuro de produção maior. Por outro lado, a distribuição das vítimas dos acidentes de transporte em relação às faixas de escolaridade é bem mais uniforme do que no caso dos homicídios – quase 50% das vítimas de homicídios possuem escolaridade entre 4 e 7 anos de estudo. Vítimas com maior escolaridade têm maior peso no caso dos acidentes de transporte, o que colabora para maiores estimativas de perda de produção para esse tipo de óbito. Finalmente, observando a tabela 4, nota-se que uma maior parcela das vítimas de homicídios está localizada em áreas urbanas do Rio de Janeiro e de São Paulo, onde os rendimentos são maiores. Isso pode estar colaborando para maiores perdas de produção no caso de homicídios. Portanto, de acordo com a abordagem de estimar a perda de produção como o valor presente de fluxo perdido de renda do trabalho, é de se esperar que as superfícies de salários mais altos para homens, em áreas urbanas com maiores salários, possam

estar incorrendo em maiores perdas de produção média para os homicídios. Adicione-se a esses fatores a menor média de idade das vítimas de homicídios, o que implica em uma perda de produção acumulada maior.

TABELA 3  
**Percentual de óbitos por sexo, faixa etária e faixa de escolaridade**

Grupo socioeconômico	Percentual do total (%)	
	Acidentes de transporte	Homicídios
Sexo		
Homens	81,4	92,3
Mulheres	18,6	7,7
Faixa etária		
Até 20 anos	19,4	24,1
21 a 30 anos	24,1	39,0
31 a 40 anos	19,2	20,4
41 a 50 anos	14,7	10,1
Acima de 50 anos	22,6	6,4
Escolaridade		
0 anos de estudo	10,4	5,7
1 a 3 anos de estudo	27,9	29,9
4 a 7 anos de estudo	33,5	45,0
8 a 11 anos de estudo	18,8	15,2
12 ou mais anos de estudo	9,4	4,2

Elaboração dos autores com base nos microdados do Datasus para 2001.

Em relação aos números por Unidades da Federação, os valores mais altos, tanto em termos de custo total de produção devido a mortes por causas externas (homicídios mais acidentes de transporte) quanto em termos de número de vítimas, o estado mais atingido é justamente São Paulo, com o Rio de Janeiro aparecendo em seguida. Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Pernambuco e Bahia também são estados com alta perda de produção em decorrência do alto número de vítimas. Para o fator homicídios, São Paulo apresentou o maior número de registros e também a maior perda de produção, seguido novamente pelo Rio de Janeiro. Pernambuco vem em terceiro lugar, com 3,4 mil vítimas ao ano, na média entre 2000 e 2001 – o dobro do quarto colocado, Minas Gerais, com média de 1,7 mil registros de homicídios entre os dois anos considerados. A alta criminalidade no estado de Pernambuco, em termos de homicídios, já havia sido apontada em Carvalho, Cerqueira e Lobão (2005), que fizeram um mapeamento da criminalidade no Brasil, ao nível municipal. Finalmente, para os acidentes de transporte, São Paulo novamente aparece em primeiro lugar e Rio de Janeiro em segundo, sendo que agora Paraná, Rio de Grande do Sul e Minas Gerais aparecem praticamente empatados em terceiro lugar. São Paulo registrou em média 5,4 mil vítimas por ano, sendo que houve um aumento de praticamente mil vítimas entre os anos de 2000 e 2001. O Rio de Janeiro apresentou em média 2,4 mil vítimas por ano. Paraná, Rio Grande do Sul e Minas Gerais

apresentaram em média 1,6 mil vítimas por ano (em cada um desses estados). Uma possível explicação para o alto número de vítimas nesses estados é a grande quantidade de estradas e o alto fluxo de veículos por essas vias. Além disso, nesses estados concentram-se grandes centros urbanos, onde ocorre um grande número de acidentes de transporte anualmente.

Os valores discutidos anteriormente se baseiam em uma taxa de desconto anual de 6% ao ano. Mota (2001) apresenta uma discussão extensa sobre escolha de taxa de desconto social: taxa considerada socialmente desejável para substituir o consumo no presente pelo consumo no futuro. Apesar de a discussão em Mota (2001) aplicar-se diretamente a valoração de projetos ambientais, a principal mensagem é que o problema de escolha da taxa de desconto é bastante controverso, com diferentes estudiosos sugerindo abordagens diferentes. Abstraindo-se das questões teóricas, muitos pesquisadores e formuladores de políticas adotam a indicação da taxa de desconto formulada pelo Banco Mundial, pelo Departamento do Tesouro da Inglaterra, e pelo *Overseas Development Administration* (ODA), também inglês. O primeiro sinaliza com uma taxa de desconto de 10% para a análise de custo-benefício. O ODA indica que uma taxa de desconto entre 8% e 12% seria apropriada para a análise de políticas públicas e projetos em vários países. Finalmente, o Departamento do Tesouro Britânico recomenda uma taxa de desconto de 6% para muitas propostas de projetos. Em todo caso, aparentemente a taxa de desconto escolhida poderia ficar entre 6% e 12%. As tabelas 2 e B3 e B4 mostram que as estimativas para a perda de produção devido às mortes por causas externas são muito sensíveis à taxa de desconto utilizada.

TABELA 4  
Número de óbitos por área geográfica

Descrição da área geográfica urbana	Causas externas		Homicídios	
	Registros	(%)	Registros	(%)
Região Norte, exceto Pará e Tocantins	896	3,9	1.380	3,4
Pará	417	1,8	570	1,4
Tocantins, Maranhão e Piauí	1.125	4,9	1.006	2,5
Ceará	895	3,9	987	2,4
Rio Grande do Norte, Paraíba, Sergipe e Alagoas	1.038	4,5	1.517	3,7
Pernambuco	874	3,8	3.533	8,7
Bahia	733	3,2	1.231	3,0
Minas Gerais	1.679	7,3	1.880	4,7
Rio de Janeiro e Espírito Santo	2.910	12,7	7.511	18,6
São Paulo	5.446	23,7	14.223	35,1
Paraná e Santa Catarina	2.758	12,0	1.877	4,6
Rio Grande do Sul	1.585	6,9	1.623	4,0
Mato Grosso e Mato Grosso do Sul	1.042	4,5	1.444	3,6
Goiás	1.065	4,6	993	2,5
Distrito Federal	490	2,1	692	1,7
<b>Total para as áreas urbanas no Brasil</b>	<b>22.953</b>	<b>100,00</b>	<b>40.467</b>	<b>100,00</b>

Elaboração dos autores com base nos microdados do Datasus para 2001.

Finalmente, abstraindo-se de uma análise totalmente monetária em termos de perda de produção, pode-se calcular também o total de anos perdidos devido



às mortes por homicídios ou acidentes de transporte. A idéia é calcular qual seria o valor esperado de anos vividos  $EA_k$  por cada uma das vítimas, caso ela não tivesse falecido devido ao evento registrado no Datasus. Nesse caso, pode-se empregar a fórmula a seguir, muito semelhante à expressão (11),

$$EA_k = \sum_{x=D_k}^T \Pr(F_k > x / F_k \geq D_k). \tag{12}$$

Os resultados estão apresentados na tabela 5 a seguir. No agregado, os homicídios e os acidentes de transporte ocasionam um total de anos perdidos em torno de 2,7 milhões, utilizando os registros no Datasus de 2001 – isso somente para as áreas urbanas no Brasil. Os homicídios são responsáveis por 1,8 milhões de anos perdidos, enquanto os acidentes de transporte são responsáveis por 9 milhões de anos perdidos das vítimas nas cidades brasileiras. As áreas urbanas de São Paulo e Rio de Janeiro apenas, considerando-se apenas homicídios, ocasionam em um número total de anos perdidos de quase um milhão. Quanto somados aos acidentes de transporte, o total de anos nesses dois estados chega a mais de 1,2 milhões.

**TABELA 5**  
**Número de anos perdidos devido a homicídios e acidentes de transporte nas áreas urbanas brasileiras**

Unidade da Federação	Total de anos perdidos (milhares)			
	Acidentes de transporte		Homicídios	
	2000	2001	2000	2001
Rondônia	13,2	12,8	19,8	24,2
Acre	3,3	3,4	4,8	5,4
Amazonas	13,8	10,4	22,8	19,0
Roraima	5,6	5,4	5,8	4,6
Pará	13,8	17,2	22,9	26,0
Amapá	4,2	4,4	7,4	7,8
Tocantins	7,0	6,4	4,8	5,9
Maranhão	13,2	15,9	12,9	21,1
Piauí	22,1	24,0	15,9	17,8
Ceará	30,9	35,8	42,0	43,5
Rio Grande do Norte	9,4	8,1	6,1	9,0
Paraíba	10,4	11,4	18,0	17,1
Pernambuco	35,9	33,9	144,8	162,7
Alagoas	12,6	13,8	20,8	25,9
Sergipe	7,6	8,3	12,5	17,0
Bahia	28,2	29,3	40,7	56,0
Minas Gerais	61,8	65,4	76,9	84,1
Espírito Santo	21,4	21,2	52,4	53,8
Rio de Janeiro	82,5	85,5	295,6	286,6
São Paulo	179,6	216,7	648,6	650,6
Paraná	66,0	64,0	58,2	67,1
Santa Catarina	44,2	45,3	12,6	15,6
Rio Grande do Sul	62,5	60,3	65,2	69,1
Mato Grosso do Sul	12,9	14,6	22,6	21,6
Mato Grosso	29,1	27,4	40,3	39,3
Goiás	44,3	42,3	42,1	43,8
Distrito Federal	22,0	20,1	31,9	32,4
<b>Total para as áreas urbanas no Brasil</b>	<b>857,5</b>	<b>903,4</b>	<b>1.748,3</b>	<b>1.827,0</b>

Elaboração dos autores.

#### 4 COMENTÁRIOS FINAIS

Este trabalho procura estimar a perda de produção em decorrência das mortes por causas externas, mais especificamente homicídios e acidentes de transporte, a partir da estimação do fluxo de renda do trabalho esperada que a vítima obteria caso não tivesse falecido. Para estimar o valor futuro do fluxo de renda, foram utilizados microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad). Para se ampliar o conjunto de informação utilizado para estimar o custo de perda de produção empilhou-se as bases da Pnad para os anos de 2001, 2002 e 2003. Os microdados da Pnad foram utilizados para estimar funções de renda média do trabalho *versus* idade, grau de escolaridade, sexo e área geográfica. Essas funções foram então utilizadas para gerar o fluxo de renda do trabalho média esperado para as vítimas na base do Datasus, do Ministério da Saúde.

Para a estimação das funções médias de renda do trabalho *versus* idade, sexo, área geográfica e nível de escolaridade, utilizou-se uma abordagem diferente da abordagem tradicionalmente utilizada na literatura de estimação de funções de salário. Ao invés de uma especificação puramente linear paramétrica, optou-se por uma metodologia mais flexível, onde primeiramente dividiu-se a amostra total de dados (com os três anos da Pnad empilhados) em 30 subgrupos, de acordo com o sexo e com a área geográfica do trabalhador. Em seguida, em cada uma dessas 30 subamostras foram estimadas superfícies de renda do trabalho *versus* idade e nível de escolaridade, utilizando-se técnicas de estimação não-paramétrica. Isso foi particularmente importante para evitar a previsão de valores negativos para a renda do trabalho, para determinados grupos populacionais (combinações de sexo, área geográfica, idade e escolaridade). Estimativas preliminares, utilizando modelos lineares paramétricos tradicionais, incorreram em até mais de 25% de valores negativos para a previsão de renda do trabalho nos indivíduos da própria amostra utilizada para previsão.

Obteve-se uma estimativa para o custo total de perda produção em torno de R\$ 8,5 bilhões (em valores de agosto de 2006), utilizando dados do Datasus de 2001. Quando são desagregados por categorias de causas externas, os homicídios são responsáveis por R\$ 5,5 bilhões desse custo total. Acidentes de transporte vêm em segundo lugar, com uma estimativa de custo total para o Brasil em torno de R\$ 3 bilhões. Em termos de valores médios de perda de produção, os homicídios apresentam as maiores médias: R\$ 135 mil para o ano de 2001. Já acidentes de transporte possuem perda de produção média por vítima em torno de R\$ 130 mil ao ano. Os maiores valores médios para as mortes por homicídios deve-se ao fato de as vítimas serem predominantemente do sexo masculino (com rendimentos do trabalho mais altos) e os óbitos terem maior incidência nas vítimas de faixa etária mais baixa. Finalmente, contabilizando o número total de anos perdidos devido aos homicídios e acidentes de transporte, o total em 2001 chega a 2,7 milhões.

Homicídios apenas são responsáveis por 1,8 milhões de horas perdidas para os indivíduos nas áreas urbanas brasileiras.

Além dos custos decorrentes de perda de produção, outros custos sociais decorrentes da violência no Brasil precisam ser estimados. Com base nas informações do Sistema de Internações Hospitalares (SIH/MS) e no Sistema de Informações Ambulatoriais (SIA/MS), pode-se detalhar, por exemplo, os custos com o atendimento na rede hospitalar do Sistema Único de Saúde no Brasil, para as vítimas de violência. Adicionalmente, com base nas informações das execuções orçamentárias de municípios, estados e do governo federal, pode-se calcular a despesa do Estado com o sistema de segurança pública, avaliando sua evolução temporal e por Unidade Federativa. Esses estudos estão sendo atualmente realizados pelos autores.

## REFERÊNCIAS

- ALPAYDIN, E. *Introduction to machine learning*. The MIT Press, 2004.
- BURNHAN, K.; ANDERSON, D. *Model Selection and Inference*. A practical information-theoretic approach. Springer, 1998.
- CAETANO, M. A. *Subsídios cruzados na previdência social brasileira*. Brasília: Ipea, ago. 2006 (Texto para Discussão, n. 1.211).
- CARVALHO, A. X.; CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. *Socioeconomic structure, self-fulfilment, homicides and spatial dependence in Brazil*. Brasília: Ipea, jul. 2005 (Texto para Discussão, n. 1.105).
- CARVALHO, A. X.; TIMMINS, C.; LALL, S. V. *Regional subsidies and industrial prospects for lagged regions*. Banco Mundial, 2005 (Texto de Discussão, n. 3.843).
- CEPAL. *Medición de la pobreza en Brasil: una estimación de las necesidades de energía y proteínas de la población*. Santiago: Cepal, 1996.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W.; CARVALHO, A. O jogo dos sete mitos e a miséria da segurança pública no Brasil. Brasília: Ipea, dez. 2005 (Texto para Discussão, n. 1.144).
- CHEN, X. *Large sample sieve estimation of semi-nonparametric models*. New York University; Department of Economics, Technical Report, Mar. 2005.
- CHEN, X.; CONLEY, T. A new semiparametric spatial model for panel time series. *Journal of Econometrics*, n. 105, p. 59-83, 2001.
- COCHRAN, W. *Sampling techniques*. Wiley, 1977.
- CHRISTE, N. G. S.; SOGUEL, N. C. *Contingent valuation, transport safety and the value of life: studies in risk and uncertainty*. Kluwer Academic Publishers. 1995.
- DA MATA, D. *et al. Determinants of city growth in Brazil*. Ipea, 2005a (Discussion Paper, n. 1.112).
- \_\_\_\_\_. *Examining the growth patterns of Brazilian cities*. Ipea, 2005b (Discussion Paper, n. 1.113).
- DAVISON, A.; HINKLEY, D. *Bootstrap methods and their applications*. Cambridge University Press, 1997.

GREENE, W. *Econometric analysis*. Prentice Hall, 1993.

HALL, P. *The bootstrap and the edgeworth expansion*. Springer, 1992.

HASTIE, T.; TIBSHIRANI, R.; FRIEDMAN, J. *The elements of Statistical learning: data mining inference and prediction*. Springer, 2001.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA)/ INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE)/ UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS (UNICAMP). *Configuração atual e tendências da rede urbana*. 2002. **Série Configuração Atual e Tendências da Rede Urbana**.

LEITENSTORFER, F.; TUTZ, G. *Generalized monotonic regression based on B-Splines with an application to air pollution data*. Ludwig-Maximilians-Universität, maio, 2005 (Discussion Paper, n. 444).

MANSKI, C. *Identification problems in the social sciences*. Harvard University Press. 1999.

\_\_\_\_\_. Monotone instrumental variables: with an application to the returns to schooling. *Econometrica*, v. 68, n. 4, p. 997-1.010, 2000.

MOTA, J. A. *O valor da natureza*. Garamond Universitária, 2001.

PAGAN, A.; ULLAH, A. *Nonparametric econometrics*. Cambridge University Press. July 1999.

ROUSSAS, G. G. *A course in Mathematical Statistics*. Segunda Edição. Academic Press. 1997.

SILVEIRA, F. G. *et al. Dimensão, magnitude e localização das populações pobres do Brasil*. 2006 (Texto de Discussão do Nead).

SOBY, B. A.; BALL, D. J. *Consumer safety and the valuation of life and injury*. Environmental Risk Assessment Unit, University of East Anglia, Norwich. 1991 (Research Report, n. 9).

TUTZ, G.; LEITENSTORFER, F. *Generalized smooth monotonic regression*. Ludwig-Maximilians-Universität, mar. 2005 (Discussion Paper, n. 417).

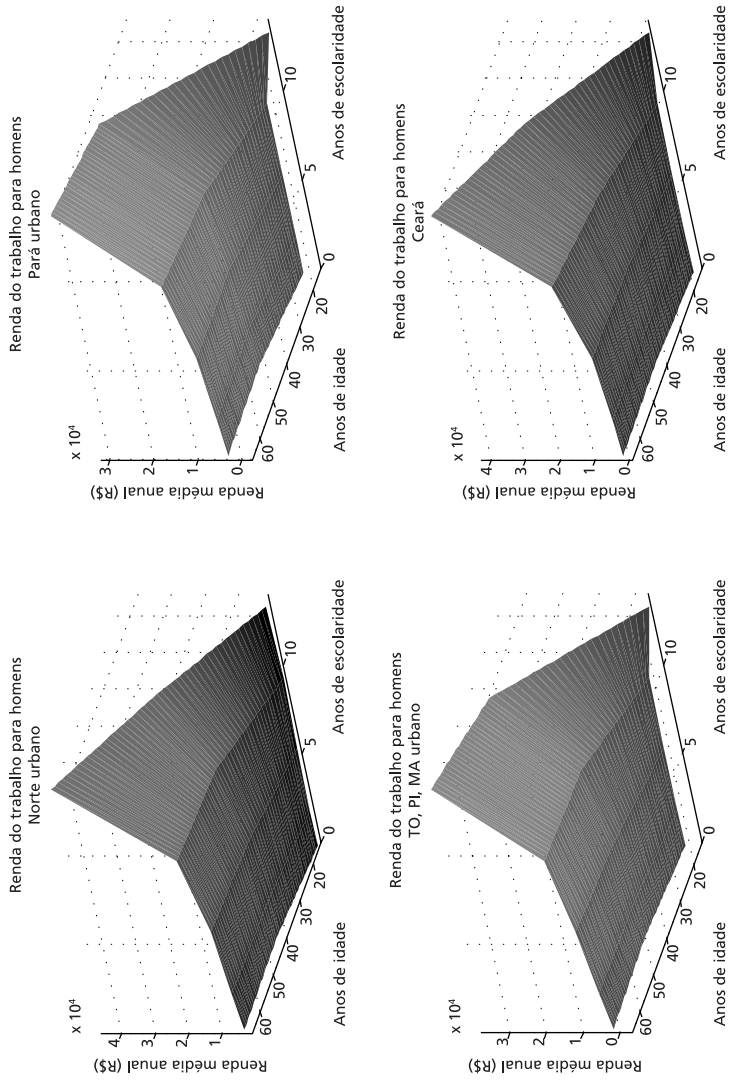
VISCUSI, W. K. The value of risks to life and health. *Journal of Economic Literature*, v. 31, p. 1.912-1.946, 1993.

VISCUSI, W. K.; ALDY, J. E. *The value of a statistical life: a critical review of market estimates throughout the world*. 2003 (NBER Working Paper, n. 9.487).

WOOLDRIDGE, J. *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press, 2002.

**ANEXO I**  
**Funções estimadas para a renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade<sup>17</sup>**

**FIGURA 1.1**  
**Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo masculino**



17. Valores para a renda média de todos os trabalhos em R\$ de setembro de 2001 (mês-base da Pnad para aquele ano).

FIGURA 1.2  
Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo masculino

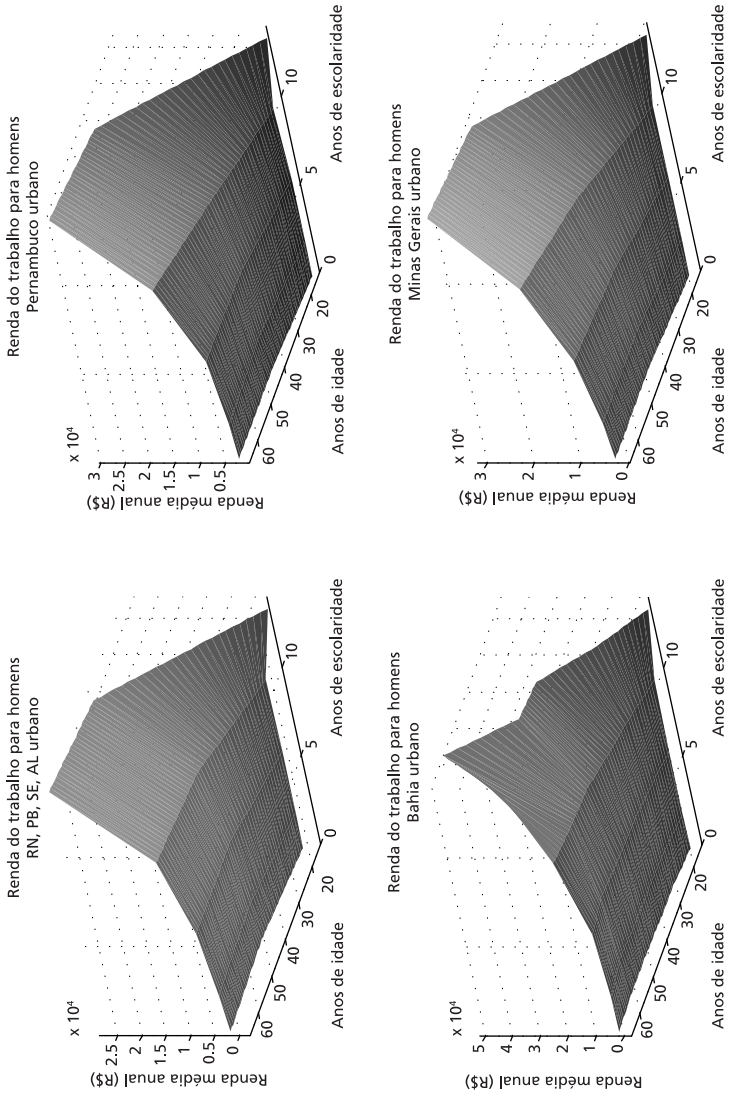




FIGURA 1.3  
 Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo masculino

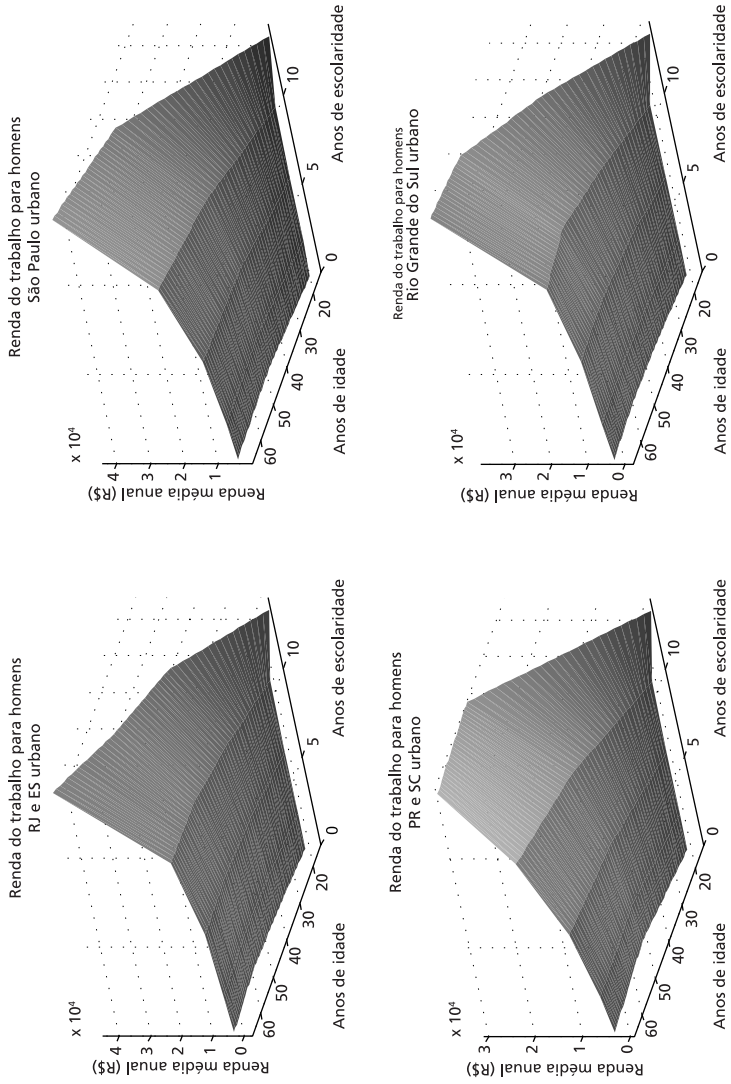
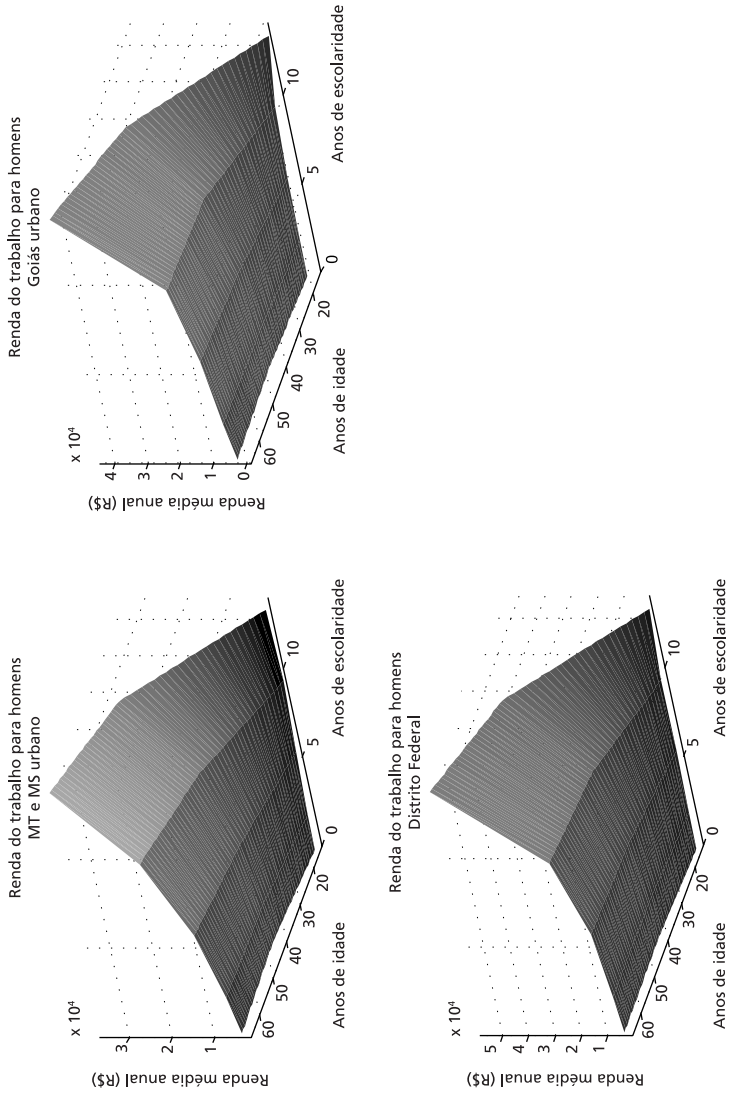


FIGURA 1.4  
Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo masculino



**FIGURA 1.5**  
**Curvas de renda anual do trabalho versus idade e escolaridade para trabalhadores do sexo feminino**

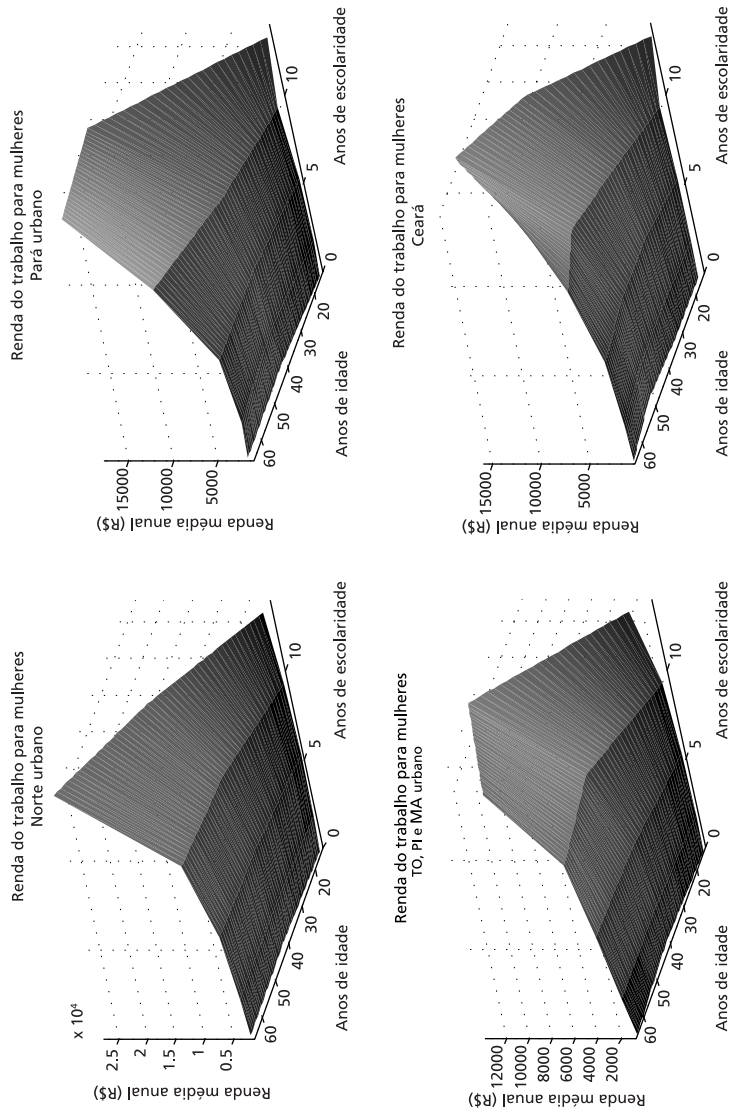


FIGURA 1.6  
Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo feminino

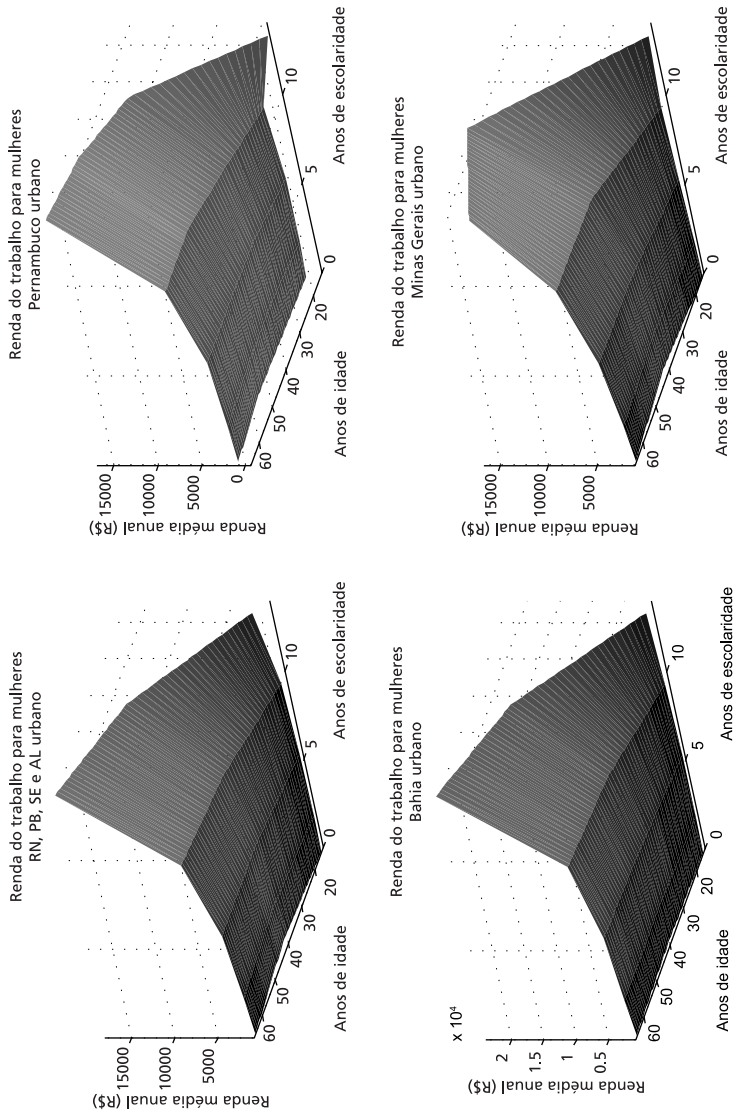


FIGURA 1.7  
 Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo feminino

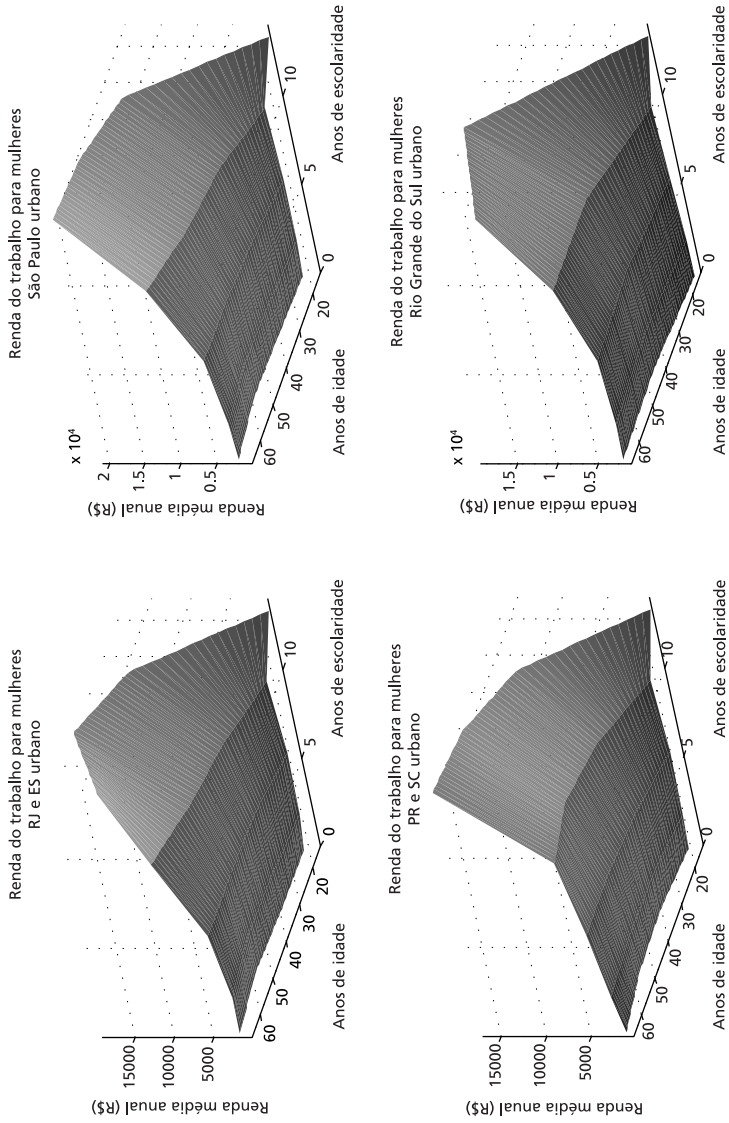
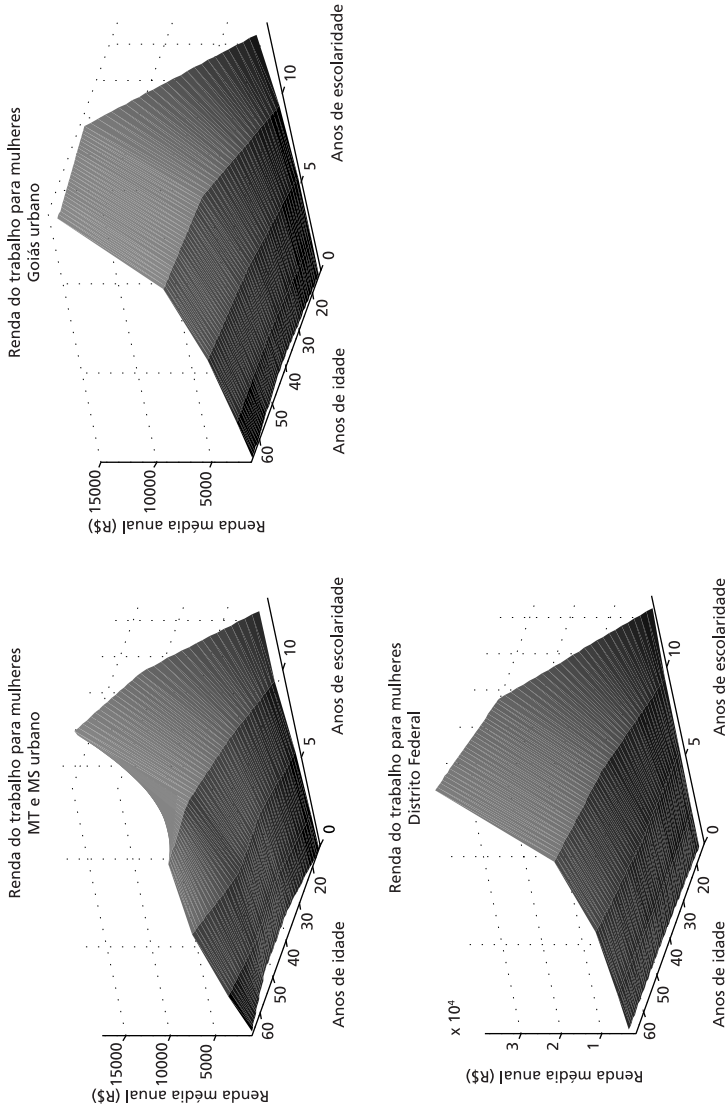


FIGURA 1.8  
Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo feminino



**ANEXO II**  
**Estimativas de custos de produção devido a mortes por causas externas**

**TABELA 2.1**  
**Custos de produção devido a acidentes de transporte (fator de desconto de 6% ao ano)**

Unidade da Federação	2000			2001		
	Nº registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Nº registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	326	27.626	36.177	322	29.686	37.698
Acre	79	6.567	7.667	85	6.107	8.533
Amazonas	315	34.585	36.110	254	25.145	26.826
Roraima	133	18.399	19.350	128	17.723	18.063
Pará	344	26.459	32.292	417	39.781	49.967
Amapá	96	12.448	13.134	107	18.793	18.988
Tocantins	170	12.375	16.119	146	9.340	12.406
Maranhão	315	22.648	28.217	379	30.493	35.551
Piauí	544	42.585	47.503	600	52.123	58.013
Ceará	782	42.141	59.812	895	51.277	77.326
Rio Grande do Norte	234	15.795	18.980	208	14.194	16.830
Pernambuco	272	14.156	18.278	286	14.668	18.919
Alegoas	931	50.822	96.812	874	44.136	77.290
Sergipe	189	8.318	15.115	206	11.143	15.540
Bahia	681	49.872	64.904	733	54.561	71.963
Minas Gerais	1.566	141.172	183.348	1.679	156.667	202.256
Espírito Santo	534	46.725	77.310	546	49.143	78.107
Rio de Janeiro	2.279	255.588	307.788	2.364	261.892	310.453
São Paulo	4.491	508.630	685.487	5.446	665.885	870.137
Pernambuco	1.668	202.635	231.636	1.638	205.279	225.347
Santa Catarina	1.076	107.528	150.211	1.120	110.181	162.669
Rio Grande do Sul	1.618	145.674	222.614	1.585	143.044	216.591
Mato Grosso do Sul	324	33.071	45.184	374	37.066	50.146
Mato Grosso	688	83.007	97.648	668	81.869	97.034
Goias	1.079	80.557	127.826	1.065	83.184	132.705
Distrito Federal	523	87.519	107.852	490	92.086	110.119
<b>Brasil</b>	<b>21.561</b>	<b>2.090.363</b>	<b>2.771.263</b>	<b>22.953</b>	<b>2.319.122</b>	<b>3.023.964</b>
Média por vítima	---	97	129	---	101	132

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

**TABELA 2.2**  
**Custos de produção devido a homicídios (fator de desconto de 6% ao ano)**

Unidade da Federação	2000			2001		
	Nº registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Nº registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	463	40.195	53.285	572	51.298	68.619
Acre	104	8.188	9.072	118	9.808	12.563
Amazonas	495	53.054	55.115	416	45.191	47.629
Roraima	130	14.757	14.958	107	12.091	12.673
Pará	508	44.913	53.432	570	49.073	57.704
Amapá	154	24.103	24.576	167	27.562	27.562
Tocantins	111	7.302	8.818	139	10.376	12.796
Maranhão	288	24.678	27.362	471	40.206	46.707
Piauí	352	23.988	27.443	396	32.579	36.528
Ceará	957	53.406	74.790	987	56.095	78.932
Rio Grande do Norte	138	9.962	11.999	203	13.375	15.894
Paraíba	386	22.422	26.864	378	20.594	25.364
Pernambuco	3.158	164.015	251.048	3.533	180.099	271.186
Alegoas	453	21.235	32.240	561	25.224	38.946
Sergipe	279	14.397	21.611	375	21.989	28.654
Bahia	897	67.617	79.963	1.231	93.338	106.163
Minas Gerais	1.696	163.448	184.413	1.880	193.359	216.580
Espírito Santo	1.187	100.315	172.579	1.204	102.677	168.001
Rio de Janeiro	6.546	856.423	992.958	6.307	793.353	910.324
São Paulo	14.092	2.071.659	2.335.537	14.223	2.077.657	2.368.812
Paraná	1.307	159.624	173.585	1.516	193.110	205.400
Santa Catarina	307	30.628	40.213	361	34.463	47.974
Rio Grande do Sul	1.499	137.795	194.242	1.623	147.644	202.247
Matto Grosso do Sul	521	52.897	69.246	508	55.907	72.660
Matto Grosso	965	112.476	131.125	936	113.677	128.935
Goiás	946	84.903	120.482	993	87.071	119.670
Distrito Federal	687	113.047	132.957	692	118.057	132.009
<b>Brasil</b>	<b>38.626</b>	<b>4.477.446</b>	<b>5.319.914</b>	<b>40.467</b>	<b>4.605.875</b>	<b>5.460.534</b>
Média por vítima	---	116	138	---	114	135

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.



TABELA 2.3  
**Custos de produção devido a acidentes de transporte (fator de desconto de 12% ao ano)**

Unidade da Federação	2000			2001		
	Nº registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Nº registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	326	16.003	20.670	322	17.430	21.912
Acre	79	3.738	4.320	85	3.671	5.044
Amazonas	315	19.686	20.503	254	14.516	15.430
Roraima	133	10.448	10.974	128	10.053	10.258
Pará	344	15.336	18.406	417	23.395	29.366
Amapá	96	6.911	7.297	107	10.418	10.512
Tocantins	170	7.087	9.187	146	5.263	6.920
Maranhão	315	12.892	15.987	379	17.183	19.993
Piauí	544	24.159	26.740	600	30.368	33.513
Ceará	782	24.607	34.158	895	29.528	43.152
Rio Grande do Norte	234	9.156	10.943	208	8.362	9.874
Paraíba	272	8.430	10.667	286	8.585	11.003
Pernambuco	931	30.197	57.159	874	26.113	44.250
Alagoas	304	8.110	14.079	338	8.102	14.276
Sergipe	189	4.953	8.742	206	6.562	9.039
Bahia	681	29.099	37.370	733	31.773	41.461
Minas Gerais	1.566	82.457	106.203	1.679	91.860	117.720
Espírito Santo	534	27.790	44.639	546	29.349	45.497
Rio de Janeiro	2.279	152.198	181.292	2.364	157.814	185.287
São Paulo	4.491	299.598	396.700	5.446	387.190	498.437
Paraná	1.668	119.177	135.675	1.638	119.310	130.469
Santa Catarina	1.076	86.888	86.347	1.120	64.426	92.374
Rio Grande do Sul	1.618	86.550	129.860	1.585	85.745	126.913
Matto Grosso do Sul	324	19.450	25.940	374	21.758	28.964
Matto Grosso	688	46.933	54.639	668	47.283	55.673
Goiás	1.079	47.318	72.714	1.065	49.683	77.048
Distrito Federal	523	50.241	61.614	490	52.831	62.762
<b>Brasil</b>	<b>21.561</b>	<b>1.225.414</b>	<b>1.602.825</b>	<b>22.953</b>	<b>1.358.570</b>	<b>1.747.146</b>
Média por vítima	---	57	74	---	59	76

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

**TABELA 2.4**  
**Custos de produção devido a homicídios (fator de desconto de 12% ao ano)**

Unidade da Federação	2000			2001		
	Nº registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Nº registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rorônia	463	23.597	30.726	572	30.233	39.647
Acre	104	4.658	5.125	118	5.564	6.946
Amazonas	495	29.826	30.945	416	25.274	26.611
Roraima	130	8.241	8.336	107	6.932	7.232
Pará	508	25.472	29.929	570	27.419	31.879
Amapá	154	12.639	12.896	167	14.902	14.902
Tocantins	111	4.061	4.905	139	5.808	7.121
Maranhão	288	13.771	15.257	471	21.984	25.410
Piauí	352	13.169	14.975	396	17.997	20.063
Ceará	957	31.056	43.135	987	32.453	45.015
Rio Grande do Norte	138	5.715	6.837	203	7.678	9.035
Paraíba	386	12.636	15.063	378	11.671	14.194
Pernambuco	3.158	93.863	141.022	3.533	102.570	150.606
Alagoas	453	12.170	18.254	561	14.401	21.719
Sergipe	279	8.359	12.368	375	12.431	15.950
Bahia	897	38.001	44.839	1.231	52.171	59.148
Minas Gerais	1.696	91.365	103.084	1.880	108.958	121.846
Espírito Santo	1.187	58.793	99.327	1.204	59.636	95.848
Rio de Janeiro	6.546	488.384	563.592	6.307	451.476	515.853
São Paulo	14.092	1.164.507	1.303.228	14.223	1.171.910	1.326.996
Paraná	1.307	90.688	98.139	1.516	109.669	116.263
Santa Catarina	307	18.431	23.796	361	20.572	27.843
Rio Grande do Sul	1.499	80.202	111.378	1.623	86.685	117.155
Mato Grosso do Sul	521	30.661	39.143	508	32.621	41.630
Mato Grosso	965	65.035	75.236	936	65.873	74.550
Goiás	946	49.102	68.429	993	50.306	67.446
Distrito Federal	687	63.267	74.152	692	64.325	71.674
<b>Brasil</b>	<b>38.626</b>	<b>2.537.667</b>	<b>2.994.115</b>	<b>40.467</b>	<b>2.611.518</b>	<b>3.072.584</b>
Média por vítima	---	66	78	---	65	76

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

PARTE 2

---



## CRESCIMENTO ECONÔMICO COMPARADO DOS MUNICÍPIOS ALAGOANOS E MINEIROS: UMA ANÁLISE ESPACIAL

Alexandre Manoel Angelo da Silva\*  
Guilherme Mendes Resende\*

### RESUMO

Neste texto, apresentam-se os resultados da investigação sobre quais variáveis determinam as taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios alagoanos (com até 50 mil habitantes) e mineiros (com até 50 mil habitantes), entre 1991 e 2000. Na análise econométrica, não se encontrou autocorrelação espacial no modelo estimado para os pequenos municípios alagoanos. No caso dos pequenos municípios mineiros, essa autocorrelação espacial foi verificada. A investigação econométrica mostra que os determinantes do crescimento econômico de um estado relativamente rico não são idênticos aos determinantes de um estado relativamente pobre. No que diz respeito à estimação do modelo para pequenos municípios de Alagoas, somente o índice de Gini é significativo e negativo na determinação do crescimento da renda do trabalho por habitante. No que concerne aos pequenos municípios de Minas Gerais, foram obtidas quatro variáveis estatisticamente significativas: *i*) renda do trabalho por habitante em 1991; *ii*) número médio de anos de estudo da população com 25 ou mais anos de idade; *iii*) percentual de domicílios com acesso à iluminação elétrica; e *iv*) índice de Gini. Suspeitou-se, portanto, que os pequenos municípios de um estado relativamente pobre precisam de uma melhoria mais acentuada do que a verificada nos indicadores de produtividade e de qualidade de vida, a fim de que esses indicadores possam surtir efeito sobre o crescimento da renda do trabalho por habitante, tendo em vista que nos, pequenos municípios alagoanos, os níveis de produtividade e de qualidade de vida são extremamente baixos em relação aos pequenos municípios mineiros.

### 1 INTRODUÇÃO

No *mainstream* da teoria econômica, a discussão sobre externalidades espaciais (*spillovers*) é recente (FUJITA; KRUGMAN; VENABLES, 1999). Na literatura empírica, a relação entre as externalidades espaciais e o crescimento econômico

---

\*Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

é feita com a utilização de econometria espacial. Rey e Montoury (1999) fazem uma análise estadual para os Estados Unidos, Fingleton (1999) estuda as regiões da União Européia e Moreno e Trehan (1997) utilizam uma amostra de países.

No Brasil, o uso de modelos de econometria espacial para discutir as externalidades tem-se baseado, em sua maioria, em dados dos estados brasileiros. Magalhães, Hewings e Azzoni (2000) utilizam técnicas de econometria espacial para estudar o processo de convergência de renda por habitante entre os estados brasileiros, no período 1970-1995. Os resultados encontrados por esses autores mostram a existência de dependência espacial entre os estados brasileiros e sugerem, portanto, que modelos (estudos) de crescimento econômico que utilizam dados dos estados brasileiros e ignoram a dependência espacial estão mal especificados.

Silveira Neto (2001) fornece evidências empíricas da presença de *spillovers* de crescimento entre as economias dos estados brasileiros, no período 1985-1997. A partir da estatística e dos modelos econométricos espaciais, esse autor evidencia que a localização da economia estadual é um importante condicionante para seu crescimento econômico. Em outras palavras, a economia estadual é significativamente afetada pelos desempenhos das economias vizinhas.

Trabalhos que utilizam dados municipais ou microrregionais brasileiros são ainda pouco tratados pela literatura empírica. Pimentel e Haddad (2004) analisam a renda do trabalho por habitante, para o ano de 2000, nos setores agropecuário, industrial e de serviços, e usam dados microrregionais do estado de Minas Gerais. Esses autores verificam um padrão espacial para os setores analisados e encontram *clusters* com padrões alto-alto (regiões com elevados níveis de renda por habitante cercadas por regiões de altos níveis de renda por habitante) na parte oeste do estado; e baixo-baixo (regiões com baixos níveis de renda por habitante cercadas de regiões com igual desempenho) na parte nordeste do estado.

Neste trabalho apresenta-se a proposta de investigar se os determinantes do crescimento econômico de uma região relativamente pobre são idênticos aos presentes em uma região relativamente rica. No Brasil, de uma forma geral, os estudos que utilizam técnicas de econometria espacial tratam o espaço geográfico de maneira homogênea. Por exemplo, em Silveira Neto (2001) conclui-se que a economia estadual é autocorrelacionada ao desempenho da economia vizinha; no entanto, suas conclusões não consideram a heterogeneidade espacial dentro de cada unidade estadual. De modo que, como proposição de política pública, seus resultados são pouco interessantes, haja vista o fato de as políticas públicas serem implementadas localmente.

Imaginou-se ser possível os determinantes do desenvolvimento de uma região não serem idênticos aos presentes em outra região, seja pelas diferenças nos níveis de produtividade e nos de qualidade de vida, seja por diferenças nos fatores idiossincráticos inerentes à região. Ao comparar-se uma região relativamente pobre

com outra relativamente rica, pode-se investigar se essas diferenças são relevantes na determinação de quais variáveis impactam as taxas de crescimento econômico. Analisou-se, pois, a possibilidade de algumas variáveis serem determinantes do crescimento econômico de uma região, mas não estarem presentes na outra região.

Com o intuito de efetuar essa análise, escolheram-se os pequenos municípios<sup>1</sup> do estado de Alagoas e os pequenos municípios do estado de Minas Gerais, regiões, respectivamente, pobre e rica. A escolha dos municípios desses dois estados refletiu, em tese, no melhor conhecimento dos autores sobre essas Unidades Federativas. No entanto, a questão relevante é a escolha de pequenos municípios situados em um estado relativamente pobre, com baixos níveis dos indicadores socioeconômicos; e em um estado relativamente rico, com altos níveis dos indicadores socioeconômicos. Além disso, ressalta-se, neste trabalho, que, ao serem escolhidos municípios com até 50 mil habitantes situados em um estado relativamente pobre da região Nordeste e em um estado relativamente rico da região Sudeste, faz-se uma tentativa de homogeneizar as idiosincrasias inerentes às respectivas regiões. Ademais, de forma similar ao que Araújo (1995) descreve, que, no Nordeste, há vários nordestes; acredita-se, também, que, no Sudeste, há vários sudestes. Dessa forma, neste trabalho, a proposição de análise torna-se pertinente.

Responder-se-á, portanto, à seguinte indagação: as variáveis que determinam as taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante<sup>2</sup> dos municípios alagoanos são iguais às presentes nos municípios mineiros? A resposta a essa indagação é importante, pois indicará se as políticas públicas aplicadas em pequenos municípios de um estado relativamente rico devem ser idênticas às políticas públicas implementadas em pequenos municípios de um estado relativamente pobre. Nesse sentido, neste trabalho, analisam-se os determinantes das taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos pequenos municípios de Alagoas e Minas Gerais, no período de 1991 a 2000, em consonância com o modelo proposto por Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995). Verificou-se, também, a existência de externalidades espaciais<sup>3</sup> nesses municípios.

Além desta seção, far-se-á, na próxima seção, a apresentação do modelo que será utilizado na análise de crescimento econômico dos pequenos municípios alagoanos e mineiros. Em seguida, serão abordados, respectivamente, a descrição socioeconômica dos pequenos municípios alagoanos e mineiros, a metodologia, a base de dados, os resultados e as conclusões.

---

1. Considerar-se-ão pequenos municípios aqueles com população de até 50 mil habitantes, conforme Motta, Charles e Torres. (1997).

2. A escolha da renda do trabalho por habitante está de acordo com o modelo de Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995), que será apresentado na seção 2.

3. Neste texto, os termos externalidade espacial, autocorrelação espacial, externalidade, *spillover* e transbordamento são utilizados como sinônimos. Esses termos se referem aos efeitos que as variáveis representativas da economia de um município geram sobre os municípios vizinhos.

## 2 UM MODELO DE CRESCIMENTO ECONÔMICO DOS MUNICÍPIOS<sup>4</sup>

Nesta seção, descrever-se-á o modelo que embasará o trabalho empírico. O modelo supõe que os municípios partilham idênticas dotações de trabalho e capital, de modo que a poupança e a dotação exógena de trabalho não causem diferenças nas taxas de crescimento econômico dos municípios.<sup>5</sup> Dessa forma, os municípios diferem-se somente no nível de produtividade e na qualidade de vida. Assim, apresenta-se a seguinte função de produção:

$$f(L_{i,t}) = A_{i,t} L_{i,t}^{\sigma} \quad (1)$$

em que  $A_{i,t}$  representa o nível de produtividade do município  $i$ , no tempo  $t$ .  $L_{i,t}$  representa a população da cidade  $i$ , no tempo  $t$ ,  $f(\cdot)$  é uma função de produção Cobb-Douglas, comum entre os municípios, com elasticidade do produto em relação à mão-de-obra  $\sigma$ . Vale mencionar que a interpretação de  $A_{i,t}$  é ampla, advindo de fontes educacionais e do nível da renda do trabalho.

Em equilíbrio, no mercado de trabalho, a renda do trabalhador é igual à produtividade marginal de seu trabalho:

$$W_{i,t} = \sigma A_{i,t} L_{i,t}^{\sigma-1} \quad (2)$$

Definiu-se a utilidade total como a renda ponderada por um índice de qualidade de vida. Supõe-se que a qualidade de vida é uma função monotonicamente inversa do tamanho dos municípios:

$$\text{Qualidade de vida} = Q_{i,t} L_{i,t}^{-\delta} \quad (3)$$

em que  $\delta > 0$ . O índice de qualidade de vida captura efeitos de vários fatores: criminalidade, densidade populacional, infra-estrutura social, urbanização, acesso aos serviços de saúde e desigualdade de renda.

Assim, no município  $i$ , no ano  $t$ , a utilidade total da renda do trabalho é:

$$U_{i,t} = \sigma A_{i,t} Q_{i,t} L_{i,t}^{\sigma-\delta-1} \quad (4)$$

A partir da expressão (4), pode-se inferir que:

$$\text{Ln} \left( \frac{U_{i,t+1}}{U_{i,t}} \right) = \text{Ln} \left( \frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}} \right) + \text{Ln} \left( \frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}} \right) + (\sigma - \delta - 1) \text{Ln} \left( \frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}} \right) \quad (5)$$

Assume-se:

$$\text{Ln} \left( \frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}} \right) = X'_{i,t} \beta + \varepsilon_{i,t+1} \quad (6)$$

4. O modelo descrito nesta seção está em consonância com Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995).

5. Ao utilizarem-se, nesta análise empírica, municípios com até 50 mil habitantes, tornar-se-á razoável a suposição de que os estoques de capital entre os municípios de um mesmo estado são idênticos, influenciando de maneira equânime a taxa de crescimento econômico municipal.



$$\text{Ln}\left(\frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}}\right) = X'_{i,t}\theta + \zeta_{i,t+1}, \quad (7)$$

nas quais  $X_{i,t}$  é um vetor com as características dos municípios no tempo  $t$ , determinando o crescimento tanto da produtividade quanto da qualidade de vida dos municípios. Ao associar-se (5), (6) e (7) com algumas manipulações algébricas, pode-se escrever a seguinte equação:

$$\text{Ln}\left(\frac{W_{i,t+1}}{W_{i,t}}\right) = \left(\frac{1}{1 + \delta - \sigma}\right) X'_{i,t} (\delta\beta + \sigma\theta - \theta) + \varpi_{i,t+1}, \quad (8)$$

em que  $\chi_{i,t}$  e  $\varpi_{i,t}$  são termos não correlacionados com as características dos municípios.

O resultado desse modelo é que a regressão representante do crescimento da renda do trabalhador pode ser interpretada como uma função das características (produtividade e qualidade de vida) dos municípios. Mais precisamente, o crescimento da renda do trabalhador é uma ponderação entre o nível de produtividade e a qualidade de vida do município.

É válido mencionar que, se verificada a presença de externalidades espaciais nos municípios, será utilizada a equação (8), com a seguinte especificação econométrica:

$$\text{Ln}\left(\frac{W_{i,t+1}}{W_{i,t}}\right) = \rho C_1 \text{Ln}\left(\frac{W_{i,t+1}}{W_{i,t}}\right) + \left(\frac{1}{1 + \delta - \sigma}\right) X'_{i,t} (\delta\beta + \sigma\theta - \theta) + \varpi_{i,t+1} \quad (9)$$

em que  $\varpi_{i,t+1} = \lambda C_2 \varpi_{i,t+1} + \gamma_{i,t+1}$  e  $\gamma_{i,t+1} \sim N(0, \sigma^2 I)$ .  $C_1$  e  $C_2$  são matrizes de contigüidade, de modo que, caso a autocorrelação espacial seja verificada somente na variável dependente, ter-se-á  $C_2 = 0$ . Caso a autocorrelação espacial seja somente nos erros, ter-se-á  $C_1 = 0$ . Na seção 4, apresentar-se-á uma discussão mais detalhada acerca da especificação econométrica utilizada.

No modelo empírico apresentado neste trabalho, os sinais esperados para os coeficientes representativos dos níveis da produtividade e da qualidade de vida<sup>6</sup> estão no quadro 1. Salienta-se que os sinais esperados das variáveis, informadas na coluna “Referencial teórico” do quadro 1, têm como referência as teorias de crescimento econômico e são discutidos a seguir. Como bem salienta Andrade e Serra (1998), as cidades são exemplos de economias abertas, nas quais os fluxos dos fatores de produção têm ampla mobilidade. Por isso mesmo, são casos para os quais parecem perfeitamente adequadas algumas hipóteses do modelo de crescimento econômico neoclássico.

6. A escolha das *proxies* da produtividade e da qualidade de vida será discutida na seção 5, na qual se discorrerá sobre a base de dados utilizada na estimação do modelo.

QUADRO 1  
Sinais esperados das variáveis

Características dos municípios	Variável	Sinal esperado	Referencial teórico
Produtividade	Ln (Renda do trabalho em 1991)	–	(SOLOW, 1956)
	Número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade ( <i>proxy</i> para capital humano)	+	(LUCAS, 1988); (MANKIW; ROMER; WEIL, 1992)
	Porcentagem de domicílios com acesso à água encanada ( <i>proxy</i> para infra-estrutura social)	+	(BARRO, 1990)
	Porcentagem de domicílios com acesso à iluminação elétrica ( <i>proxy</i> para infra-estrutura social)	+	(BARRO, 1990)
Qualidade de vida	Taxa de mortalidade infantil ( <i>proxy</i> para estado de saúde)	–	(BLOOM <i>et al.</i> , 2001)
	Densidade populacional ( <i>proxy</i> para efeitos de congestão)	–	(FUJITA; KRUGMAN; VENABLES, 1999); (FUJITA; THISSE, 2002)
	Taxa de urbanização ( <i>proxy</i> para economias de aglomeração)	+	(FUJITA; KRUGMAN; VENABLES, 1999); (FUJITA; THISSE, 2002)
	Taxa de homicídios ( <i>proxy</i> para criminalidade)	–	–
	Índice de Gini ( <i>proxy</i> para desigualdade na distribuição interpessoal de renda)	–	(ALESINA; RODRICK, 1994)

Elaboração dos autores.

No quadro 1, o coeficiente da variável renda do trabalho, em 1991, apresenta um sinal esperado negativo. Seguindo o modelo neoclássico de Solow, verificou-se a ocorrência da convergência beta condicional. A idéia principal é a de que uma região (ou um município) crescerá mais rapidamente para seu próprio estado estacionário. Logo, o modelo não prevê convergência de renda por habitante em todas as circunstâncias; uma região pobre pode crescer mais devagar do que uma região rica. Nesse sentido, Barro e Sala-I-Martin afirmam: “*The neoclassical model does predict that each economy converges to its own steady state and that speed of this convergence relates inversely to the distance from the steady state*” (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2003, p. 48).

No que concerne à *proxy* de capital humano explicitaram-se duas teorias de crescimento econômico que determinam o sinal esperado de seu coeficiente. Mankiw, Romer e Weil (1992) propuseram um modelo de Solow “ampliado” pela inclusão de uma variável que representa a acumulação de capital humano.<sup>7</sup> Assim, a variável capital, presente no modelo original de Solow, poderia ser desmembrada em duas: capital físico e capital humano. Reconhece-se, então, que a mão-de-obra de diferentes regiões tem diferentes níveis de instrução e de qualificação. Assim, uma elevação da escolaridade da população pode elevar (transitoriamente) as taxas de crescimento da renda *per capita* e (permanentemente) o nível da renda *per capita*. O modelo de crescimento endógeno de Lucas (1988), por sua vez, acrescenta capital humano ao modelo de crescimento neoclássico (Solow), mas de forma distinta da de Mankiw, Romer e Weil (1992). A teoria do capital

7. No artigo, Mankiw, Romer e Weil (1992) usam como *proxy* para capital humano a porcentagem da população economicamente ativa matriculada no ensino secundário.

humano trabalha com o fato de um indivíduo alocar seu tempo em várias atividades no período corrente que afeta sua produtividade no período futuro. No modelo de Lucas, uma política que conduz a um aumento permanente no tempo que as pessoas despendem para obter qualificações gera um aumento permanente no crescimento da renda por trabalhador. Quando o indivíduo aumenta sua qualificação, há a geração de externalidades para a economia, cujos efeitos sobre a produtividade compensam o declínio da produtividade do capital oriundo dos rendimentos decrescentes. Uma conclusão desse modelo é que uma economia com baixos níveis de capital humano e de capital físico ficará permanentemente abaixo de uma economia inicialmente mais bem dotada.

No intuito de captar o nível da qualidade de vida dos municípios, foram selecionadas sete variáveis. No entanto, os sinais esperados para tais variáveis serão discutidos a seguir. Em relação à *proxy* de estado de saúde da população, representada pela taxa de mortalidade infantil, o sinal esperado do seu coeficiente é negativo. Para chegar-se a esse resultado, uma maneira é “ampliar” o modelo de Solow e analisar a relação entre o estado de saúde<sup>8</sup> médio da economia e o estoque de capital humano. Essa é a forma mais tradicional de se incorporar o estado de saúde em modelos de crescimento.<sup>9</sup> Assim, o estado de saúde é considerado parte do estoque de capital humano, alterando diretamente a capacidade produtiva dos indivíduos. Conclui-se que regiões com maiores níveis de saúde (por exemplo, menor mortalidade infantil ou maior expectativa de vida) teriam maiores taxas de crescimento da renda *per capita* na transição e maiores níveis de renda *per capita* permanentemente.

Os sinais esperados para os dois coeficientes das *proxies* de infra-estrutura social são positivos. Assim, espera-se um efeito positivo da infra-estrutura sobre o crescimento econômico. E o modelo no qual se baseou para tal assertiva é o de Barro (1990). Esse autor construiu um modelo segundo o qual os gastos do governo financiados por taxação entram na função de produção da economia. Assim, o crescimento é gerado endogenamente por meio da presença de retornos constantes de escala na acumulação conjunta de capital e gastos do governo, fatores produtivos na função de produção. O autor introduz capital público financiado via taxação sobre a renda, derivando uma relação não-linear entre política fiscal e crescimento. O efeito negativo da taxação sobre a renda dos fatores seria compensado por um efeito positivo de gastos públicos em infra-estrutura – financiados pela receita tributária – sobre os mesmos fatores, gerando a não-linearidade da relação. Assim, no que se refere a gastos com infra-estrutura, esses teriam um efeito positivo sobre o crescimento econômico.

---

8. Geralmente, como *proxy* para o estado de saúde, usam-se, nos trabalhos empíricos, taxa de mortalidade infantil e expectativa de vida.

9. Ver, por exemplo, Bloom, Canning e Sevilha (2001).

No que concerne ao sinal esperado para o coeficiente da *proxy* de concentração interpessoal de renda, esse sinal é positivo. Assim, espera-se um efeito negativo de uma maior concentração da renda sobre o crescimento econômico. Na literatura de crescimento econômico, Alesina e Rodrick (1994) derivam, endogenamente, no modelo, a política fiscal a ser implementada pelo governo. O grau de concentração de renda é um fator determinante para a escolha dessa política. Alesina e Rodrick (1994) constroem um modelo de crescimento e da política fiscal endógenos, no qual a carga tributária é escolhida mediante voto direto dos indivíduos. A política fiscal adotada pelo governo é formalizada a partir do teorema do eleitor mediano. Esse teorema estabelece que, em democracias, quando se escolhe por voto majoritário uma única questão, a opção escolhida pela sociedade será a opção mediana, ou seja, a opção capaz de maximizar a utilidade do eleitor mediano. Assim, quanto mais pobre em capital for o eleitor mediano, maior será a alíquota resultante. Logo, quanto mais concentrada for a distribuição de renda, mais elevada a carga tributária escolhida democraticamente, uma vez que essa incidiria majoritariamente sobre o capital. Distribuição de renda e crescimento econômico apresentam, conseqüentemente, uma relação de longo prazo linear e negativa.

Neste trabalho, utilizaram-se as previsões da Nova Geografia Econômica (FUJITA; KRUGMAN; VENABLES, 1999; FUJITA; THISSE, 2002) para explicitar os sinais esperados dos coeficientes das *proxies* que captam os efeitos de congestão (densidade populacional) e efeitos de economias de aglomeração (urbanização). O sinal esperado para o coeficiente da *proxy* de economias de aglomeração é positivo, visto que o resultado da Nova Geografia Econômica é o de que as que regiões aglomeradas tendem a ter maiores taxas de crescimento econômico.<sup>10</sup> O sinal esperado para o coeficiente da *proxy* que capta os efeitos de congestão, por sua vez, é negativo, visto que as áreas densamente habitadas podem ter custos elevados, o que causa deseconomias externas e, assim, um menor crescimento econômico. Salienta-se, por fim, que o sinal esperado negativo para a *proxy* de criminalidade se baseia somente em trabalhos empíricos, como os de Da Mata *et al.* (2005), Andrade e Lisboa (2000) e Freeman (1994).

### 3 DESCRIÇÃO DOS MUNICÍPIOS ALAGOANOS E MINEIROS

A fim de se efetuar uma análise consistente com o modelo de Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995), escolheram-se os pequenos municípios alagoanos e mineiros – aqueles com população de até 50 mil habitantes –, em consonância com o propósito no estudo de Motta, Charles e Torres (1997). Na figura 1, em 1991, período inicial da análise empírica, descrevem-se as populações das Áreas Mínimas

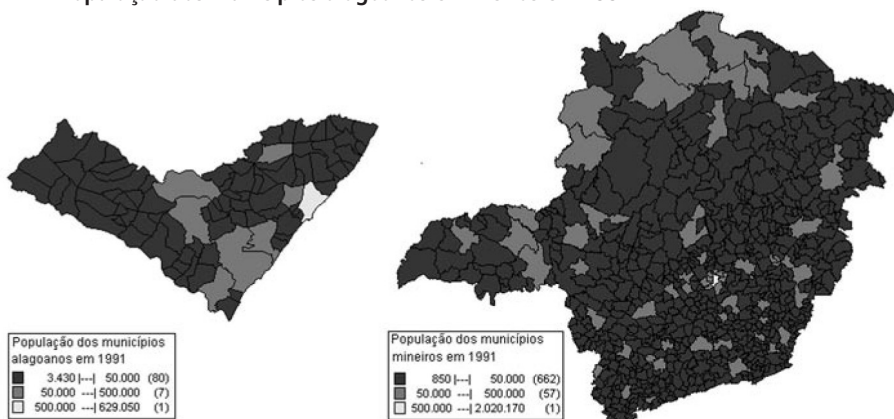
10. O foco dos modelos da Nova Geografia Econômica é, essencialmente, em estruturas estáticas, isto é, modelos em que a taxa de crescimento econômico de longo prazo é, por hipótese, zero. Em Fujita e Thisse (2002, cap. 11) mostra-se um modelo no qual é feito o elo entre crescimento econômico de longo prazo e aglomeração. A análise confirma a idéia que aglomeração e crescimento se reforçam.

Comparáveis (AMC)<sup>11</sup> de Alagoas e Minas Gerais. Note-se que, tanto em Alagoas quanto em Minas Gerais, em 1991, existia apenas um município com mais de 500 mil habitantes: as capitais Maceió, com 629.050 habitantes, e Belo Horizonte, com 2.020.170. Existiam 80 municípios pequenos em Alagoas, que constituíam cerca de 90% do total de municípios alagoanos no ano de 1991; por sua vez, em Minas Gerais, existiam 662 municípios pequenos, que representavam aproximadamente 91% do total de municípios mineiros.

Como pode ser visto na figura a seguir, ilustraram-se, com uma tonalidade mais escura, as regiões caracterizadas por municípios pequenos. Na visualização dessa figura, percebe-se que existe uma grande relação de vizinhança entre esses municípios, o que pode implicar a existência de fatores econômicos de um município pequeno influenciando o seu vizinho. Nesta análise empírica, verifica-se a presença de autocorrelação espacial entre os municípios alagoanos ou mineiros no modelo econométrico estimado. Caso a presença de autocorrelação espacial seja significativa, dir-se-á que há externalidades espaciais entre os municípios pequenos que são vizinhos.<sup>12</sup>

FIGURA 1

## População dos municípios alagoanos e mineiros em 1991



Fonte: Ipeadata.

Obs.: Mapa feito pelos autores.

Na legenda, entre parênteses, o número de municípios nos respectivos intervalos da população municipal em 1991.

Na figura 2, em relação ao período de 1991 a 2000, apresentam-se as taxas médias de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios alagoanos. Observa-se que, em Alagoas, aproximadamente 46% dos pequenos

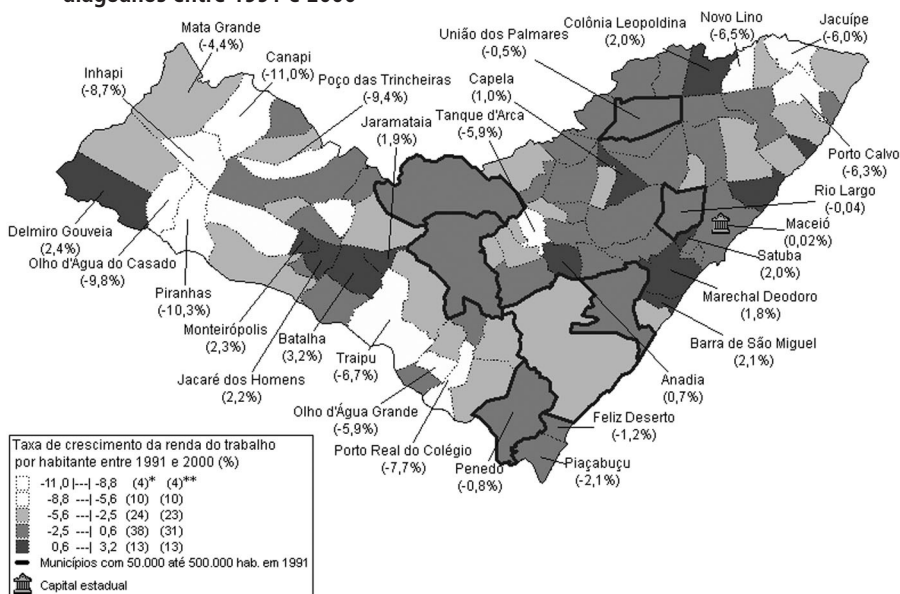
11. No decorrer do texto, usar-se-á AMC e municípios como termos sinônimos. O número de municípios brasileiros aumentou de 3.951, em 1970, para 5.507, em 2000. Em virtude da criação desses novos municípios, as mudanças nos contornos e nas áreas geográficas dos municípios impedem, no âmbito municipal, comparações intertemporais consistentes de variáveis demográficas, econômicas e sociais. Para que possam ser feitas essas comparações, é necessário agregar municípios em áreas mínimas comparáveis.

12. Neste caso, consideraram-se vizinhos os municípios que têm fronteiras ou vértices com outros.

municípios apresentaram taxa média de crescimento da renda do trabalho por habitante menor do que -2,5%. Além disso, somente cerca de 16% dos pequenos municípios tiveram taxa média de crescimento da renda do trabalho por habitante acima de 0,6%. Ressalta-se que a maior taxa média de crescimento da renda do trabalho por habitante de um município alagoano foi 3,2%.

FIGURA 2

### Taxas médias de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios alagoanos entre 1991 e 2000



Fonte: Ipeadata.

Obs.: \* Na legenda, na primeira coluna, entre parênteses, o número de municípios nos respectivos intervalos de taxa de crescimento da renda do trabalho por habitante, abrangendo o total de municípios do estado de Alagoas em 1991.

\*\* Na segunda coluna, os 80 municípios com até 50 mil habitantes (pequenos municípios).

No mapa anterior, percebe-se que os municípios com maior crescimento da renda do trabalho por habitante, Batalha e Delmiro Gouveia, não possuem predominância econômica da atividade econômica mais importante do estado de Alagoas, o cultivo da cana-de-açúcar. A cultura da cana-de-açúcar predomina no litoral sul (por exemplo, em Barra de São Miguel) e na zona da mata alagoana (por exemplo, em Capela), e representa aproximadamente 25% do Produto Interno Bruto (PIB) de Alagoas em 2000. Em Batalha, predominam culturas associadas à produção de leite e, em Delmiro Gouveia, predominam a agroindústria e a pecuária.

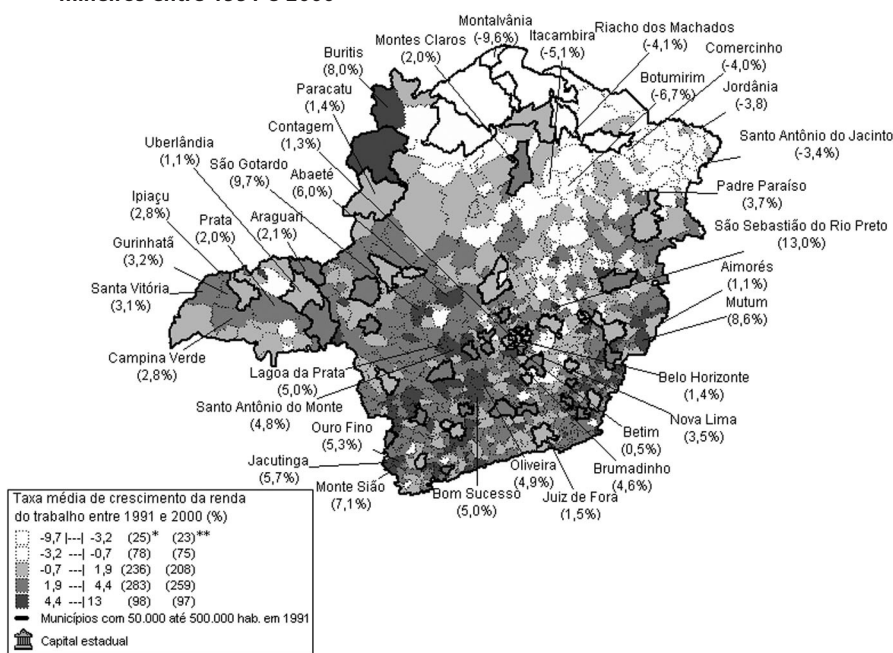
Na figura 3, em relação ao período 1991 a 2000, apresenta-se as taxas médias de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios mineiros. Em Minas Gerais, aproximadamente 15% dos municípios pequenos apresentaram

taxa média de crescimento da renda do trabalho por habitante menor do que -0,7%. Além disso, cerca de 54% dos municípios tiveram taxa média de crescimento acima de 1,9%. Ressalta-se que a maior taxa média de crescimento da renda por habitante de um município mineiro foi 13%.

Observa-se que, no norte de Minas Gerais e no Vale do Jequitinhonha – caracterizados por serem regiões com baixo nível de desenvolvimento econômico –, houve predominância de baixo crescimento da renda do trabalho por habitante, evidenciado na figura 3 pela predominância de áreas mais claras. O sul de Minas Gerais e a região centro-oeste mineira foram as que tiveram as maiores taxas médias de crescimento da renda do trabalho por habitante, conforme se visualiza na figura 3.

FIGURA 3

**Taxas médias de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios mineiros entre 1991 e 2000**



Fonte: Ipeadata.

Obs.: \* Na legenda, na primeira coluna, entre parênteses, o número de municípios nos respectivos intervalos da taxa de crescimento da renda do trabalho por habitante abrangendo o total de municípios de Minas Gerais em 1991.

\*\* Na segunda coluna, os 662 municípios com até 50 mil habitantes (os pequenos municípios).

No sul mineiro predominam as atividades econômicas de diversos setores, tais como: mecânico, agroindustrial, eletroeletrônico, de confecções, calçados e minerais não-metálicos, turismo, entre outros. No centro-oeste mineiro estão presentes as atividades agrícolas de terras de cerrados. A atividade industrial na região

relaciona-se ao segmento de bens intermediários em virtude dos recursos ali existentes (calcário, granito e quartzo) e de consumo (calçados, confecções e móveis).

Na tabela 1, nota-se que, em 1991, no que concerne aos municípios pequenos, com até 50 mil habitantes, os municípios alagoanos tinham, em média, renda por habitante de aproximadamente R\$ 59,00, com 81% dessa renda proveniente de rendimentos do trabalho; entre 1991 e 2000, a média das taxas de crescimento da renda por habitante dos municípios alagoanos foi de 2,3%, enquanto a média das taxas de crescimento da renda do trabalho foi negativa, na ordem de -2,7%. Desse modo, em 2000, em média, a renda por habitante dos municípios alagoanos passou a ser cerca de R\$ 72,00, com 53% dessa renda proveniente de rendimentos do trabalho. Em outras palavras, as transferências de renda efetuadas pelos governos federal, estadual e municipal aumentaram a participação no total da renda gerada por esses municípios alagoanos.

Por sua vez, em 1991, os municípios pequenos de Minas Gerais, com até 50 mil habitantes, tinham, em média, aproximadamente uma renda por habitante de R\$ 121,00, com 83% dessa renda proveniente de rendimentos do trabalho; entre 1991 e 2000, a média das taxas de crescimento da renda por habitante dos municípios mineiros foi de 4,6%, enquanto a média das taxas de crescimento da renda do trabalho foi positiva, na ordem de 1,9%. Assim, em 2000, em média, a renda por habitante dos municípios mineiros passou a ser cerca de R\$ 180,00, com 67% dessa renda proveniente de rendimentos do trabalho. Ou seja, de modo similar ao que aconteceu em Alagoas, as transferências de renda efetuadas pelos governos federal, estadual e municipal aumentaram a participação no total da renda gerada por esses municípios mineiros.

Na tabela 1, para os anos de 1991 e 2000, apresentam-se 20 variáveis referentes aos municípios alagoanos e mineiros, com seus respectivos valores médios, mínimos, máximos e desvios-padrão.

Ainda em relação à renda, note-se que, em 1991, os pequenos municípios mineiros tinham, em média, aproximadamente, o dobro tanto da renda por habitante quanto da renda do trabalho por habitante dos pequenos municípios alagoanos; entre 1991 e 2000, a média das taxas de crescimento da renda por habitante dos municípios alagoanos foi metade da média das taxas de crescimento da renda por habitante dos municípios mineiros. Por sua vez, a média das taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios alagoanos foi cerca de 2,5 vezes menor do que a média das taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios mineiros. Em consequência disso, em 2000, em média, a renda por habitante dos municípios mineiros passou a ser cerca de 2,5 vezes a renda por habitante dos municípios alagoanos, e a renda do trabalho por habitante dos municípios mineiros passou a ser, aproximadamente, três vezes a renda do trabalho por habitante dos municípios alagoanos.



**TABELA 1**  
**Descrição socioeconômica dos municípios alagoanos e mineiros com até 50 mil habitantes em 1991**

Variáveis	Municípios alagoanos com até 50 mil habitantes em 1991 Ano: 1991 – Nº obs. = 80				Municípios alagoanos com até 50 mil habitantes em 1991 Ano: 2000 – Nº obs. = 80				Municípios mineiros com até 50 mil habitantes em 1991 Ano: 1991 – Nº obs. = 662				Municípios mineiros com até 50 mil habitantes em 1991 Ano: 2000 – Nº obs. = 662			
	Média*	Mín.	Máx.	Dp**	Média*	Mín.	Máx.	Dp**	Média*	Mín.	Máx.	Dp**	Média*	Mín.	Máx.	Dp**
Taxa de crescimento da renda do trabalho por habitante entre 1991 e 2000 (%)	-2,7	-11,0	3,2	3,2	-	-	-	-	1,9	-9,6	13,0	2,6	-	-	-	-
Taxa de crescimento da renda por habitante entre 1991 e 2000 (%)	2,3	-3,1	7,7	2,0	-	-	-	-	4,6	-2,8	12,9	2,0	-	-	-	-
Taxa de crescimento populacional entre 1991 e 2000 (%)	0,7	-3,7	4,2	1,5	-	-	-	-	0,5	-5,6	8,5	1,3	-	-	-	-
Taxa de homicídios (1991-2000)	20,7	7,1	51,8	8,7	-	-	-	-	17,3	2,0	118,4	11,9	-	-	-	-
População total	15.098	3.438	45.501	9.038	16.156	2.926	53.464	9.849	11.326	852	49.956	9.675	12.142	873	58.335	10.928
Renda do trabalho por habitante (R\$ de 2000)	47,8	23,7	101,8	12,5	39,2	12,6	89,7	15,3	101,5	29,8	275,6	39,3	123,5	25,3	396,8	54,2
Renda por habitante (R\$ de 2000)	58,7	33,4	118,9	14,8	71,5	37,6	129,6	17,5	120,8	46,6	303,1	44,2	179,9	61,5	487,5	64,0
Proporção da renda proveniente de rendimentos do trabalho	0,81	0,66	0,89	0,05	0,53	0,30	0,71	0,11	0,83	0,63	0,93	0,04	0,67	0,36	0,82	0,08
Proporção da renda proveniente de transferências governamentais	0,13	0,07	0,20	0,03	0,18	0,12	0,31	0,03	0,11	0,03	0,28	0,03	0,18	0,06	0,32	0,05
Índice de Gini	0,49	0,39	0,64	0,06	0,61	0,51	0,75	0,06	0,54	0,43	0,71	0,04	0,55	0,44	0,73	0,05
% pessoas com renda domiciliar por habitante <R\$37,75	52,2	28,3	76,5	10,3	51,1	27,5	75,6	9,8	28,7	3,4	70,4	14,7	17,6	1,8	55,8	12,6
Nº médio de anos de estudo	1,7	0,8	3,1	0,5	2,6	1,7	5,2	0,6	3,3	0,9	6,6	0,8	4,2	1,8	6,7	0,8
% de pessoas analfabetas	63,8	43,0	79,5	7,9	51,5	25,1	63,7	6,8	30,5	11,9	67,5	11,8	21,8	6,8	56,7	9,7
Esperança de vida	56,2	50,9	63,3	3,1	62,9	55,9	68,9	3,0	65,4	55,3	71,5	3,1	69,8	59,4	76,9	3,1
Taxa de mortalidade infantil	83,3	49,5	114,0	16,1	52,7	30,5	85,1	12,6	38,0	20,7	77,0	10,3	30,2	11,3	71,1	10,2
Taxa de fecundidade	5,1	3,4	7,3	0,9	3,9	2,5	6,1	0,7	3,2	2,1	6,7	0,8	2,6	1,7	5,1	0,5
Densidade populacional	67	20	215	35	72	20	294	42	27	2	522	30	30	1	646	37
Taxa de urbanização	42,0	7,9	87,9	18,8	49,9	6,7	90,3	20,6	53,8	6,6	98,8	19,3	62,5	14,4	100,0	18,3
% de domicílios com água encanada	26,3	3,4	60,0	14,2	45,9	9,8	90,3	19,8	45,9	0,0	91,8	18,5	65,2	19,8	95,5	15,6
% de domicílios com iluminação elétrica	60,6	25,4	90,6	16,7	81,4	52,0	98,2	10,1	74,5	22,3	99,1	18,4	91,3	51,8	100,0	9,2

Elaboração dos autores.

Obs.: \* Média aritmética.

\*\* DP = desvio-padrão.

Em 1991, nos municípios alagoanos, em média, o coeficiente de Gini,<sup>13</sup> que mensura a concentração interpessoal de renda, era 0,49; entre 1991 e 2000, esse coeficiente aumentou, em média, 0,11. Em vista disso, pode-se suspeitar que a elevação das transferências de renda aos pequenos municípios alagoanos não contribuiu para a diminuição da desigualdade de renda, porquanto, em média, em 2000, observa-se uma concentração de renda maior (coeficiente de Gini mais elevado) do que aquela observada em 1991.

Entretanto, ao observar-se o percentual de pessoas que moram em domicílios com renda domiciliar por habitante menor que um quarto do salário mínimo, uma *proxy* do nível de pobreza, que, na tabela 1, está identificada como percentual de pessoas com renda domiciliar por habitante menor que R\$ 37,75, suspeita-se que as transferências de renda puderam contribuir para a estabilização do nível de pobreza existente nos pequenos municípios alagoanos. Em 1991, nesses municípios, o percentual de pobres era de cerca de 52%. Entre 1991 e 2000, em média, esse percentual passou a ser, aproximadamente, 51%, indicando que as transferências diretas governamentais, apesar de não terem contribuído para a diminuição da desigualdade de renda, mostraram-se importantes para a estabilização do número de pessoas pobres nos pequenos municípios de Alagoas. Vale ressaltar que, entre 1991 e 2000, houve declínio na renda do trabalho por habitante nesses pequenos municípios alagoanos, o que naturalmente levaria a um aumento da pobreza; no entanto, o conseqüente aumento nas transferências governamentais, ao que tudo indica, além de frear esse aumento, induziu à estabilização do número de pobres dos pequenos municípios alagoanos.

Ainda na tabela 1, em 1991, nos municípios mineiros, em média, o coeficiente de Gini era de 0,54; em 2000, esse coeficiente passou a ser de 0,55. Em vista disso, pode-se suspeitar que as transferências de renda efetuadas aos municípios mineiros, assim como nos pequenos municípios alagoanos, também não contribuíram para a diminuição da desigualdade de renda, pois, em média, em 2000, observou-se concentração em um patamar similar ao observado em 1991. Observa-se também que, em 2000, os pequenos municípios alagoanos passaram a possuir, em média, uma concentração de renda maior que a dos municípios mineiros.

Nos pequenos municípios mineiros, o percentual de pessoas que moram em domicílios com renda domiciliar por habitante menor que um quarto do salário mínimo, uma *proxy* do nível de pobreza, diminuiu de 28,7%, em 1991, para 17,6%, em 2000. Desde que em Minas Gerais, entre 1991 e 2000, houve um crescimento da renda do trabalho por habitante, não se reafirmou, para os pequenos municípios mineiros, a suspeita de que o aumento das transferências governamentais tinha sido importante para a diminuição da pobreza. Porém, suspeitou-se, também, no

---

13. O índice de Gini varia de 0 a 1. Quanto mais próximo estiver de 1, maior será a concentração interpessoal de renda.

caso dos pequenos municípios mineiros, que inexistiu uma relação entre o aumento das transferências governamentais e a diminuição da desigualdade de renda. Haja vista que, mesmo em um ambiente de crescimento da renda do trabalho por habitante e de aumento das transferências do governo, o patamar de desigualdade de renda manteve-se basicamente estável nos pequenos municípios mineiros, durante a última década do século passado.

De forma geral, afirma-se, neste trabalho, que, entre 1991 e 2000, as transferências governamentais e a desigualdade aumentaram, e a pobreza diminuiu, nos pequenos municípios alagoanos e mineiros. Não obstante, em virtude de os pequenos municípios alagoanos apresentarem, em média, taxa de crescimento da renda do trabalho por habitante negativa, e os pequenos municípios mineiros, em média, taxa de crescimento da renda do trabalho por habitante positiva, não se pode descritivamente inferir sobre alguma relação entre o crescimento da renda do trabalho, variável dependente do modelo apresentado na seção anterior, que terá os resultados empíricos analisados na seção 6, com as transferências governamentais, a desigualdade de renda e a pobreza.

No que diz respeito ao número médio de anos de estudo da população com 25 anos de idade ou mais, uma *proxy* do nível educacional, em 1991, os pequenos municípios alagoanos possuíam, em média, 1,7 ano; os pequenos municípios mineiros, 3,3 anos. Entre 1991 e 2000, nos pequenos municípios alagoanos e mineiros, esse número médio de anos de estudo foi elevado em 0,9 ano. Ainda em relação à educação, no que diz respeito à taxa de analfabetismo, entre 1991 e 2000, nos pequenos municípios alagoanos e mineiros, houve diminuições de 12,3 e 8,7 pontos percentuais, respectivamente. Percebe-se, pois, que houve uma melhoria educacional tanto nos pequenos municípios alagoanos quanto nos pequenos municípios mineiros; contudo, não parece existir, do ponto de vista descritivo, uma relação clara entre a melhoria educacional e o crescimento da renda do trabalho por habitante. Porquanto, nos pequenos municípios alagoanos esse crescimento foi negativo, e, nos pequenos municípios mineiros, foi positivo.

Em 1991, nos pequenos municípios alagoanos, em cada mil crianças, com até um ano de idade, morriam 83. Em 2000, nesses municípios, essa taxa de mortalidade infantil, uma *proxy* para o estado de saúde da população, passou a ser de 52,7 por mil. Por sua vez, nos municípios mineiros, a taxa de mortalidade infantil foi reduzida de 38 por mil, em 1991, para 30,2 por mil, em 2000. No que diz respeito à porcentagem de domicílios com acesso à água encanada, em 1991, os municípios alagoanos apresentaram, em média, um percentual de 26,3%; enquanto os municípios mineiros, em média, 45,9%. Em 2000, os municípios alagoanos aumentaram esse acesso para 45,9%; enquanto os municípios mineiros, para 65,2%. Houve, portanto, uma melhoria no estado de saúde da

população e no acesso à água encanada, tanto nos pequenos municípios alagoanos quanto nos pequenos municípios mineiros; contudo, no caso dos pequenos municípios alagoanos, em média, isso não se traduziu em crescimento da renda do trabalho por habitante.

Nessa descrição, além de fornecer uma idéia do hiato que separa os indicadores da socioeconomia de um estado relativamente pobre de um relativamente rico, verifica-se que, do ponto de vista descritivo, inexistente uma relação entre a melhoria da produtividade (por exemplo, aumento do número de anos de estudo) e a melhoria da qualidade de vida (por exemplo, menor mortalidade infantil e maior acesso à água encanada) com o crescimento da renda do trabalho por habitante dos pequenos municípios alagoanos. Em termos descritivos, neste trabalho, a análise indica que os pequenos municípios de um estado relativamente pobre precisam de algo adicional à melhoria verificada na produtividade e na qualidade de vida para que possam ter crescimento da renda do trabalho por habitante.

Suspeitou-se que, nos pequenos municípios de um estado relativamente pobre, a ausência de relação entre melhorias de produtividade e de qualidade de vida com o crescimento da renda do trabalho possa advir dos relativos baixos níveis de produtividade e da qualidade de vida, pois, além de verificar-se um baixo nível em relação aos pequenos municípios mineiros, em 1991, inferiu-se que, entre 1991 e 2000, na maioria dos indicadores socioeconômicos, o hiato entre os pequenos municípios alagoanos e mineiros aumentou ainda mais. Ressalta-se que as inferências desta seção se baseiam somente em análises descritivas; espera-se, pois, que a estimação e os conseqüentes resultados do modelo proposto ajudem a esclarecer a relação dos indicadores de produtividade e qualidade de vida deste trabalho com o crescimento da renda do trabalho por habitante dos pequenos municípios alagoanos e mineiros.

#### 4 METODOLOGIA

Esta seção descreve como se investigou a relação entre a taxa de crescimento da renda do trabalho por habitante dos pequenos municípios (alagoanos e mineiros) e as variáveis que mensuram a produtividade e a qualidade de vida dos municípios, conforme descrito na seção 2.

Inicialmente, cabe mencionar que, em virtude da relação de vizinhança existente entre os pequenos municípios tanto em Alagoas quanto em Minas Gerais (verificada na seção 3), optou-se, nesses municípios, por analisar a possibilidade de autocorrelação espacial nos modelos econométricos estimados para ambos os estados. Dessa forma, na escolha do modelo econométrico apropriado, usar-se-á a estratégia sugerida por Florax, Folmer e Rey (2003).

Em linhas gerais, a econometria espacial sugere dois tipos de modelos: autocorrelação espacial na variável dependente (defasagem espacial) ou autocorrelação espacial no erro (erro espacial). No modelo de defasagem espacial, acrescenta-se, entre as variáveis explicativas do modelo clássico de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), uma defasagem espacial da variável dependente. Estima-se, assim, por meio do método de Máxima Verossimilhança (MV), o modelo especificado na equação (10).

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (10)$$

em que  $y$  é um vetor ( $n \times 1$ ) que representa as taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios. A matriz  $X$  ( $n \times K$ ) representa as variáveis explicativas, em que  $\beta$ , o vetor ( $K \times 1$ ) de coeficientes, inclui tanto os coeficientes das *proxies* do nível de produtividade quanto os coeficientes das *proxies* do nível de qualidade de vida dos municípios. A matriz  $W$  ( $n \times n$ ) é a matriz contigüidade<sup>14</sup> e o parâmetro  $\rho$  é o coeficiente de defasagem espacial, o qual capta os efeitos de transbordamento das taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante sobre os vizinhos.

No modelo de erro espacial, modela-se o erro,  $\varepsilon$ , do modelo de MQO da seguinte forma:  $\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u$ . Aqui,  $\lambda$  é um escalar do coeficiente do erro, e  $u \sim N(0, \sigma^2 I)$ . O parâmetro  $\lambda$  mensura a autocorrelação espacial, como bem salienta Rey e Montouri (1999), quando  $\lambda \neq 0$ , um choque ocorrido em uma unidade geográfica se espalha não só para os seus vizinhos imediatos, mas por todas as outras unidades. Tem-se, então, o modelo de erro espacial especificado na equação (11).

$$y = X \beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (11)$$

Como dito anteriormente, este trabalho seguirá a abordagem sugerida por Florax, Folmer e Rey (2003) para a escolha da especificação apropriada do modelo a ser estimado. Nesse caso, as ferramentas usadas para identificar o modelo apropriado são os testes de Multiplicador de Lagrange (*ML*) em sua versão robusta.<sup>15</sup> Esses autores sugerem os seguintes passos:

- 1) estimar, via MQO, o modelo  $y = X \beta + \varepsilon$ ;
- 2) testar a hipótese de ausência de dependência espacial em razão de omissão da defasagem espacial da variável dependente ou de omissão do erro espacial auto-regressivo, usando  $ML_\rho$  e  $ML_\lambda$ , respectivamente;

14. A relação de contigüidade adotada neste trabalho foi a chamada *Queen*, ou seja, são considerados vizinhos os municípios que têm fronteiras ou vértices com outros.

15. Para maiores detalhes, ver Florax, Folmer e Rey (2003, p. 562).

- 3) se ambos os testes não são significantes, a estimação do primeiro passo deverá ser utilizada como a especificação final. Caso contrário, deve-se implementar o passo 4;
- 4) se ambos os testes são significantes, deve-se estimar a especificação que apresentar o maior valor do teste. Por exemplo, se  $ML_\rho > ML_\lambda$ , então estima-se o modelo (10), defasagem espacial. Se  $ML_\rho > ML_\lambda$ , então estima-se o modelo (11), erro espacial. Caso contrário, deve-se implementar o passo 5;
- 5) se  $ML_\rho$  é significativo, mas  $ML_\lambda$  não é, estima-se o modelo (10). Caso contrário, deve-se implementar o passo 6;
- 6) estimar o modelo (11).

Assim, por meio dessa metodologia, escolheu-se o modelo econométrico apropriado para analisar quais as variáveis (representativas da produtividade e da qualidade de vida) determinaram, entre 1991 e 2000, as taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante, tanto nos pequenos municípios alagoanos quanto nos pequenos municípios mineiros.

## 5 BASE DE DADOS

A amostra consiste em 80 AMCs de Alagoas e 662 AMCs de Minas Gerais, no período de 1991 a 2000. É válido ressaltar que somente foram utilizadas as AMCs com uma população não superior a 50 mil habitantes em 1991. Todas as variáveis utilizadas foram obtidas no Ipeadata: (logaritmo da) renda do trabalho por habitante em 1991 (R\$ de 2000); percentual de domicílios com água encanada; percentual de domicílios com iluminação elétrica; número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade; taxa de mortalidade infantil até um ano de idade (por mil nascidos vivos); índice de Gini; taxa de urbanização; densidade populacional e a taxa de homicídios<sup>16</sup> (média dos anos da década de 1980).

Além dessas variáveis, incluíram-se duas *dummies* a fim de captar possíveis padrões diferenciados de crescimento para diferentes tamanhos de municípios. Incluiu-se uma *dummy* para municípios de 10.001 até 20 mil habitantes, e outra *dummy* para municípios de 20.001 até 50 mil habitantes. A fim de evitar perfeita multicolinearidade, não se incluiu a *dummy* para municípios com até 10 mil habitantes. Esse efeito será captado pelo termo constante. É válido mencionar que essa divisão no tamanho dos pequenos municípios está sugerida em Motta, Charles e Torres (1997).

No que concerne às variáveis explicativas, foram utilizados dados do início do período, ou seja, do ano de 1991. A variável dependente do modelo estimado é a taxa média do crescimento da renda do trabalho por habitante entre 1991 e 2000.

16. Cálculo da taxa: divisão do grupo populacional (multiplicado por 100 mil) pela população de referência.

Pelo fato de apresentarem índices de correlação elevados (maior do que 80%) com outras variáveis, não foram incluídas no modelo as seguintes variáveis: percentual de pessoas de 25 ou mais anos de idade analfabetas; percentual de pessoas com renda domiciliar por habitante abaixo de R\$ 37,75; e esperança de vida ao nascer. Com isso, minimizaram-se os problemas decorrentes da multicolinearidade.

Ao utilizarem-se as variáveis no início da década, ou o uso da média da década anterior,<sup>17</sup> para explicar os fatores que determinam as taxas de crescimento econômico da década, supôs-se que essas variáveis influenciariam, por alguns anos, as taxas de crescimento econômico dos municípios. Essa hipótese traz consigo a idéia de que os efeitos das variáveis representativas da produtividade e da qualidade de vida sobre o crescimento da renda do trabalho por habitante não se dissipam imediatamente, mas se distribuem uniformemente ao longo do período. Assim, controlou-se, também, a possível endogeneidade do modelo.

## 6 RESULTADOS

Conforme descrito na metodologia, cujo objetivo foi escolher qual modelo (defasagem espacial ou erro espacial) é o mais adequado para a análise feita neste trabalho, seguiram as recomendações de Florax *et al.* (2003), de modo que explicitou-se os testes  $ML_\rho$  e  $ML_\lambda$  na tabela 2. Nesta, por meio das colunas “MQO” e “Erro espacial”, explicita-se quais são as variáveis que determinam as taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios alagoanos e mineiros, entre os anos 1991 e 2000, fazendo, pois, uma comparação dessas variáveis.

No caso dos pequenos municípios alagoanos,  $ML_\lambda$  e  $ML_\rho$  não se mostraram significativos. Utilizou-se, portanto, o método de Mínimos Quadrados Ordinários. No caso dos pequenos municípios mineiros, em virtude de  $ML_\lambda$  ser significativo, mas  $ML_\rho$  não o ser, estimou-se o modelo erro espacial. Em outras palavras, a partir dos resultados apresentados, conclui-se que, nos pequenos municípios alagoanos, não existe autocorrelação espacial no modelo estimado, o que justifica o uso do método de MQO na análise econométrica. Em relação aos pequenos municípios mineiros, há autocorrelação espacial nos erros do modelo estimado, justificando-se a utilização das técnicas de econometria espacial na estimação. A presença de autocorrelação espacial em um estado e a ausência no outro ratificam a suspeita acerca das diferenças no processo de crescimento econômico desses dois grupos de municípios. Isso confirma a necessidade de levar em consideração a heterogeneidade ao longo do espaço na análise de crescimento econômico entre os estados brasileiros, utilizando o modelo econométrico adequado, conforme a presença ou a ausência de externalidades. De fato, estimações econométricas que utilizam dados em um maior nível de agregação, estados, por exemplo, podem captar externalidades que não necessariamente estão presentes em todos os estados.

17. É o caso da taxa de homicídios.

TABELA 2  
Resultados das estimativas

Variáveis	Variável dependente: taxa média de crescimento da renda do trabalho por habitante entre 1991 e 2000		
	Alagoas	Minas Gerais	
	MQO	MQO	Erro espacial
Constante	9,31 (0,13)	14,62 (0,00)*	20,86 (0,00)*
$\lambda$	-	-	0,59 (0,00)*
Dummy para os municípios 10.001 até 20 mil habitantes	-0,93 (0,21)	0,39 (0,09)	0,22 (0,26)
Dummy para os municípios 20.001 até 50 mil habitantes	-0,72 (0,37)	-0,14 (0,63)	0,41 (0,12)
Ln (Renda do trabalho por habitante em 1991)	-2,05 (0,23)	-3,46 (0,00)*	-5,13 (0,00)*
Nº médio de anos de estudo em 1991	0,38 (0,70)	1,50 (0,00)*	1,68 (0,00)*
% de domicílios com acesso à água encanada em 1991	0,06 (0,11)	0,02 (0,17)	-0,01 (0,22)
% de domicílios com acesso à iluminação elétrica em 1991	0,05 (0,11)	0,06 (0,00)*	0,07 (0,00)*
Mortalidade infantil em 1991	-0,02 (0,30)	-0,03 (0,02)*	-0,01 (0,22)
Densidade populacional em 1991	-0,003 (0,78)	-0,001 (0,70)	-0,001 (0,61)
Taxa de urbanização em 1991	0,03 (0,18)	-0,04 (0,00)*	-0,02 (0,06)
Taxa de homicídios (média entre 1980 e 1990)	0,01 (0,78)	0,01 (0,18)	0,002 (0,74)
Índice de Gini em 1991	-16,84 (0,01)*	-8,47 (0,00)*	-8,19 (0,00)*
Nº de observações	80	662	662
$R^2$	0,48	0,33	0,49
$ML_p$	0,44 (0,51)	4,23 (0,04)*	-
$ML_\lambda$	1,41 (0,23)	8,32 (0,00)*	-
Teste LR	-	-	118,14 (0,00)*

Elaboração dos autores.

Obs.: \* Valores  $p$ , entre parênteses, apresentando significância do coeficiente até o nível de 5%.

No que diz respeito à estimação do modelo para pequenos municípios do estado de Alagoas, consideraram-se estatisticamente significativos os coeficientes com um nível de no mínimo 95% de confiança. Apenas o índice de Gini, que é um indicador da qualidade de vida, mostrou-se significativo na determinação do crescimento da renda do trabalho por habitante. Nesses municípios, o coeficiente do índice de Gini apresentou o sinal esperado (descrito na seção 2, quadro 1), ou seja, quanto maior for o índice de Gini, que mensura a concentração interpessoal da renda, menor será a taxa de crescimento da renda do trabalho por habitante.



No que concerne aos pequenos municípios do estado de Minas Gerais, analisou-se a coluna “Erro espacial”, pelo fato de o modelo estimado via MQO ser mal especificado. Ao considerar-se um nível de, no mínimo, 95% de confiança, obtêm-se quatro variáveis estatisticamente significativas: renda do trabalho por habitante em 1991; número médio de anos de estudo da população com 25 ou mais anos de idade; percentual de domicílios com acesso à iluminação elétrica, em 1991; e índice de Gini, em 1991. Além dessas variáveis representativas da produtividade e da qualidade de vida, o parâmetro  $\lambda$ , que mensura a autocorrelação espacial no erro, também se mostrou significativo. Como já mencionado na seção 4,  $\lambda \neq 0$  significa que um choque ocorrido em um pequeno município mineiro transborda não só para os seus vizinhos imediatos, mas também para todos os outros pequenos municípios mineiros.

Nos pequenos municípios mineiros, o coeficiente do nível da renda do trabalho por habitante é negativo e significativo, e mostra que municípios com menores níveis iniciais de renda do trabalho por habitante tendem a crescer mais que os municípios com maiores níveis de renda do trabalho por habitante.<sup>18</sup> A *proxy* de capital humano, número médio de anos de estudo da população com 25 ou mais anos de idade, apresentou um sinal positivo e significativo. Demonstrou, portanto, que determina positivamente as taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios mineiros. O percentual de domicílios com acesso à iluminação elétrica, *proxy* de infra-estrutura social, mostrou sinal positivo e significativo, e determinou positivamente as taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios mineiros. De igual forma ao encontrado nos pequenos municípios alagoanos, o coeficiente do índice de Gini foi negativo e significativo. Salienta-se que todos os coeficientes estatisticamente significativos apresentaram o sinal esperado, conforme o quadro 1, apresentado na seção 2.

É válido destacar que, para os pequenos municípios alagoanos e mineiros, tanto o coeficiente da *dummy* que capta os efeitos fixos dos municípios com 10.001 até 20 mil habitantes quanto o coeficiente da *dummy* que capta os efeitos fixos dos municípios com 20.001 até 50 mil habitantes não foram significativos. Isso mostra que não há diferenças nos padrões de crescimento da renda do trabalho por habitante entre os municípios alagoanos e mineiros com até 50 mil habitantes. Ressalta-se a importância desse resultado, pois confirma a homogeneização existente entre os municípios com até 50 mil habitantes. Mais uma vez, cabe mencionar que a homogeneização é uma suposição básica do modelo teórico de Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995).

Após a análise da tabela 2, confirmaram-se as suspeitas, no caso dos pequenos municípios alagoanos, acerca da ausência de relação entre indicadores de

---

18. Pode-se afirmar a ocorrência de convergência beta condicional, ou seja, os municípios não estão convergindo para um mesmo nível de renda do trabalho por habitante, e, sim, para os próprios níveis de estado estacionário.

produtividade e de qualidade de vida com o crescimento da renda do trabalho por habitante. Em tese, a estimação do modelo esclareceu que essa ausência de relação não é válida para todas as variáveis, pois o coeficiente da variável representativa da desigualdade de renda foi negativo e significativo. Esse resultado demonstra a importância da diminuição da concentração interpessoal da renda para que possa existir crescimento da renda do trabalho por habitante dos pequenos municípios alagoanos. Contudo, para este trabalho um *puzzle* se estabelece. Por que indicadores de produtividade e alguns indicadores de qualidade de vida importantes para o crescimento da renda do trabalho por habitante de pequenos municípios relativamente ricos não são importantes para pequenos municípios relativamente pobres? Aqui, suspeita-se que os pequenos municípios de um estado relativamente pobre precisam de uma melhoria mais acentuada do que a verificada nos indicadores de produtividade e de qualidade de vida, a fim de que esses indicadores possam surtir efeito sobre o crescimento da renda do trabalho por habitante. Haja vista os níveis de produtividade e da qualidade de vida nos pequenos municípios alagoanos serem muito baixos em relação aos pequenos municípios mineiros.

## 7 CONCLUSÕES

Neste trabalho, apresentaram-se os resultados da investigação sobre quais variáveis são determinantes das taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios alagoanos e mineiros entre 1991 e 2000. Investigou-se, assim, se os determinantes do crescimento econômico dos municípios alagoanos (com até 50 mil habitantes) são similares aos presentes nos municípios mineiros (com até 50 mil habitantes).

Inicialmente, fez-se uma descrição que forneceu uma idéia do hiato que separa os indicadores da socioeconomia de um estado relativamente pobre de um relativamente rico. Ademais, verificou-se que, do ponto de vista descritivo, inexistente uma relação clara entre a melhoria da produtividade (por exemplo, aumento do número de anos de estudo) e a melhoria da qualidade de vida (por exemplo, menor mortalidade infantil e maior acesso à água encanada) com o crescimento da renda do trabalho por habitante dos pequenos municípios alagoanos e mineiros. Em termos descritivos, a análise feita neste trabalho indica que os pequenos municípios de um estado relativamente pobre precisam de algo adicional à melhoria verificada na produtividade e na qualidade de vida para que possam ter crescimento da renda do trabalho por habitante. Além de verificar-se um baixo nível em relação aos pequenos municípios mineiros, em 1991, inferiu-se que, entre 1991 e 2000, na maioria dos indicadores socioeconômicos, o hiato entre os pequenos municípios alagoanos e mineiros aumentou ainda mais.

Em seguida, fez-se a análise econométrica. No caso dos pequenos municípios alagoanos, em virtude de não se ter encontrado autocorrelação espacial no modelo estimado, utilizou-se o método de Mínimos Quadrados Ordinários. No caso dos pequenos municípios mineiros, como consequência da presença de autocorrelação espacial verificada nos erros do modelo estimado, estimou-se o modelo erro espacial. A presença de autocorrelação espacial em um estado e a ausência no outro ratifica a suspeita acerca das diferenças no processo de crescimento econômico desses dois grupos de municípios. Isso confirma a necessidade de levar em consideração a heterogeneidade, ao longo do espaço, na análise de crescimento econômico entre os estados brasileiros, utilizando o modelo econométrico adequado conforme a presença ou a ausência de externalidades. De fato, estimações econométricas que utilizam dados em um maior nível de agregação, estados, por exemplo, podem captar externalidades que não necessariamente estão presentes em todos os estados.

Além disso, a investigação econométrica mostrou que as variáveis que determinam o crescimento econômico de um estado relativamente rico não são, em sua totalidade, idênticas às variáveis de um estado relativamente pobre. No que diz respeito à estimação do modelo para pequenos municípios de Alagoas, somente o índice de Gini, que é um indicador da qualidade de vida, mostrou-se negativo e significativo na determinação do crescimento da renda do trabalho por habitante. Nesses municípios, quanto maior for o índice de Gini, que mensura a concentração interpessoal da renda, menor será a taxa de crescimento da renda do trabalho por habitante.

No que concerne aos pequenos municípios de Minas Gerais, obtiveram-se quatro variáveis estatisticamente significativas: renda do trabalho por habitante, em 1991; número médio de anos de estudo da população com 25 ou mais anos de idade; percentual de domicílios com acesso à iluminação elétrica; e índice de Gini. Além dessas variáveis representativas da produtividade e da qualidade de vida, o parâmetro que mensura a autocorrelação espacial no erro também se mostrou significativo. O que mostra que um choque ocorrido em um pequeno município mineiro transborda não só para os seus vizinhos imediatos, mas para todos os outros pequenos municípios mineiros.

Enfim, após a análise econométrica, pelo fato de somente o índice de Gini ser significativo, confirmou-se a suspeita relativa à ausência de relação entre indicadores de produtividade e de qualidade de vida com as taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante, no caso dos pequenos municípios alagoanos. Em tese, para este trabalho, um *puzzle* se estabelece. Por que indicadores de produtividade e alguns indicadores de qualidade de vida importantes para o crescimento da renda do trabalho por habitante de pequenos municípios relativamente ricos

não são importantes para pequenos municípios relativamente pobres? Aqui, suspeita-se que os pequenos municípios de um estado relativamente pobre precisam de uma melhoria mais acentuada do que a verificada nos indicadores de produtividade e qualidade de vida, a fim de que esses indicadores possam surtir efeito sobre o crescimento da renda do trabalho por habitante – tendo em vista que, nos pequenos municípios alagoanos, os níveis de produtividade e de qualidade de vida são extremamente baixos em relação aos pequenos municípios mineiros. Em suma, os resultados aqui apresentados indicam que as políticas públicas aplicadas em pequenos municípios de um estado relativamente rico não devem ser idênticas às políticas públicas implementadas em pequenos municípios de um estado relativamente pobre, pois, no mínimo, suspeita-se que as intensidades das políticas públicas devem ser diferentes entre esses grupos de municípios, a fim de que os efeitos produzidos sobre o crescimento da renda do trabalho sejam equânimes.

## REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; RODRICK, D. Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, n. 109, p. 465-490, 1994.
- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo no período 1981/97. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000, p. 347-384.
- ANDRADE, T. A.; SERRA, R. V. Crescimento econômico nas cidades médias brasileiras. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 1998, Vitória, ES. *Anais...* Brasília: Anpec, 1998.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Kluwer Academic, 1988. 284p.
- \_\_\_\_\_. Local Indicators of Spatial Association (Lisa). *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, Apr. 1995.
- \_\_\_\_\_. Spatial externalities. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 2, p. 147-152, Apr. 2003a.
- \_\_\_\_\_. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 2, p. 153-166, Apr. 2003b.
- ARAÚJO, T. B. Nordeste, nordestes: que nordeste? In: AFFONSO, R. B. A.; SILVA, P. L. B. (Orgs.). *Desigualdades regionais e desenvolvimento*. São Paulo: Fundap, Editora da Universidade Estadual Paulista, 1995.
- ASSUNÇÃO, R. M. *Índices de autocorrelação espacial*. Belo Horizonte: UFMG, Departamento de estatística, 2004. Mimeografado.
- BALDWIN, R. E.; FORSLID, R. The core-periphery model and endogenous growth: stabilizing and destabilizing integration. *Economica*, v. 67, n. 267, p. 307-324, Aug. 2000.
- BARRO, R. J. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 8, p. 103-125, 1990.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth*. 2. ed. Cambridge, Mass.: MIT, 2003. 608p.
- BANCO DE DESENVOLVIMENTO DE MINAS GERAIS (BDMG). *Minas Gerais do século XXI*. v. 10, Belo Horizonte: Rona, 2000.

BLOOM, D. E.; CANNING, D.; SEVILHA, J. *The effect of health on economic growth: theory and evidence*. 2001 (NBER Working Paper, n. 8.587).

DA MATA, D. *et al. Determinants of city growth in Brazil*. Brasília: Ipea, ago. 2005 (Texto para Discussão, n. 1.112).

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*, v. 33, n. 5, p. 557-579, Sept. 2003.

FINGLETON, B. Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union. *International Regional Science Review*, v. 22, n. 1, p. 3-34, Apr. 1999.

\_\_\_\_\_. Externalities, economic geography, and spatial econometrics: conceptual and modeling developments. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 2, p. 197-207, Apr. 2003.

FREEMAN, R. B. *Crime and the job market*. Cambridge, Mass.: NBER, 1994. 44p. (Working Papers, n. 4.910).

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. *The spatial economy*. Cambridge, Mass.: MIT, 1999. 367p.

FUJITA, M.; THISSE, J. F. *Economics of agglomeration: cities, industrial location and regional growth*. Cambridge, UK.: Cambridge University, 2002. 466p.

GLAESER, E. L. *et al. Growth in cities*. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 6, p. 1.126-1.152, Dec. 1992.

GLAESER, E. L.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. *Economic growth in a cross-section of cities*. Cambridge, Mass.: NBER, 1995. 19p. (Working Papers, n. 5.013).

IPEADATA. *Dados macroeconômicos e regionais*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: ago. 2005.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 483-499, Jun. 1991.

LESAGE, J. P. *The theory and practice of spatial econometrics*. Toledo, Ohio: University of Toledo, Department of Economics, 1999. 309p. Disponível em: <<http://www.spatial-econometrics.com/html/sbook.pdf>>. Acesso em: ago. 2005.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, 1988.

MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G.; AZZONI, C. *Spatial dependence and regional convergence in Brazil*. Chicago: University of Illinois, 2000. 20p. (Working Papers REAL 00-T-11, Urbana). Disponível em: <<http://www2.uiuc.edu/unit/real/d-paper/00-t-11.pdf>>. Acesso em: ago. 2005.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, May 1992.

MARSHALL, A. *Principles of economics*. London: Macmillan, 1920.

MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, PB. *Anais...* Belo Horizonte: Anpec, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A113.pdf>>. Acesso em: ago. 2005. CD-ROM.

MORENO, R.; TREHAN, B. Location and the growth of nations. *Journal of Economic Growth*, v. 2, n. 4, p. 399-418, Dec. 1997.

MOSSI, M. *et al.* Growth dynamics and space in Brazil. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 3, p. 393-418, July 2003.

MOTTA, D. M.; CHARLES, C. M.; TORRES, M. O. *A dimensão urbana do desenvolvimento econômico-espacial brasileiro*. Brasília: Ipea, 1997 (Texto para Discussão, n. 530).

PIMENTEL, E. A.; HADDAD, E. A. *Análise espacial exploratória de dados: uma aplicação à economia mineira considerada em seus grandes setores de atividade*. São Paulo: Fipe, abr. 2004, p. 20-23 (Boletim Informações FIPE, n. 283). Disponível em: <[http://www.fipe.com.br/publicacoes/bif\\_edicao.asp?ed=283](http://www.fipe.com.br/publicacoes/bif_edicao.asp?ed=283)>. Acesso em: ago 2005.

REY, S. J.; MONTOURY, B. D. U. S. Regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, v. 33, n. 2, p. 143-156, Apr. 1999.

SILVA, A. M. A.; RESENDE, G. M. *A importância do acesso aos serviços públicos na riqueza (pobreza) dos municípios nordestinos*. Brasília: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, n. 1.132).

SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento e *spillovers*: a localização importa? Evidências para os estados brasileiros. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 32, p. 524-545, 2001. Número especial.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, LXX, p. 65-94, 1956.



## EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE ECONÔMICA E SOCIAL NO TERRITÓRIO BRASILEIRO ENTRE 1970 E 2000

João Carlos Magalhães\*  
Rogério Boueri Miranda\*\*

### RESUMO

Este trabalho analisa a convergência de variáveis ligadas à renda, à educação e à longevidade utilizando como foco os valores médios dos municípios brasileiros. São estudados padrões nacionais e inter-regionais de convergência de 1970 a 2000, utilizando-se para tanto as matrizes de transição (QUAH, 1993b). As várias mudanças na estrutura municipal brasileira demandaram o agrupamento dos municípios em Áreas Mínimas Comparáveis. Os resultados obtidos apontam padrões diferentes de convergência das variáveis. A renda *per capita* e a longevidade (representada pela expectativa de vida ao nascer) apresentaram convergência em clubes por região, enquanto que as variáveis ligadas à educação (taxa de alfabetização e anos de estudo) mostraram convergência nacional.

### 1 INTRODUÇÃO

O Brasil desponta como um dos países com maior desigualdade social, econômica e regional. Essas desigualdades revelam-se por inúmeros indicadores, como renda, escolaridade, acesso aos serviços de saúde, habitação, saneamento, transporte, comunicação etc. Políticos e economistas concordam que a redução das desigualdades é uma das principais, se não a principal, política para elevar o bem-estar da sociedade brasileira. No entanto, ainda não existe consenso sobre quais são as políticas mais eficientes para concretizar esse objetivo.

De acordo com as previsões de convergência condicional da renda da teoria neoclássica de crescimento econômico, alguns economistas acreditam que as diferenças regionais de renda no Brasil explicam-se pelas características dos indivíduos,

---

\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea;  
Professor da Universidade Católica de Brasília.

principalmente pelo baixo nível de capital humano das pessoas residentes nas regiões brasileiras mais pobres. Estes defendem que o aumento no nível educacional das pessoas mais pobres é suficiente para equalizar os salários reais entre as regiões brasileiras, pois as pessoas podem migrar para regiões que pagam maiores salários reais e o capital deve migrar para regiões com oferta de mão-de-obra qualificada mais barata.

Entretanto, trabalhos empíricos recentes têm confirmado novos modelos de crescimento que supõem que, além da educação, o capital geográfico afeta a produtividade marginal do trabalho e do capital. Tal fato fortalece o argumento de que território é um fator importante para explicar as diferenças regionais de renda no Brasil e que políticas educacionais não são suficientes em reduzir essas diferenças.

Desde 1970, período inicial dessa base de dados, o Brasil vem passando por inúmeras mudanças estruturais: mudanças de regime político, implementação de políticas regionais, educacionais e de saúde, estabilização e abertura econômica, entre outras. Procurou-se, inicialmente, responder se essas políticas contribuíram para reduzir as diferenças de renda entre os municípios brasileiros com base em dados municipais dos censos de 1970, 1980, 1991 e 2000, como também em uma metodologia proposta por Quah (1993b). Essa metodologia presume que as dinâmicas de distribuição da renda seguem um processo de Markov e, além de responder se a renda dos municípios brasileiros tem convergido, ela permite identificar a existência de grupos de convergência, localizando-os no espaço, e não restringe a evolução da renda de cada município a uma média constante no tempo, como fazem os testes tradicionais de crescimento.

Em seguida, utilizou-se essa mesma metodologia para analisar as dinâmicas da educação e da expectativa de vida entre os municípios brasileiros. Sabe-se que aumentos nos níveis de educação e de longevidade afetam positivamente o nível de renda, mas o objetivo proposto foi testar se as diferenças de educação e de expectativa de vida são mais afetadas pelas políticas públicas que as diferenças de renda. Ou seja, é possível que a dinâmica da renda não esteja perfeitamente correlacionada à dinâmica da educação e da longevidade, e que estas estejam convergindo mais rapidamente que a renda.

O texto está organizado em sete seções juntamente com esta introdução. Na seção 2, contrapõem-se as conclusões da teoria tradicional de crescimento com a dos novos modelos de crescimento que enfatizam a importância do capital geográfico, assim como apresentam-se alguns modelos de crescimento que justificam a importância da expectativa de vida a fim de explicar o crescimento a longo prazo. A seção 3 apresenta os resultados de alguns trabalhos empíricos realizados para o Brasil. A metodologia está descrita na seção 4 e a organização da base de dados na seção 5. Os resultados são apresentados na seção 6. Na seção 7 foram sintetizadas as conclusões obtidas a partir das estimações realizadas.

## 2 TEORIA DO CRESCIMENTO E POLÍTICA REGIONAL

A atual teoria de crescimento econômico inicia-se com os trabalhos de Solow (1956), Swan (1956), Ramsey (1928), Cass (1965) e Koopmans (1965). O modelo de Solow supõe uma economia em concorrência perfeita, uma função de produção com retornos marginais decrescentes para os insumos trabalho e capital e retornos constantes de escala. Retornos decrescentes implicam o acúmulo do capital a taxas decrescentes; ou seja, economias em desenvolvimento que possuem menores estoques de capital e de produto devem apresentar maiores taxas de crescimento e convergir a longo prazo para os mesmos níveis de capital e de produto das economias desenvolvidas. Esse modelo, no entanto, não explica como o crescimento ocorre a longo prazo (este é dado por desenvolvimento tecnológico exógeno ao modelo) e sua previsão de convergência absoluta da renda não pôde ser confirmada por nenhum trabalho empírico.<sup>1</sup>

### 2.1 Educação e crescimento

Para explicar o crescimento de longo prazo, Lucas e Robert (1988) acrescenta capital humano ao modelo de Solow. A teoria do capital humano supõe que a decisão do indivíduo em qual atividade alocar seu tempo no período corrente afeta sua produtividade no período futuro. No modelo de Lucas, uma política que conduz ao aumento constante, no tempo em que as pessoas despendem com qualificação, gera aumento permanente no crescimento do produto por trabalhador. Uma conclusão deste modelo é que uma economia com baixos níveis de capital humano e capital físico permanecerá com menor nível de renda *per capita* que uma economia mais bem dotada.

De acordo com essas teorias, alguns economistas acreditam que políticas que se focam nos indivíduos são mais eficientes em reduzir diferenças territoriais de renda que aquelas que se focam no território. Samuel (1999) argumenta que o aumento no nível de capital humano das pessoas mais pobres, via educação pública, permite que essas pessoas se desloquem para regiões que ofertam maiores salários reais e que esta migração iguale a renda real ao longo do território brasileiro. Caso os custos de deslocamento da mão-de-obra sejam muito altos, a equalização desses salários seria dada mediante deslocamento do capital e da indústria em busca de mão-de-obra qualificada mais barata nas regiões menos desenvolvidas.

Os trabalhos empíricos realizados nos últimos vinte anos também não conseguiram confirmar que educação e treinamento aumentam a taxa de crescimento

---

1. Como Lucas (1990) bem exemplificou, sendo a produção *per capita* nos EUA quinze vezes maior que na Índia, segundo estimativas de Summers e Heston (1991), uma função de produção com capital físico, com  $\beta = 0,4$ , implicaria uma produtividade marginal do capital na Índia aproximadamente 58 vezes maior que nos EUA. Caso fosse verdade, haveria enormes fluxos de investimentos dos EUA para a Índia. No entanto, não existem fluxos de capitais tão grandes dos países desenvolvidos para os países em desenvolvimento, e a suposição de uma convergência extremamente rápida entre países também não foi corroborada por trabalhos empíricos.

de longo prazo. Em 2004, Coulombe *et al.* (2004) mostram que a falha não está no modelo teórico de Lucas (1988) e, sim, no fato de a variável utilizada nesses estudos empíricos “anos de estudo concluídos” não ser uma boa *proxy* para o capital humano. Com base na amostra da *International Adult Literacy Survey*, que testou indivíduos entre 16 e 65 anos na metade da década de 1990, eles agrupam a *literacy* dos indivíduos por coortes para os cartoze países da amostra – entende-se por *literacy* a capacidade da pessoa em utilizar diferentes tipos de materiais escritos para realizar tarefas reais de complexidades variadas. Assim, foi possível estimar a *literacy* das pessoas que entraram na força de trabalho entre 1960 e 1995, como também o investimento em capital humano realizado em cada coorte. O estudo identificou uma associação clara e significativa entre investimentos em capital humano e taxa de crescimento subsequente do país e da produtividade do trabalho.

Tal estudo revela que as disparidades regionais de renda no Brasil dificilmente serão reduzidas pelo simples aumento nos anos de estudo dos brasileiros mais pobres. A oferta de educação é condição necessária mas não suficiente para elevar a *literacy* das pessoas. Sabe-se que existem enormes diferenças na qualidade do ensino oferecido pelas escolas brasileiras e que a capacidade de aprendizado dos alunos também está relacionada ao ambiente em que estes vivem: escolaridade dos pais, acesso à informação, ao transporte, à habitação, ao saneamento, à violência, à perspectiva de ganhos futuros de renda com o conhecimento de que depende do mercado de trabalho local etc. Ou seja, não se pode subestimar o impacto do local em que as pessoas vivem na capacidade de aprendizagem delas.

## 2.2 Tecnologia, geografia e crescimento

Outra forma de tornar o progresso tecnológico endógeno e de explicar o crescimento econômico foi apresentada por Romer (1986). Ele supôs que o processo de acúmulo do capital físico gera conhecimento tecnológico que transborda para toda a economia e eleva o estoque de capital humano *per capita*, assim como a produtividade individual do trabalho. Tal efeito é público e, por não ser percebido pelos indivíduos que o geram, considerado não-remunerado. Isso evita que as firmas cresçam infinitamente e permite que rendimentos constantes ou crescentes do capital efetivo (capital físico mais capital humano) sejam factíveis em um modelo para uma economia competitiva, em que todos os insumos privados são remunerados de acordo com seus produtos marginais.

Por fim, modelos mais recentes de crescimento econômico – como Hall e Jones (1996), Chang (1994), Ravallion e Jalan (1996) e Ravallion (1998) – têm ressaltado que variáveis geográficas também afetam significativamente a produtividade marginal do capital e do trabalho. Entende-se por variáveis geográficas clima, infra-estrutura local, acesso aos serviços de utilidade pública, conhecimento

sobre a realidade física local, existência de tecnologias apropriadas ao território e instituições políticas e jurídicas. Esses modelos revelam que gastos na educação dos indivíduos de regiões menos desenvolvidas não são suficientes para elevar a produtividade marginal do capital e do trabalho a ponto de atrair empresas das regiões mais desenvolvidas do país.

Em resumo, como a suposição de retornos decrescentes do capital efetivo não é mais necessária, a previsão de convergência absoluta da renda do modelo de Solow é abandonada. A literatura recente mostra que pode haver uma convergência *condicional* da renda em que cada economia converge para seu nível de estado estacionário, que é dado pelas características intrínsecas a cada economia como: nível de capital humano, gastos em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D), variáveis geográficas, taxa de preferência intertemporal dos indivíduos, qualidade das instituições etc. Além disso, a possível existência de retornos crescentes de escala implica divergência da renda em níveis absolutos; ou seja, economias mais ricas crescerão a taxas mais elevadas, resultando em níveis mais desiguais de renda *per capita* e em um aumento das desigualdades regionais.

### 2.3 Longevidade e crescimento

A maioria dos estudos empíricos sobre as desigualdades territoriais brasileiras foca-se no comportamento da renda. No entanto, parte dos diferenciais de renda deve-se a diferenciais de preço. Como não se dispõe de índices de preços por município para se trabalhar com renda real, será analisada também a dinâmica da expectativa de vida dos municípios brasileiros como boa *proxy* para a qualidade de vida ou para o nível de bem-estar.

A literatura econômica também tem mostrado que um dos principais determinantes da escolaridade é a expectativa de vida.<sup>2</sup> Os indivíduos decidem quantos anos permanecerão na escola a partir da comparação entre seu custo de oportunidade (os salários perdidos mais as taxas escolares) e seu benefício, o aumento no valor presente dos fluxos salariais que receberão até o fim de suas vidas. Um aumento na expectativa de vida, tudo o mais constante, eleva o valor presente dos fluxos salariais e, assim, o acúmulo de capital humano. Nas simulações de Ferreira e Pessoa (2003), um país em que seus habitantes possuem expectativa média de vida de 65 anos terá 23% a menos de escola, 26% a menos de capital físico e uma renda 28% menor a longo prazo do que um país com residentes com expectativa de vida de 75 anos. A partir desse resultado, os autores afirmam que gastos em saúde, saneamento e medicina preventiva em países com expectativa de vida muito baixa, por elevarem a longevidade, serão provavelmente a política mais efetiva de crescimento econômico.

---

2. Ver Mincer (1974) e Willis (1986).

Hazan e Zoabi (2003) desenvolvem um modelo em que os pais investem nos filhos antecipando o apoio deles na idade adulta. Esses autores mostram que a interação entre a longevidade e as ligações intergeracionais durante o processo de desenvolvimento explica a taxa de crescimento populacional, educacional e de renda real e é uma hipótese consistente com os dados observados de vários países desenvolvidos e em desenvolvimento durante os últimos quatro séculos. Essa interação é descrita por três fases:

- a) Baixa taxa de longevidade induz investimentos em quantidade de filhos;
- b) Aumento modesto na longevidade e nos padrões de vida estimula investimentos modestos em educação, mas não diminuem significativamente o investimento em quantidade de filhos. O aumento populacional e em nível educacional acelera a taxa de crescimento do produto *per capita*; e
- c) A longevidade é alta o suficiente para induzir os pais a investirem mais em qualidade (educação) que em quantidade (número de filhos). Essa escolha amplifica o crescimento do produto *per capita*.

### 3 RESULTADOS EMPÍRICOS PARA O BRASIL

A maior parte dos estudos sobre convergência no Brasil foca-se em dados estaduais pela dificuldade em obter-se uma série histórica consistente de dados municipais. Ferreira e Diniz (1995) testaram se a renda *per capita* dos estados brasileiros estava convergindo em níveis absolutos. Seus dados abrangiam o período de 1970 a 1985 e o teste não pôde rejeitar estatisticamente a hipótese de tal convergência. O resultado de convergência absoluta também foi observado posteriormente por Azzoni (2001) no período de 1939 a 1996, porém a velocidade de convergência estimada para esse período foi muito menor que a estimada no período de 1970 a 1985. Azzoni (2001) acrescentou, também, que a partir de 1985 as rendas *per capita* dos estados brasileiros deixaram de convergir absolutamente.

Ferreira (1998) ampliou a série de dados no período de 1970 a 1995, utilizou o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* estadual no lugar de renda *per capita* e testou a hipótese de convergência pela estimação de matrizes de transição de Markov, que é uma metodologia estatisticamente menos restritiva e apresenta resultados mais robustos que a metodologia tradicional. Seus resultados mostraram que os PIBs *per capita* estaduais estão se concentrando em dois blocos distintos: o primeiro refere-se ao bloco de estados com PIBs próximos a média nacional (desaparecem então os estados com PIBs *per capita* maiores que 120% da média nacional) e o segundo ao bloco em que se encontram os estados pobres e muito pobres do Brasil. Os estados desse bloco permanecem com PIBs *per capita* bem menores que a média nacional. Esse resultado mostra que não se pode aceitar a hipótese de convergência absoluta dos PIBs *per capita* estaduais. O resultado de

não-convergência também é obtido por Pontual e Porto Júnior (2000) para dados de rendas *per capita* no período de 1985 a 1998. Seus resultados mostram que houve estratificação da renda em três grupos: grupo de estados pobres com 26,9% dos estados, de renda média com 52% dos estados e de estados ricos com 11,4%.

Apesar de a metodologia tradicional de convergência não apresentar resultados tão robustos estatisticamente quanto os testes por matrizes de Markov, ela permite estimar as variáveis condicionantes do crescimento a longo prazo dos países ou de regiões estudadas (como variáveis geográficas, educação, investimentos, gastos públicos, circunstâncias políticas etc.). Azzoni *et al.* (2003) utilizaram essa metodologia para testar as hipóteses de convergência absoluta e de convergência condicional para dezenove estados brasileiros entre 1981 e 1996. Eles separaram suas amostras por coortes e como variáveis condicionantes do crescimento inseriram variáveis educacionais, variáveis de infra-estrutura e variáveis geográficas. Os autores utilizaram os seguintes microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad): existência de eletricidade, água, esgoto, coleta de lixo, fogão, geladeira, densidade dos domicílios, expectativa de vida, sexo, taxa de mortalidade infantil, temperatura, chuva, latitude, educação e participação do chefe e do cônjuge na renda familiar, e se a residência é metropolitana, urbana ou rural.

Seus resultados confirmaram que as rendas *per capita* dos estados brasileiros não convergem absolutamente, mas condicionalmente e a meia vida de convergência é menor que um ano. Isso significa que a renda *per capita* desses estados praticamente já convergiu para seus níveis de estado estacionário e que as atuais diferenças de renda permanecerão inalteradas em razão das grandes diferenças educacionais e geográficas desses estados. Eles também mostraram que as variáveis geográficas foram mais importantes para explicar as desigualdades estaduais que as variáveis educacionais. Ou seja, uma política de redução das desigualdades regionais que invista apenas em educação não terá sucesso.

Ao estimarem-se matrizes de transição de Markov para analisar a evolução das rendas *per capita* estaduais de 1939 a 1998, Mossi *et al.* (2003) confirmaram elevada persistência das rendas *per capita* em dois grandes grupos: o de baixas rendas, formado principalmente pelos estados da região Nordeste, e o de altas rendas, formado pelos estados da região Sudeste e Sul. A estimação de núcleos estocásticos confirmou essa elevada persistência, tanto na análise incondicional quanto na condicionada espacialmente.

O trabalho de Laurini e Andrade (2003) destaca-se dos demais por utilizar dados municipais. Assim como em Mossi *et al.* (2003), eles substituem os testes paramétricos de sigma e beta-convergência por metodologias não-paramétricas e encontram a formação de dois clubes de convergência para o Brasil. Seus resultados são confirmados estatisticamente por teste de multimodalidade.

Azzoni e Servo (2002) analisam as dez maiores áreas metropolitanas brasileiras em 1992, 1995 e 1997. Mesmo após essas análises controladas por características dos trabalhadores (educação, idade, sexo, raça e posição familiar) e de trabalho (posição ocupacional, setor e experiência), as diferenças de salário entre as metrópoles permaneceram significativas. Eles também mostraram que essa conclusão não se altera com o controle feito pelos índices metropolitanos de custo de vida e que as diferenças regionais de salários não se afetaram com as variações nas taxas de inflação e de crescimento do PIB e com as políticas salariais nacionais.

## 4 BASE DE DADOS

### 4.1 Compatibilização dos municípios em áreas mínimas de comparação

A estrutura municipal brasileira sofreu muitas modificações entre os anos 1970 e 2000. O forte movimento de emancipação de municípios que tem ocorrido no país fez com que o número de municípios existentes no Brasil aumentasse de 3.952 em 1970 para 5.507 em 2000. Isso complica sobremaneira uma análise correta da evolução das variáveis de um dado município, uma vez que se deve levar em conta não só as alterações territoriais, mas também as populacionais provenientes das anexações e dos desmembramentos que alteraram sua estrutura.

Para que uma análise da evolução das características de um dado município possa ser feita, deve-se considerar essas alterações territoriais, utilizando-se unidades territoriais invariáveis, formadas pela reunião de municípios que juntos envolveram-se em algum tipo de modificação territorial (anexação, desmembramento ou ambos).

O Instituto Nemesis (Ipea/RJ e Universidade Federal Fluminense – UFF) recompôs, a partir de informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), essas unidades territoriais em 3.659 Áreas Mínimas Comparáveis (AMC), as quais são definidas como sendo áreas geográficas mais desagregadas possíveis que podem ser comparadas entre dois pontos no tempo. A título de exemplo, mostra-se, a seguir, a situação do município de Cruzeiro do Sul, no estado do Acre, em 1970. Na década de 1970, ocorreu redução no seu território em virtude da emancipação política de seu antigo distrito de Mâncio Lima. Posteriormente, em 1993, ele foi novamente reduzido pela criação dos municípios de Marechal Thaumaturgo, Porto Walter e Rodrigues Alves. Nesse caso, se há interesse em comparar a evolução do PIB do município de Cruzeiro do Sul, de 1970 a 2000, será necessário comparar o PIB de Cruzeiro do Sul em 1970 com a soma do PIB dos cinco municípios citados anteriormente em 2000. Também existem casos, nos quais dois ou mais municípios distintos cedem partes dos seus territórios e sua população para a formação de nova unidade municipal.



## 4.2 Índice de Desenvolvimento Humano

O presente trabalho pretende estudar não só a dinâmica da renda *per capita* das AMC, mas também o desempenho de outras variáveis que afetam o bem-estar da população. Assim, além da renda, foram consideradas variáveis ligadas à educação e à longevidade.

Para tanto, os Índices de Desenvolvimento Humano Municipais (IDH-M) devidamente agregados por AMC foram utilizados.<sup>3</sup> Tais índices são calculados decenalmente a partir de dados censitários. O primeiro índice usado foi a renda familiar *per capita*, no qual são consideradas todas as fontes de rendimento, sejam provenientes do trabalho ou não. A segunda variável estudada foi a taxa de alfabetização, definida como o percentual das pessoas com quinze anos ou mais de idade que são capazes de ler ou de escrever um bilhete simples.

Outra variável ligada à educação apreciada foi o número médio de anos de estudo, que é a razão entre a soma do número de anos de estudo para a população de 25 anos ou mais de idade e o total das pessoas nesse segmento etário.

Por fim, analisou-se o comportamento da variável esperança de vida ao nascer, que corresponde ao número médio de anos que as pessoas viveriam a partir do nascimento.

É válido acrescentar que, para o ano de 1970, das 3.659 AMC havia dados disponíveis para 3.654 delas e, em 1980, para 3.653. Nos anos de 1991 e de 2000, todas as 3.659 AMC tinham dados disponíveis.

## 5 METODOLOGIA

Um dos principais objetivos dos trabalhos empíricos de crescimento econômico tem sido examinar os determinantes do crescimento de longo prazo e checar se a renda *per capita*, condicionada a esses determinantes, converge em direção a uma trajetória de crescimento de estado estacionário. A metodologia utilizada nesses trabalhos consiste em regredir a taxa média de crescimento das economias estudadas contra o nível inicial de renda e as variáveis condicionantes estáticas, determinantes do crescimento, tais como: educação, investimentos, gastos públicos, circunstâncias políticas etc.<sup>4</sup>

Algumas suposições estão implícitas nessa metodologia: *i*) as variáveis condicionantes explicam o crescimento permanente ou a tendência de crescimento, enquanto a condição inicial é um controle para a dinâmica de transição; e *ii*) toda economia alcançará taxa de crescimento de estado estacionário, que pode

3. Ver Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), 2003.

4. Ver Barro (1991) e Barro e Sala-i-Martin (1991-1992).

ser aproximada por uma tendência temporal. Ao considerar-se que tal fato seja verdadeiro e que as economias estudadas estejam na trajetória de estado estacionário, pode-se estimar uma covariância estável no tempo entre a taxa média de crescimento e as variáveis hipotéticas explicativas do crescimento econômico.

Um dos problemas dessa metodologia é que ela sintetiza características dinâmicas em uma estatística resumida – uma média ou tendência de crescimento. Tal metodologia seria informativa caso os movimentos permanentes na renda fossem bem descritos por tendências temporais suaves, pouco afetadas por distúrbios correntes; ou também se grandes choques econômicos ocorressem apenas no começo da amostra.<sup>5</sup>

Quah (1993a) e Friedman (1992) alertam que também é inadequado supor que o coeficiente estimado é o mesmo para todas as economias e mostram que o coeficiente negativo encontrado em regressões de crescimento, entre a taxa de crescimento e a renda inicial, pode não significar convergência e sim sintoma de uma regressão à média, problema conhecido como Falácia de Galton.

Para evitar esses problemas, Quah (1993b) desenvolveu uma metodologia baseada em matrizes de mobilidade que modela a dinâmica das distribuições relativas de renda entre países como um processo de Markov. A vantagem dessa metodologia é que ela formula uma lei de movimento para a distribuição da variável estudada entre os períodos em análise, o que permite capturar a existência de clubes de convergência.

### 5.1 Matrizes de mobilidade

Suponha um painel de observações  $\{x_{it}\}$ , onde  $i = 1, 2, \dots, n$  representa as unidades observacionais (municípios), e  $t = 1, 2, \dots, T$  refere-se aos períodos das observações. Para cada variável avaliada (renda, longevidade ou anos de estudo) será computada a média das unidades observacionais em cada período,  $\bar{x}_t$ :

$$\bar{x}_t = \sum_{i=1}^n x_{it} \quad (1)$$

Para cada período é possível calcular a relação entre o valor da variável de cada município e a média no período,  $\gamma_{it}$ :

$$\gamma_{it} = \frac{x_{it}}{\bar{x}_t} \quad (2)$$

É possível, então, distribuir anualmente as diversas unidades observacionais em  $k$  intervalos (ou classes) segundo os valores de  $\gamma_{it}$ . O passo seguinte

5. No entanto, Danny Quah (1993b) mostra que esses cenários não descrevem dados de renda entre países: a tendência de crescimento de 78% de 118 países, entre 1962 e 1973, foi maior que suas tendências de crescimento entre 1974 e 1985, e a variabilidade na renda de 72% dessas economias aumentou significativamente no tempo.

é computar os deslocamentos dessas unidades entre as diversas classes durante os períodos observados. Essa contabilização gera matriz de frequência ( $F$ ):

$$F = \begin{pmatrix} f_{11} & f_{12} & \cdots & f_{1k} \\ f_{21} & f_{22} & \cdots & f_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ f_{k1} & f_{k2} & \cdots & f_{kk} \end{pmatrix} \quad (3)$$

na qual  $f_{ij}$  representa o número de municípios que pertenciam a classe  $i$  em um período e migraram para a classe  $j$  no período seguinte. Ao dividir-se cada linha de  $F$  por sua soma, obtém-se a matriz de transição, cujos elementos são estimadores de máxima verossimilhança das probabilidades de migração entre as classes:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1k} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{k1} & p_{k2} & \cdots & p_{kk} \end{pmatrix} \quad (4)$$

em que  $p_{ij} = \frac{f_{ij}}{\sum_{m=1}^k f_{im}}$  é a probabilidade de um município que esteja

na classe  $i$  migrar para a classe  $j$  no período seguinte. Para mostrar que os  $p_{ij}$  são realmente os estimadores de máxima verossimilhança, observa-se que dada determinada classe  $i$ , as unidades que se encontram em tal classe no período  $t$  poderão ou não migrar para a classe  $j$  no período seguinte de acordo com uma determinada probabilidade  $\pi_{ij}$ , configurando-se então uma distribuição de probabilidade de Bernoulli. Suponha-se então que o evento “migração de uma unidade que está na classe  $i$  para a classe  $j$ ” seja representado por  $X = 1$  e o seu complementar, ou seja, “migração de uma unidade que está na classe  $i$  para uma classe que não seja a classe  $j$ ” seja representado por  $X = 0$ . Então, a distribuição de probabilidade associada seria dada por:

$$\text{Prob}(X_m) = \begin{cases} \pi_{ij}, & \text{se } X_m = 1 \\ 1 - \pi_{ij}, & \text{se } X_m = 0 \end{cases}, \quad \text{com } m = 1, 2, \dots, q.$$

A função de máxima verossimilhança é então definida como:

$$L(X_1, X_2, \dots, X_q, \pi_{ij}) = \prod_{m=1}^q \text{Prob}(X_m)$$

$$\Rightarrow L(X_1, X_2, \dots, X_q, \pi_{ij}) = \pi_{ij}^{\left(\sum_{m=1}^q X_m\right)} \times (1 - \pi_{ij})^{\left(n - \sum_{m=1}^q X_m\right)}$$

então, o logaritmo da função de máxima verossimilhança é:

$$\log L(X_1, X_2, \dots, X_q, \pi_{ij}) = \left(\sum_{m=1}^q X_m\right) \log(\pi_{ij}) + \left(n - \sum_{m=1}^q X_m\right) \log(1 - \pi_{ij})$$

Maximizando a função anterior em relação a  $\pi_{ij}$ , tem-se como condição de primeira ordem:

$$\begin{aligned} \frac{\left(\sum_{m=1}^q X_m\right)}{\pi_{ij}} &= \frac{n - \sum_{m=1}^q X_m}{(1 - \pi_{ij})} \\ \Rightarrow \left(\sum_{m=1}^q X_m\right) - \pi_{ij} \left(\sum_{m=1}^q X_m\right) &= n\pi_{ij} - \pi_{ij} \left(\sum_{m=1}^q X_m\right) \\ \Rightarrow \pi_{ij} &= \frac{\sum_{m=1}^q X_m}{n} \end{aligned} \quad (5)$$

que é o estimador de máxima verossimilhança utilizado.

## 5.2 Distribuições ergóticas

A multiplicação do vetor, que representa a distribuição inicial das unidades observacionais em classes,  $d$ , pela matriz de transição  $P$ , resulta na distribuição esperada para o período seguinte, assim:

$$d_t P = d_{t+1} \quad (6)$$

A aplicação interativa desse processo possibilita que se estime a distribuição de um período futuro ( $s$  períodos no futuro, por exemplo). Assim:

$$d_{t+s} = \underbrace{P \times P \times \dots \times P}_{s \text{ vezes}} \times d_t = P^s d_t \quad (7)$$

em que  $d_{t+s}$  é a distribuição esperada no período  $t+s$ . Se esse processo for levado ao limite, fazendo  $s \rightarrow \infty$ , pode-se averiguar se a distribuição resultante converge assintoticamente para alguma distribuição limite. Se tal convergência ocorrer, a distribuição final será denominada distribuição *estacionária* ou *ergótica*, ou seja, é aquela distribuição cuja pré-multiplicação pela matriz de transição resulta

na própria distribuição, sendo portanto uma distribuição de equilíbrio, ponto fixo no qual o sistema se estabiliza. Matematicamente:

$$\tilde{d} P = \tilde{d} \quad (8)$$

O problema de se obter a distribuição  $\tilde{d}$  é correspondente ao de se achar o autovetor normalizado da matriz  $P'$ , associado ao seu autovalor unitário, dada a existência do último:

$$P' x = \lambda x \Rightarrow P' x = x,$$

visto que, nesse caso,  $\lambda = 1$ :

$$\Rightarrow x' P = x'$$

que é análoga à equação 7, e onde  $\lambda$  é o autovalor unitário e  $x$  é o autovetor a ele associado.

Como a matriz de transição possui todos os seus elementos não negativos e menores que 1, pois trata-se de uma matriz de probabilidades, pode-se provar que pelo menos um dos seus autovalores é unitário. No entanto, se a matriz de transição possuir algum valor zero não é possível assegurar a unicidade do autovalor desejado.

Faz-se necessário então, no caso de trabalhos empíricos, testar o número de autovalores unitários associados a uma determinada matriz de transição.<sup>6</sup> Isso porque a existência de mais de um autovalor unitário implica a existência de múltiplas distribuições ergóticas. Nesse caso, a distribuição final dependeria da distribuição inicial.

### 5.3 Média e variância das distribuições

A média de cada distribuição é calculada multiplicando-se a frequência relativa de cada classe pelo seu valor cardinalizado.<sup>7</sup> A seguir, somam-se tais produtos. Assim:

$$\bar{x} = \sum_{m=1}^k m f_m \quad (9)$$

A variância, por sua vez, é obtida pela soma ponderada dos quadrados dos desvios dos valores cardinais das faixas em relação à média da distribuição. As frequências relativas são os pesos a serem utilizados:

6. Tal teste só é necessário no caso de a matriz de transição apresentar pelo menos um valor nulo em seu bojo.

7. Multiplica-se a frequência relativa da classe um por um, da classe dois por dois, e assim por diante.

$$s^2 = \sum_{m=1}^k (m - \bar{x})^2 f_m \quad (10)$$

O cálculo das médias e das variâncias das distribuições visa estabelecer parâmetros de comparação entre estas últimas. No entanto, é imprescindível que fiquem claras as limitações desses parâmetros comparativos. Em primeiro lugar, deve-se notar que a média em questão refere-se às faixas e não aos valores. Assim, se todos os valores de uma determinada variável dobrarem, a média da distribuição permanecerá inalterada.

Em seguida, é preciso ter em mente que variâncias menores não necessariamente significam melhoria na distribuição e sim podem ser produto, como, por exemplo, de uma acumulação das unidades nas classes mais baixas.

#### 5.4 Aplicação das matrizes de mobilidade aos dados

Como foi visto anteriormente, o conjunto de dados disponíveis foi formado por um painel composto por 3.659 unidades de *cross-section* (as 3.659 AMC) e quatro períodos (os anos de 1970, 1980, 1991 e 2000). Para cada ano foi calculada a média e todas as observações foram então divididas pela média do respectivo período.

Para evitar ao máximo a arbitrariedade envolvida na escolha dos limites das classes, optou-se pelo seguinte método de seleção de tais limites: para cada variável foram considerados os dados do primeiro ano (1970), e estes repartidos em nove classes com o mesmo número de unidades. Isso permitiu definir os valores limítrofes, descritos na tabela 1, que foram aplicados na separação das classes nos demais períodos.

TABELA 1

#### Limites superiores das classes em relação à média das variáveis

Variáveis → Classes ↓	Renda <i>per capita</i>	Taxa de alfabetização	Anos de estudo	Expectativa de vida ao nascer
1	0,434	0,562	0,365	0,898
2	0,549	0,693	0,511	0,935
3	0,665	0,820	0,657	0,964
4	0,809	0,977	0,803	0,991
5	0,925	1,098	1,022	1,013
6	1,069	1,191	1,168	1,041
7	1,272	1,285	1,460	1,067
8	1,676	1,385	1,752	1,104
9	6,821	1,783	4,089	1,263

Elaboração dos autores.

Vale notar que este método, além de reduzir a discricionariedade da escolha das classes,<sup>8</sup> permite que a tendência de convergência, não-convergência ou

8. Na verdade, tal técnica não elimina a arbitrariedade, uma vez que o número de classes ainda deve ser escolhido por critérios não definidos.

divergência regional das variáveis sejam melhor apreciadas, posto que todas elas partem inicialmente de distribuições iguais.

Foram contabilizadas então todas as situações nas quais houve ou não mudança de classes de cada variável de um período para o outro a fim de que pudessem ser computadas as matrizes de frequência. A partir das matrizes de frequência foram calculadas as matrizes de transição.

Cada matriz de transição foi então testada para se verificar a unicidade do autovalor unitário, após terem sido calculadas as distribuições ergóticas das diversas variáveis. Exercício semelhante foi realizado em escala intra-regional. Por fim, foram calculadas as médias e as variâncias das diversas distribuições ergóticas, sendo estas contrastadas com os parâmetros referentes às distribuições iniciais (1970) para cada variável.

## 6 RESULTADOS

### 6.1 Renda *per capita*

Os resultados completos da análise das matrizes de transição, bem como a rotina para obtê-los, encontram-se nos anexos I e II. Nesses anexos estão, também, as listagens completas dos autovalores associados a cada matriz de transição; em todos os casos, o autovalor unitário é único, o que assegura a incondicionalidade das distribuições ergóticas em relação ao vetor de distribuição inicial.

No que diz respeito à renda *per capita* por AMC, alguns desses resultados são especialmente interessantes. Por exemplo, pode-se notar um incremento tanto na média quanto na variância da distribuição ergótica em relação aos parâmetros da distribuição inicial (referente a 1970). A média da distribuição ergótica nacional é 5,56 enquanto a inicial é 5.<sup>9</sup> A variância inicial, 6,67, é, por sua vez, substancialmente inferior ao parâmetro ergótico, que é de 8,67.

Este é um padrão claro de não-convergência, pois indica mais unidades acumuladas nos extremos da distribuição. Tal fato também pode ser apreciado pela análise do gráfico 1, no qual as barras pretas referem-se à distribuição inicial<sup>10</sup> e as cinzas à distribuição ergótica.

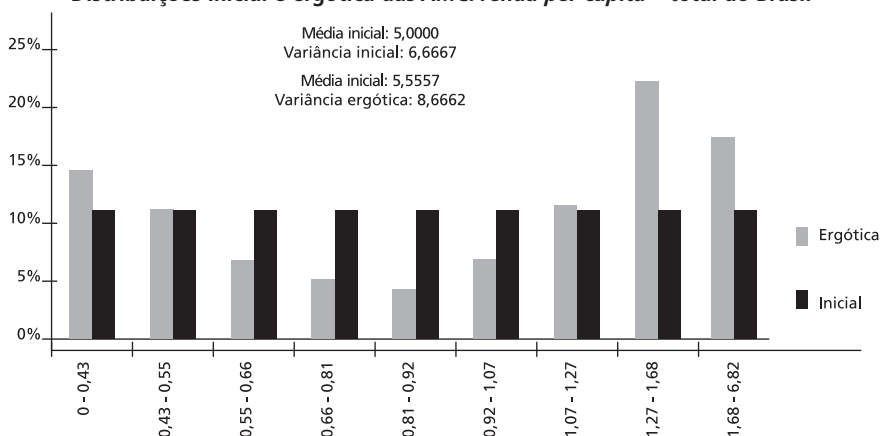
Como se pode observar, existe acumulação de AMC nas extremidades da distribuição ergótica. Isso significa que, permanecendo o processo atual, haverá poucas AMC com níveis de renda *per capita* próximos à média nacional, enquanto a maior parte dessas AMC convergirá para as extremidades: ricas (classes 7, 8 e 9) ou pobres (classes 1 e 2).

9. As médias e as variâncias nacionais para quaisquer das variáveis analisadas são, por construção, iguais a 5,00 e 6,67 respectivamente.

10. O fato das barras pretas serem todas do mesmo tamanho decorre do processo metodológico de se dividir a amostra inicial em nove classes de mesmo tamanho. Este fato, no entanto, só ocorre quando a distribuição total do Brasil é considerada, pois as distribuições regionais refletirão a situação das AMC de cada um dos estados em termos de sua distribuição dentro das faixas traçadas nacionalmente.

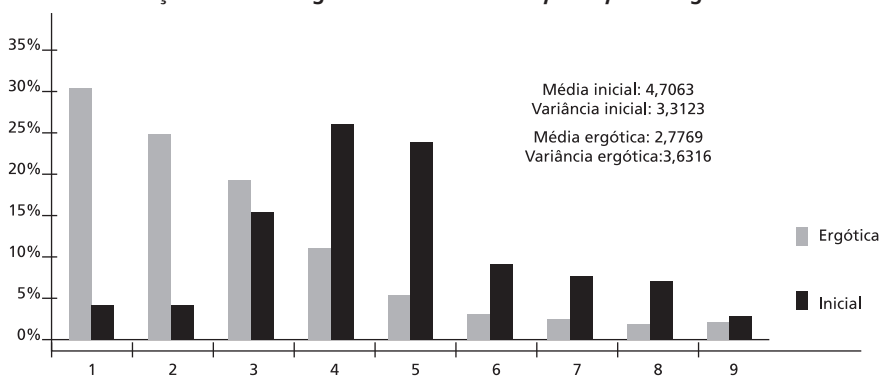
Esse resultado de não-convergência da renda *per capita* entre os municípios brasileiros, no entanto, possui outra faceta muito interessante: a análise das situações regionais confirma a existência de clubes de convergência regionais, também observada por outros trabalhos empíricos. A seguir, os gráficos 2 a 5 comparam as distribuições ergóticas e iniciais de cada uma das cinco regiões geográficas brasileiras isoladamente.

GRÁFICO 1

**Distribuições inicial e ergótica das AMC: renda *per capita* – total do Brasil**

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

**Distribuições inicial e ergótica das AMC: renda *per capita* – região Norte**

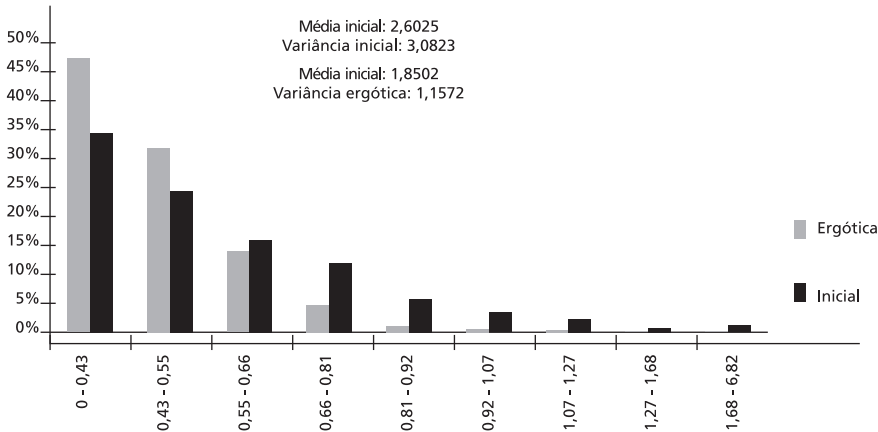
Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

No gráfico 2, da região Norte, pode-se observar claramente que houve aumento da desigualdade nessa região, manifestado pelo fato de a variância



ergótica ser maior que a variância inicial. A queda da média relativa de 4,71 para 2,78 e a acumulação da distribuição ergótica das AMC do norte nas classes mais baixas de renda *per capita* revelam um empobrecimento dessa região em relação ao resto do país.

GRÁFICO 3

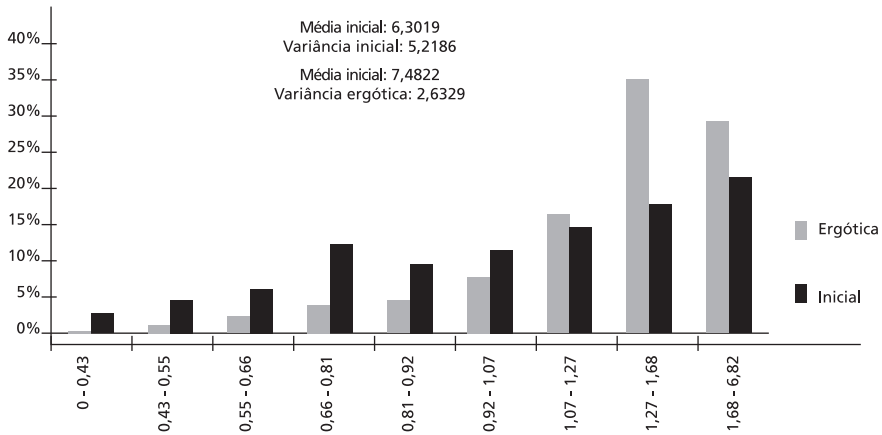
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: renda *per capita* – região Nordeste**

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

O problema na região Nordeste que, como mostra a distribuição inicial já era grave, irá piorar caso o processo de transição vigente nos últimos 35 anos se mantenha. Tal tendência pode ser observada no gráfico 3, no qual o acúmulo nas faixas mais baixas, característico da distribuição inicial, sofre sensível agravamento na distribuição ergótica. Esse é o pior caso possível: uma convergência das AMC da região para as faixas mais baixas de renda *per capita*. Numericamente, esse processo revela-se pela queda da média relativa de 2,60 para 1,85 acompanhada por uma queda expressiva na variância de 3,08 para 1,16.

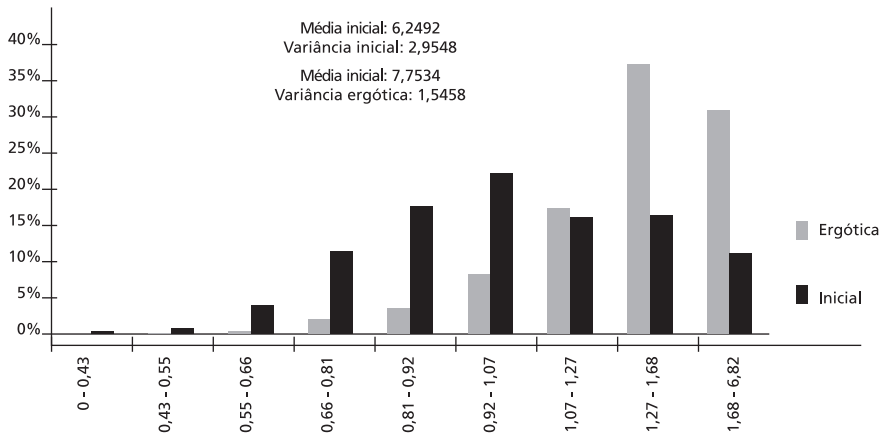
Como pode ser visto nos três gráficos seguintes, os casos das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste são semelhantes e o que se observa é um padrão de convergência da renda *per capita* das AMC dessas regiões para o topo da distribuição de renda das AMC brasileiras, como também uma queda da desigualdade intra-regional de renda *per capita* de suas AMC. Nos três casos, as médias ergóticas são mais elevadas que as médias iniciais (7,48 contra 6,30 no Sudeste, 7,75 contra 6,25 no Sul e 6,87 contra 5,78 no Centro-Oeste) e as variâncias ergóticas menores que as variâncias das distribuições iniciais (2,63 contra 5,22 no Sudeste, 1,55 contra 2,95 no Sul e 2,34 contra 3,23 no Centro-Oeste).

**GRÁFICO 4**  
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: renda *per capita* – região Sudeste**



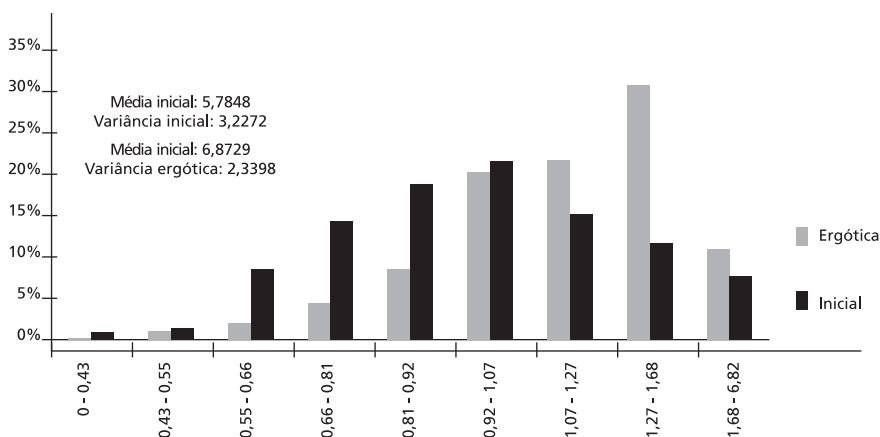
Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 5**  
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: renda *per capita* – região Sul**



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

GRÁFICO 6  
Distribuições inicial e ergótica das AMC: renda *per capita* – região Centro-Oeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

Portanto, esses resultados revelam que não existe uma convergência nacional da renda *per capita* das AMC brasileiras, mas sim uma tendência de convergência por clubes, em que as AMC do Sudeste, Sul e Centro-Oeste convergem em conjunto para um padrão mais alto de renda *per capita* enquanto as AMC do Norte e Nordeste convergem conjuntamente para padrões mais baixos de renda *per capita*.

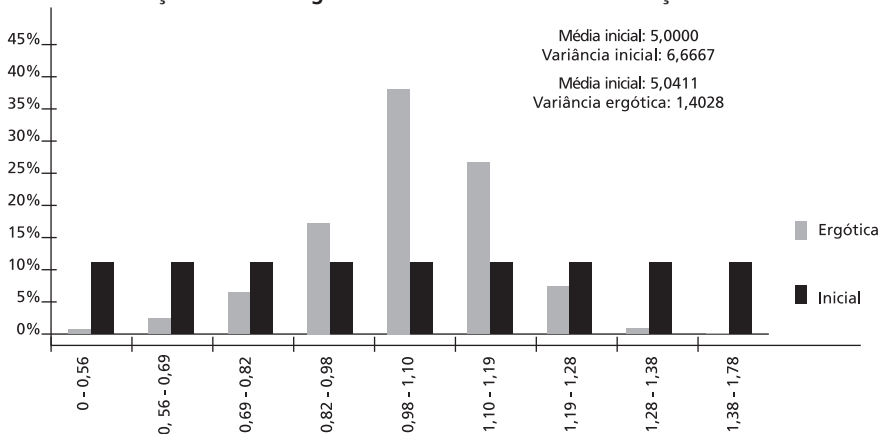
## 6.2 Taxa de alfabetização

Em respeito à taxa de alfabetização, pode-se observar a existência de perfis convergentes tanto na esfera nacional quanto nas regionais. Não obstante, ainda são observadas pequenas diferenças entre regiões. Os resultados apresentados pelos gráficos 1 a 6 mostram as comparações entre as distribuições ergóticas e iniciais desta variável em âmbito nacional e para cada região isoladamente.

No âmbito nacional, observa-se uma tendência de convergência para as classes 4, 5 e 6. Ou seja, as AMC brasileiras convergem para uma faixa entre 0,82 e 1,19 da média de alfabetização brasileira. A título de exemplo, esta faixa representou no ano 2000 uma taxa de alfabetização entre 64% e 93%, pois a média da taxa de alfabetização das AMC brasileiras estava em 78,3%.<sup>11</sup>

11. Essa taxa é menor que a taxa de alfabetização no Brasil no ano 2000 (86,4%), pois é uma média das taxas de alfabetização das AMC não ponderada pela população.

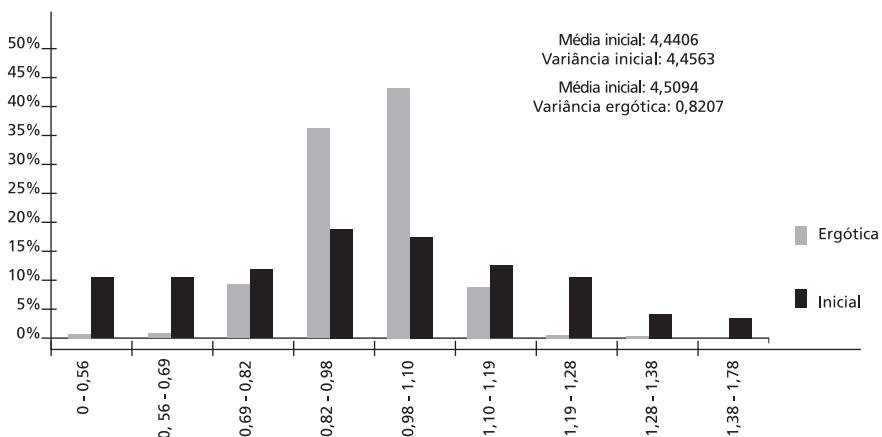
GRÁFICO 7  
Distribuições inicial e ergótica das AMC: taxa de alfabetização – total do Brasil



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

Esse é um processo robusto de convergência pois, embora não haja diferença significativa entre a média da distribuição inicial (5) e a média da distribuição ergótica (5,04), a variância da primeira (6,67) é bem mais acentuada que a da segunda (1,40).

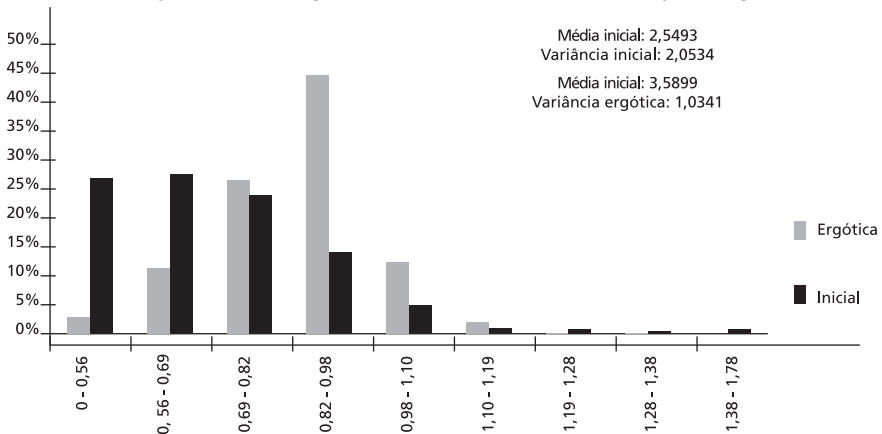
GRÁFICO 8  
Distribuições inicial e ergótica das AMC: taxa de alfabetização – região Norte



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 9

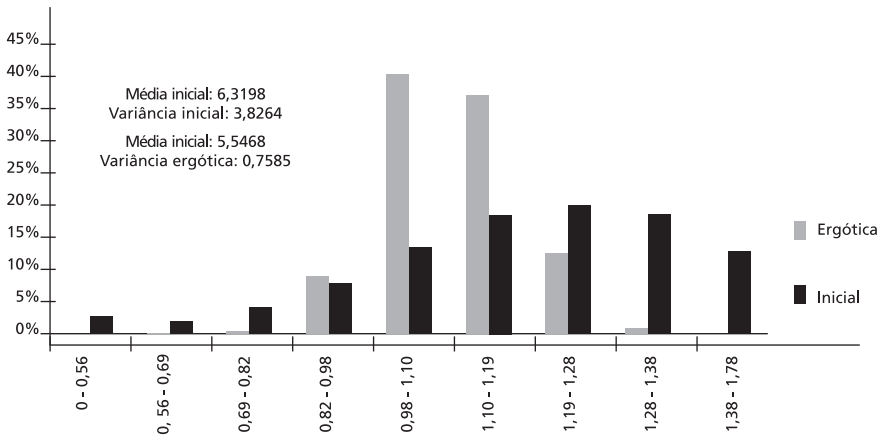
## Distribuições inicial e ergótica das AMC: taxa de alfabetização – região Nordeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

GRÁFICO 10

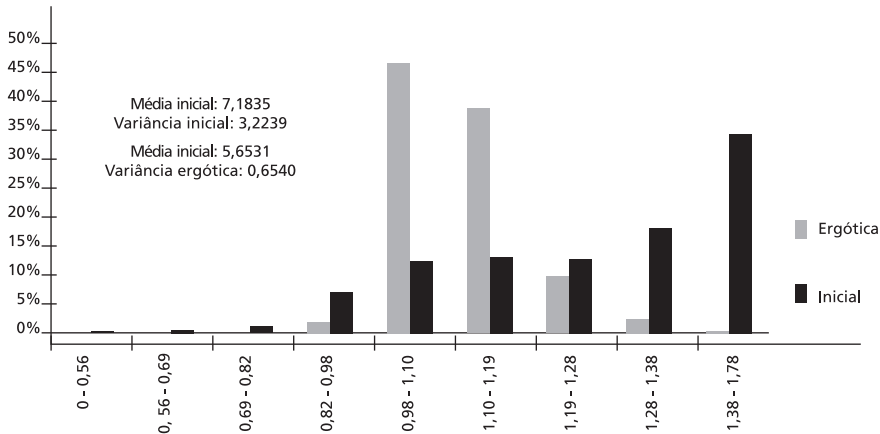
## Distribuições inicial e ergótica das AMC: taxa de alfabetização – região Sudeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

GRÁFICO 11

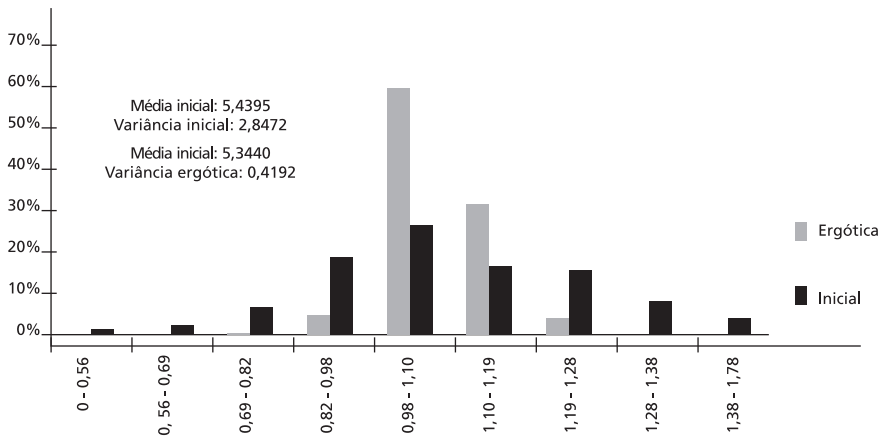
## Distribuições inicial e ergótica das AMC: taxa de alfabetização – região Sul



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 12

## Distribuições inicial e ergótica das AMC: taxa de alfabetização – região Centro-Oeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

A avaliação regional da dinâmica dessa variável revela um padrão de convergência basicamente homogêneo. A diferença mais notável é que a média e a faixa modal ergótica da região Nordeste situa-se em um nível abaixo das demais regiões. Além disso, diferenças na dispersão e na média entre as diversas regiões também ocorrem, contudo menos acentuadamente. A seguir, a tabela 2 descreve tais parâmetros por regiões:

TABELA 2  
Taxa de alfabetização média e variâncias ergóticas: Brasil e regiões

Parâmetro/região	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Médias ergóticas	5,0411	4,5094	3,5899	5,5468	5,6531	5,3440
Médias iniciais	5,0000	4,4406	2,5493	6,3198	7,1835	5,4395
Variâncias ergóticas	1,4028	0,8207	1,0341	0,7585	0,6540	0,4192
Variâncias iniciais	6,6667	4,4563	2,0534	3,8264	3,2239	2,8472

Elaboração dos autores.

É de interesse a observação de que, no caso da taxa de alfabetização, as regiões deslocam em direção “certa”. As distribuições ergóticas regionais, quando contrastadas com as distribuições iniciais, mostram que a região Nordeste melhora relativamente, as regiões Sudeste e Sul sofrem perdas relativas e que as regiões Norte e Centro-Oeste tendem a manter suas médias praticamente constantes com pequena melhora para a região Norte e pequena queda para a região Centro-Oeste. No entanto, as variâncias ergóticas são sempre bem menores que as variâncias iniciais, o que também revelou uma convergência da taxa de alfabetização intra-regional.

Com isso, é possível afirmar que, não só as regiões mais e menos favorecidas deslocam-se em direção umas às outras (convergência inter-regional), como também as AMC em cada região convergem para as mesmas classes de taxa de alfabetização (convergência intra-regional).

### 6.3 Anos de estudo

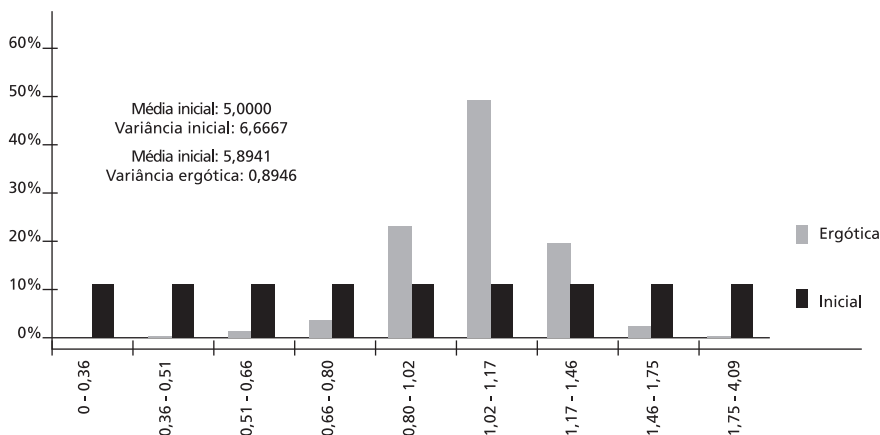
Um padrão análogo ao comportamento da variável taxa de alfabetização é observado na dinâmica dos anos de estudo. Com pequenas variações entre regiões, pode-se afirmar que a variável em questão é convergente.

Pela observação do gráfico 13, foi visto que os anos de estudo de mais de 90% das AMC brasileiras vêm convergindo para as classes 5, 6 e 7, que se situam entre 0,80 e 1,46 da média de anos de estudo das AMC brasileiras. A título de exemplo, se for utilizada essa média das AMC em 2000 (4,2 anos) isso representaria valores entre 3,37 e 6,13 anos de estudo concluídos em 2000.<sup>12</sup>

Também vale salientar que os anos de estudo concluídos de quase 50% das AMC vêm convergindo para a classe 6, que se situa entre 1,02 e 1,16 da média das AMC brasileiras (entre 4,29 e 4,90 do valor médio das AMC em 2000).

12. A diferença entre esse valor e a média nacional que foi 5,9 anos deve-se ao fato da média de anos de estudo das AMC não ser ponderada pela população.

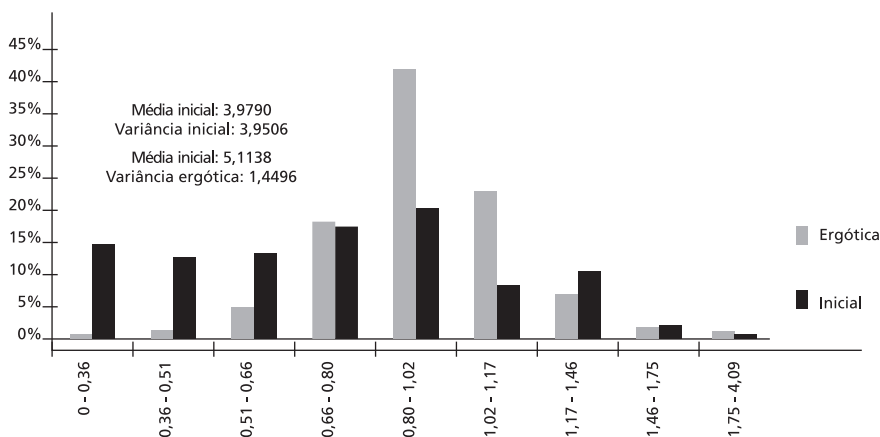
**GRÁFICO 13**  
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: anos de estudo – total do Brasil**



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

Melhorias acentuadas são observadas nas distribuições ergóticas da região Norte e, em especial, da Nordeste. A melhoria dessa variável está provavelmente associada àquelas observadas na taxa de alfabetização, pois embora não se possam descartar as dificuldades existentes para que o indivíduo continue a estudar, é inegável que o analfabetismo é uma barreira inercial poderosa, e quando superada a probabilidade de que haja melhoria substancial nos anos de estudo aumenta.

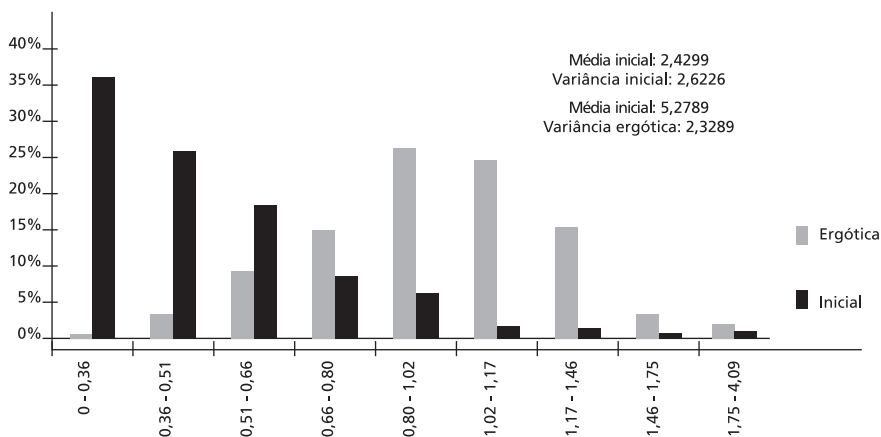
**GRÁFICO 14**  
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: anos de estudo – região Norte**



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

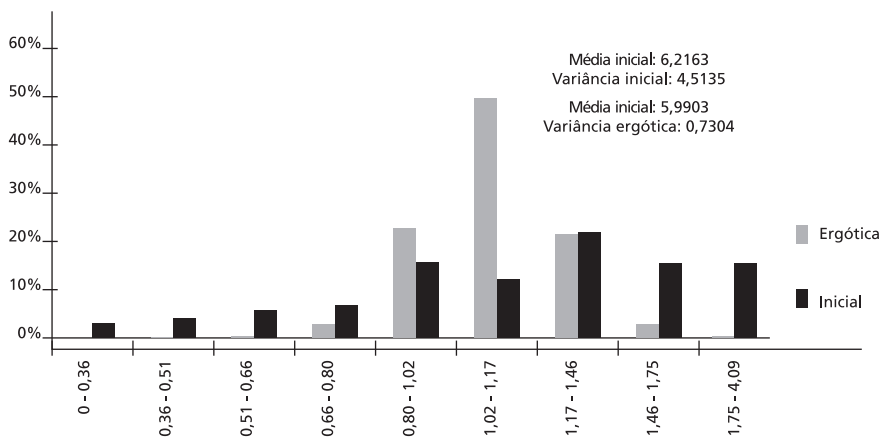


**GRÁFICO 15**  
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: anos de estudo – região Nordeste**



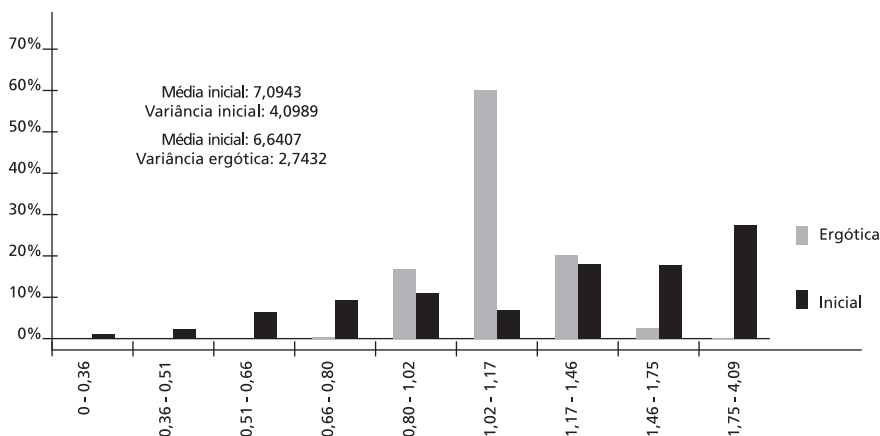
Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 16**  
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: anos de estudo – região Sudeste**



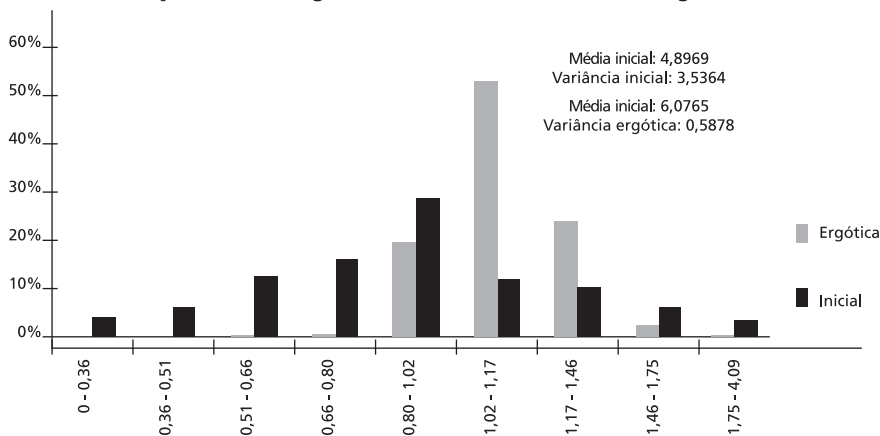
Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 17**  
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: anos de estudo – região Sul**



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 18**  
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: anos de estudo – região Centro-Oeste**



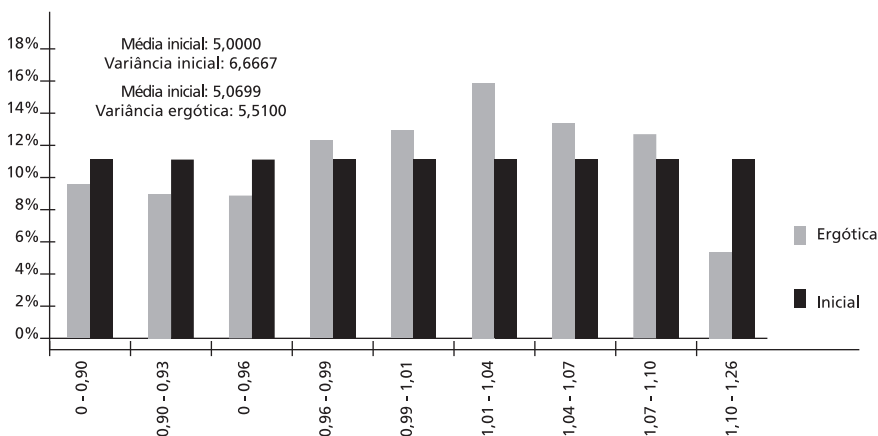
Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

#### 6.4 Expectativa de vida

O comportamento da variável expectativa de vida apresenta padrão peculiar, pois quando se observam os resultados nacionais agregados, poder-se-ia pensar que está ocorrendo convergência, ainda que moderada (ver gráfico 19). Os valores da média e da variância ergóticas também parecem consubstanciar essa

interpretação: embora a média ergótica não se diferencie substancialmente da inicial (5,0699 contra 5,0000), sua variância é muito menor (5,5100 contra 6,6667).

GRÁFICO 19  
Distribuições inicial e ergótica das AMC: expectativa de vida – total do Brasil



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

Acontece que a análise sob a perspectiva regional descortina uma realidade bastante distinta daquela obtida do ponto de vista agregado.

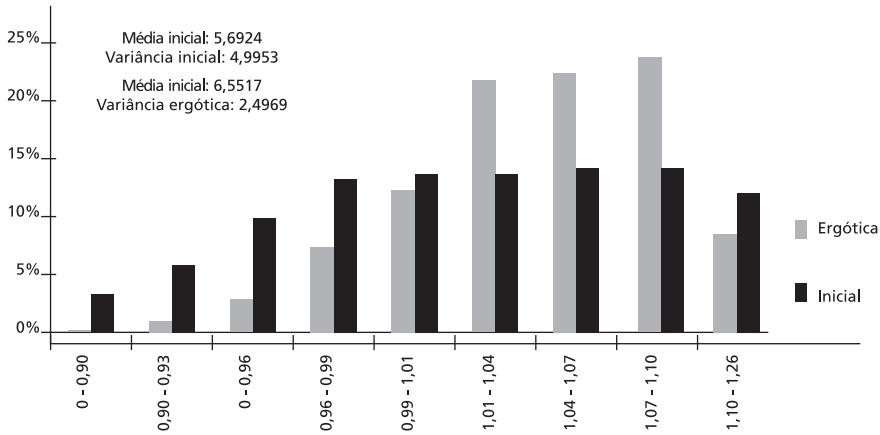
As regiões Sul e Sudeste, embora sofram um decréscimo na freqüência relativa da faixa mais alta, alcançam um incremento em suas médias, bem como diminuição em suas variâncias, indicando que, nestas regiões, a variável expectativa de vida está convergindo para um patamar ainda maior que as suas respectivas médias iniciais.

Pela análise do gráfico 20, parece estar ocorrendo convergência entre essas duas regiões, pois as distribuições ergóticas das regiões Sudeste e Sul parecem aproximar-se uma da outra. A piora relativa da região Sul deve-se ao fato de historicamente, essa região ter sempre apresentado os melhores resultados para a variável em questão, e é justamente a aproximação entre os índices das duas regiões que sugere a sua convergência.

No entanto, o caso inverso ocorre na região Nordeste, na qual uma convergência para as faixas inferiores é patente. Nessa região ocorre uma degradação da média ergótica em relação à inicial, concomitantemente uma diminuição da variância.<sup>13</sup>

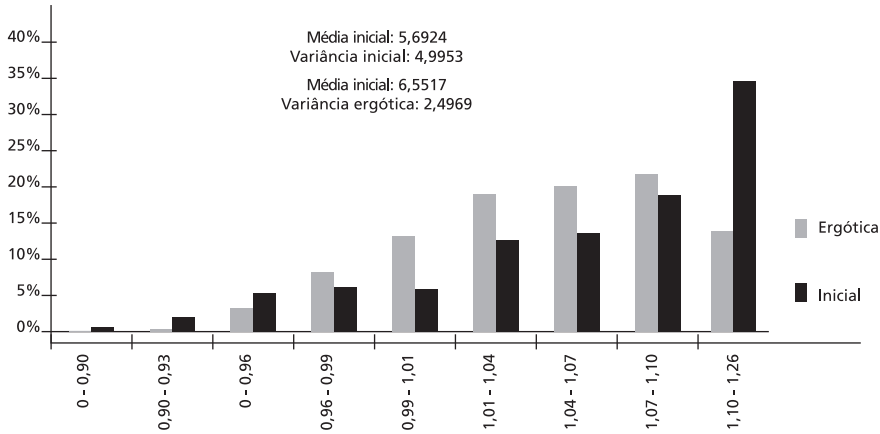
13. Como foi dito anteriormente, o decréscimo da média não significa que a expectativa de vida da região está diminuindo, mas sim caindo relativamente a das outras regiões.

**GRÁFICO 20**  
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: expectativa de vida – região Sudeste**



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

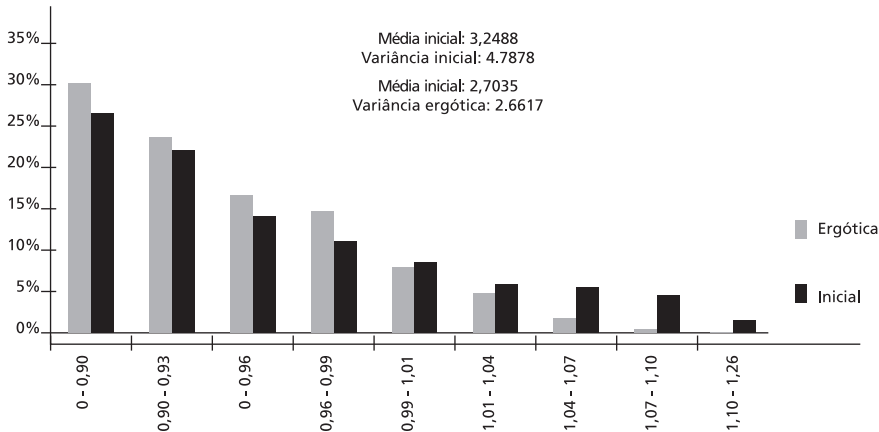
**GRÁFICO 21**  
**Distribuições inicial e ergótica das AMC: expectativa de vida – região Sul**



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
 Elaboração dos autores.

GRÁFICO 22

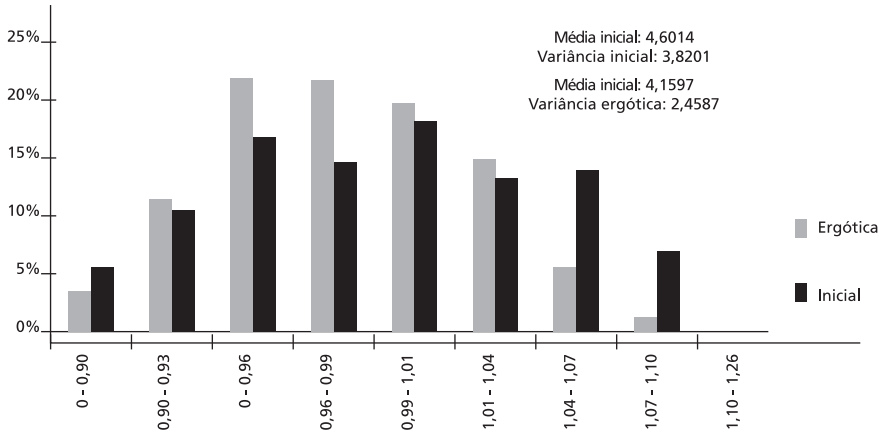
## Distribuições inicial e ergótica das AMC: expectativa de vida – região Nordeste



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 23

## Distribuições inicial e ergótica das AMC: expectativa de vida – região Norte

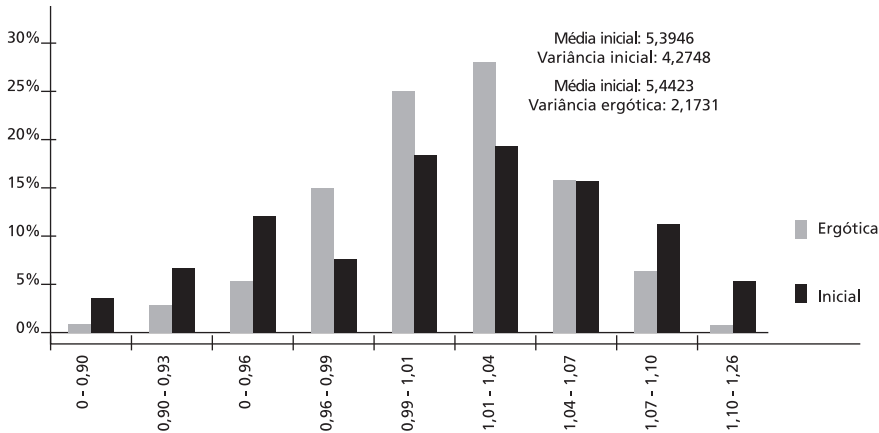


Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

Situações intermediárias podem ser apreciadas nas regiões Norte e Centro-Oeste. Na primeira, existe uma pequena piora na média ergótica em relação a inicial e uma queda na variância indicando convergência intra-regional. Na segunda, ocorre um fenômeno semelhante, mas com uma distinção: a média ergótica é maior que a inicial.

Ou seja, apesar da expectativa de vida nas regiões Norte e Centro-Oeste estarem convergindo em suas respectivas regiões, a média da expectativa de vida das AMC na região Norte está caindo em relação à média nacional, enquanto essa média das AMC da região Centro-Oeste está subindo.

GRÁFICO 24

**Distribuições inicial e ergótica das AMC: expectativa de vida – região Centro-Oeste**

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – Pnud/Ipea/FJP.  
Elaboração dos autores.

A apreciação dos gráficos 20 a 25 permite então detectar, grosso modo, quatro padrões de convergência: as regiões Sudeste e Sul estariam seguindo para ocupar conjuntamente o patamar mais elevado; a região Centro-Oeste convergiria para um patamar imediatamente inferior sendo seguida pela região Norte, que, por sua vez, estaria sofrendo uma queda relativa, a qual não só a manteria nos degraus mais baixos, mas pioraria sua situação relativa.

### 6.5 Apreciação geral

Pela análise das variáveis estudadas, é possível detectar em que áreas a superação das desigualdades regionais vem alcançado sucesso ou não. No caso da educação, tem havido uma melhora em termos de decréscimo das diferenças regionais, muito embora as distribuições ergóticas não indiquem uma convergência completa.

O exemplo oposto é o da renda *per capita*, que segue uma trajetória de divergência ou, no mínimo, de não-convergência. O caso intermediário é o da longevidade, variável na qual aparecem vários clubes de convergência.

Em geral, dois seriam os fatores para determinar a convergência ou não entre as regiões: políticas públicas equalizadoras e a própria convergência de renda. Não seria absurdo assumir que a influência ou o peso de cada um desses fatores determinantes varia de acordo com a natureza da variável determinada. Nesse

caso, haveria variáveis nas quais uma melhor distribuição de renda seria mais importante para a convergência e outras nas quais a existência de políticas públicas teria efeito mais acentuado.

Pelo que foi apreciado, pode-se dizer que as variáveis nas quais o impacto das políticas públicas é mais direto, os efeitos de convergência são mais perceptíveis. Esse é o caso das variáveis ligadas à educação, tais como taxa de alfabetização e anos de estudo.

A variável expectativa de vida, por sua vez, depende tanto de políticas públicas (saúde, saneamento etc.) quanto de melhorias na renda. Talvez, por isso, o seu padrão de convergência seja intermediário entre a não-convergência da renda e a convergência das variáveis educacionais.

## 7 CONCLUSÕES

Este trabalho estimou matrizes de transição de Markov para revelar a dinâmica da distribuição da renda *per capita*, da taxa de alfabetização, dos anos de estudo e da expectativa de vida ao nascer dos municípios brasileiros. As variações na configuração municipal brasileira exigiram o agrupamento dos municípios em AMC, conforme definidas pelo Instituto Nemesys.

As estimações para a renda *per capita* indicam grave processo de divergência dessa no Brasil, caracterizado pela formação de dois clubes: enquanto a maior parte das AMC nas regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste estão concentrando-se em uma faixa entre 1,27% e 1,68% da média das AMC, as AMC das regiões Norte e Nordeste caminham para faixas entre 0 e 0,55%. Ou seja, caso a dinâmica ocorrida nesses últimos trinta anos permaneça constante, haverá uma distribuição de longo prazo em que a maioria das AMC do Norte e do Nordeste terá aproximadamente um terço da renda *per capita* das AMC do Centro-Oeste, do Sul e do Sudeste.

Essa dinâmica da renda *per capita* corrobora os modelos de crescimento que, por suporem retornos crescentes do capital, prevêem um equilíbrio de longo prazo consistente com países pobres e ricos ou bolsões de riqueza e de pobreza em um mesmo país. Não se pode ignorar, no entanto, a influência das mudanças de regime político, os processos de estabilização e de abertura econômica e, por outro lado, a implementação de políticas regionais que o Brasil viveu no período da base de dados utilizada – 1970-2000.

Ao contrário da dinâmica da renda *per capita*, no caso das variáveis ligadas à educação – taxa de alfabetização e anos de estudo concluídos –, existe um padrão nítido de convergência entre as AMC das diversas regiões, apesar de persistirem pequenas diferenças regionais. Esse padrão de convergência é explicado pelos enormes gastos públicos federais em educação.

Ao contrário do que alguns economistas esperariam, a redução das diferenças regionais na taxa de alfabetização e nos anos de estudo concluídos não tem tido impacto nas diferenças de renda *per capita* entre as AMC e as regiões brasileiras. Esse resultado é semelhante aos obtidos nos estudos empíricos de crescimento para países, que foram citados na seção 2.1. Possivelmente, a variável anos de estudo concluídos não está correlacionada à taxa de crescimento, por não ser uma boa *proxy* para capital humano. A análise de um indicador qualitativo de educação, que pudesse informar a capacidade das pessoas em utilizar materiais escritos para resolver problemas reais de complexidades diferentes, provavelmente teria oferecido um resultado mais próximo ao da renda *per capita*. Sabe-se que existem no Brasil enormes diferenças regionais e intra-regionais na qualidade de ensino oferecido entre as escolas brasileiras e em outros fatores que afetam o nível de aprendizagem dos alunos, tais como escolaridade dos pais, condições de habitação e violência, existência de saneamento e transporte adequado, mercado de trabalho local que incorpore trabalhadores mais qualificados, expectativa de vida etc.

Quanto à longevidade, se for observado o total Brasil, gráfico 19, será constatada uma tendência muito suave de convergência, revelada pela concentração das AMC nas classes centrais de longevidade – entre 0,96 e 1,1% da média de longevidade das AMC brasileiras – e pelo fato que a variância ergótica é menor que a variância inicial. No entanto, a observação desagregada por regiões revela um processo de convergência por clubes. As AMC das regiões Sul e Sudeste formam o primeiro clube, que converge para maiores valores de longevidade – entre 1,01% e 1,1% da média das AMC brasileiras. As regiões Norte e Centro-Oeste estão convergindo para uma posição intermediária – entre 0,93% e 1,07% da média das AMC brasileiras – enquanto a região Nordeste caminha para valores relativamente mais baixos: entre 0% e 0,93% da média nacional. Esse resultado pode ser explicado por dois fatores opostos:

- a) Grandes transferências compulsórias aos municípios para a saúde somadas ao transbordamento de novas tecnologias de prevenção e combate a doenças desenvolvidas em países e em regiões mais ricas, que também elevaram enormemente a expectativa de vida da população brasileira; e
- b) O processo de divergência da renda *per capita* dos municípios brasileiros, que estimula as diferenças de longevidade entre os municípios.

Portanto, pode-se concluir que as variáveis educacionais estão em uma dinâmica de convergência, a longevidade está em um suave processo de divergência, em que os residentes das AMC do Nordeste caminham para um patamar mais baixo que o restante do país, e a renda *per capita* está divergindo fortemente, pois o nível de renda *per capita* das AMC do Norte e do Nordeste caminha para um terço do nível de renda *per capita* das AMC do Sul, do Sudeste e Centro-Oeste.



## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, E. *et al.* *Testing convergence across municipalities using quantile regression*. 2002.
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. *The Annals of Regional Science*, Alemanha, v. 35, n. 1, p. 133-152, Feb. 2001.
- AZZONI, C. R. *et al.* Geography and income growth across Brazilian states: evidence from cohort data (em análise). *Journal of Regional Science*, 2003.
- AZZONI, C. R.; SERVO, L. M. S. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil in the 90's. *Papers in Regional Science*, Alemanha, v. 81, p. 157-175, 2002.
- BARRO, R. Economic growth in a cross-section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 407- 443, May 1991.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 107-158, 1991.
- \_\_\_\_\_. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BECKER, G.; PHILIPSON, T.; SOARES, R. The quantity and quality of life and the evolution of world inequality. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA, June 2003.
- CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *Review of Economic Studies*, v. 32, n. 91, p. 233-240, jul. 1965.
- CHANG, R. Income inequality and economic growth: evidence and recent theories. *Economic Review*, p. 1-91, Jul./Aug. 1994.
- COULOMBE, S.; TREMBLAY, J-F; MARCHAND, S. Literacy scores, human capital and growth across 14 OECD countries. *Statistics Canada and human resources and skills development Canada*. Ottawa, 2004.
- FERREIRA, A. H. *Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: um comentário*. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 1998 (Texto para Discussão, n. 121).
- FERREIRA, A, H.; DINIZ, C. C. Convergência entre rendas *per capita* estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 4, p. 38-56, 1995.

- FERREIRA, P. C.; PESSOA S. The costs of education, longevity and the poverty of nations. *Ensaio Econômico de 2003*, EPGE/RJ, 27 ago. 2003.
- FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? *Journal of Economic Literature*, v. 30, p. 2.129-2.132, 1992.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 3. ed. Nova Jersey: Prentice Hall, 1997.
- HALL, R.; JONES, C. *The productivity of nations*. National Bureau of Economic Research, 1996 (Working Paper Series, n. 5.812).
- HAZAN, M.; ZOABI, H. *Longevity, Fertility and Economic Growth*. The Hebrew University of Jerusalem. Set. 2003.
- KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth. *Pontificia Academia Scientiarum*, Amsterdam: North-Holland, p. 225-287, 1965.
- LARSON, H. J. *Introduction to probability theory and statistical inference*. 3. ed. Nova York: John Wiley & Sons, 1982.
- LAURINI, M. P.; ANDRADE, E. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. *Macroeconomia Aplicada*, Anpec, 21 jul. 2003.
- LJUNGQVIST, L.; SARGENT, T. J. *Recursive Macroeconomic Theory*. Massachusetts: The MIT Press, 2000.
- LUCAS, Jr.; ROBERT, E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, n. 22, p. 3-32, jan. 1988.
- LUCAS, R. E. Why doesn't capital flows from rich to poor countries? *AEA Papers and Proceedings*, v. 80, n. 2, maio 1990.
- MINCER, J. *Schooling, experience, and earning*. Columbia: University Press, 1974.
- MOSSI, M. *et al.* Growth dynamics and space in Brazil. *International Regional Science Review*, London, v. 26, n. 3, 2003.
- PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). *Atlas do desenvolvimento humano no Brasil*. Brasília: Pnud/Ipea/Fundação João Pinheiro, 2003.
- PONTUAL, E.; PORTO JR., S. Crescimento e convergência: uma análise empírica para a região Sul. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL. *Anais...* 2000.

QUAH, D. Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics. *The Economic Journal*, v. 106, p. 1045-1055, 1996.

\_\_\_\_\_. Galton's fallacy and the tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 95, p. 427-443, 1993.

\_\_\_\_\_. Empirical cross-section dynamics in economic growth. *European Economic Review*, North-Holland, n. 37, p. 426-434, 1993.

RAMSEY, F. P. A mathematical theory of saving. *Economic Journal*, v. 38, n. 152, p. 543-559, Dec. 1928.

RAVALLION, M. *Reaching poor areas in a federal system*. Policy Research Group. Washington, D. C.: World Bank, 1998 (Working Paper, n. 1.901).

RAVALLION, M.; JALAN, J. Growth divergence due spatial externalities. *Economic Letters*, v. 53, p. 227-232, 1996.

RAY, D. *Development economics*. Nova Jersey: Princeton University Press, 1998.

ROMER, P. Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 4, Oct. 1986.

PESSÔA, S. A. *Economia regional, crescimento econômico e desigualdade regional de renda*. EPGE/FGV, 1999.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, Feb. 1956.

SUMMERS, R.; HESTON, A. A new set of international comparisons of real product and price levels: estimates for 130 countries, 1950-1985. *Review of Income and Wealth*, v. 34, n. 1, p. 1-25, Mar. 1991.

\_\_\_\_\_. The penn world table (mark 5): an expanded set of international comparisons, 1950-1988. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 327-368, maio, 1991.

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, v. 2, n. 63, p. 334-361, Nov. 1956.

WILLIS, R. J. Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions. In: ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. (Eds.). *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, v. 1, cap. 10, p. 525-602, 1986.

## ANEXOS

### ANEXO I RESULTADOS COMPLETOS DAS VARIÁVEIS

Renda *per capita*  
Controlled Start

---

Frequency Matrix

1083	393	78	14	4	4	2	3	2
402	566	258	56	18	9	2	0	2
125	296	340	181	70	25	16	4	1
41	110	219	318	180	137	63	34	3
11	24	77	176	151	207	155	65	10
5	19	22	75	152	250	289	172	25
3	3	10	28	59	189	375	420	56
2	1	4	15	23	79	268	862	283
2	4	0	2	7	14	57	295	961

---

Transition Matrix

0.6841 0.2483 0.0493 0.0088 0.0025 0.0025 0.0013 0.0019 0.0013  
 0.3062 0.4311 0.1965 0.0427 0.0137 0.0069 0.0015 0.0000 0.0015  
 0.1181 0.2798 0.3214 0.1711 0.0662 0.0236 0.0151 0.0038 0.0009  
 0.0371 0.0995 0.1982 0.2878 0.1629 0.1240 0.0570 0.0308 0.0027  
 0.0126 0.0274 0.0879 0.2009 0.1724 0.2363 0.1769 0.0742 0.0114  
 0.0050 0.0188 0.0218 0.0743 0.1506 0.2478 0.2864 0.1705 0.0248  
 0.0026 0.0026 0.0087 0.0245 0.0516 0.1654 0.3281 0.3675 0.0490  
 0.0013 0.0007 0.0026 0.0098 0.0150 0.0514 0.1744 0.5608 0.1841  
 0.0015 0.0030 0.0000 0.0015 0.0052 0.0104 **0.0425 0.2198 0.7161**

---

Ergodic Distribution

0.1456 0.1121 0.0681 0.0515 0.0427 0.0685 0.1155 0.2223 0.1738

---

Average of the Ergodic Distribution: 5.5551

Average of the Initial Distribution: 5.0795

Average Shift: 0.0936

---

Variance of the Ergodic Distribution: 8.6653

Variance of the Initial Distribution: 8.2361

Variance Shift: 0.0521

---

Regional Ergodic Distributions

0.3022,0.2466,0.1922,0.1104,0.0537,0.0301,0.0248,0.0185,0.0214  
 0.4728,0.3181,0.1392,0.0469,0.0111,0.0058,0.0040,0.0012,0.0009  
 0.0027,0.0114,0.0229,0.0388,0.0446,0.0773,0.1626,0.3486,0.2910  
 0.0000,0.0011,0.0041,0.0207,0.0356,0.0825,0.1739,0.3731,0.3090  
 0.0022,0.0108,0.0201,0.0438,0.0857,0.2026,0.2175,0.3078,0.1094

### Taxa de analfabetismo Controlled Start

#### Frequency Matrix

271	377	138	18	4	1	1	0	0
102	415	633	121	5	2	1	1	0
22	158	543	587	31	4	1	2	1
6	32	130	713	288	46	10	2	0
1	5	22	129	817	239	46	4	1
0	1	3	14	542	856	170	15	0
1	0	1	7	50	1049	598	36	0
0	2	2	1	5	113	688	303	7
0	3	2	1	3	7	39	361	167

#### Transition Matrix

0.3346 0.4654 0.1704 0.0222 0.0049 0.0012 0.0012 0.0000 0.0000  
 0.0797 0.3242 0.4945 0.0945 0.0039 0.0016 0.0008 0.0008 0.0000  
 0.0163 0.1171 0.4025 0.4351 0.0230 0.0030 0.0007 0.0015 0.0007  
 0.0049 0.0261 0.1059 0.5811 0.2347 0.0375 0.0081 0.0016 0.0000  
 0.0008 0.0040 0.0174 0.1021 0.6464 0.1891 0.0364 0.0032 0.0008  
 0.0000 0.0006 0.0019 0.0087 0.3385 0.5347 0.1062 0.0094 0.0000  
 0.0006 0.0000 0.0006 0.0040 0.0287 0.6022 0.3433 0.0207 0.0000  
 0.0000 0.0018 0.0018 0.0009 0.0045 0.1008 0.6137 0.2703 0.0062  
 0.0000 0.0051 0.0034 0.0017 0.0051 0.0120 0.0669 0.6192 0.2864

#### Ergodic Distribution

0.0063 0.0248 0.0650 0.1726 0.3811 0.2672 0.0743 0.0082 0.0006

Average of the Ergodic Distribution: 5.0404

Average of the Initial Distribution: 4.8303

Average Shift: 0.0435

Variance of the Ergodic Distribution: 1.4028

Variance of the Initial Distribution: 1.6156

Variance Shift: -0.1317

#### Regional Ergodic Distributions

0.0070 0.0082 0.0928 0.3624 0.4321 0.0885 0.0055 0.0035 0.0000  
 0.0288 0.1134 0.2660 0.4464 0.1243 0.0194 0.0008 0.0009 0.0000  
 0.0001 0.0005 0.0039 0.0887 0.4032 0.3701 0.1246 0.0088 0.0000  
 0.0000 0.0000 0.0000 0.0195 0.4662 0.3881 0.0979 0.0245 0.0038  
 0.0001 0.0002 0.0025 0.0458 0.5955 0.3146 0.0411 0.0000 0.0000

## Anos de estudo Controlled Start

---

### Frequency Matrix

318	426	163	18	6	3	1	1	0
68	381	622	119	41	2	1	0	0
12	96	482	573	127	12	2	1	2
3	11	73	401	423	53	11	2	2
0	5	10	88	928	426	65	6	3
0	1	3	8	207	1084	170	6	1
0	0	5	4	31	537	974	74	3
0	2	0	1	3	26	524	492	18
0	0	2	1	1	4	21	363	412

---

### Transition Matrix

0.3397 0.4551 0.1741 0.0192 0.0064 0.0032 0.0011 0.0011 0.0000  
 0.0551 0.3088 0.5041 0.0964 0.0332 0.0016 0.0008 0.0000 0.0000  
 0.0092 0.0735 0.3688 0.4384 0.0972 0.0092 0.0015 0.0008 0.0015  
 0.0031 0.0112 0.0746 0.4096 0.4321 0.0541 0.0112 0.0020 0.0020  
 0.0000 0.0033 0.0065 0.0575 0.6061 0.2782 0.0425 0.0039 0.0020  
 0.0000 0.0007 0.0020 0.0054 0.1399 0.7324 0.1149 0.0041 0.0007  
 0.0000 0.0000 0.0031 0.0025 0.0190 0.3299 0.5983 0.0455 0.0018  
 0.0000 0.0019 0.0000 0.0009 0.0028 0.0244 0.4916 0.4615 0.0169  
 0.0000 0.0000 0.0025 0.0012 0.0012 0.0050 0.0261 0.4515 0.5124

---

### Ergodic Distribution

0.0007 0.0041 0.0128 0.0379 0.2290 0.4908 0.1964 0.0250 0.0034

---

Average of the Ergodic Distribution: 5.8936

Average of the Initial Distribution: 5.3020

Average Shift: 0.1116

---

Variance of the Ergodic Distribution: 0.8938

Variance of the Initial Distribution: 2.5513

Variance Shift: -0.6497

---

### Regional Ergodic Distributions

0.0070 0.0140 0.0493 0.1824 0.4197 0.2302 0.0684 0.0173 0.0116  
 0.0056 0.0339 0.0928 0.1497 0.2632 0.2468 0.1543 0.0337 0.0202  
 0.0000 0.0005 0.0031 0.0270 0.2260 0.4969 0.2140 0.0290 0.0034  
 0.0000 0.0000 0.0001 0.0044 0.1672 0.6007 0.2027 0.0244 0.0005  
 0.0000 0.0000 0.0022 0.0065 0.1966 0.5296 0.2392 0.0242 0.0017

Expectativa de vida  
Controlled Start

Frequency Matrix

687	270	141	72	32	16	4	0	0
244	324	224	169	75	41	14	3	1
96	178	194	248	142	96	42	21	4
69	125	185	281	249	206	79	67	10
35	86	132	234	267	261	163	105	21
21	28	72	169	266	361	278	204	59
10	24	24	94	195	304	306	231	85
0	5	10	33	86	274	373	417	167
1	0	2	4	5	57	139	405	344

0.5622 0.2209 0.1154 0.0589 0.0262 0.0131 0.0033 0.0000 0.0000  
 0.2228 0.2959 0.2046 0.1543 0.0685 0.0374 0.0128 0.0027 0.0009  
 0.0940 0.1743 0.1900 0.2429 0.1391 0.0940 0.0411 0.0206 0.0039  
 0.0543 0.0983 0.1456 0.2211 0.1959 0.1621 0.0622 0.0527 0.0079  
 0.0268 0.0660 0.1012 0.1794 0.2048 0.2002 0.1250 0.0805 0.0161  
 0.0144 0.0192 0.0494 0.1159 0.1824 0.2476 0.1907 0.1399 0.0405  
 0.0079 0.0189 0.0189 0.0738 0.1532 0.2388 0.2404 0.1815 0.0668  
 0.0000 0.0037 0.0073 0.0242 0.0630 0.2007 0.2733 0.3055 0.1223  
 0.0010 0.0000 0.0021 0.0042 0.0052 0.0596 0.1452 0.4232 0.3595

Ergodic Distribution

0.0957 0.0899 0.0887 0.1231 0.1293 0.1588 0.1339 0.1270 0.0537

Average of the Ergodic Distribution: 5.0691

Average of the Initial Distribution: 5.0077

Average Shift: 0.0123

Variance of the Ergodic Distribution: 5.5097

Variance of the Initial Distribution: 5.4867

Variance Shift: 0.0042

Regional Ergodic Distributions

0.0349 0.1144 0.2191 0.2172 0.1977 0.1489 0.0552 0.0127 0.0000  
 0.3019 0.2361 0.1659 0.1467 0.0792 0.0477 0.0172 0.0045 0.0007  
 0.0016 0.0096 0.0282 0.0737 0.1230 0.2176 0.2242 0.2374 0.0847  
 0.0007 0.0037 0.0322 0.0826 0.1326 0.1901 0.2015 0.2170 0.1395  
 0.0085 0.0285 0.0539 0.1492 0.2501 0.2803 0.1578 0.0639 0.0078

## ANEXO II

### CÓDIGOS DE COMPUTAÇÃO DAS MATRIZES E DISTRIBUIÇÕES ERGÓTICAS NACIONAIS E REGIONAIS

```

function mark = markov2(X,x)
[cs,ts] = size(X);
ave = mean(X);
for i=1:ts
    Xn(:,i) = X(:,i)/ave(i);
end
LIM = Xn(:,1);
for i=1:cs
    if LIM(cs+1-i) == 0;
        LIM(cs+1-i) = [];
    end
end
edgesa = prctile(LIM,[100/9:100/9:100]);
edgesb = [.00001 edgesa(1:8)];
SM = zeros(cs,ts);
for i=1:cs
    for j=1:ts
        for k=1:9
            if Xn(i,j) > edgesb(k);
                SM(i,j) = k;
            end
        end
    end
end
edges1 = [1:1:9];
sm = histc(SM(:,4),edges1)/sum(histc(SM(:,4),edges1));
MDI = edges1*sm;
VDI = (edges1-MDI).^2*sm;
for i=1:ts-1
    IM1(:,i) = 9*SM(:,i) + SM(:,i+1);

```



```

end

edges2 = [10:1:90];

m(:,1) = sum(histc(IM1,edges2)');

m(:,2) = sum(histc(IM1(1:143,:),edges2)');

m(:,3) = sum(histc(IM1(144:1441,:),edges2)');

m(:,4) = sum(histc(IM1(1442:2842,:),edges2)');

m(:,5) = sum(histc(IM1(2843:3436,:),edges2)');

m(:,6) = sum(histc(IM1(3437:3659,:),edges2)');

FM = zeros(9,9,6);

for i=1:6

    for j=1:9

        FM(j,:,i) = m((j-1)*9+1:9*j,i);

    end

end

for i=1:6

    for j=1:9

        if sum(FM(j,:,i)) == 0;

            TM(j,:,i) = FM(j,:,i);

        else TM(j,:,i) = FM(j,:,i)/sum(FM(j,:,i));

        end

    end

end

for i=1:6

    for j=1:9

        if sum(TM(j,:,i)) == 0;

            IM2(:,j,i) = [0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 1];

        else IM2(:,j,i) = TM(:,j,i);

        end

    end

end

```

```
end  
  
end  
  
EGM(:, :, i) = IM2(:, :, i)^1000;  
  
EGD(i, :) = EGM(5, :, i);  
  
end  
  
EGDB = EGD(1, :);  
  
EGDR = EGD(2:6, :);  
  
MDE = edges1*EGDB';  
  
VDE = (edges1-MDE).^2*EGDB';  
  
MV = MDE/MDI - 1;  
  
VV = VDE/VDI - 1;
```

## MIGRAÇÃO E DIFERENCIAIS DE RENDA: TEORIA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS\*

Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira\*\*

Roberto Ellery Jr\*\*

Danielle Sandi\*\*

### RESUMO:

A concentração dos fatores de produção afeta o padrão de desenvolvimento regional, mas a distribuição espacial desses fatores também depende do desenvolvimento da região. Esse aspecto circular determina a influência da oferta de bens e serviços sobre preços e salários que, por sua vez, interfere na oferta e demanda por mão-de-obra. Neste trabalho se discute a pertinência do uso de políticas de desenvolvimento regional como forma de reduzir as disparidades de renda entre as regiões brasileiras, com foco nas questões relacionadas à migração de trabalhadores. A discussão inicia-se com uma digressão histórica dos fluxos migratórios tanto em nível mundial quanto em nível de Brasil. Em seguida é feita um breve comentário de como os modelos teóricos abordam a questão da migração e como eles relacionam essa questão com os problemas de crescimento econômico. Faz-se uma rápida incursão pelas clássicas teorias do comércio internacional, observando como essas teorias abordam a questão do movimento de fatores de produção, suas respectivas remunerações e seus efeitos sobre o crescimento econômico. Encerra-se a discussão histórico-teórica com um pequeno ensaio sobre o modelo desenvolvido em Matsuyama e Takahashi (1998) cuja finalidade é investigar a sensibilidade do índice relativo de padrão de vida para uma dada alteração na proporção da população de uma região em relação às outras regiões.

### 1 INTRODUÇÃO

É bastante divulgada a tese de que, no Brasil, o processo de concentração geográfica da produção e da renda em algumas regiões não se configura como uma nova tendência da economia brasileira, mas está imbricado com a história do

---

\* Os autores agradecem os comentários de Luis Fernando Tironi, Alexandre Ywata de Carvalho e Carlos Wagner Albuquerque de Oliveira.

\*\* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

desenvolvimento econômico do país e se associa ao processo de industrialização (veja, entre outros, CANO, 1997; CANO, 1998; DINIZ, 1995). O argumento mais comum é que esse processo não é determinístico nem linear. Nem tampouco é recente a reflexão – no Brasil e no mundo – sobre a possibilidade e tendência de concentração espacial da atividade econômica.

Silveira Neto (2005) sugere que há três grandes grupos de argumentos teóricos que procuram explicar a especialização e a concentração regional das atividades econômicas. O primeiro, relacionado à teoria tradicional do comércio internacional, em que a especialização regional da atividade econômica é uma consequência das vantagens comparativas provenientes da abundância de fatores de produção disponíveis na região, o que de certa forma se vincula ao que Krugman (1991) classificou como fatores históricos. O segundo grupo associa a existência de concentração regional à presença de retornos crescentes de escala, combinada com custos de transporte, e à presença de economias de aglomeração.<sup>1</sup> Já o terceiro grupo toma por base a abordagem marshalliana com relação às externalidades (efeito transbordamento).

Certamente, o padrão de desenvolvimento regional é determinado pelo nível de concentração dos fatores de produção. A distribuição espacial desses fatores também depende do padrão de desenvolvimento da região. Há um aspecto circular que determina quanto a oferta de bens e serviços influencia preços e salários que, por sua vez, influenciam a oferta de mão-de-obra. É o mercado de bens e serviços interagindo com o mercado de trabalho que, juntos, distinguem o desenvolvimento de uma região. Nesse contexto, a migração de trabalhadores ocupa um papel importante e é considerado fundamental no mecanismo de ajuste do processo de desenvolvimento econômico.

Esses tópicos – e suas variações – são alvo de preocupação não somente de acadêmicos, mas também de governantes que, presumidamente, buscam alcançar o maior nível de bem-estar para a população que se encontra sob seu governo.

É o padrão de concentração de atividades econômicas e de pessoas que determina o desenho do desenvolvimento regional. Certamente, políticas regionais somente terão sentido, e poderão ser consideradas como tal, se afetarem de forma positiva o ambiente econômico para o qual ela foi desenhada ou, mais precisamente, se interferir na função utilidade da população circunscrita por uma região ou um conjunto de regiões. As políticas públicas de cunho regional, conduzidas normalmente pelas agências de desenvolvimento regional, representam uma tentativa do setor público corrigir os desequilíbrios que podem surgir devido à concentração de fatores em determinadas regiões. Algumas políticas regionais são desenhadas e

---

1. Devido à presença de economias de escala e custos de transportes, Krugman (1991) identifica a possibilidade de múltiplos equilíbrios, cuja ocorrência dependerá das expectativas dos agentes econômicos.

implementadas para tal fim, mas nem sempre obtêm êxito; muitas vezes fracassam, deixando a população numa situação inferior àquela antes da ação do poder público.

Portanto, o propósito deste trabalho é apresentar argumentos que justifiquem o uso (ou o não-uso) de políticas de desenvolvimento regional no Brasil como forma de reduzir as disparidades regionais de renda e aumentar o bem-estar do conjunto da população brasileira, focando principalmente as questões relacionadas à migração de trabalhadores. Diante disso, algumas questões surgem naturalmente, a saber: *i*) o quão móvel é a força de trabalho?; *ii*) quais os fatos econômicos e as características individuais que motivam a migração?; e *iii*) como o fluxo de pessoas afeta o bem-estar de todos (do conjunto da população da região doadora e do conjunto da população da região receptora)?

Para abordar essas questões, iniciar-se-á com uma breve digressão histórica dos fluxos migratórios, tanto em nível mundial quanto no Brasil. Em seguida, será feita uma breve discussão de como os modelos teóricos abordam a questão da migração e como eles relacionam essa questão com os problemas de crescimento econômico. Ainda nesse tópico, será feita uma rápida incursão pelas clássicas teorias do comércio internacional, observando como essas teorias abordam a questão do movimento de fatores de produção, suas respectivas remunerações e seus efeitos sobre o crescimento econômico. A discussão histórico-teórica será fechada com um pequeno ensaio sobre o modelo desenvolvido em Matsuyama e Takahashi (1998), os quais investigam a sensibilidade do índice relativo de padrão de vida para uma dada alteração na proporção da população de uma região em relação às outras regiões.

A novidade aqui é que o artigo mostra que uma política de incentivo à migração pode levar a população, tanto da região doadora quanto da região receptora, a um nível pior em termos de bem-estar. O inverso também pode não ser verdadeiro, ou seja, políticas de incentivo a uma melhor distribuição da atividade produtiva entre as regiões podem não ser a melhor estratégia para aumento de bem-estar da população dessas regiões. Em outras palavras, a política regional que incentiva a concentração produtiva poderá ser adequada ou não. A configuração da economia das regiões é o que vai determinar qual a melhor política a ser adotada. Os parâmetros da economia que respondem a essa questão serão apresentados no citado modelo.

Na parte empírica serão mostrados alguns resultados sobre os recentes movimentos de migrantes entre estados e regiões brasileiras. Será feita ainda uma simulação do modelo de Matsuyama e Takahashi (1998) com dados da economia brasileira. Com base nesse modelo, procurar-se-á mostrar que o Brasil, na década de 1950, apresentava uma dinâmica migratória diferenciada daquela observada na década de 1980.

Os dados utilizados para análise do comportamento da população são do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), coletados por meio do censo para vários anos.

Este trabalho procura inovar em dois aspectos. Primeiro, porque faz uso de um modelo ainda não testado empiricamente, como é o caso de Matsuyama e Takahashi (1998). Segundo, porque usualmente a questão da migração empiricamente é tratada de forma dissociada do problema do crescimento econômico. Essa lacuna é preenchida, se não totalmente, pelo menos parcialmente, neste trabalho.

## 2 MIGRAÇÃO

### 2.1 Migração: uma pequena digressão histórica

Ao olhar o passado, pode-se observar que os navegantes europeus foram responsáveis pela promoção de um dos maiores processos de migração em massa de que se tem notícia na história da humanidade. Esse processo consistiu no deslocamento de grande número de escravos: primeiro, para a própria Europa, por volta do ano 1442; depois, para as Índias Ocidentais e o Novo Continente, em meados do século XVI (CURTIN, 1990). A principal motivação do envio de escravos do continente africano para o Novo Mundo estava associada ao custo de manutenção de um escravo. Enquanto o custo do comércio de novos escravos não superou o custo do tratamento e manutenção de filhos de escravos até a idade produtiva (a partir dos 15 anos de idade), o fluxo migratório de negros africanos foi intenso. Por volta do ano de 1760, quando o custo de criar os próprios escravos por parte dos plantadores se tornou inferior ao de os importar da África, houve uma desaceleração nesse fluxo migratório.

*“... As a rule, slave owners expected their slaves to be written off within five year, and they also encouraged infanticide and abortion in order to avoid the expense of child-rearing – it was cheaper to import fresh slaves at l. 20 each from Africa than raise them to the age of about 15 when they could begin a normal working life”.<sup>2</sup>*

No momento em que cessara o fluxo de escravos, viria em substituição os chamados *coolies*, trabalhadores de origem chinesa ou indiana que migraram tanto para as colônias britânicas na América do Norte, África e Ásia, quanto para as colônias francesas, holandesas e alemãs espalhadas pelo mundo.

A onda de industrialização, que teve início na Inglaterra nos primórdios do século XIX e perpassou por quase toda Europa, foi responsável pela existência de uma massa de migrantes que primeiramente saíram do campo para as grandes cidades e, posteriormente, do Velho Continente para o Novo Continente.

---

2. Stalker (1994, p. 10).

Segundo Stalker (1994), esse movimento de milhões de pessoas entre os continentes foi interrompido por uma série de sucessivos eventos, entre os quais o início da Primeira Grande Guerra Mundial, as novas leis de imigração adotadas pelos Estados Unidos naquele período e também os efeitos da grande crise de 1929 sobre a economia mundial.<sup>3</sup>

Após a Segunda Grande Guerra, a Europa viveu a experiência de grandes movimentos de pessoas entre países do próprio continente. O crescimento acelerado dos anos 1950 e início dos anos 1960 e o conseqüente aumento da demanda por trabalho criaram uma perspectiva de melhoria de bem-estar na Europa, o que tornou o continente importador líquido de mão-de-obra.<sup>4</sup>

No Brasil, o padrão de colonização e desenvolvimento econômico acabou por gerar três movimentos migratórios distintos: o primeiro se constituiu pelos primeiros portugueses colonizadores e escravos, como assim o foi na Europa; o segundo, de estrangeiros (italianos e japoneses para São Paulo e italianos e alemães para o Sul); e o terceiro, de brasileiros, que se encontravam em áreas prósperas no passado, mas que identificavam em São Paulo e no Rio de Janeiro, com o novo processo de acumulação, a oportunidade de emprego e renda.

Esses movimentos migratórios estão diretamente relacionados ao processo histórico de formação e ocupação do território brasileiro. No bojo desse processo também estão as explicações dos motivos que levaram à concentração econômica e demográfica e às disparidades que caracterizam os níveis de renda das diversas regiões do país.

Conforme Diniz (2000), a formação e ocupação do espaço territorial brasileiro teve como característica a falta de continuidade, tanto temporal quanto geográfica. Esse processo fundamentou-se, durante o período colonial, na exploração de recursos naturais voltada para exportação. Assim, o desenvolvimento regional dependia quase que exclusivamente da existência de recursos naturais e de um mercado internacional interessado em tais recursos. Isso trouxe como implicação dois fatores determinantes para a configuração econômica do país: a inexistência de uma dinâmica econômica orientada para o mercado interno e, associado a isso, a falta de integração entre as suas diversas regiões.

Até o momento em que fosse possível a extração e a produção de bens cuja demanda externa fosse suficiente para garantir renda aos produtores, as Unidades da Federação gozavam de uma dinâmica econômica com renda suficiente para atrair uma parte da população de outras regiões de menor dinâmica (*e.g.* o açúcar

---

3. *Idem*, p. 13.

4. *Ibidem*.

no Nordeste, o ouro em Minas Gerais e Goiás, o algodão no Maranhão, a madeira e o mate no Paraná e em Santa Catarina etc.).

Na segunda metade do século XIX e em todo o século XX, o desenvolvimento de uma infra-estrutura básica acabou por fomentar o processo de transição de uma economia primário-exportadora para uma economia industrial, voltada para o mercado interno. Contudo,

(...) esta (sic) transição de padrão econômico, embora tenha permitido o crescimento das novas atividades em várias partes do território nacional, naquilo que se chamou origem e crescimento industrial descentralizado e voltado para mercados regionais (...), paulatinamente promoveu uma forte concentração econômica nos estados do Rio de Janeiro e de São Paulo. (DINIZ, 2000, p. 3).

Tal concentração econômica, como não poderia deixar de ser, motivou o movimento de trabalhadores do campo para as cidades, principalmente dos estados nordestinos para as capitais do Rio de Janeiro e de São Paulo, respectivamente. Mais recentemente, esse fluxo acentuado de pessoas do campo para a cidade perdeu força e já não mais se configura como característica marcante do processo migratório brasileiro, como será visto mais adiante. Antes, contudo, vai ser mostrado como os modelos teóricos abordam a questão da migração, tanto sob o ponto de vista do migrante quanto do ponto de vista do desenvolvimento da região. Assim, pode-se verificar como os diversos modelos teóricos se ajustam aos dados da economia brasileira. Para isso, em seguida, será abordada a questão da migração recente no Brasil; será mostrado que em períodos recentes tais movimentos têm se caracterizado por uma dinâmica mais acentuada de pessoas entre núcleos urbanos do que entre núcleos urbano-rural.

## 2.2 Migração: uma pequena digressão teórica

Os modelos de migração tomam como ponto de partida a relação entre saldo migratório (imigrantes menos emigrantes) e diferencial de renda entre a região de origem e a região de destino, conforme mostra a figura a seguir. Nesses modelos, as rendas das diversas regiões são exógenas e, por isso, independem do fluxo de pessoas.

Alguns modelos atribuem à decisão dos agentes em migrar como função do diferencial de renda esperada (atualizada por uma taxa de desconto intertemporal) *per capita* entre as duas regiões. Certas sofisticações foram introduzidas como, por exemplo, a inclusão de um peso (probabilidade de o migrante encontrar emprego na região de destino) na variável renda esperada. Esses são modelos classificados dentro da estrutura sugerida em Harris e Todaro (1970). Tais sofisticações, embora não tenham alterado as suas bases, deram mais aderência empírica aos modelos



e permitiram explicar, pelo menos em parte, a possível convivência de diferenciais de renda entre regiões, mesmo com mobilidade de mão-de-obra.

Ainda nessa linha, algumas versões consideram, além da renda, um conjunto de variáveis que são incorporadas na função utilidade dos agentes (*e.g.* condições e qualidade dos postos de trabalho em termos de segurança e salubridade, condição de moradia, taxas de mortalidade etc.) ou mesmo a existência de um ambiente cultural favorável como, por exemplo, hábitos e costumes similares entre as regiões de destino e origem e a presença de indivíduos provenientes da mesma região.<sup>5</sup> A justificativa econômica é que esse conjunto de variáveis reduz em certo grau o custo do ajustamento da busca de emprego e a incerteza. Certamente, a incerteza é proporcional ao tamanho da irreversibilidade dos custos de deslocamento do migrante – os agentes podem reduzir o risco da migração determinando que apenas um elemento da família migre e que este transfira parte de sua renda/despesa para aqueles que ficaram, assim como o fazem os investidores quando diversificam sua carteira de investimento no mercado de ações.

Essa abordagem, dentro da estrutura do pensamento clássico, supõe que os agentes observam as conquistas de bem-estar decorrentes da migração. Contudo, não se pode ignorar uma relação endógena entre migração e bem-estar, pois em um mundo com informações e mercados completos, a migração equilibra o nível de bem-estar entre os residentes das diversas regiões, dado o nível de riqueza dos indivíduos. Isso significa que pessoas com mesmo nível de educação e habilidades, mas em regiões diferentes, arbitram os seus níveis de bem-estar entre regiões e acabam, no equilíbrio, tendo o mesmo poder de compra. Como corolário, as rendas das diversas regiões de um mesmo país ou as de distintos países deveriam ser equivalentes.

Em termos teóricos, Barro e Sala-i-Martin (1995) assinalam que o ponto de partida para o estudo teórico de migração e crescimento é o modelo de Solow-Swan.<sup>6</sup> Esse modelo, como visto, assume uma economia fechada e taxa de poupança exógena e constante. Há somente mobilidade populacional, pois a economia está fechada para o fluxo de bens e ativos, e o processo de migração implica algum grau de mobilidade de trabalho e capital humano. Embora esse modelo não considere a otimização das famílias e postule somente uma forma funcional para a função de migração, ele apresenta alguns efeitos do crescimento econômico para os salários e para a taxa de migração. Na estrutura derivada de outras modelagens neoclássicas, o comportamento da poupança reflete a otimização das famílias. No entanto, o bem-estar dos migrantes não é considerado na função utilidade, continuando a usar uma forma postulada para a função

5. Entre esses fatores está o que se costuma denominar *amenidade* da localidade, ou seja, o prazer gerado por viver em uma determinada região.

6. Solow (1956) e Swan (1956).

de migração. Convém ressaltar que a formulação neoclássica, ao permitir a interação entre migração e poupança, faz com que a dinâmica de transição e a velocidade de convergência sejam modificadas em relação ao modelo de Solow-Swan. Entretanto, os resultados essenciais sobre o papel da migração no crescimento não diferem daqueles apresentados pela modelagem Solow-Swan. Nesses modelos existe a possibilidade de mobilidade do capital, com o pressuposto de um perfeito mercado de crédito no mundo. Assume-se que as taxas de migração são determinadas pela otimização das famílias. Nesse caso, é possível analisar como mudanças nos custos e benefícios associados aos movimentos migratórios afetam as trajetórias dinâmicas da migração e do crescimento.

- Mas a associação entre migração, crescimento econômico e convergência de renda é algo que remonta a tradicional teoria do comércio internacional. Segundo essa teoria, com o movimento de produtos ou fatores de produção<sup>7</sup> entre diferentes regiões, o conjunto de todas regiões poderia desfrutar de um nível de bem-estar mais alto. Porém, a produção de um certo tipo de bem pode ser diminuída em uma dada região, mas compensada numa proporção maior em outra. Daí, o aumento do bem-estar do conjunto. Isso significa que o comércio de produtos e a mobilidade de fatores são substituíveis no que se refere a aumentos de bem-estar.

É bom lembrar que nas entrelinhas desse argumento está o pressuposto de que as dotações de fatores são diferentes entre as regiões. Mesmo com dotações iniciais semelhantes, tanto o comércio quanto o movimento de fatores poderiam trazer benefícios para as regiões se a tecnologia de produção fosse diferente em cada uma delas. Trata-se, portanto, da complementaridade entre comércio e movimento de fatores.

- Embora pareça um tanto paradoxal, mesmo dentro dessa estrutura de pensamento, existe ainda a possibilidade de a mobilidade dos fatores de produção causar perda de bem-estar para as regiões doadoras e ganho para as regiões receptoras. Esses resultados são consequência da adoção do suposto da existência de dois tipos de trabalhadores migrantes: trabalhadores com habilidade (*skill*) e trabalhadores sem habilidade (*unskill*). A perda ocorre na região que há emigração de trabalhadores do primeiro grupo.

Como corolário da introdução de diferenças nos níveis de habilidade e, conseqüentemente, na produtividade entre trabalhadores, em programas de pesquisa clássicos, cuja base é a teoria das vantagens comparativas de Ricardo, a abertura

---

7. Uma das características da migração é que migrantes possuem capital humano acumulado. Portanto, como os movimentos populacionais acarretam o movimento capital humano, a migração de pessoas também representa movimento de capital.

comercial implicaria redução das disparidades de renda nos países em desenvolvimento e aumento dessas disparidades nos países desenvolvidos. O mecanismo de transmissão dar-se-ia por meio dos preços dos bens. Em tese, o país iria se defrontar com preços internacionais maiores dos bens por ele exportados, em relação aos preços praticados no mercado doméstico, ou seja, a abertura comercial melhoraria os termos de troca em favor das exportações. O comércio internacional deve produzir, de acordo com a teoria, termos de troca que estariam em equilíbrio numa posição entre os preços relativos de uma situação de autarquia. Essa mudança relativa nos preços dos bens proporcionaria aumentos na oferta de tais bens e, conseqüentemente, um aumento na demanda pelo fator utilizado de forma intensiva na sua produção. Aumento na demanda pelo fator de produção implica aumento do retorno desse fator (veja, entre outros, CAVES; FRANKEL; JONES, 2001; WILLIAMSON, 1989).<sup>8</sup>

A introdução da variável tecnologia nos modelos de comércio internacional trouxe consigo uma ambigüidade quanto ao sinal da relação entre comércio e movimento de fatores. Embora não pareça claro que o movimento de fatores por si só reduz ou aumenta do fluxo de comércio entre duas regiões – fluxo esse que depende da dotação inicial desses fatores na região e/ou do padrão de tecnologia adotado em cada uma delas –, a teoria padrão de comércio internacional parece dar margens para outras interpretações que não aquela que associa a mobilidade de fatores de produção ao desenvolvimento econômico.

A suposição de funções de produção com retornos crescentes trouxe novas perspectivas, tanto para os modelos de comércio internacional quanto para os modelos de crescimento econômico. Em oposição aos modelos tradicionais de comércio internacional, em que uma situação de comércio entre dois países será sempre preferível a uma situação de autarquia, Graham (1927) foi pioneiro em apresentar argumentos contrários a padrões de especialização com o comércio internacional e a dizer que os ganhos com o comércio seriam inequívocos, ou seja,

---

8. As evidências empíricas mostram que os efeitos da abertura comercial para os países desenvolvidos têm corroborado a teoria, embora, de uma forma geral, o comércio internacional tenha apresentado modesto impacto sobre as desigualdades de renda nesses países. A explicação, é que a proporção de produtos importados de países em desenvolvimento é pequena, em relação ao total importado pelos países desenvolvidos, ou seja, há um maior fluxo comercial entre países desenvolvidos do que entre estes e países em desenvolvimento (apud ARBACHE, 2001). Mesmo os estudos que enfatizam a questão do viés tecnológico, ou ainda a terceirização da produção de bens para países em desenvolvimento como conseqüência da abertura comercial, encontram evidências favoráveis às predições do Teorema de Heckscher-Ohlin, embora não exista consenso quanto ao aumento da desigualdade de renda nos países desenvolvidos ser um sinal distintivo do comércio internacional com os países em desenvolvimento (ARBACHE, 2001, p. 13). Agora, quanto aos países em desenvolvimento, os efeitos da abertura comercial são reflexos de fenômenos mais complexos do que a teoria acima mencionada destaca. Tanto há resultados de pesquisas empíricas que corroboram a teoria quanto há os que a refutam. Algumas pesquisas apontam que países em desenvolvimento apresentaram uma sensível melhoria nos índices de distribuição de renda com a abertura comercial. Porém, outras pesquisas têm mostrado que a abertura comercial está associada a um aumento das disparidades de renda, já que provoca um crescimento relativo da demanda por trabalhadores qualificados, ao contrário do que a teoria do comércio internacional aponta. Esse parece ser o caso típico de países latino-americanos. As explicações para tais achados são as mais diversas possíveis, embora todas tenham a característica de serem *ad hoc*.

sempre seriam possíveis. A base de seus argumentos está na suposição de existência de economias externas na produção de bens de consumo final e a existência de uma estrutura de mercado caracterizada por concorrência monopolística no mercado de bens intermediários. Romer (1990) pôde tratar endogenamente o progresso técnico como fator de crescimento econômico, dada a existência de externalidades positivas na produção de bens de consumo final.

- Uma das conseqüências da adoção do suposto da existência de externalidades, conforme aponta Krugman (1991), é a possibilidade de múltiplos equilíbrios na economia. Para determinar qual o equilíbrio será estabelecido na economia, Krugman parte das seguintes questões: são os eventos passados que formam os arranjos para que a economia se dirija para um ou outro ponto de equilíbrio? Ou as profecias auto-realizáveis estariam determinando a escolha final do equilíbrio? Na primeira questão, a ênfase na determinação de qual ponto de equilíbrio será escolhido está sendo atribuída à história, enquanto que na segunda questão essa ênfase está nas expectativas dos agentes.

Na tentativa de identificar as circunstâncias que são cruciais para que as condições iniciais de uma economia determinem o seu equilíbrio ou quais são aquelas que fazem com que as expectativas dos agentes prevaleçam, Krugman (1991) parte de um modelo de comércio internacional de dois setores, X e C (um com rendimentos constantes e outro com rendimentos crescentes de escala) e um único fator de produção (trabalho).

Na essência, o que o modelo mostra é que sendo X o setor com rendimentos crescentes, a produtividade neste setor será função direta do número de trabalhadores nele empregado. Assim, tem-se que:

$$w = \Pi(L_x),$$

sendo  $w$  o salário normalizado, ou seja, o salário pago em X relativo ao salário pago em C (o setor com rendimentos constantes de escala), e  $\Pi(L_x)$  a produtividade do trabalho no setor X, de forma que

$$\frac{\partial \Pi(L_x)}{\partial L_x} > 0.$$

O modelo assume que  $\Pi(0) < 1$  e  $\Pi(\bar{L}_x) > 1$ .  $\bar{L}_x$  é o total do trabalho disponível no mercado. Dessa forma,  $\Pi(0)$  significa que o salário no setor C é maior que no setor X e o inverso para  $\Pi(\bar{L}_x)$ .

Nesse contexto, existe a possibilidade de múltiplos equilíbrios. Se não houver ninguém empregado no setor X, então  $\Pi(0) < 1$ ; com isso, um trabalhador,

ao considerar a possibilidade de se empregar nesse setor, perceberá que o salário em C é maior. Disso resulta que a economia deverá se especializar em C. Da mesma forma, a economia poderá se especializar em X se inicialmente toda a força de trabalho estiver em X. Dessa forma, as condições iniciais estariam determinando o resultado final da produção, ou seja, a história prevalece.

Havendo custos de ajustamento, a mudança de um setor para outro, por parte dos trabalhadores, dependerá não somente dos salários correntes, mas também do que eles esperam receber no futuro, ou seja, do que esses trabalhadores têm como expectativas. Contudo, a decisão de o trabalhador se deslocar de um setor para outro dependerá também das decisões de outros trabalhadores. Nesse sentido, as expectativas dos trabalhadores representam um ponto crucial na determinação do equilíbrio, ao contrário das condições iniciais.

Esse modelo, contudo, reporta-se a problemas de congestionamento e poluição (externalidades negativas) conseqüentes da formação de megacidades, e tem como corolário a existência de um tamanho ótimo para as cidades. Mas seu alcance se restringe a modelos de equilíbrio parcial.

Em Matsuyama e Takahashi (1998) é apresentado um modelo cuja discussão está centrada na questão teórica da necessidade de intervenção governamental com vistas à correção de distorções no equilíbrio existente entre duas regiões. O modelo procura focar controvérsias do tipo: como e quando os desequilíbrios regionais tendem a ocorrer? Por que os mecanismos de mercado falham em criar incentivos para que pessoas e empresas se desloquem para as regiões menos desenvolvidas? É mais eficiente deixar algumas regiões menos desenvolvidas do que outras?

Esse modelo apresenta duas diferenças fundamentais em relação aos modelos discutidos anteriormente. A primeira, refere-se à possibilidade de a concentração ocorrer em uma dada região. Para Matsuyama e Takahashi (1998), essa possibilidade de concentração em uma região – e ainda se ela é desejável ou não – está vinculada a parâmetros como: participação do setor serviços na economia, economias de escala do setor serviços, diferenças regionais da produtividade da mão-de-obra e *substituíbilidade* e *essenciabilidade* dos bens produzidos nas regiões.

A segunda associa-se ao fato de o padrão de vida relativo entre duas regiões ser derivado de um modelo de equilíbrio geral e está relacionado com a distribuição da população entre as regiões, e não com o tamanho dessa população.<sup>9</sup>

---

9. Isso, em nível epistemológico, representa um avanço, pois trata-se de uma teoria mais geral que aquelas apresentadas anteriormente e com hipóteses mais simplificadoras.

### 2.3 O modelo de Matsuyama e Takahashi

Para Matsuyama e Takahashi (1998), o fluxo migratório é determinado pela função preferência dos agentes, medida pelo índice de padrão de vida, cuja especificação<sup>10</sup> é:

$$V^i = K \left[ \frac{p_i}{e(pe, pw)} \right]^\mu [n^i]^{(1-\mu)/(\sigma-1)}$$

ou

$$V^i = K' \left[ \frac{p_i}{e(pe, pw)} \right]^\mu [L^i]^{(1-\mu)/(\sigma-1)},$$

pois

$$n^i = \frac{1-\mu}{h(x)} L^i,$$

sendo:

$n^i$  = número de firmas especialistas (concorrência monopolística) que opera na região  $i$ ;

$p_i$  = preços dos bens *tradeables*;

$e(pe, pw)$  = índice de preços dos bens *tradeables*;

$\mu$  = parcela da renda gasta com *tradeables*;

$\sigma$  = elasticidade de substituição entre pares dos diversos serviços existentes na economia;

$L^i$  = total da força de trabalho na região  $i$ ;

$h(x)$  = quantidade de trabalho necessária para gerar a oferta de  $x$  serviços;

e

$K$  e  $K'$  = constantes positivas.

A partir desse índice, é possível perceber que o padrão de vida de uma dada região cresce quando os termos de troca variam em favor dessa região e/ou quando o número de firmas especialistas  $n^i$  na região aumenta. O índice relativo de padrão de vida, conseqüentemente, torna-se:

$$\frac{V^i}{V^{-i}} = \left[ \frac{p_i}{p_{-i}} \right]^\mu \left[ \frac{n^i}{n^{-i}} \right]^{(1-\mu)/(\sigma-1)} = \left[ \frac{p_i}{p_{-i}} \right]^\mu \left[ \frac{L^i}{L^{-i}} \right]^{(1-\mu)/(\sigma-1)}$$

10. Detalhes sobre a especificação do modelo no anexo deste trabalho ou diretamente no texto original.

Daí, tem-se que:

$$\frac{d(V^i / V^{-i}) L^i / L^{-i}}{d(L^i / L^{-i}) V^i / V^{-i}} = \frac{1-\mu}{\sigma-1} - \frac{\mu}{\Theta}$$

sendo  $\frac{d(V^i / V^{-i})}{d(L^i / L^{-i})}$  a derivada de  $(V^i / V^{-i})$  em relação a  $(L^i / L^{-i})$  e  $\Theta$  a elasticidade

de substituição entre os *tradeables*.

O que essa expressão representa é a sensibilidade do índice relativo de padrão de vida para uma dada alteração na proporção da população de uma região em relação às outras regiões. O termo  $\frac{1-\mu}{\sigma-1}$  mede o efeito escala que favorece a concentração, enquanto  $\frac{\mu}{\Theta}$  mede o efeito termo-de-troca, que vai de encontro à concentração. Quando o efeito escala domina o efeito termo-de-troca, ou seja,  $\frac{1-\mu}{\sigma-1} > \frac{\mu}{\Theta}$  ou  $\frac{1-\mu}{(\sigma-1)\mu} > \frac{1}{\Theta}$ , o índice relativo do padrão de vida apresenta uma relação direta com a variação relativa da população. Nesse caso, uma distribuição equilibrada da população entre as regiões tende a ser não-estável; há, portanto, uma perspectiva de concentração da população para qualquer perturbação.

Matsuyama e Takahashi ilustram seu modelo supondo a existência de duas regiões simétricas que produzem dois bens *tradeables* (E e W) e um conjunto de bens *nontradeables*, cuja população é de tamanho S ( $S = L_e + L_w$ ) e  $p_e/p_w = \Omega$  ( $\Omega$  representando o diferencial de produtividade entre as duas regiões). Nessa perspectiva, há três situações de equilíbrio quanto à distribuição da população, em que não há qualquer incentivo para a migração. Em dois equilíbrios, os indivíduos se concentram em uma região ( $L_e = 0$  ou  $L_e = S$ ). Nesses casos, o índice de padrão de vida será dado por:

$$V = K' \left[ \frac{p_i}{e(1, \Omega)} \right]^\mu [S^i]^{(1-\mu)(\sigma-1)}, \text{ que é positivo.}$$

A terceira situação de equilíbrio é aquela em que a distribuição da população é eqüitativa, ou seja, 50% da população em E e 50% em W. Assim,

$$V^E = V^W = K' \left[ \frac{p_i}{e(1,1)} \right]^\mu \left[ \frac{S}{2} \right]^{(1-\mu)(\sigma-1)}$$

Sendo assim, uma situação de igual distribuição da população somente será desejável se:

$$K' \left[ \frac{p_i}{e(1,1)} \right]^\mu \left[ \frac{S}{2} \right]^{(1-\mu)(\sigma-1)} > K' \left[ \frac{p_i}{e(1,\Omega)} \right]^\mu [S^i]^{(1-\mu)/(\sigma-1)},$$

ou

$$\frac{1-\mu}{\mu(\sigma-1)} < \frac{\log[e(1,\Omega)/e(1,1)]}{\log 2}$$

O que se tem, então, são duas inequações e quatro possíveis situações. A primeira situação pode-se associar ao seguinte conjunto de inequações:

Existem quatro possíveis combinações que estão associadas a duas situações: estabilidade e desejabilidade de uma dada situação de equilíbrio. Prevalendo

$\frac{1-\mu}{\mu(\sigma-1)} < \frac{\log[e(1,\Omega)/e(1,1)]}{\log 2}$ , um equilíbrio em que a população está simetricamente distribuída entre as regiões implica um nível de bem-estar maior para todos do que se houvesse concentração da população em uma região. Essa é uma situação desejável, mas não necessariamente estável. A instabilidade do equilíbrio

é o resultado de  $\frac{1-\mu}{(\sigma-1)\mu} > \frac{1}{\Theta}$ , que corresponde aos gráficos C e D. Essa con-

dição significa que o efeito escala supera o efeito termo-de-troca, o que implica que qualquer perturbação no equilíbrio de uma distribuição de população simetricamente distribuída entre duas regiões conduz necessariamente à concentração de toda a população em uma região. Contudo, isso não significa necessariamente que a população atingirá uma condição de vida melhor do que antes. A concentração implicaria numa condição melhor para a população se:

$$\frac{1-\mu}{\mu(\sigma-1)} > \frac{\log[e(1,\Omega)/e(1,1)]}{\log 2}.$$

Isso significa que quanto maior a participação dos *nontradeables* na renda total e/ou menor a diferença entre uma região e outra ( $\Omega$ ), mais desejável será a concentração da população em uma região. Isso porque o efeito escala no mercado de *nontradeables* mais que compensa a perda nas mudanças dos preços relativos em favor da região que perde população.

Uma tentativa de compreender o comportamento da economia brasileira, usando a estrutura teórica do modelo de Matsuyama e Takahashi, será feita na próxima seção. Mas, antes, serão descritos de forma panorâmica os movimentos populacionais no Brasil, considerando a evolução da participação dos estados federados e de suas respectivas capitais na composição da população total do país. Serão aplicados, então, os dados da economia brasileira ao modelo de Matsuyama e Takahashi com o objetivo de avaliar a disposição da população a migrar, bem



como examinar a condição que essa população se encontra em termos de bem-estar; isso considerando dois pontos no tempo.

### 3 A DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DA POPULAÇÃO NO BRASIL

O que se pode dizer a respeito das economias regionais brasileiras? Embora não caiba aqui um detalhamento mais aprofundado,<sup>11</sup> é importante chamar a atenção para três aspectos. O primeiro se refere ao fato de que as regiões brasileiras nas últimas décadas têm registrado um comportamento nas flutuações econômicas

que está muito próximo do movimento da totalidade de economia nacional. Assim, nas fases expansivas da economia nacional, todas as economias regionais, em geral, crescem; e nas fases recessivas dos ciclos da economia nacional, elas registram desaceleração.<sup>12</sup> É evidente que isso não ocorre com as economias regionais e estaduais registrando as mesmas taxas médias de crescimento e, em decorrência, o mesmo crescimento médio da economia nacional. Há diferenças entre as taxas, mas a configuração da evolução geral das regiões, estados e o país, em seu conjunto, tem sido, nas últimas décadas, a mesma.

O segundo aspecto está ligado ao fato de as taxas de crescimento das economias regionais serem diferentes, mas num contexto de um mesmo movimento, e têm dado lugar, em várias fases do desenvolvimento brasileiro, à maior concentração ou desconcentração espacial da atividade produtiva no país. De fato, um balanço que se faça da evolução dos produtos internos regionais e estaduais sugerem, de 1950 para 1995, a ocorrência de três momentos muito característicos da evolução regional brasileira. Da década de 1950 até a primeira metade dos anos 1970, as informações sobre as regiões mostram uma grande concentração da atividade econômica no Sudeste, em particular no estado de São Paulo. Esse processo tem suas raízes na industrialização substitutiva de importações, induzida pelas condições específicas da região – que partiu na frente do processo – e pelo setor público nacional, com seu projeto de modernização econômica e diversificação produtiva, que privilegiou o Sudeste e o estado de São Paulo.<sup>13</sup> Um segundo momento, de desconcentração, que favorece, sobretudo, as regiões periféricas do Norte, Nordeste e Centro-Oeste, ocorre da segunda metade dos anos 1970 para a primeira metade dos anos 1980, por meio de uma maior desaceleração das economias regionais mais industrializadas e do surgimento e maturação de complexos agroindustriais e industriais fora dos limites da região Sudeste. A atuação governamental – com incentivos fiscais e financeiros e investimentos das estatais – foi imprescindível na concretização desse processo

---

11. Entre os trabalhos sobre as regiões brasileiras veja Affonso e Silva, (1995), além dos trabalhos de Diniz (1995), Gomes e Vergolino (1995) e Cano (1997).

12. Esta questão foi discutida em Guimarães Neto (1995).

13. Aqui, faz-se uma simplificação de processos bem mais complexos que ocorreram na economia brasileira no período em questão e que se associam a diferenças marcantes existentes nas regiões exportadoras, nos séculos XIX e XX, e também a formas diferenciadas de atuação do Estado. Para um exame mais detalhado dessas questões, ver, entre outros, os trabalhos de Furtado (1977) e Cano (1997).

de desconcentração. O terceiro momento, posterior a 1985, revela a persistência da mesma participação das economias regionais, o que sugere uma fase na qual não se verifica nem a concentração nem a desconcentração da atividade produtiva no território nacional. O aprofundamento da crise econômica e, sobretudo, da crise fiscal e financeira do Estado, explicam, em grande parte, a ausência de qualquer investimento que altere a participação econômica entre as regiões.

O terceiro aspecto a ser considerado é que nos anos 1990 assiste-se a grandes mudanças que estão associadas a dois planos de estabilização (o Collor e o Real), a abertura da economia e a intensificação das estratégias empresariais no sentido de enfrentar a maior competição no mercado nacional e internacional, inclusive com realocização das plantas, mas que não permitem, ainda, que se tenha um cenário definido a respeito das alterações na distribuição espacial da atividade produtiva.

### 3.1 Movimentos populacionais no Brasil

Uma ligeira comparação da distribuição da população entre as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil mostra alguns fatos que merecem atenção. Os dados apresentados na tabela 1 mostram que, em quase 130 anos, a participação da região Nordeste na composição da população do Brasil caiu em aproximadamente 40%. Quanto aos estados que compõem essa região, Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte apresentaram crescimento da população bem próximo da média nacional, o que manteve estável a participação dessas unidades em relação ao país. Em contrapartida, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia apresentaram queda significativa de participação no conjunto da população. Desses estados, Ceará, Pernambuco e Bahia juntos detêm mais de 60% da população da região, em média.

Na Bahia, estado com maior participação na composição da população da região (27 % em 2000), foi onde se observou a maior perda, tanto em nível absoluto quanto em nível relativo. A Bahia, que em 1872 participava com 14% da população do País, em 2000 passou a representar 8 % dessa população.

Os estados com menor participação na população da região, como Piauí e Rio Grande do Norte, embora tenham se mantido estáveis na composição da população nacional, aumentaram suas participações no conjunto dos estados da região Nordeste; isso não somente porque houve crescimento vegetativo da população, mas também porque os estados mais importantes em termos de número de habitantes (Bahia, Pernambuco e Ceará) mostraram perda relativa de população. Mas esse aumento na participação relativa dos estados com menor população não absorveu as perdas nos estados maiores. Daí a queda da participação da região na composição da população brasileira, ao longo desses 128 anos, como visto anteriormente.

TABELA 1  
Distribuição relativa da população por estado (1872-2000)

Nordeste	1872	1890	1900	1920	1940	1950	1960	1970	1980	1991	2000
Relação Estado-Brasil											
Maranhão	4	3	3	3	3	3	4	3	3	3	3
Piauí	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
Ceará	7	6	5	4	5	5	5	5	4	4	4
Rio Grande do Norte	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
Paraíba	4	3	3	3	3	3	3	3	2	2	2
Pernambuco	8	7	7	7	7	7	6	6	5	5	5
Alagoas	4	4	4	3	2	2	2	2	2	2	2
Sergipe	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1
Bahia	14	13	12	11	10	9	8	8	8	8	8
<b>Região Nordeste</b>	<b>47</b>	<b>42</b>	<b>39</b>	<b>37</b>	<b>35</b>	<b>35</b>	<b>32</b>	<b>30</b>	<b>29</b>	<b>29</b>	<b>28</b>
Relação Estado-Nordeste											
MA	8	7	7	8	9	9	11	11	12	12	12
PI	4	4	5	5	6	6	6	6	6	6	6
CE	16	13	13	12	14	15	15	16	15	15	16
RN	5	4	4	5	5	5	5	6	5	6	6
PB	8	8	7	9	10	10	9	9	8	8	7
PE	18	17	17	19	19	19	18	18	18	17	17
AL	8	9	10	9	7	6	6	6	6	6	6
SE	4	5	5	4	4	4	3	3	3	4	4
BA	30	32	31	30	27	27	27	26	27	28	27
Sudeste											
Relação Estado-Brasil											
Minas Gerais	21	22	21	19	16	15	14	12	11	11	11
Espírito Santo	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2
Rio de Janeiro	11	10	10	9	9	9	9	10	9	9	8
São Paulo	8	10	13	15	17	18	18	19	21	21	22
<b>Região Sudeste</b>	<b>40</b>	<b>43</b>	<b>45</b>	<b>45</b>	<b>44</b>	<b>43</b>	<b>44</b>	<b>43</b>	<b>43</b>	<b>43</b>	<b>43</b>
Relação Estado-Sudeste											
MG	51	52	46	43	37	35	32	29	26	25	25
ES	2	2	3	3	4	4	5	4	4	4	4
RJ	26	23	22	20	20	21	22	23	22	20	20
SP	21	23	29	34	39	41	42	45	48	50	51

Fonte: IBGE, vários censos.

A região Sudeste, como um todo, aumentou sua participação na composição da população do país. Essa participação, que girava em torno de 40% em 1872, passou para 43% em 2000. Mas esse avanço não foi uniforme para todos os estados. São Paulo mais que dobrou de peso na formação da população brasileira e passou da terceira posição, em 1872, no que se refere ao número de habitantes, para primeiro lugar em 2000, com 22% do total da população do país. Minas Gerais, de forma inversa, mostrou uma queda de quase 50% em tal participação. Em 1872, o estado concentrava aproximadamente um quarto da população brasileira. Em 2000, embora com uma população bastante representativa, o estado detém 11% dessa população. O que se observa, portanto, é uma troca de posição entre os estados de Minas Gerais e de São Paulo, no que se refere à participação da população desses respectivos estados no conjunto da população tanto do país quanto da região Sudeste.

A tabela 2 sugere que, além da tendência à concentração da população no Sudeste, conforme visto anteriormente, com a queda relativa da população do Nordeste e o aumento no Sudeste, ao longo do período analisado, houve também um forte movimento de pessoas na direção das capitais.

Esse movimento é muito bem definido para todos os estados da região Nordeste. A figura 2 mostra que esse movimento é inequívoco em todos os estados da região Nordeste e que começou de forma mais acentuada a partir dos anos 1940.

A exceção está nos estados que compõem a região Norte. Em todos esses estados não houve significativo crescimento relativo da população nas capitais; e, em alguns casos, pôde-se observar perdas consideráveis, como aconteceu, por exemplo, em Porto Velho e Boa Vista. Porto Velho, em 1950, detinha 74% da população do estado e, em 2000, essa população representava apenas 24%. Em Boa Vista, essa flutuação foi de 95% em 1950 para 62% em 2000.

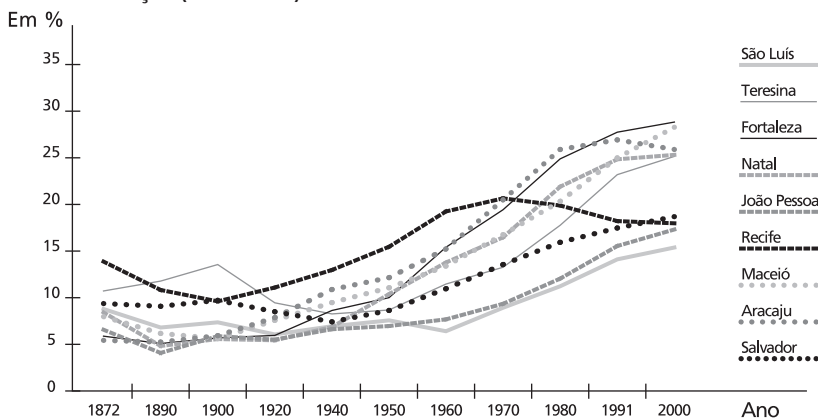
**TABELA 2**  
**Porcentagem da população do município da capital em relação à da Unidade da Federação (1872-2000)**

	1872	1890	1900	1920	1940	1950	1960	1970	1980	1991	2000
Porto Velho	0	0	0	0	0	74	72	76	27	25	24
Rio Branco	0	0	0	22	20	25	30	39	39	47	45
Manaus	51	26	20	21	24	27	24	33	44	48	50
Boa Vista	0	0	0	0	0	95	89	89	85	66	62
Belém	23	15	22	24	22	23	26	29	27	24	21
Macapá	0	0	0	0	0	55	68	75	78	62	59
Palmas	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	12
São Luís	9	7	7	6	7	8	6	9	11	14	15
Teresina	11	12	14	9	8	9	11	13	18	23	25
Fortaleza	6	5	6	6	9	10	15	19	25	28	29
Natal	9	5	6	6	7	11	14	17	22	25	26
João Pessoa	7	4	6	6	7	7	8	9	12	16	17
Recife	14	11	10	11	13	15	19	21	20	18	18
Maceió	8	6	6	8	9	11	13	17	20	25	28
Aracaju	5	5	6	8	11	12	15	21	26	27	26
Salvador	9	9	10	9	7	9	11	14	16	17	19
Belo Horizonte	0	0	0	1	3	5	7	11	13	13	13
Vitória	20	12	6	5	6	5	6	8	10	10	9
Rio de Janeiro	26	37	47	43	49	51	49	47	45	43	41
São Paulo	4	5	11	13	18	24	29	33	34	31	28
Curitiba	10	10	15	12	11	9	8	9	14	16	17
Florianópolis	16	11	10	6	4	4	5	5	5	6	6
Porto Alegre	10	6	6	8	8	9	12	13	15	14	13
Campo Grande	0	0	0	0	21	18	13	14	21	30	32
Cuiabá	60	19	29	14	28	26	18	17	19	20	19
Goiânia	0	0	0	0	7	5	9	16	23	23	22

Fonte: IBGE.

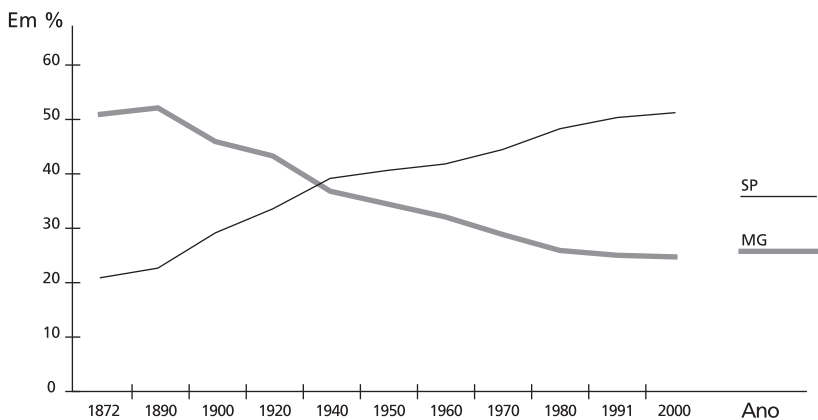
Obs.: Excluiu-se Brasília, dado que nessa Unidade da Federação não há divisão política do território, somente divisão administrativa. Daí, o IBGE agrupar os dados referentes às cidades-satélites (unidades administrativas) com os dados de Brasília em si.

**FIGURA 1**  
**Porcentagem da população do município da capital em relação à da Unidade da Federação (1872-2000)**



Elaboração dos autores.

**FIGURA 2**  
**Evolução da participação da população de Minas Gerais e São Paulo em relação à população da região Sudeste (1872-2000)**



Elaboração dos autores.

Uma possível explicação para tal ocorrência pode ser dada pela criação de municípios nessa região, a partir da divisão dos municípios já existentes. Esse processo foi muito intenso na região Norte, principalmente nas décadas de 1980 e 1990.

Mas a queda na participação da população nas capitais, quando comparada à população do respectivo estado, não é exclusividade das capitais da região Norte. Vitória, na região Sudeste; Florianópolis, na região Sul; e Cuiabá, na região Centro-Oeste; todas elas apresentaram perda relativa de população. Certamente o motivo desse ocorrido em cada um desses estados não seja o mesmo para

todos, e até mesmo diferente daquele sugerido para o caso da região Norte. Esse é um fato que merece um pouco mais de atenção e um estudo mais aprofundado, mas que foge ao escopo deste trabalho.

### 3.2 Movimentos populacionais recentes

Segundo o IBGE,<sup>14</sup> no ano de 2000 os residentes (brasileiros natos, brasileiros naturalizados e estrangeiros) somam algo próximo de 170 milhões de pessoas. A grande maioria residente em áreas urbanas, cujo montante se aproxima de 138 milhões de pessoas ou o equivalente a 82,4% do total da população brasileira. A tabela a seguir mostra a distribuição dessa população por nacionalidade, segundo a situação do domicílio.

TABELA 3  
População residente por nacionalidade, segundo a situação do domicílio (Brasil)

Situação do domicílio	População residente			
	Total	Nacionalidade		
		Brasileiros natos	Naturalizados brasileiros	Estrangeiros
Total	<b>169.872.856</b>	169.189.026	173.763	510.067
Urbana	<b>137.925.238</b>	137.268.418	162.967	493.853
Rural	<b>31.947.618</b>	31.920.608	10.796	16.214

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE).

Esse mesmo censo mostra que os recém-migrantes – aqueles que residiam em outro município que o atual, há cerca de cinco anos que antecedem a pesquisa – totalizavam o equivalente a 15,5 milhões de pessoas, ou seja, aproximadamente 9% da população. Do total de migrantes, 10,8 milhões já moravam em áreas urbanas e migraram também para áreas urbanas e dois milhões saíram de áreas rurais e foram para áreas urbanas. Houve também migração no sentido contrário, ou seja, 1,4 milhão estava em áreas urbanas e migraram para áreas rurais. Em termos líquidos, esse movimento de pessoas provocou um aumento de 0,4% na população urbana e uma queda de 1,9% na população rural devido exclusivamente à migração.

TABELA 4  
População residente por nacionalidade, segundo a situação do domicílio (Brasil)

Situação do domicílio em 31 de jun. 1995	Pessoas de 5 anos ou mais de idade que não residiam no município em 31 de jun. 1995		
	Total	Situação do domicílio atual	
		Urbana	Rural
Total	<b>15.458.886</b>	12.937.051	2.521.835
Urbana	<b>12.120.443</b>	10.775.021	1.345.422
Rural	<b>3.194.799</b>	2.032.908	1.161.891

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE).

14. Censo Demográfico 2000 (IBGE).

Uma outra forma de observar a distribuição da população residente nos municípios brasileiros é depurando a variável categórica V0314 do censo (tabela 5). Essa variável discrimina a população em três categorias: o indivíduo que nasceu e sempre morou no município; o indivíduo que nasceu no município, mas já morou fora; e o indivíduo que não nasceu no município. O que essa variável mostra é que, na realização do censo, a média de pessoas que nasceram e nunca saíram de seus respectivos municípios correspondia a 61,4% da população, isso em nível Brasil. Dito de outra forma, 38,6% dos residentes são migrantes, incluindo-se aí os migrantes de retorno (3,1%), ou seja, aqueles que saíram para outros municípios mas voltaram as suas origens.

TABELA 5  
Variável V0314 do Censo

Regiões e UF	Sempre morou	Já morou fora	Não nasceu
Brasil	61,4%	3,1%	35,5%
Norte	63,3%	1,8%	34,9%
Rondônia	30,7%	0,9%	68,3%
Acre	73,5%	2,3%	24,3%
Amazonas	80,6%	1,2%	18,2%
Roraima	54,1%	1,3%	44,5%
Pará	65,0%	2,1%	32,9%
Amapá	66,3%	1,8%	31,9%
Tocantins	52,8%	2,3%	44,9%
Nordeste	70,8%	3,6%	25,7%
Maranhão	68,0%	2,0%	30,0%
Piauí	73,7%	4,2%	22,0%
Ceará	69,8%	4,7%	25,5%
Rio Grande do Norte	63,8%	4,9%	31,3%
Paraíba	70,4%	5,0%	24,6%
Pernambuco	68,5%	3,9%	27,6%
Alagoas	70,7%	3,0%	26,3%
Sergipe	68,1%	3,5%	28,3%
Bahia	74,9%	2,8%	22,3%
Sudeste	58,7%	2,9%	38,4%
Minas Gerais	64,9%	4,5%	30,6%
Espírito Santo	55,9%	3,2%	40,9%
Rio de Janeiro	66,7%	2,3%	31,1%
São Paulo	52,7%	2,3%	45,1%
Sul	57,2%	3,5%	39,2%
Paraná	49,4%	3,0%	47,6%
Santa Catarina	60,9%	3,4%	35,6%
Rio Grande do Sul	62,7%	4,0%	33,2%
Centro-Oeste	45,5%	2,4%	52,0%
Mato Grosso do Sul	47,1%	2,9%	50,0%
Mato Grosso	40,1%	1,1%	58,8%
Goiás	48,9%	3,4%	47,7%
Distrito Federal	42,2%	1,1%	56,7%

Elaboração dos autores.

Sob um prisma regional, os nordestinos, quando comparados ao restante da população brasileira, são os que aparentemente menos deixam suas terras, o que parece ir de encontro a outras pesquisas. Do total da população residente no Nordeste naquele ano, 70,8 % nunca saíram de seus municípios para fixar residência em outro lugar. É fato peculiar também nessa região o grande índice de migração de retorno (o maior do país). Em média, 3,6 % da população residente nos municípios do Nordeste brasileiro. A região com a menor participação da população nativa na composição dos residentes municipais é o Centro-Oeste.<sup>15</sup> Nessa região, menos da metade (45,5%) da população residente nasceu e nunca saiu do município. A maioria é formada por migrantes (52%). Mas essas informações devem ser analisadas com cautela. Não se deve perder de vista que a variável em discussão se refere à população residente, que pode ser diferente – e de fato é – da população nativa. O índice de migração (tabela Áreas de Atração e Repulsão), medido pela relação entre imigrante e emigrante, ponderado pela relação nativo/residente, mostra que as regiões Norte, Centro-Oeste e Sudeste se apresentam como áreas de atração de migrantes; enquanto Nordeste e Sul como áreas de expulsão.<sup>16</sup> A região Nordeste tem o menor índice de migração. O curioso é que a relação imigrante-residente para a região é muito menor que a observada nos estados que a compõem. O que essa relação indica é que apenas 1,7% da população residente no Nordeste veio de outras regiões. Isso mostra que a migração intra-Nordeste, ou seja, o movimento de pessoas entre os estados do Nordeste, é maior do que de pessoas que saem de estados de outras regiões e vão para o Nordeste.

No outro extremo está a região Centro-Oeste. Nessa região, a relação imigrante-residente é maior do que nas demais regiões. É peculiar o Distrito Federal, onde mais da metade dos residentes é formada por imigrantes. Com exceção do Norte,<sup>17</sup> o Centro-Oeste aparece como a área de maior atração de migrantes.

O que o conjunto das informações apresentadas anteriormente indica é a ocorrência de disparidades regionais entre Unidades da Federação e mesmo entre regiões no que tange à distribuição da população e também um forte movimento de pessoas em direção aos centros urbanos e uma tendência de concentração no Sudeste, principalmente no estado de São Paulo (veja o quadro Distribuição relativa da população por estado de 1872 a 2000).

---

15. É importante ter em mente que esses números se referem à população que saiu do município, mas não necessariamente aquela que se mudou para outras regiões. Pode haver (e há de fato) casos de migração interna, entre municípios do mesmo estado e/ou da mesma região.

16. Índices menores que um representam áreas de expulsão e índices maiores que um áreas de atração.

17. Deve-se considerar que a baixa densidade populacional na região Norte, quando comparada com outras regiões brasileiras, torna esse indicador mais sensível naquela a uma pequena variação da população.



TABELA 6  
Áreas de atração e expulsão<sup>18</sup>

Espaços geográficos	Imig./resid.	Emig./nativo	Índice mig.
	(a)	(b)	(a/b)
Rondônia	62,5%	9,8%	6,4
Acre	11,3%	12,1%	0,9
Amazonas	8,2%	5,9%	1,4
Roraima	41,2%	5,9%	7,0
Pará	18,2%	7,4%	2,5
Amapá	25,7%	7,5%	3,4
Tocantins	31,9%	16,2%	2,0
<b>Norte</b>	<b>19,4%</b>	<b>4,1%</b>	<b>4,7</b>
Maranhão	9,3%	16,1%	0,6
Piauí	7,5%	22,4%	0,3
Ceará	4,2%	18,3%	0,2
Rio Grande do Norte	8,3%	17,2%	0,5
Paraíba	6,7%	26,9%	0,2
Pernambuco	6,7%	20,9%	0,3
Alagoas	7,7%	20,9%	0,4
Sergipe	10,0%	19,9%	0,5
Bahia	5,1%	16,8%	0,3
<b>Nordeste</b>	<b>1,7%</b>	<b>15,1%</b>	<b>0,1</b>
Minas Gerais	5,6%	21,0%	0,3
Espírito Santo	17,7%	20,1%	0,9
Rio de Janeiro	18,0%	6,2%	2,9
São Paulo	22,7%	6,8%	3,3
<b>Sudeste</b>	<b>11,0%</b>	<b>5,3%</b>	<b>2,1</b>
Paraná	21,0%	22,4%	0,9
Santa Catarina	11,9%	13,3%	0,9
Rio Grande do Sul	2,9%	9,5%	0,3
<b>Sul</b>	<b>5,8%</b>	<b>9,4%</b>	<b>0,6</b>
Mato Grosso do Sul	31,8%	15,7%	2,0
Mato Grosso	45,8%	14,0%	3,3
Goiás	23,3%	16,2%	1,4
Distrito Federal	58,4%	15,7%	3,7
<b>Centro-Oeste</b>	<b>31,0%</b>	<b>9,6%</b>	<b>3,2</b>

Fonte: Censo 1991 (IBGE).  
Elaboração: Disoc/Ipea.

### 3.3 A política regional

O padrão de concentração de atividades econômicas e de pessoas entre as regiões determina o desenho do desenvolvimento regional. As políticas públicas de cunho regional, conduzidas normalmente pelas agências de desenvolvimento regional, representam uma tentativa de o setor público corrigir os desequilíbrios que podem surgir devido a esses fatores. Todavia, a questão que vem à tona está relacionada à eficiência de tais políticas no contexto econômico.

18. Os índices das regiões não representam uma média aritmética ponderada dos índices de seus respectivos estados, pois pode haver migração entre residentes dos estados de uma mesma região, ou seja, parte da população pode estar mudando de estado mas sem sair da região.

Existem na literatura argumentos que buscam diferenciar a política de combate à pobreza e desigualdade regional de renda da política de combate à concentração produtiva, por serem essencialmente problemas distintos. Na essência desses argumentos está o pressuposto de que, na questão da pobreza e desigualdade regional de renda, a proposta de política deve focar as diferenças de renda *per capita* entre regiões; e quanto à concentração produtiva, o enfoque está na diferença de renda absoluta.

Essa linha de raciocínio, sustentada pelos modelos neoclássicos de crescimento, como visto, supõe que qualquer diferença de renda *per capita* entre regiões não se manteria no longo prazo. As diferenças de renda *per capita* entre as regiões seriam friccionais ou então devido ao custo de migração de uma região para outra ou mesmo pela existência de amenidades em determinadas regiões (clima favorável, região litorânea ou montanhosa etc.). Em outras palavras, não há um problema regional, pois o mercado, via migração, ajustaria as diferenças de renda *per capita* entre as regiões. Quaisquer diferenças de renda *per capita* dos indivíduos de distintas regiões seriam conseqüência das diferenças na qualificação desses indivíduos (diferenças essas controladas pelas amenidades regionais).

Isso sugere que a coexistência de diferenciais de renda entre regiões e livre mobilidade de fatores de produção – principalmente trabalho – é temporária; há uma defasagem no processo de ajustamento devido ao fato de os agentes que estão em áreas com reduzidas oportunidades sub-investirem em desenvolvimento. O argumento é: dada a existência de seletividade positiva<sup>19</sup> e considerando que a migração é um auto-investimento em capital humano, pessoas com maior capacidade migram para regiões com maior desenvolvimento relativo, mesmo que essas regiões apresentem maiores taxas de desemprego, ou seja, menor probabilidade de encontrar emprego.

Quanto à questão da concentração espacial da produção, o problema não é mais relativo ao crescimento econômico, mas sim de existência de regiões com baixa atividade econômica *vis-à-vis* outras regiões em que a dinâmica econômica é bastante acentuada. É nesse contexto que tal corrente enquadra o problema regional. Assim, política regional está relacionada à existência de concentração produtiva, mas que se descola da questão do crescimento econômico do país. Nas palavras de Pessôa (2001):

... Este (o problema da concentração da produção) sim, não constitui problema de crescimento ou desenvolvimento, mas constitui genuíno problema regional (...) [Qual] é nesse caso o problema regional? Qual é o problema de haver concentração produtiva? Do ponto de vista econômico, não há problema (...) Portanto, em geral,

---

19. Quanto à existência de seletividade positiva do migrante, ver Santos Júnior (2002).

políticas de desenvolvimento regional são indicadas em função de algum motivo não econômico. Evidentemente, ao adotar uma política de desenvolvimento regional é preciso que fique bem claro o motivo extra-econômico que a sustenta.

O Brasil tem executado suas políticas de desenvolvimento regional explicitamente por meio de agências criadas para esse fim. O caso mais notório é o da Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (Sudene).<sup>20</sup> As políticas de desenvolvimento regional têm como foco as áreas que ficam às margens da dinâmica econômica do país, e como objetivos a inserção dessas áreas na dinâmica econômica nacional; as correções dos diferenciais de renda *per capita* entre a população dessas áreas excluídas e as mais dinâmicas; e evitar o seu esvaziamento populacional.

Pelo pouco que se disse anteriormente, fica evidente que o propósito da política de desenvolvimento regional brasileira não é o de combate à pobreza. Isso fica muito claro no seguinte fragmento:

(...) De modo inverso ao que muitos pensam, o propósito da PNDR (Política Nacional de Desenvolvimento Regional) não é o de combate à pobreza, que constitui um problema afeto a outros campos da ação pública, em especial o das políticas sociais (MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO NACIONAL, 2005, p. 12)

Isso mostra que há um desacordo entre os tomadores de decisão que estão à frente da política regional brasileira e os teóricos de cunho neoclássico.

### 3.3.1 O Documento do GTDN

Não obstante, hoje há um entendimento de que o problema das desigualdades regionais, embora não deva ser confundido com o problema da pobreza dos indivíduos, converge para esse.

No documento do GTDN<sup>21</sup> (Grupo de Trabalho para o Desenvolvimento do Nordeste) intitulado *Uma Política de Desenvolvimento Econômico para o Nordeste*, parece que a questão regional se sobrepõe à questão da pobreza dos indivíduos, pois:

As disparidades de níveis de renda existentes entre o Nordeste e o Centro-Sul do País constitui, sim, lugar à dúvida, o mais grave problema a enfrentar na etapa presente do desenvolvimento econômico nacional (...) A experiência do último decênio constitui clara indicação de que a ausência de uma compreensão adequada dos problemas decorrentes da disparidade regional de níveis de renda tem contribuído para que a própria política de desenvolvimento agrave o problema.<sup>22</sup>

---

20. A Sudene é uma autarquia federal, criada em 1959, cuja finalidade era planejar e orientar o desenvolvimento da região Nordeste do país. Por meio de uma medida provisória, em 2001, a Sudene foi extinta, mas recriada em julho de 2003.

21. O GTDN foi constituído em 1956 com o propósito de elaborar um diagnóstico da situação econômica do Nordeste. O relatório que resultou do estudo foi usado pelo então representante do governo federal para justificar a necessidade de criação da Sudene, no ano de 1959.

22. Revista Econômica do Nordeste (1997, p. 387).

Esse documento apresenta como prognóstico o despovoamento da região Nordeste ou uma região com renda *per capita* muito baixa, caso não passasse por um amplo processo de industrialização. Textualmente tem-se:

(...) Por conseguinte, diante da escassez da oferta de terras adequadas, a única saída (para o Nordeste) é a industrialização. Na verdade, se para o centro-sul do Brasil a industrialização é uma forma racional de abrir o caminho ao desenvolvimento, para o Nordeste ela é, em certa medida, a única forma de abrir esse caminho. Caso se demonstrasse que a solução é inviável, não restaria ao Nordeste senão a alternativa entre despovoar-se ou permanecer como região de baixíssimo nível de renda.<sup>23</sup>

Mas, como visto, Pessôa (2001) declara que a concentração produtiva não é um problema. Certamente, a defesa da concentração produtiva em uma dada região ou um conjunto de regiões – o que significa uma renda absoluta maior nessas regiões – pressupõe a existência de economias marshallianas. Mesmo existindo diferenças nas rendas absolutas das regiões, Pessôa sustenta que a migração é a variável de ajuste para os diferenciais de renda *per capita* regionais.

Com mobilidade perfeita de mão-de-obra, se esta tiver as mesmas características nas diversas regiões, não pode haver diferença de renda *per capita* entre as regiões. Qualquer diferencial seria eliminado por meio de migração.

Numa situação em que o mercado opera dentro de uma estrutura de livre concorrência e rendimentos constantes de escala em todos os setores, certamente o movimento de fatores representa um equilíbrio estável e eficiente no sentido paretiano. Mas, a existência de um setor de serviços estruturado num mercado caracterizado pela concorrência monopolística, e com rendimentos crescentes de escala em nível de setor, convivendo com a produção de *tradeables* dentro de uma estrutura de concorrência perfeita, pode apresentar situações em que a migração, embora equalize a renda entre as regiões, conduza a um equilíbrio cujo nível de bem-estar da população possa ser inferior àquele observado anteriormente. Em Matsuyama e Takahashi (1998) se discute essa possibilidade. Será visto, então, o que esse modelo diz em relação à economia regional brasileira.

### 3.4 Modelo de Matsuyama e Takahashi e o caso brasileiro

A pergunta que se torna pertinente, então, é: os desequilíbrios regionais tendem a permanecer, se acentuar ou desaparecer? Para observar empiricamente em que condições o Brasil se encontra, dada a estrutura do modelo apresentado em Matsuyama e Takahashi (1998), foram escolhidas duas Unidades da Federação (Pernambuco e São Paulo) como representantes das economias das regiões Nordeste e Sudeste, e dois pontos no tempo: os anos de 1950 e 1980.

---

23. *Idem*, p. 410.

### 3.4.1 Por que Pernambuco e São Paulo?

A escolha dos estados de Pernambuco e São Paulo como representantes das regiões Nordeste e Sudeste, respectivamente, está relacionada a questões históricas e atuais de ocupação do espaço e do desenvolvimento das atividades econômicas.

Pernambuco, por se tratar do principal centro de exploração da cana-de-açúcar, no período do Brasil Colônia, teve como característica uma ocupação pouco concentrada, tanto em termos populacionais quanto produtivos. E, no período recente, a economia do estado sofreu impactos conjunturais, mas que estão estreitamente ligados à sua formação econômica. A indústria de alimentos e bebidas, que inclui a produção de açúcar, perdeu, entre 1989 e 1994, 45,9 mil pessoas. Isto não pode ser dissociado da crise do parque canavieiro nordestino e, em particular do estado, bem caracterizada por meio de trabalho recente da Sudene.<sup>24</sup> A desregulamentação ocorrida na economia canvieira, o alto grau de endividamento das usinas, a desativação do Proálcool, o obsoletismo de parcela do parque açucareiro e os padrões administrativos inadequados, explicam parte da crise do setor. Embora de menor dimensão, na indústria têxtil pernambucana, a maior competição, com a redução das alíquotas, obrigou algumas empresas a um processo de racionalização e outras à paralisação. A crise das indústrias metalúrgica e mecânica pernambucana está associada ao processo de desregulamentação do preço do aço (antes uniforme para todo o país) que levou ao fechamento de várias unidades, bem como o de privatização de uma metalúrgica.

Já em São Paulo, o vetor do crescimento se calçou na industrialização e, portanto, caracterizado por uma maior densidade populacional e concentração produtiva. Contudo, vários estudos têm destacado, por exemplo Neri (1996) e Pacheco (1996), que o processo de desconcentração da indústria na metrópole paulista, sobretudo a partir da segunda metade da década de 1970, está associado a vários fatores, entre eles as políticas restritivas à área metropolitana contrapostas às políticas de interiorização do desenvolvimento industrial; o impacto de políticas federais, notadamente as vinculadas aos estímulos à exportação de produtos agroindustriais (laranja, soja) ou à atividade sucro-alcooleira (Proálcool); os investimentos estatais no setor produtivo; e no desenvolvimento de C&T. Esse deslocamento da atividade produtiva pode ter beneficiado, além do interior de São Paulo, estados vizinhos como Minas Gerais e Paraná, tendo em vista as deseconomias externas da metrópole de São Paulo e, de outro lado, os estímulos estaduais e economias externas nas demais localidades.

---

24. De acordo com o estudo da agência de planejamento regional, das 41 unidades industriais (usinas e destilarias) existentes em Pernambuco, em 1996, cerca de 23 funcionavam normalmente e as unidades restantes ou operavam precariamente (dez) ou estavam paralisadas (oito). (SUDENE, 1996).

## 3.4.2 A Aplicação do Modelo

Dito isso, serão discutidos os números dessas economias com base no modelo de Matsuyama e Takahashi. Adotou-se o suposto, assim como o fizeram os autores, de uma função utilidade para bens *tradeables* do tipo Cobb-Douglas. Esse suposto é, na verdade, um artifício para garantir que a elasticidade de substituição entre os bens *tradeables* seja constante e igual a um, de modo que  $\frac{1}{\Theta} = 1$ .<sup>25</sup> Também por uma questão de tornar o modelo mais tratável, supôs-se que o índice de preço para as regiões possa ser calculado como uma média geométrica dos preços dos bens *tradeables* produzidos nas regiões, de forma que  $e(pe, pw) = (pe.pw)^{1/2}$ .

As participações de *tradeables* e *nontradeables* no total da renda foram obtidas a partir da tabela 7 e os diferenciais regionais ( $\Omega$ ) equivalem à relação entre o salário médio<sup>26</sup> pago na indústria de transformação no estado de São Paulo e o salário médio pago nesse mesmo setor em Pernambuco.

TABELA 7  
**Produto Interno Bruto brasileiro a preços de mercado**  
 (Base = 2000)

Produção <sup>1</sup>	1950	1980
<i>Tradeable</i>	34.854.152	341.020.939,8
<i>Nontradeable</i>	33.136.183	321.670.786,9
<b>Total*</b>	<b>67.990.335</b>	<b>66.2691.726,7</b>

Fonte: Dados do IBGE, coletados no Ipeadata.

Nota: <sup>1</sup> Mesmo sob o risco de ser arbitrário, considerou-se como *tradeables* a soma da produção na agroindústria e indústria de transformação; a diferença em relação ao total do produto como *nontradeables*.

TABELA 8  
**Salário médio na indústria de transformação**

Ano	1950 <sup>1</sup>	1980 <sup>2</sup>
São Paulo	972,00	7.323,35
Pernambuco	490,00	1.391,67

Fonte: Anuário Estatístico/IBGE.

Notas: <sup>1</sup> Salário médio mensal em cruzeiros da época.

<sup>2</sup> Salário médio anual em mil cruzeiros da época.

25. Veja detalhes do modelo no apêndice que se encontra no fim deste trabalho.

26. Sejam duas regiões (A e B), toma-se a relação entre as produtividades do trabalho nas regiões como o diferencial regional. Assim, suas respectivas produtividades:  $\Omega = \frac{Pmg_A}{Pmg_B}$ . Assumindo que os trabalhadores nessas regiões recebem seus salários reais de acordo com suas respectivas produtividades ( $\frac{w^i}{P} = Pmg_i$ ,  $i = A, B$ ), então  $\frac{Pmg_A}{Pmg_B} = \frac{w^A}{w^B} = \Omega$

As tabelas 9, 10 e 11 mostram valores para  $\Lambda = \frac{1-\mu}{\mu(\sigma-1)}$  e para  $\frac{\log[e(1,\Omega)/e(1,1)]}{\log 2} = \frac{\log \Omega}{\log 4}$ <sup>27</sup>, adotando-se três supostos coeficientes elasticidade

preço da demanda diferentes ( $\sigma=2$ ,  $\sigma=1,5$  e  $\sigma=1,1$ ).

Pelos resultados da tabela 9, o país, no ano de 1950, encontrava-se em um ponto de equilíbrio estável, sem que a população estivesse totalmente concentrada em uma região (é razoável supor que a distribuição da população naquele ano fosse menos concentrada do que em anos seguintes). Nesse cenário, não deveria haver motivos para a ocorrência de migração, embora a concentração da população em uma dada região pudesse elevar o bem-estar econômico de toda a população (migrantes e residentes). Essa situação está representada pelo ponto 1, na figura 3, e se insere no regime A.

TABELA 9  
Parâmetros das economias de São Paulo e Pernambuco para os anos 1950 e 1980

Ano	1950	1980
$\frac{1-\mu}{\mu(\sigma-1)}$	0,95071	0,943258
$\frac{\log \Omega}{\log 4}$	0,4941	1,1975

Elaboração dos autores.  
Obs.: Elasticidade-preço da demanda por *nontradeables* igual a 2.

TABELA 10  
Parâmetros das economias de São Paulo e Pernambuco para os anos 1950 e 1980

Ano	1950	1980
$\frac{1-\mu}{\mu(\sigma-1)}$	1,90142	1,8865
$\frac{\log \Omega}{\log 4}$	0,4941	1,1975

Elaboração dos autores.  
Obs.: Elasticidade-preço da demanda por *nontradeables* igual a 1,5.

27. A condição de estabilidade é obtida a partir da função que define o padrão de vida do indivíduo, de forma que um equilíbrio com a população distribuída igualmente entre as duas regiões é mais desejável do que o equilíbrio com a população concentrada em uma das duas regiões quando  $\frac{1-\mu}{\mu(\sigma-1)}$  for maior que  $\frac{\log[e(1,\Omega)/e(1,1)]}{\log 2}$ . Veja Matsuyama e Takahashi (1998, p. 221).

TABELA 11  
Parâmetros das economias de São Paulo e Pernambuco para os anos 1950 e 1980

Ano	1950	1980
$\frac{1 - \mu}{\mu(\sigma - 1)}$	9,5071	9,4325
$\frac{\log \Omega}{\log 4}$	0,4941	1,1975

Elaboração dos autores.

Obs.: Elasticidade-preço da demanda por *nontradeables* igual a 1,1.

Contudo, ao examinar os dados de migração nos anos 1950, verifica-se que havia um fluxo acentuado de migrantes que partiam do Nordeste para o Sudeste e, numa proporção um pouco menor, para o Centro-Oeste.<sup>28</sup> Esse fluxo migratório tanto favoreceu – e até mesmo acelerou o desenvolvimento da região Sudeste (sendo São Paulo o expoente) – quanto foi fundamental para a consolidação de Brasília como capital da República do Brasil.

Ao observar o diagrama de Matsuyama e Takahashi (figura 3), os argumentos apresentados no parágrafo anterior se encaixam bem naquilo que esses autores chamaram de regime D (pontos 2 e 3, da figura 3), no qual se descreve uma situação em que uma distribuição proporcional da população entre duas regiões, embora possa estar em equilíbrio, esse equilíbrio é instável e não-desejado, pois qualquer coalizão de pessoas que estimule a migração fará com que a concentração de pessoas em uma região ocorra; e isso trará melhores condições de vida para todos. Essa situação tornar-se-ia factível para os parâmetros da economia brasileira de 1950 se fosse adotado o suposto de que a elasticidade-preço da demanda, naquele período, fosse mais próximo da unidade ( $\sigma=1,0$  e  $\sigma=1,5$ ).

Para o ano de 1980, a situação é bastante diferente daquela observada em 1950. Os dados da economia brasileira para aquele ano revelam que a população se estabilizara numa posição em que a sua distribuição mais homogênea gera um nível de bem-estar social maior e, conseqüentemente, não motiva o deslocamento populacional. Essa posição corresponde ao ponto 1' (regime A, da figura 3).

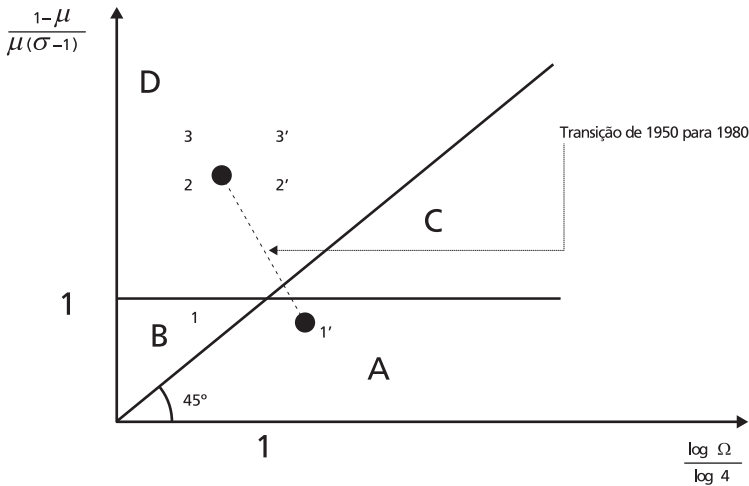
O que esses dados revelam, portanto, é a troca de regime entre dois pontos no tempo. Em 1950, o conjunto de variáveis da economia motivava o deslocamento de pessoas e justificava a concentração populacional – regime D (movimento e trabalhadores nordestinos em direção ao estado de São Paulo) –, enquanto no ano de 1980, uma distribuição mais igualitária seria mais desejável – regime A. É possível que os movimentos migratórios observados no Brasil nas décadas de

28. Quanto à migração rumo ao Centro-Oeste, deve-se ressaltar que, nesse período, houve uma motivação exógena forte dada pelo maciço investimento do governo federal na construção de Brasília, então futura capital federal.



1950 e 1960 tenham extrapolado (*over-shooting*) a condição ótima de bem-estar social, devido principalmente ao efeito negativo das externalidades de aglomeração. Daí, a mudança de regime (do regime D para o regime A) entre 1950 e 1980.

FIGURA 3  
Brasil: mudança de regime (1950-1980)



Elaboração dos autores.

Em relação à existência de diferenciais de renda *per capita* entre os habitantes das duas regiões, o modelo mostra que os agentes, ao perceberem uma queda no bem-estar quando estão numa região e que poderiam elevar o seu nível de bem-estar se migrassem para outra região, assim o fariam. Foi o que aconteceu com a população de Pernambuco (representando aqui a região Nordeste) nas décadas que se seguiram após os anos 1950, caracterizado pelo intensivo processo de industrialização do país.

Esse fato poderia servir de argumento para sustentar a tese explicitada no documento do GTDN, em que se postula a possibilidade do esvaziamento da região Nordeste, na medida em que os indicadores do modelo revelam que a distribuição uniforme da população representa um equilíbrio instável e que essa população se encontraria numa situação melhor se estivesse concentrada em uma região (regime D). Mas esse fato também serve para dar sustentação ao argumento de Pessoa (2001), já que a população estaria em melhores condições (nível de bem-estar mais elevado) se estivesse concentrada. Daí, a concentração não representar um problema regional. Então, a política regional estaria focando outros aspectos que não os econômicos.

Relativamente aos anos 1980, esses foram caracterizados por processos relacionados a uma reduzida capacidade de investimento público e privado, o que está

associado com a crise fiscal e financeira do Estado brasileiro e com a instabilidade crescente da economia, que influenciou fortemente na capacidade de investimentos dos agentes privados. De modo mais amplo, tudo isto tem suas raízes na crise do sistema financeiro internacional e no ajustamento pelo qual passou a economia mundial na segunda metade dos anos 1970, quando se define o final do ciclo expansivo vivido pelos países industrializados no pós-guerra e a crise do petróleo, com seus sucessivos choques de preço. Isso tudo mudou a configuração dos parâmetros das economias regionais, o que também alterou a situação de equilíbrio no que diz respeito à distribuição da atividade econômica e da população.

Assim, essa nova conjuntura representou uma mudança de regime no que diz respeito à distribuição da atividade econômica e da população. Nessa nova situação, o bem-estar de todos poderia ser melhorado se as regiões fossem mais homogêneas na distribuição da população. Nessa situação, a política regional certamente deveria focar uma melhor distribuição da população e da atividade econômica entre as regiões, não obstante ser esse um equilíbrio estável (regime A).

#### 4 CONCLUSÃO

Diante da controvérsia levantada sobre a pertinência do uso da política de incentivo a uma melhor distribuição das atividades econômicas, procurou-se focar neste trabalho os mecanismos de ajuste da força de trabalho, via migração, no processo de desenvolvimento.

Pelo modelo apresentado em Matsuyama e Takahashi (1998), o padrão de desenvolvimento regional é determinado pelo nível de concentração dos fatores de produção, mas também depende do padrão de desenvolvimento da região, ou seja, há um aspecto circular que determina quanto a oferta de bens e serviços influencia preços e salários que, por sua vez, influenciam a oferta de mão-de-obra; é o mercado de bens e serviços interagindo com o mercado de trabalho e, juntos, distinguem o desenvolvimento de uma região. Nesse contexto, a migração de trabalhadores ocupa um papel importante e é considerada fundamental no mecanismo de ajuste do processo de desenvolvimento econômico. É nesse contexto que as políticas regionais somente terão sentido e poderão ser consideradas como tal se afetarem de forma direta o ambiente econômico para o qual elas foram desenhadas ou, mais precisamente, se interferirem positivamente na função utilidade da população circunscrita a uma região ou conjunto de regiões.

Mas a aplicação do modelo desenvolvido em Matsuyama e Takahashi (1998) à economia brasileira mostrou que, com a adoção de uma política de desenvolvimento via industrialização, nos anos 1950, havia uma tendência natural da concentração de pessoas em uma dada região, ou seja, em São Paulo. Em outras palavras, uma distribuição igualitária da população entre as regiões brasileiras

representava um equilíbrio instável. Além disso, a população concentrada em uma região representaria um nível de bem-estar maior para todos se, ao contrário, a população fosse distribuída de forma homogênea. Então, naquele momento, a política regional que visasse a melhorar o nível de bem-estar da população deveria incentivar a concentração regional da população.

Naquele período, o documento do GTDN apresentara um diagnóstico correto sobre a possibilidade de esvaziamento da região Nordeste, e que essa situação não representaria uma perda de bem-estar para a população que permanecesse na região. Porém, todos poderiam desfrutar de uma qualidade de vida maior se houvesse concentração da população e da atividade econômica.

Contudo, houve uma mudança nos parâmetros das economias das regiões, e isso alterou a situação de equilíbrio no ano de 1980. Com a nova conjuntura, uma distribuição da população mais igualitária torna-se mais desejável e representa um equilíbrio estável. Assim, seria desejável que a atividade econômica e a população apresentassem uma distribuição menos concentrada. Partindo de uma situação em que há concentração, cabe à política regional incentivar a melhor distribuição dos fatores de produção, dada a nova configuração da conjuntura econômica. Assim, a política regional estaria, sim, tratando de um problema genuinamente econômico. Isso, de certa forma, afasta a possibilidade de o Nordeste se tornar um vazio demográfico, como diagnosticara o GTDN.

Embora esses sejam resultados interessantes, há muito ainda o que se investigar e melhorar nesta pesquisa. Uma possível extensão deste trabalho seria estimar os parâmetros do modelo como, por exemplo, as elasticidades de substituição entre *tradeables* e os diversos pares de serviços nas regiões estudadas. Uma outra possibilidade seria a de compor a economia representativa do Nordeste e do Sudeste, ao invés de usar Pernambuco e São Paulo como representantes, respectivamente, dessas regiões. Medir a qualificação do migrante para identificar a possibilidade de seleção positiva é algo que também pode ser feito e complementaria esta pesquisa.

## REFERÊNCIAS

- AFFONSO, R. B. A.; SILVA, P. L. B. *Desigualdades regionais e desenvolvimento*. São Paulo: Fundap, 1995.
- ARBACHE, J. S. *Trade liberalization and labor market in developing countries : theory and evidence*. Brasília, 2001. Mimeografado.
- BARRO, R. Jr.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth*. EUA: Mc Graw-Hill, inc, 1995.
- CANO, W. Concentração e desconcentração econômica regional no Brasil: 1970-1995. *Economia e Sociedade*, n. 8, p. 101-142, 1997.
- \_\_\_\_\_. *Raízes da concentração industrial em São Paulo*. Campinas: Ed. Unicamp, 1998.
- CAVES, R.; FRANKEL, J.; JONES, R. *Economia internacional, comércio e transações globais*. São Paulo: Ed. Saraiva, 2001.
- CURTIN, P. Migration in the tropical world. In: *Immigration reconsidered: history, sociology and politics*. New York: Oxford University Press, 1990.
- DINIZ, C. C. *A dinâmica regional recente da economia brasileira e suas perspectivas*. Ipea, 1995 (Texto para Discussão, n. 375).
- \_\_\_\_\_. *A nova geografia econômica do Brasil: condicionantes e implicações*. Maio, 2000. Mimeografado.
- FURTADO, Celso. *Formação econômica do Brasil*. São Paulo: Editora Nacional, 1977.
- GOMES, G. M.; VERGOLINO, J. R. A macroeconomia do desenvolvimento nordestino: 1960/1994. In: GOMES, G. M.; VERGOLINO J. R.; MARTINS, A. *Prêmio Pernambuco de Economia Dirceu Pessoa – 1994*. Recife, 1995.
- GRAHAM, F. Some aspects of protection: further considered. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 36, p. 199-227, 1927.
- GUIMARÃES NETO, L. Dinâmica recente das economias regionais brasileiras. *Revista Paraense de Desenvolvimento*, Curitiba, Ipardes, n. 86, p. 123-152, 1995.
- HARRIS, J. R.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *American Economic Review*, Vol. LX, n. 1, Mar. 1970.

KRUEGER, A. O. *Trade and employment in developing countries*. Chicago: Chicago University Press, 1983.

\_\_\_\_\_. The relationship between trade, employment and development. In: RANIS, G.; SCHULTZ, T. (Eds.). *The state of development economics: progress and perspectives*. Cambridge: Basil Blackwell, 1990.

KRUGMAN, P. History versus expectation. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 651-667, 1991.

MATSUYAMA, K.; TAKAHASHI, T. Self-defeating regional concentration. *Review of Economic Studies*, n. 65, p. 211-234, 1998.

MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO NACIONAL. Secretaria de Políticas de Desenvolvimento Regional e Secretaria de Programas Regionais (2005). *Políticas Nacionais de Desenvolvimento Regional*. Mimeografado.

NERI, B. Concentração e desconcentração da indústria em São Paulo (1880-1990). Campinas: Editora da Unicamp, 1996.

PACHECO, C. A. Desconcentração econômica e fragmentação da economia nacional. *Economia e Sociedade*, Instituto de Economia da Unicamp, n. 6, 1996.

PESSÔA, S. *Economia regional, crescimento econômico e desigualdade regional de renda*. Anais da Anpec. 2001.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, n. 98, part. II, p. 71-102, 1990.

SANTOS JÚNIOR, E. da R. *Migração e seleção: o caso do Brasil*. Dissertação de mestrado – EPGE/FGV. Rio de Janeiro, 2002.

SOLOW, R. M. A contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economic*, n. 70, p. 65-94, 1956.

SILVEIRA NETO, R. M. *Concentração e especialização geográfica das atividades industriais no Brasil: quais os argumentos econômicos explicam? Evidências para os períodos 1950-1985 e 1985-2000*. PIMES/UFPE, 2005. Mimeografado.

SUPERINTENDÊNCIA PARA O DESENVOLVIMENTO DO NORDESTE (SUDENE). *Um programa de ação para o desenvolvimento da Zona da Mata do Nordeste*. Recife: Sudene, 1996.

STALKER, P. *The work of strangers: a survey of international labour migration*. Geneva: International Labour Office, 1994.

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, n. 32, p. 334-361, 1956.

WILLIAMSON, J. *A economia aberta e a economia mundial: um texto de economia internacional*. Rio de Janeiro: Ed. Campus, 1989.

## CRESCIMENTO E DESEMPENHO DO MERCADO DE TRABALHO NOS MUNICÍPIOS NÃO-METROPOLITANOS DO BRASIL\*

Kenneth M. Chomitz\*\*

Daniel Da Mata\*\*\*

João Carlos Magalhães\*\*\*

Alexandre Xavier Ywata Carvalho\*\*\*\*

### RESUMO

O presente capítulo mapeia a heterogeneidade da dinâmica do mercado de trabalho dos municípios rurais no Brasil durante a década de 1990. Para entender os determinantes da referida heterogeneidade nas áreas brasileiras rurais ou não-metropolitanas, desenvolve-se um modelo espacial de demanda e oferta por trabalho, e aplica-se uma estratégia de estimação que considera a endogeneidade das variáveis explicativas e autocorrelação espacial dos determinantes não-observados dos movimentos da força de trabalho. O capítulo encontra um número de relações que parecem ser robustas a diferentes escolhas amostrais e diferentes controles para autocorrelação espacial: *i)* níveis iniciais de educação da força de trabalho são fortemente relacionados ao crescimento de salário subsequente; *ii)* regiões rurais estão perdendo emprego ou tendo um crescimento mais devagar do que outras regiões; *iii)* áreas com pouca chuva têm menores taxas de crescimento do emprego e do salário; *iv)* salários respondem elasticamente a mudanças na oferta de trabalho; *v)* o crescimento da renda gera transbordamentos positivos nos salários e emprego de áreas próximas; e *vi)* transferências governamentais, como aposentadorias, estimulam o crescimento local dos salários.

---

\* Esse trabalho é parte de uma agenda pesquisa conjunta entre o Banco Mundial e o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Brasília. Os autores agradecem a Waldir Netto, George Guia, Jonny Andersson, Piet Buys e Edinaldo Tebaldi, pela assistência, conselhos, construção de dados e revisões da literatura. Beneficiaram-se de discussões com Uwe Deichmann, Somik Lall, Maria da Piedade Moraes, Marcelo Piancastelli e Vernon Henderson. Os resultados, interpretações, conclusões apresentadas e possíveis erros do trabalho são dos autores e não representam necessariamente as visões do Ipea ou do Banco Mundial, de seus Conselhos Executivos de Diretores, ou dos países que estes representam.

\*\* Grupo de Pesquisa e Desenvolvimento, Banco Mundial.

\*\*\* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

\*\*\*\* Coordenador de Estudos Espaciais da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

## 1 INTRODUÇÃO

O Brasil exibe diferenciais grandes e persistentes de renda e bem-estar entre o Norte e o Sul, e entre suas áreas rurais e urbanas. Por essa razão, existe interesse permanente em formular políticas que estimulem o crescimento e o desenvolvimento de regiões atrasadas. Acredita-se que a implementação de políticas de desenvolvimento nessas regiões mais pobres poderia simultaneamente reduzir o nível de pobreza agregada e as desigualdades regionais e, dessa forma, desestimularia as migrações para os grandes centros urbanos. Algumas dessas políticas incluem incentivos fiscais federais e estaduais para a localização industrial em áreas defasadas; provisão de educação básica; desenvolvimento de infra-estrutura, como represas e rodovias; apoio à agricultura, incluindo-se agricultura familiar; e projetos de desenvolvidos pela comunidade local. Mais recentemente tem existido um grande interesse na *visão territorial*, que aconselha a promoção do desenvolvimento integrado em cidades secundárias e em suas adjacências rurais. Essa visão enfatiza o desenvolvimento de serviços e amenidades urbanas como forma de destravar o crescimento local.

O impacto de políticas desse tipo não tem sido rigorosamente examinado. Na verdade, muitas dessas suposições ainda estão abertas ao debate. Sabe-se como incentivar a produtividade das cidades secundárias e/ou das suas adjacências rurais? O crescimento em uma cidade secundária estimula o crescimento nas cidades vizinhas ou desloca esse crescimento? Em áreas rurais, investimentos locais implicam em maiores salários locais ou em aumento de emprego?

Este artigo foca-se nestas questões ao modelar os salários e a oferta de trabalho nos mercados de trabalho dos municípios não-metropolitanos do Brasil. Serão chamados de municípios não-metropolitanos os que não pertencem às 265 maiores aglomerações urbanas do Brasil. A seção referente aos dados elucida essa e outras definições. Em contraste aos modelos mais familiares a la Barro, como Barro e Sala-i-Martin (1991), o modelo aqui proposto foca-se no papel de políticas e de ativos sociais e ambientais em influenciar a renda do trabalho e a migração líquida ao longo do território. Trabalhar com uma metodologia econométrica espacial permite captar transbordamentos espaciais e autocorrelação espacial entre as variáveis não observadas. Exclui-se das estimativas os municípios pertencentes às áreas metropolitanas.

A segunda parte revisa as tendências do crescimento regional no Brasil e as políticas que tentaram reduzir as desigualdades regionais. A terceira seção aborda a literatura de crescimento da renda, salários e emprego em nível subnacional. A quarta parte apresenta a especificação de um modelo simples de oferta e demanda por trabalho e relata a descrição dos dados utilizados no trabalho. A quinta seção mostra a especificação econométrica empregada. A sexta parte é reservada para os resultados. A seção final apresenta a discussão e as conclusões.



## 2 QUESTÕES DO CRESCIMENTO BRASILEIRO

O Brasil é um país com grandes disparidades de renda entre indivíduos e entre escalas geográficas. Grande parte dessas disparidades origina-se de desigualdades entre regiões. O Nordeste do país, em particular, tem permanecido historicamente atrás do Sul e Sudeste, onde se concentra a maioria da economia brasileira. A razão entre a renda *per capita* do estado mais rico em relação à do estado mais pobre era 8,9 em 1960, 6,2 em 1996 (AZZONI *et al.*, 2000) e 7,7 em 2000. Essa análise pode ser estendida a indicadores sociais como o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Das dez cidades com pior IDH no Brasil, sete estavam no Nordeste em 1991 e oito em 2000.<sup>1</sup> Em uma mesma região, existem desigualdades substanciais entre estados e municípios. E dentro dos municípios também existem desigualdades significativas, com muitos indigentes vivendo nos municípios mais ricos do país.

Particular atenção tem sido dada às desigualdades regionais de longo prazo, especialmente entre o Nordeste e o resto do país. Existe alguma evidência empírica de convergência de renda entre os estados no período 1939-1985 (AZZONI, 2001) e 1970-1985 (FERREIRA; DINIZ, 1994). No entanto, vários artigos encontram evidências que esse processo de convergência cessou após 1985, com um ou mais grupos de estados pobres tendendo a um equilíbrio de mais baixa renda que o restante mais rico do país (AZZONI, 2001; PORTO JÚNIOR; RIBEIRO, 2000; MAGALHÃES; MIRANDA, 2005). Azzoni *et al.* (2000) estimaram regressões de crescimento com microdados para dezenove estados brasileiros, entre 1981 e 1996. Eles dividiram suas bases de dados em coortes e utilizaram uma grande lista de variáveis educacionais, de infra-estrutura e geográficas como condicionantes do crescimento.<sup>2</sup> Os resultados do referido artigo sugerem que as rendas *per capita* dos estados brasileiros praticamente já convergiram para seus níveis de estado estacionário e que as atuais diferenças de renda permanecerão inalteradas devido às grandes diferenças educacionais e geográficas entre esses estados. O estudo também mostrou que as variáveis geográficas são mais importantes para explicar as desigualdades estaduais do que as variáveis educacionais. Esse resultado confirmou a hipótese adotada pelos autores de que uma política de redução das desigualdades regionais focada principalmente em investimentos educacionais não terá nenhum sucesso.

O que explica essas diferenças? O Norte e Nordeste do país estão bem atrás das outras regiões brasileiras em quantidade e qualidade de educação, e esses diferenciais são fortemente correlacionados com diferenças da renda do trabalho, como a teoria do capital humano sugere (FIESS; WERNER, 2004).

1. As outras três se localizavam na região Norte.

2. Para isso foram utilizados os seguintes microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad): existência de eletricidade, água, esgoto, coleta de lixo, fogão, geladeira, densidade dos domicílios, expectativa de vida, sexo, taxa de mortalidade infantil, temperatura, chuva, latitude, educação e participação do chefe e do cônjuge na renda familiar e se a residência é metropolitana, urbana ou rural.

No entanto, educação e outras características individuais observáveis não explicam totalmente diferenças inter-regionais de salário e renda. Magalhães e Miranda (2005) obtiveram convergência nas variáveis anos de estudos concluídos e taxa de analfabetismo entre os municípios brasileiros de 1970 a 2000, mas divergência na renda *per capita*. Azzoni e Santos (2002) comparam as diferenças de salário nas dez maiores áreas metropolitanas brasileiras em 1992, 1995 e 1997. Essas diferenças permaneceram significativas mesmo após o controle por medidas de custo de vida, pelas características dos trabalhadores (educação, idade, sexo, raça e posição familiar) e pelas características de seus trabalhos (posição ocupacional, setor e experiência). Ao estimarem modelos de migração e de determinação de salários, Fiess e Werner (2004) encontraram que nordestinos com baixos níveis educacionais poderiam aumentar seus salários em 80% com a migração; diferença esta que declina conforme se eleva os níveis de educação. Evidentemente, ao julgar pelas evidências citadas, o nível de migração inter-regional não é suficiente para induzir um processo de convergência entre as regiões brasileiras.

A política brasileira tem procurado reduzir as desigualdades inter-regionais. Mais conhecidos, provavelmente, são os programas nacionais de impostos e incentivos fiscais, incluindo os fundos constitucionais, empréstimos subsidiados dos bancos de desenvolvimento, incluindo o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, (BNDES) e o Banco do Nordeste (BNB), a Zona Franca de Manaus e o Finor. Alguns programas focam explicitamente as regiões pobres. Por exemplo, o Projeto Alvorada procura oferecer educação e outros serviços aos estados (e depois microrregiões) com IDH abaixo da média. Os estados têm utilizado individualmente incentivos fiscais para influenciar a localização de firmas industriais dentro do estado, mas o impacto desses programas não é conhecido. Outros programas não eram explicitamente regionais no objetivo, mas ainda assim tiveram impactos regionais diferenciados.

Possivelmente, uma das mais importantes políticas públicas foi a de investimentos no sistema de transporte. A infra-estrutura de transporte brasileira melhorou significativamente nos últimos 40 anos (CASTRO, 2003). Lall, Funderberg e Yepes (2005) mostram que a produtividade das firmas manufatureiras tende a crescer com a queda nos custos de transporte para São Paulo, o centro industrial do país. Por outro lado, o aumento no acesso a São Paulo ou a outros centros metropolitanos eleva a competição, *i.e.*, aumenta a exposição das firmas locais a firmas mais eficientes, então o efeito líquido do desenvolvimento regional é indeterminado. Outra política importante que afetou o desenvolvimento regional foi o desenvolvimento, pela Embrapa, de variedades de soja adaptadas a baixas latitudes. Essa inovação foi responsável pela grande expansão do cultivo da soja no Centro-Oeste desde 1970.

Há um grande entusiasmo no Brasil e ao longo da América Latina por uma nova e mais refinada metodologia de desenvolvimento regional, denominada

*desenvolvimento territorial*. Essa abordagem tem muitos elementos da metodologia dos pólos de desenvolvimento que foi muito popular há 30 ou 40 anos. Embora existam diferentes interpretações desse conceito, o referido objetiva, tipicamente, incentivar o desenvolvimento de cidades secundárias como forma de estimular o crescimento das áreas vizinhas.

Estados que têm devotado análise considerável e planejado articular visões detalhadas do desenvolvimento territorial são o Ceará e a Bahia. Estes têm enfatizado o desenvolvimento de cidades secundárias e de cidades estratégicas como forma de promover o crescimento regional (BAR-EL *et al.*, 2002; GOVERNO DO ESTADO DA BAHIA, 2003). A visão do Ceará de desenvolvimento regional provê exemplos concretos da metodologia de desenvolvimento territorial (SECRETARIA DE DESENVOLVIMENTO LOCAL E REGIONAL, 2004). Esta enfatiza melhorias de rodovias e transporte aéreo, serviços básicos como saneamento e comunicação, desenvolvimento de recursos culturais e naturais como base para a indústria do turismo, apoio a serviços para agricultura, incluindo cabras e ovelhas, e expansão da fruticultura irrigada.

Para sintetizar, a existência e a manutenção das desigualdades inter-regionais é uma preocupação antiga no Brasil. As principais estratégias para combatê-las têm sido o uso de impostos e taxas subsidiadas para atrair firmas industriais; o desenvolvimento de amenidades urbanas e de transporte; e investimentos em capital humano. Implicitamente, supõe-se que essas estratégias elevam salários e, assim, reduzem pobreza e desigualdades intra-regionais. No entanto, faltam estimativas quantitativas desses impactos.

### 3 REVISÃO DA LITERATURA

Tem ocorrido uma explosão na produção de modelos de crescimento subnacionais. A maior parte desses segue a tradição de Barro e Sala-i-Martin (1991) e procuram testar a existência de convergência dos níveis de renda *per capita* ou das taxas de crescimento entre as unidades subnacionais. Os modelos são esparsamente parametrizados; o crescimento é representado como uma função da renda *per capita* do período anterior, possivelmente com algumas variáveis estruturais condicionantes. Essa metodologia não é adequada para a causa presente, porque não fornece muito espaço para explorar o impacto de políticas públicas, como os investimentos em infra-estrutura. Quando as variáveis políticas relevantes são incluídas como fatores condicionantes, elas ficam restritas a afetar as taxas de crescimento no lugar de afetar os níveis de renda e emprego.

Mais apto para nossos propósitos são os modelos aplicados por Fan e co-autores para Índia e China (FAN; ZHANG; ZHANG, 2002; FAN; HAZELL; HAQUE, 2000; FAN; CHAN-KANG, 2004). Esses trabalhos procuram medir o impacto marginal dos investimentos governamentais sobre a renda e pobreza,

com particular atenção aos retornos do investimento em áreas menos favorecidas. Em Fan, Zhang e Zhang (2000), por exemplo, uma função de produção relaciona o PIB *per capita* da agricultura com a terra por trabalhador, capital agrícola por trabalhador, clima e estoque de infra-estrutura. No entanto, a terra por trabalhador e o capital por trabalhador são considerados fixos e exógenos. Não existe espaço para a mobilidade do trabalho entre províncias.

Enquanto a suposição de imobilidade do trabalho pode ser aceita quando consideradas grandes regiões, e para países em que existem fortes barreiras legais e sociais à migração, isso não é aplicável ao Brasil. Aqui, a mobilidade do trabalho pode desempenhar um papel importante na compreensão dos diferentes padrões espaciais de desenvolvimento. Como Pritchett (2004) apontou, na ausência de barreiras à migração, espera-se que choques de mercados locais ou tecnológicos reflitam mais em mudanças no nível de emprego do que em mudanças salariais. É possível, ao contrário, que eles atraiam trabalho de áreas com menores salários. Nesse caso, intervenções regionais seriam efetivas em aliviar a pobreza, mas não em reduzir desigualdades interregionais.

Araújo, de Janvry e Sadoulet (2004) apresentam um modelo espacial de crescimento de emprego no México em nível municipal que é o precursor mais próximo deste artigo. Eles relacionam o crescimento no emprego durante o período 1990-2000 com: valores do emprego de 1990, proximidade aos centros urbanos e a outros centros de empregos, características geográficas e salários, via uso de técnicas de econometria espacial. Os autores encontram que o crescimento do emprego rural em serviços e em manufaturas é inversamente relacionado com a distância aos centros urbanos mais próximos.

#### **4 METODOLOGIA: A DINÂMICA ESPACIAL DA OFERTA E DA DEMANDA DE TRABALHO**

O desenvolvimento subnacional é estudado por meio de um modelo desagregado espacialmente da dinâmica do mercado de trabalho. A modelagem do mercado de trabalho tem várias vantagens para os propósitos sobre os modelos tipo *Barro*. Primeiro, o modelo apresentado oferece potencialmente melhores dicas de estratégias para redução de pobreza porque olha para salários e não PIB *per capita* – uma consideração importante quando a riqueza é distribuída desigualmente. Segundo, enquanto os modelos de crescimento utilizam regiões como unidades de preocupação, olhando apenas para níveis médios de renda, a metodologia do mercado de trabalho também olha para o emprego. É inteiramente possível que a renda média regional divirja mesmo que a renda dos indivíduos cresça, caso o emprego cresça mais rapidamente em mercados que pagam maiores salários. Modelos focados apenas em renda média podem ignorar esse resultado. Terceiro, modelos de crescimento empregam tipicamente um conjunto esparsos de variáveis

políticas relevantes. Este trabalho procura então examinar o impacto de um conjunto de medidas políticas, incluindo educação, infra-estrutura e transferências governamentais, enquanto permite efeitos diferenciados em regiões com condições agroclimáticas diferentes. Finalmente, a metodologia geográfica facilita o exame de efeitos de transbordamentos espaciais, o que permite examinar as premissas das políticas de desenvolvimento territorial.

#### 4.1 Um modelo espacial de demanda por trabalho

Essas considerações motivam um modelo de demanda e oferta, que examina os determinantes da renda do trabalho e de crescimento de emprego em nível municipal. É importante lembrar que a renda do trabalho e a renda familiar municipal não se correlacionam necessariamente com o PIB municipal. Por exemplo, alguns municípios rurais podem ser dominados por fazendas que utilizam tecnologias intensivas em capital, cujo valor agregado desloca-se para os fazendeiros que residem em outras cidades. Dessa forma, um foco na renda do trabalho se justifica pela preocupação política com os aspectos espaciais da pobreza e do bem-estar. Os resultados podem ser comparados com os de regressões de crescimento ao tomar o crescimento dos salários como uma *proxy* para o crescimento da produtividade e o crescimento do emprego como *proxy* para o tamanho do município.

Cada município  $i$  tem uma função de produção  $f(K_a, L, Educ; A)$  em que  $K$  é um vetor que representa o estoque de capital (industrial, agrícola e terras);  $L$  é o número de trabalhadores;  $Educ$  é a medida vetorial da quantidade e qualidade de educação do trabalhador;  $A$  é um vetor que representa mudanças na produtividade, que inclui acesso aos mercados, qualidade da governança local, clima e condições agrícolas. Por hipótese, essas mudanças ou não variam no tempo ou demoram muito para ocorrer. O município enfrenta um preço  $P(PM, T)$  que é uma função do potencial de mercado local (isto é, a demanda dos vizinhos por produtos elaborados no município) e de transferências do governo para indivíduos. Essas transferências, que representam a maior parte das pensões rurais, são localmente importantes em algumas áreas e elevam a demanda por serviços não comercializáveis.  $PM$  é calculada como uma função ponderada pelo inverso da distância da renda total dos municípios vizinhos.<sup>3</sup> A equação de demanda por trabalho expressa a taxa salarial como um valor do produto marginal:

$$w = P(PM, T)(\partial f / \partial L) \quad (1)$$

Diferenciando ao longo do tempo, utilizando uma aproximação log linear, obtem-se:

$$\Delta \ln w = X\beta_0 + \beta_1 \Delta \ln L + \beta_2 \Delta \ln PM + \beta_3 \Delta \ln T + \beta_4 \Delta \ln K + \beta_5 \Delta \text{Educação}$$

3. Para mais detalhes ver a subseção referente aos dados.

em que  $X$  é um conjunto dos determinantes da taxa de crescimento da produtividade, e *Educação* é a média, ajustada pela qualidade, do nível educacional da força de trabalho. Supõe-se que os salários ajustam-se rapidamente a mudanças no estoque de capital, na oferta de trabalho e nos preços.

Supõe-se, em contraste, que o capital e o trabalho se ajustam relativamente devagar a mudanças no espaço, em relação aos salários e aos retornos do capital. Assim, modelam-se as mudanças na oferta de trabalho de  $t-1$  para  $t$  como uma função dos salários locais, das amenidades locais e dos salários dos concorrentes locais no período  $t-1$ :

$$\Delta \ln L = \Delta \ln L(\ln w_{t-1}, \ln EWF_{t-1}, \ln MP_{t-1}, AMENIDADES_{t-1}, AGROCLIMA) \quad (2)$$

em que  $EWF_{t-1}$  é o tamanho relativo do coorte, no período  $t-1$ , que entrará na força de trabalho no período  $t$ . Por hipótese, a força de trabalho cresce mais rapidamente quando os salários locais iniciais são altos, pois induz imigrações de longas distâncias.<sup>4</sup> Ao manter os salários dentro do município constantes, espera-se que o emprego cresça mais devagar quanto mais rápida for a mudança no mercado potencial local, porque a mão de obra local pode ser relativamente atraída por áreas dinâmicas vizinhas. Postula-se que o clima é um determinante exógeno do crescimento do emprego. Isso permite que a mão-de-obra agrícola mude entre zonas climáticas – e possivelmente, saia de zonas menos favoráveis – em resposta a mudanças nas condições do mercado agrícola.

Modela-se o investimento em capital como:

$$\Delta \ln K = \Delta \ln K(AcessoMercado_{t-1}, Governança, AGROCLIMA, \Delta \ln PM) \quad (3)$$

Melhorias no acesso a mercados (medidas por quedas nos custos de transporte a São Paulo e para as capitais mais próximas) estão associadas com queda nos níveis de preços e assim ao crescimento dos retornos ao capital. Espera-se que melhorias de governança local elevem a atratividade de investimentos no município. Aumento no potencial de mercado indica localização perto de uma região dinâmica. Como essas variáveis podem ser endógenas deve-se criar instrumentos.

Como existem poucos dados confiáveis sobre o estoque de capital, substitui-se (3) em (1). Enquanto há dados sobre média de anos de estudos da mão-de-obra, não existe informação sobre a qualidade educacional dos trabalhadores. Mais ainda, um município dinâmico pode passar por mudanças no nível de

4. De forma ideal, os salários deveriam ser ajustados para desconsiderar as diferenças de preços e de custo de vida entre municípios. Sem embargo, índices de preços desagregados espacialmente não estão disponíveis. Então, o presente trabalho utiliza salários nominais deflacionados por um índice de preços nacional.

educação de seus residentes devido a efeitos de composição, dependendo do nível relativo dos imigrantes, emigrantes e dos que permanecem no município. Assim, utiliza-se o nível de educação inicial da força de trabalho e o nível inicial de educação dos professores pertencentes ao ensino básico (uma *proxy* para qualidade da educação local) no lugar da mudança no nível educacional em (1). Interpreta-se o resultado como uma descrição da curva de demanda que permite uma resposta endógena do investimento em capital para as condições iniciais.

## 4.2 Base de dados

Foram examinadas as mudanças de emprego e salário no período 1991-2000. A unidade espacial da análise foi o município. Um fator complicador foram os desmembramentos municipais, que transformaram 4.491 municípios em 5.507 durante o período de estudo. Em casos complicados, três municípios se reorganizaram em quatro. Para resolver esse problema, agrupou-se os municípios em 4.267 Áreas Mínimas de Comparação (AMCs) – que consistem em conjuntos de municípios cujas fronteiras permaneceram constantes durante o período estudado.

A maior parte dos dados vem dos Censos Populacionais de 1991 e 2000.<sup>5</sup> As variáveis-chave de interesse são emprego (número total de pessoas que declaram algum tipo de emprego) e salário (renda do trabalho declarado dividida pelo número de trabalhadores). Trabalhadores auto-empregados e fazendeiros são contabilizados como trabalhadores, e seus rendimentos contados como renda do trabalho. O apêndice do trabalho contém a tabela A1, que fornece as fontes e definições das variáveis empregadas no artigo. A tabela A2 apresenta o resumo estatístico dessas variáveis.

Uma característica única dessa análise é o uso do potencial de mercado e de variáveis a ele relacionadas. O mercado potencial de uma AMC é definido como a soma ponderada da renda das outras AMCs, em que o peso decresce exponencialmente com a distância a esta AMC:

$$MP_i = \sum_{j \neq i} \exp(-d_{ij}^2 / 2\alpha^2)$$

em que  $d_{ij}$  é uma distância circular entre os centróides de  $i$  e  $j$  em quilômetros, e  $\alpha$  é o ponto de inflexão em quilômetros, estabelecido aqui por 25. A distância efetiva de influência é entre 50 quilômetros. Expressões análogas foram utilizadas para derivar medidas ponderadas pela distância da população e do nível médio de educação, ainda excluindo valores do município alvo. Essas variáveis foram utilizadas como instrumentos do mercado potencial.

5. Para ser preciso, eles vêm da amostra de 12,5% do universo do Censo de 1991 e da amostra de 5% do Censo 2000.

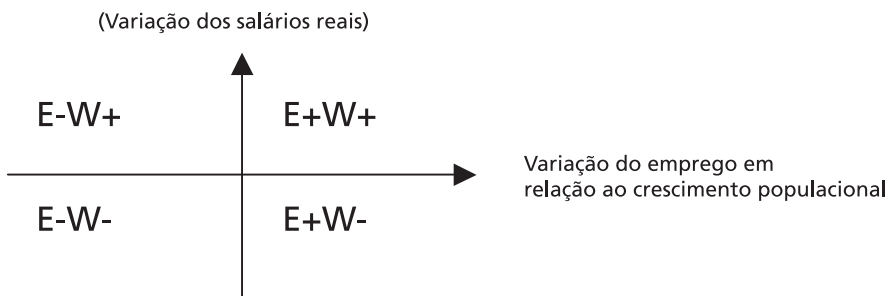
Os resultados referem-se apenas ao Brasil não-metropolitano, que se baseia na classificação das aglomerações urbanas brasileiras do trabalho do Ipea, IBGE e Unicamp (2002). Tais aglomerações urbanas estão presentes na parte descritiva (seção 5) e foram excluídas da parte analítica (seções 6 e 7) do trabalho.<sup>6</sup>

## 5 PADRÕES ESPACIAIS DA DINÂMICA DO TRABALHO

A figura 1, o mapa 1 e as tabelas de 1 a 3 ilustram a diversidade geográfica da dinâmica do mercado de trabalho brasileiro no período 1991-2000 que este trabalho busca explicar. As AMCs serão classificadas em quatro categorias, dependendo se o crescimento do salário foi positivo ou negativo, e se o crescimento do emprego foi acima ou abaixo da média nacional de crescimento populacional.

FIGURA 1

### Categorização das AMCs pela dinâmica do mercado de trabalho



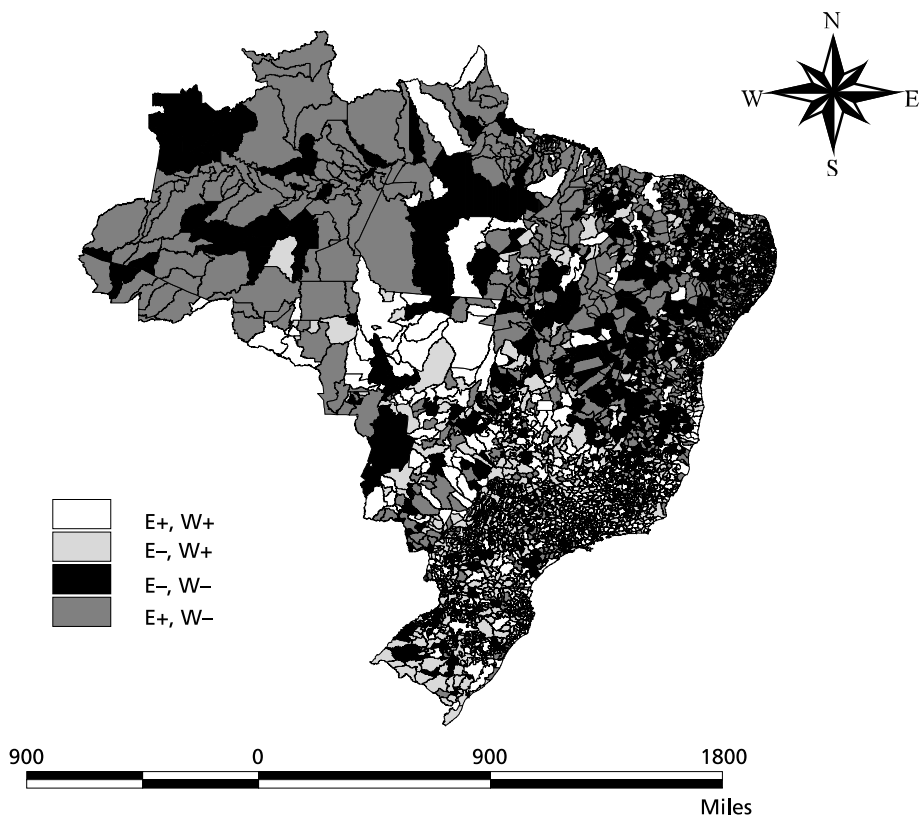
Elaboração dos autores.

Os pontos que chamam mais atenção no mapa 1 é a queda geral dos salários reais no Norte e Nordeste e crescimento no resto do país. No entanto, como a densidade populacional varia tremendamente no Brasil (figura 2), os mapas podem dar uma impressão errada do número de pessoas que estão nas categorias da dinâmica do trabalho. As tabelas de 1 a 3 e o mapa de densidade populacional (mapa 2) fornecem uma representação mais precisa das diferenças populacionais.

6. Sobre essa definição ver Da Mata *et al.* (2005a) e Da Mata *et al.* (2005b).



MAPA 1  
**Dinâmica do mercado de trabalho dos municípios brasileiros (1991-2000)**



Elaboração dos autores.

TABELA 1  
**Média das AMC**

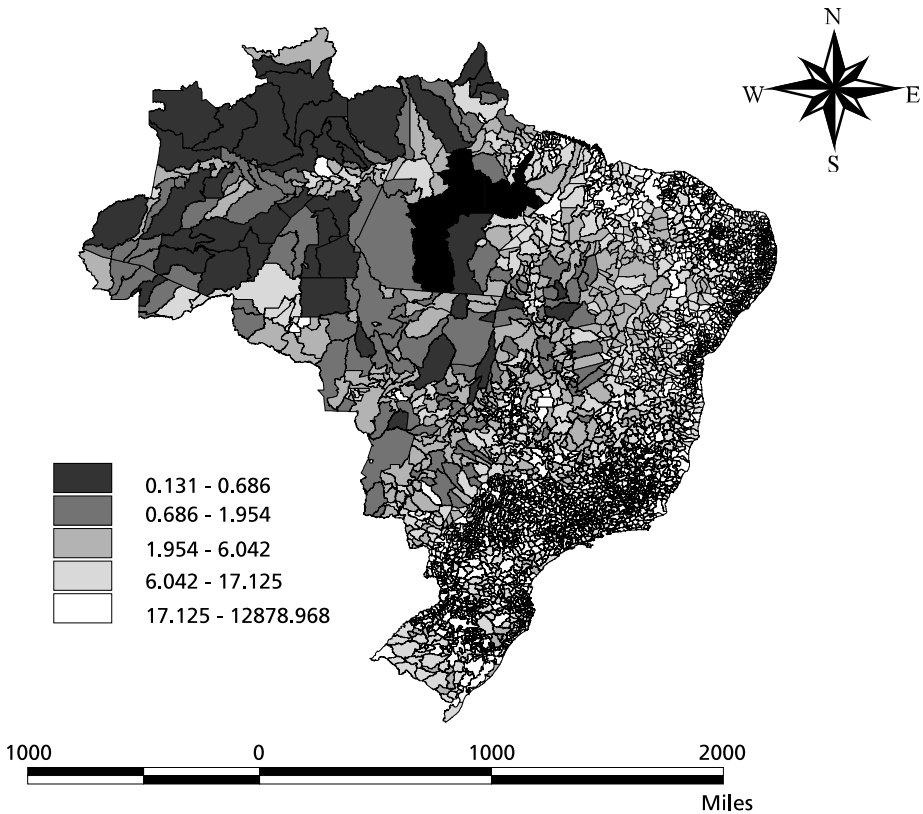
Região	Taxa de fertilidade*		Percentual de imigrantes na população*		Crescimento populacional - média geométrica anual**
	1991	2000	1991	2000	
Norte	4,42	3,33	24,41	22,99	2,87
Nordeste	3,89	2,82	16,99	16,12	1,29
Sudeste	2,46	2,16	19,21	19,08	1,61
Sul	2,64	2,30	22,13	21,32	1,42
Centro-Oeste	2,82	2,36	31,95	29,27	2,33

Elaboração dos autores.

Obs.: \* Valores médios das AMC ponderadas pela população.

\*\* Calculados pelos dados agregados.

MAPA 2  
Densidade populacional (2000)



Elaboração dos autores.

O principal ponto nessas tabelas é a existência de divergência espacial e de experiências heterogêneas. Áreas nas quais o emprego cresceu rapidamente, mas os salários reais caíram (E+W-, demonstradas na figura 1 e no mapa 1 em cinza escuro), podem ser vistas como áreas de estagnação econômica. Aqui, a demanda por trabalho não cresceu junto com a oferta. Isso também pode refletir crescimento vegetativo; a taxa de fertilidade média total desses municípios foi de 3,78 em 1991, muito acima da observada nas três outras classes de municípios, e a proporção de imigrantes na população de 2000 foi substancialmente menor que a da categoria E+W+. Em 2000, ao redor de 22% dos trabalhadores empregados viviam em áreas estagnadas. Isso representa uma grande participação da população do Norte e Nordeste (figura 2).

TABELA 2  
Média das AMC

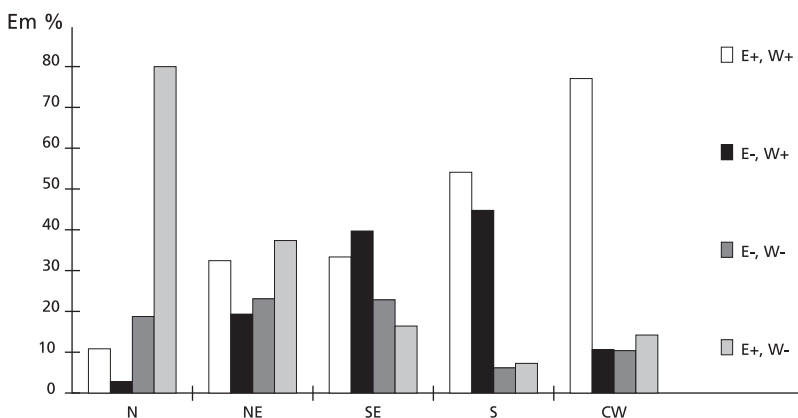
Quadrante	Taxa de fertilidade*		Percentual de imigrantes na população*		Crescimento populacional - média geométrica anual**
	1991	2000	1991	2000	
E+, W+	2,79	2,31	25,19	24,32	2,58
E-, W+	2,68	2,24	17,25	15,53	0,69
E-, W-	3,26	2,54	15,47	14,56	0,51
E+, W-	3,78	2,90	21,15	21,13	2,38

Elaboração dos autores.

Obs.: \* Valores médios das AMCs ponderados pela população.

\*\* Calculados pelos dados agregados.

FIGURA 2  
Distribuição populacional por região e comportamento do mercado de trabalho



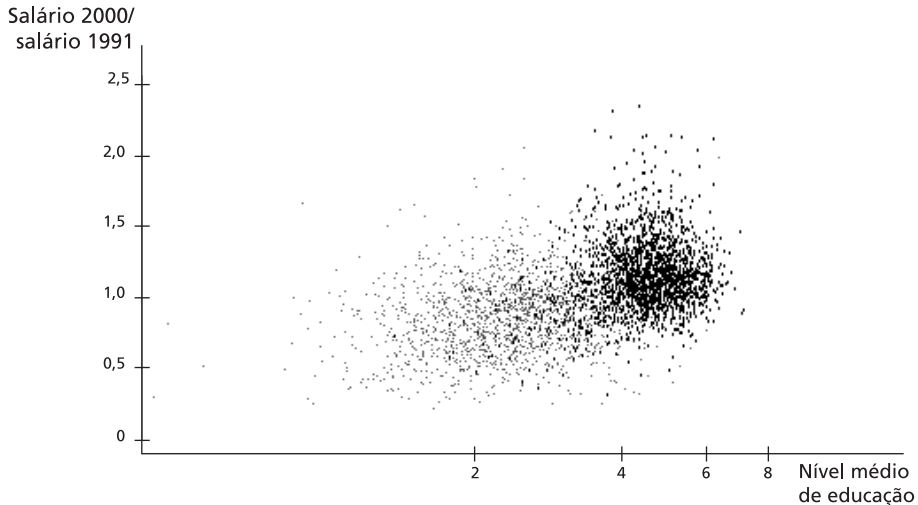
Elaboração dos autores.

O conjunto de áreas dinâmicas com crescimento de salário e de emprego (W+E+) absorveu mais da metade do crescimento líquido do emprego, terminando com 36% do emprego brasileiro em 2000. Esse resultado pode refletir uma economia local dinâmica, com uma mudança relativa para a direita na curva de demanda por trabalho. Embora a taxa de fertilidade de 1991 para essas AMCs tenha sido um ponto menor do que nas áreas E+W-, as áreas dinâmicas tiveram uma proporção substancialmente maior de imigrantes recentes em 2000; isso sugere que essas regiões estão crescendo via imigração, presumivelmente incentivada por oportunidades econômicas. A maior parte da população de E+W+ é urbana. Entre as regiões, o Centro-Oeste teve, de longe, a maior proporção de pessoas vivendo em AMCs E+W+, ao redor de 70%. O Nordeste teve a menor proporção, apenas 10%.

As tabelas 4 e 5 também mostram que ao redor de dois terços do emprego localizam-se nas aglomerações metropolitanas. Durante o intervalo de nove anos,

o emprego cresceu 15% nas áreas não-metropolitanas *versus* 20% nas áreas metropolitanas. Nas áreas dinâmicas (W+E+), a maior parte do emprego se localizou nas áreas metropolitanas. Áreas estagnadas (W-E+) são muito mais comuns nas regiões não-metropolitanas.

FIGURA 3

**Educação dos trabalhadores *versus* crescimento dos salários**

Elaboração dos autores.

Obs.: Claro – regiões Norte e Nordeste

Escuro – regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste

A figura 3 mostra uma correlação importante do crescimento do salário que é associada com o diferencial entre o Norte e Sul. A figura plota, em forma logarítmica, o nível médio de educação em 1991 dos empregados contra o crescimento salarial entre 1991-2000, por AMC. AMCs do Norte e Nordeste são representadas em claro; outras em escuro. A figura mostra que o crescimento salarial é forte e significativamente associado com o nível de educação. Isso também mostra que uma diferença significativa entre as variáveis do Norte e Sul. AMCs do Norte e Nordeste têm níveis de educação e de crescimento salarial bem menores.

Isso é uma relação causal? Lugares com maior capital humano também podem ter maiores níveis de capital social e, assim, maior facilidade em atrair mais investimentos em capital físico e humano e, como consequência, em incentivar a produtividade local. Por outro lado, a causalidade pode ocorrer na direção oposta. Lugares com capital social inerente ou outras vantagens locais podem presenciar tanto crescimento mais rápido como ter mais investimentos em educação. As equações de oferta e demanda por trabalho, estimadas a seguir, procuram manter constantes outras características que podem ser associadas aos níveis educacionais dos municípios rurais do Brasil.

TABELA 3  
Áreas metropolitanas

Quadrante	Emprego		Crescimento do emprego		Participação do emprego		População		Crescimento populacional		Frequência
	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000	
E+, W+	14.707.336	19.090.991	4.383.655	43%	40%	43%	37.785.537	47.940.239	10.154.702	332	
E-, W+	10.144.794	10.924.107	779.313	25%	27%	25%	25.298.240	27.583.837	2.285.597	154	
E-, W-	61.888.63	65.470.91	358.228	15%	17%	15%	15.430.178	16.591.747	1.161.569	73	
E+, W-	59.782.30	79.578.79	1.979.649	18%	16%	16%	16.504.563	21.302.846	4.798.283	176	
<b>Total</b>	<b>37.021.214</b>	<b>44.522.068</b>	<b>7.500.854</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>95.018.518</b>	<b>113.420.669</b>	<b>18.402.151</b>	<b>735</b>	

Elaboração dos autores.

TABELA 4  
Áreas não-metropolitanas

Quadrante	Emprego		Crescimento do emprego		Participação do emprego		População		Crescimento populacional		Frequência
	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000	
E+, W+	3.481.048	4.551.220	10.70.172	22%	19%	22%	9.300.552	10.991.493	16.909.41	701	
E-, W+	5.949.685	5.950.681	996	28%	33%	28%	15.123.906	15.312.581	188.675	1.172	
E-, W-	4.005.760	4.008.645	2.885	19%	22%	19%	11.833.148	11.888.764	55.616	743	
E+, W-	4.837.597	6.599.279	1.761.682	31%	26%	31%	15.549.351	18.187.663	2.638.312	916	
<b>Total</b>	<b>18.276.081</b>	<b>21.111.825</b>	<b>2.835.744</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>51.806.957</b>	<b>56.382.501</b>	<b>4.575.544</b>	<b>3.532</b>	

Elaboração dos autores.

TABELA 5  
Todas as áreas

Quadrante	Emprego		Crescimento do emprego		Participação do emprego		População		Crescimento populacional		Frequência
	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000	
E+, W+	18.188.385	23.642.211	5.453.826	35%	32%	35%	47.086.089	58.931.732	11.845.643	1033	
E-, W+	16.094.479	16.874.788	7.803.09	25%	28%	25%	404.221.46	42.8964.18	2.474.272	1.326	
E-, W-	10.194.623	10.555.736	3.611.13	17%	19%	17%	27.263.326	28.480.511	1.217.185	816	
E+, W-	10.815.827	14.557.158	3.741.331	23%	22%	23%	32.053.914	39.490.509	7.436.595	1092	
<b>Total</b>	<b>55.295.305</b>	<b>65.631.893</b>	<b>103.365.88</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>146.825.475</b>	<b>169.801.170</b>	<b>22.975.695</b>	<b>4.267</b>	

Elaboração dos autores.

## 6 MODELO ECONOMÉTRICO

Estima-se regressões independentes, via aproximações log lineares, para a equação de salários (demanda por trabalho) de (3) substituídas em (1), e a equação de oferta de trabalho (2). Variáveis explicativas exógenas defasadas no tempo ou no espaço são utilizadas como instrumentos para as variáveis endógenas. Para a equação de salário,  $\Delta \ln L$  é instrumentada via determinantes demográficos defasados do crescimento da força de trabalho; a exclusão dessas variáveis da equação salarial a torna identificada. A equação de oferta é identificada, via exclusão das variáveis de acesso aos mercados e as variáveis de transferências governamentais,<sup>7</sup> e pelo uso do salário no período inicial no lugar da mudança salarial. Serão mostrados no apêndice os instrumentos para cada variável endógena.

Finalmente, a questão-chave na estimação é a probabilidade de autocorrelação espacial entre as variáveis não observadas. Fracasso em contabilizar essa autocorrelação poderia resultar em estimativas inapropriadas dos erros-padrão. Para considerar essa questão, foi utilizada a técnica de GMM de Conley (1999) (como em ARAÚJO; DE JANVRY; SADOULET, 2004; BAICKER, 2005). Em contraste com as metodologias econométricas espaciais mais comuns que utilizam uma matriz de ponderação, a técnica não-paramétrica de Conley requer apenas a localização dos dados num espaço real ou virtual. Especifica-se uma distância a partir da qual a autocorrelação espacial deixa de ser importante. Para esta análise utilizou-se a latitude e a longitude do centróide da AMC para localizar os dados. Essa técnica é atraente porque é factível computacionalmente para um grande número de observações; permite o uso de variáveis instrumentais; e é robusta à má especificação do grau de autocorrelação entre as observações vizinhas. Carvalho, da Mata e Chomitz (2005) discutem e acessam essa técnica em detalhe.

## 7 RESULTADOS

Foram focalizadas as estimações no Brasil rural (não-metropolitano), sob a suposição de que a dinâmica de crescimento dessas regiões se diferencia substancialmente das áreas metropolitanas. Finalmente, foi rodado um modelo para os municípios sem os da região Norte. Muitas AMCs do Norte têm forças de trabalho muito pequenas e voláteis, e as regiões de fronteira na Amazônia devem ter padrões de crescimento de emprego muito diferentes do resto do país. Os resultados das regressões são apresentados nas tabelas 6 a 9. Para cada modelo foram apresentados os resultados para as especificações 2SLS e para GMM espacial. Como um teste de sensibilidade, foram rodadas regressões de GMM com cortes diferentes para autocorrelação espacial: 0.5, 1.0 e 2.0 graus.<sup>8</sup>

7. Assume-se que as transferências vão, em sua maioria, para aposentados e que não afetam a oferta de trabalho do município.

8. Cada unidade de corte é equivalente a 100 quilômetros.

TABELA 6  
Resultados das regressões, Brasil rural: equação de demanda/salários

Variável dependente: Delta ln Salários	2SLS Est.	2SLS SE	GMM Espacial Est. (Cutoff = 0.5)	GMM Espacial SE (Cutoff = 0.5)
Intercepto	0,09597151	0,10607452	-0,07212585	0,15562966
ln Qualificação dos professores 1991	0,00297498	0,00255803	-0,00046191	0,00367207
Média de anos de estudo em 1991	0,06753124	0,00544935	0,06342638	0,00746079
Precipitação	0,00005995	0,00001096	0,00007959	0,00001616
Governo com contabilidade computadorizada	0,01715587	0,01423606	0,00466584	0,02099178
Delta ln Emprego	-0,58726752	0,07915421	-0,72860634	0,13080938
ln Custo de transporte até SP em 1995	-0,05128457	0,00834921	-0,04954901	0,01126003
ln Custo de transporte até capital mais próxima em 1995	-0,06169838	0,00863113	-0,04358863	0,0138009
Delta ln Transferências governamentais	0,24978392	0,04062804	0,16556984	0,06593844
Delta ln Potencial de mercado	0,33007705	0,12288672	0,67970574	0,17956081
Crit. fn. test of overid. restrictions	----	----	51,198551	51,198551
Variável dependente: Delta ln Salários	GMM Espacial Est. (Cutoff = 1)	GMM Espacial SE (Cutoff = 1)	GMM Espacial Est. (Cutoff = 2)	GMM Espacial SE (Cutoff = 2)
Intercepto	-0,04565513	0,17729723	-0,0494362	0,21368676
ln Qualificação dos professores 1991	-0,00177951	0,00383909	-0,00199813	0,00412284
Média de anos de estudo em 1991	0,06576312	0,00830697	0,06912613	0,00973923
Precipitação	0,00008265	0,0000173	0,00007853	0,0000177
Governo com contabilidade computadorizada	0,00246969	0,02073262	0,00032706	0,01966279
Delta ln Emprego	-0,73485869	0,14010873	-0,74297255	0,15258759
ln Custo de transporte até SP em 1995	-0,05022805	0,01231244	-0,04537549	0,01413209
ln Custo de transporte até capital mais próxima em 1995	-0,04676843	0,01599272	-0,04803535	0,01860846
Delta ln Transferências governamentais	0,16973922	0,07140593	0,16184129	0,08098298
Delta ln Potencial de mercado	0,64660937	0,19555643	0,60036469	0,22895648
Crit. fn. test of overid. restrictions	35,984318	35,984318	22,100483	22,100483

Elaboração dos autores.

Para as regressões de demanda (salários) dos municípios do Brasil rural, ocorre uma concordância razoável entre as especificações no número de variáveis. Todas as variações encontraram que o nível de educação inicial é relacionado significativamente ao crescimento salarial, com os outros fatores constantes, e o coeficiente estimado é estável ao redor de 0,065. Isso significa que um crescimento de um ano no nível médio de educação da força de trabalho está associado com 6,5% de aumento nos salários médios do período de nove anos. Um aumento na qualificação inicial dos professores não tem um efeito similar. Isso pode refletir colinearidade com os anos de educação combinada com a não-linearidade na relação. Em todas as especificações, precipitação é estatisticamente significativa e quantitativamente muito importante. Um aumento de 500 mm na chuva anual está associado a um aumento de 30% ou mais nos salários. É possível, no entanto, que essa variável esteja capturando outros aspectos de variação inter-regional.

A variável “delta ln emprego” é, da mesma forma, significativa estatisticamente. A elasticidade estimada dos salários em relação ao emprego é de  $-0,59$  na especificação 2SLS e ao redor de  $-0,73$  nas estimações de GMM espacial. Todas as quatro especificações mostram um impacto significativo do crescimento

do mercado potencial. A elasticidade do crescimento do salário com relação ao mercado potencial é de 0,33 no 2SLS e aumenta para valores entre 0,6 e 0,68 no GMM espacial. Coeficientes dessa magnitude sugerem transbordamentos locais substanciais ou falhas das variáveis instrumentais em controlar efeitos de crescimento não medidos comuns às AMCs e seus vizinhos.

O coeficiente das transferências do governo permaneceu robusto para todas as especificações GMM, ao redor de 0,16. Os coeficientes do custo de transporte foram mais significantes, embora ainda muito pequenos em tamanho. Esses resultados (inclusive o efeito da precipitação) permaneceram essencialmente imutáveis quando os municípios da região Norte são excluídos.

Em termos teóricos e empíricos, espera-se que o investimento em capital, e assim o crescimento do salário, caia com aumentos nos custos de transportes para São Paulo e para a capital mais próxima. No entanto, embora significantes estatisticamente, os coeficientes foram muito pequenos em valores absolutos. As transferências governamentais são estatisticamente significantes com coeficiente de 0,25 no 2SLS e coeficientes ao redor de 0,16 nas especificações com GMM espacial. Isso sugere efeitos multiplicadores locais dessas transferências. Finalmente, uma *proxy* para a qualidade da governança municipal – um indicador que mostra se as contas financeiras do município estão computadorizadas em 1999 – não foi significativa nas especificações estipuladas.

Muda-se agora para a equação de oferta de trabalho. Aqui, as quatro especificações obtêm praticamente os mesmos coeficientes e a mesma significância do número de variáveis, embora os desvios-padrão aumentem com os níveis de corte do GMM espacial. Primeiramente, consideram-se as variáveis de salário. A oferta de trabalho tem uma elasticidade de 0,19 em relação ao nível de salário de 1991, então salários iniciais mais elevados são associados com taxas de crescimento do emprego mais rápidas. Embora se espere que uma mudança no log do potencial de mercado tenha um coeficiente negativo, esse coeficiente foi 0,20 e passou em testes de robustez. Isso sugere que a localização em uma região dinâmica tem efeitos de transbordamentos tanto na oferta como na demanda por trabalho.

Quanto ao impacto das condições demográficas e climáticas iniciais, a taxa de entrantes na força de trabalho em 1991 também foi robusta e muito significativa, como esperado. Mais impressionante ainda foi que encontrou-se em todas as especificações uma associação negativa muito forte entre a proporção de empregos no setor agrícola em 1991 e no crescimento do emprego subsequente. Isso sugere um êxodo das regiões agrícolas. Temperatura não é significativa, mas maiores níveis de precipitação são associados com crescimento mais rápido do emprego. O primeiro e terceiro componente da variável precipitação,<sup>9</sup> que

---

9. Calculado a partir de um vetor da média precipitação de 12 meses. O segundo componente principal é praticamente colinear com a precipitação total.



captura a variação sazonal da chuva, também são significantes, embora seja difícil a interpretação desses coeficientes. AMCs pequenas mostraram crescimento mais rápido do que as grandes, todo o resto constante.

**TABELA 7**  
**Resultados das regressões, Brasil rural: equação de oferta/emprego**

Variável dependente: Delta ln Emprego	2SLS Est.	2SLS SE	GMM Espacial Est. (Cutoff = 0.5)	GMM Espacial SE (Cutoff = 0.5)
Intercepto	-1.0038159	0,14846142	-0,97731119	0,21782738
ln Salários em 1991	0,19207975	0,01553089	0,190244	0,02302395
ln Razão 5 até 15 sobre 15 até 55 anos	0,25067678	0,03711903	0,24860755	0,0545722
Proporção de nativos in 1991	0,292077	0,04174566	0,31104589	0,06760336
Delta ln Potencial de mercado	0,2035026	0,02778313	0,19855203	0,04571589
ln Qualificação dos professores em 1991	-0,00699189	0,00239773	-0,00710868	0,00376014
Homicídios in 1991	-9.7408304	4.5089288	-13.952994	12.869347
Emprego em atividades agrícolas em 1991	-0,55168569	0,17153628	-0,62525272	0,27117524
Dummy para existência de banco	-0,0029771	0,00978021	0,00085738	0,01357927
ln População em 1991	-0,02653262	0,00623792	-0,02801059	0,009894
Temperatura média	-0,00246354	0,00267179	-0,00177658	0,00416755
Precipitação	3.313e-06	0,00001244	7.357e-06	0,00002025
Precipitação - 1 <sup>a</sup> componente princ.	0,00715906	0,00194123	0,00712434	0,0032946
Precipitação - 3 <sup>a</sup> componente princ.	0,01638063	0,0044276	0,01515498	0,00688489
Taxa de emprego in 1991	0,17582282	0,14548762	0,21597567	0,23001887
Crit. fn. test of overid. restrictions	----	----	6.5507803	6.5507803
Variável dependente: Delta ln Emprego	GMM Espacial Est. (Cutoff = 1)	GMM Espacial SE (Cutoff = 1)	GMM Espacial Est. (Cutoff = 2)	GMM Espacial SE (Cutoff = 2)
Intercepto	-0,94565964	0,24317868	-0,8953951	0,27096564
ln Salários em 1991	0,1860382	0,02520692	0,17956887	0,02802359
ln Razão 5 até 15 sobre 15 até 55 anos	0,2456395	0,06085758	0,2379445	0,06769622
Proporção de nativos in 1991	0,31289083	0,07724686	0,30829117	0,08909906
Delta ln Potencial de Mercado	0,19815785	0,05295998	0,19621347	0,06306989
ln Qualificação dos professores em 1991	-0,00740787	0,00443293	-0,00709898	0,00504883
Homicídios in 1991	-18,404268	18,498964	-26,86664	28,508017
Emprego em atividades agrícolas em 1991	-0,6742841	0,31386852	-0,72451919	0,35913906
Dummy para existência de banco	0,00197269	0,0137091	0,00300001	0,01441328
ln População em 1991	-0,02758414	0,01119957	-0,02459399	0,01372423
Temperatura média	-0,00145903	0,00495593	-0,00197288	0,00596594
Precipitação	0,00001497	0,00002414	0,00002119	0,00002897
Precipitação - 1 <sup>a</sup> compo- nente princ.	0,00662112	0,00376597	0,00617786	0,00420715
Precipitação - 3 <sup>a</sup> compo- nente princ.	0,01389925	0,00844409	0,01335848	0,009971
Taxa de emprego in 1991	0,23755644	0,25803682	0,25136152	0,28428775
Crit. fn. test of overid. restrictions	5.2505856	5.2505856	4.0939112	4.0939112

Elaboração dos autores.

**TABELA 8**  
**Resultados das regressões, Brasil rural sem a região Norte: equação de demanda/salários**

Variável dependente: Delta ln Salários	2SLS Est.	2SLS SE	GMM Espacial Est. (Cutoff = 0.5)	GMM Espacial SE (Cutoff = 0.5)
Intercepto	-0,15950009	0,10277873	-0,12074952	0,17974661
In Qualificação dos professores 1991	0,0052535	0,00254925	0,00236128	0,00410509
Média de anos de estudo em 1991	0,06246437	0,00536942	0,06088094	0,0082013
Precipitação	0,00007979	0,00001297	0,00009786	0,00002296
Governo com contabilidade computadorizada	-0,00584819	0,01443974	-0,00617702	0,02409457
Delta ln Emprego	-0,53408098	0,07787127	-0,63237196	0,14710456
In Custo de transporte até SP em 1995	-0,0404624	0,00821161	-0,04469861	0,0127028
In Custo de transporte até capital mais próxima em 1995	-0,04374225	0,00881383	-0,0422301	0,01622356
Delta ln Transferências governamentais	0,22328359	0,04042839	0,18064082	0,07351591
Delta ln Potencial de mercado	0,58404297	0,11290579	0,62033021	0,18144919
Crit. fn. test of overid. restrictions	----	----	44,336521	44,336521

Variável dependente: Delta ln Salários	GMM Espacial Est. (Cutoff = 1)	GMM Espacial SE (Cutoff = 1)	GMM Espacial Est. (Cutoff = 2)	GMM Espacial SE (Cutoff = 2)
Intercepto	-0,04462965	0,19892652	0,00716942	0,22615147
In Qualificação dos professores 1991	0,00093057	0,00426831	0,00001553	0,00453575
Média de anos de estudo em 1991	0,06330124	0,00894142	0,06656591	0,01025243
Precipitação	0,00010275	0,00002402	0,00010328	0,00002395
Governo com contabilidade computadorizada	-0,01646986	0,02421216	-0,02936971	0,02324613
Delta ln Emprego	-0,68066132	0,16307582	-0,76383001	0,18872485
In Custo de transporte até SP em 1995	-0,04688983	0,01363969	-0,042707	0,01531044
In Custo de transporte até capital mais próxima em 1995	-0,04913757	0,01864702	-0,05431722	0,02134752
Delta ln Transferências governamentais	0,17948617	0,0803842	0,15744109	0,09175749
Delta ln Potencial de mercado	0,58104956	0,19482417	0,52911681	0,22650729
Crit. fn. test of overid. restrictions	33,939201	33,939201	21,138334	21,138334

Elaboração dos autores.

TABELA 9  
Resultados das regressões, Brasil rural sem a região Norte: equação de oferta/emprego

Variável dependente: Delta In Emprego	2SLS Est.	2SLS SE	GMM Espacial Est. (Cutoff = 0.5)	GMM Espacial SE (Cutoff = 0.5)
Intercepto	-0,95503801	0,15016687	-0,9338026	0,21124536
In Salários em 1991	0,19092101	0,0156507	0,18901078	0,02148466
In Razão 5 até 15 sobre 15 até 55 anos	0,1983383	0,03620152	0,19401434	0,05055868
Proporção de nativos in 1991	0,28972116	0,04454679	0,3009288	0,06903289
Delta In Potencial de mercado	0,30840242	0,03091629	0,30340591	0,05130368
In Qualificação dos professores em 1991	-0,00807114	0,00235408	-0,00812438	0,00351447
Homicídios in 1991	-6,9250641	4,325995	-8,436305	11,13018
Emprego em atividades agrícolas em 1991	-0,46696147	0,16523983	-0,50415081	0,25446269
Dummy para existência de banco	0,00072828	0,00950343	0,00397452	0,01257344
In População em 1991	-0,02531787	0,00636568	-0,02616172	0,00975625
Temperatura média	-0,00678719	0,00265857	-0,00660142	0,00409379
Precipitação	-0,00005046	0,00001317	-0,00004882	0,00002093
Precipitação - 1º Componente Princ.	0,00971466	0,00196289	0,00973935	0,00324289
Precipitação - 3º Componente Princ.	0,02245587	0,00465159	0,02228627	0,00712442
Taxa de emprego in 1991	0,15742175	0,14161712	0,17703837	0,2183038
Crit. fn. test of overid. restrictions	----	----	3,819309	3,819309
Variável dependente: Delta In Emprego	GMM Espacial Est. (Cutoff = 1)	GMM Espacial SE (Cutoff = 1)	GMM Espacial Est. (Cutoff = 2)	GMM Espacial SE (Cutoff = 2)
Intercepto	-0,91925794	0,23347463	-0,8959102	0,25081733
In Salários em 1991	0,18708293	0,02332669	0,183212	0,0248753
In Razão 5 até 15 sobre 15 até 55 anos	0,19600923	0,05612046	0,19536939	0,06081697
Proporção de nativos in 1991	0,30085957	0,07981306	0,29773868	0,09316006
Delta In Potencial de mercado	0,30237946	0,05999995	0,30237827	0,06949838
In Qualificação dos professores em 1991	-0,008132	0,00415266	-0,0078909	0,0047722
Homicídios in 1991	-9,6619034	15,947038	-12,576632	24,664917
Emprego em atividades agrícolas em 1991	-0,52499872	0,29569033	-0,53298384	0,3420592
Dummy para existência de banco	0,00465381	0,01249154	0,00546396	0,01298614
In População em 1991	-0,02584312	0,01101769	-0,02346004	0,01342835
Temperatura média	-0,006529	0,00497929	-0,00703587	0,00608096
Precipitação	-0,00004341	0,0000238	-0,00003918	0,00003218
Precipitação - 1ª componente princ.	0,00924989	0,00368897	0,00853621	0,00395734
Precipitação - 3ª componente princ.	0,02213984	0,00880441	0,02222459	0,01032099
Taxa de emprego in 1991	0,18801478	0,2473453	0,18705417	0,27703223
Crit. fn. test of overid. restrictions	3,0782778	3,0782778	2,4566422	2,4566422

Elaboração dos autores.

Duas variáveis demográficas mostraram efeitos robustos contrários às expectativas. Esperava-se que a taxa de participação inicial da força de trabalho fosse correlacionada com o crescimento do emprego, na justificativa de que lugares que experimentaram crescimento na força de trabalho feminina teriam menor espaço para maior expansão no futuro. Mas a participação da força de trabalho, apesar de não ser estatisticamente significativa, foi positiva. Também esperava-se que os lugares com alta proporção da população nativa (que nasceram no município de residência corrente) representassem áreas com barreiras para emigração ou que fossem não atraentes para a imigração, e por isso apresentavam taxas de crescimento do emprego mais baixas. No entanto, o coeficiente dessa variável foi positivo, significativo e robusto.

Finalmente, a regressão incluiu algumas variáveis para capturar o poder das amenidades locais em atrair e manter emprego. Homicídios *per capita* tiveram um efeito negativo no crescimento do emprego, embora esta variável não seja estatisticamente significativa para as especificações do GMM espacial. O nível inicial de qualificação dos professores teve um efeito negativo no crescimento do emprego, contrário às expectativas, mas esse efeito foi muito pequeno.

Foi realizado o teste J nos resultados, a fim de verificar a ortogonalidade dos instrumentos com os erros. Para a maioria das regressões GMM, o teste estatístico é significativo a um nível de 5%, o que revela problemas potenciais com os instrumentos. Ele não é, no entanto, significativo a esse nível para as regressões de oferta de emprego, excluindo o Norte (com corte de 1,0 e 2,0).

## 8 CONCLUSÕES

O presente trabalho começa pelo mapeamento da heterogeneidade da dinâmica do mercado de trabalho no Brasil durante os anos 1990. Para entender os determinantes dessa heterogeneidade nas áreas brasileiras rurais ou não-metropolitanas foi desenvolvido um modelo espacial de demanda e oferta por trabalho, e aplicou-se uma estratégia de estimação que considera a endogeneidade das variáveis explicativas e autocorrelação espacial dos determinantes não-observados dos movimentos da força de trabalho. Foi encontrado um número de relações que parecem ser robustas a diferentes escolhas amostrais e diferentes controles para autocorrelação espacial:

- *Níveis iniciais de educação da força de trabalho são fortemente relacionados ao crescimento de salário subsequente*, mesmo após controlar por diversas variáveis, tais como distância e clima. É válido observar que isso é diferente da associação conhecida entre educação e níveis salariais; isso sugere um efeito acelerador, em que regiões mais educadas experimentam crescimento salarial mais rápido. Esse efeito é grande. Em 1991, o nível médio edu-

cacional dos trabalhadores era de 3,6 anos para regiões rurais e o desvio-padrão era de 1,32 anos. Uma diferença dessa magnitude estava associada a um crescimento de 8% nos salários no período entre 1991 e 2000.

- Caso confirmado, esse é um resultado interessante do ponto de vista da redução das desigualdades intra-regionais. Isso sugere que os salários continuarão a divergir entre o mais educado Sul e o menos educado Norte. Como a mudança completa da força de trabalho leva em média 40 anos, o tempo necessário para as regiões atrasadas reduzirem suas distâncias educacionais em relação às regiões líderes será muito longo, mesmo na hipótese pouco provável de que as primeiras consigam realizar progressos rápidos.
- *Regiões rurais estão perdendo emprego ou tendo um crescimento mais devagar do que outras regiões.* Em uma amostra nacional dos municípios rurais, cada crescimento em dez pontos percentuais na proporção inicial de fazendeiros entre os trabalhadores se associou com uma queda de 5% a 6% na taxa de crescimento do emprego dos nove anos. É necessário realizar novos trabalhos para entender se isso se deve a fatores de atração – atração para áreas de crescimento – ou fatores de repulsão – substituição de pequenas propriedades por fazendas latifundiárias.
- *Áreas com pouca chuva têm menores taxas de crescimento do emprego e do salário.* Esse padrão foi robusto ao controle para a distância e educação, que devem ser correlacionadas com a quantidade de chuva.
- *Salários respondem elasticamente a mudanças na oferta de trabalho.* Isso sugere que a imigração poderia substancialmente reduzir os salários em uma AMC com crescimento vigoroso da demanda; que o crescimento populacional iria deprimir os salários em uma AMC estagnada; e que a emigração poderia pressionar uma elevação dos salários daqueles que ficaram em AMCs declinantes. Isso foi confirmado pelas estimativas que mostraram que uma região dinâmica que eleva a demanda por trabalho em 10% e acomoda um crescimento da força de trabalho de 20% iria presenciar salários constantes, tudo o mais constante. Um olhar para região com base somente no crescimento salarial iria ignorar completamente seu sucesso em prover novos trabalhos, possivelmente para imigrantes que elevaram substancialmente seus rendimentos individuais.
- *O crescimento da renda gera transbordamentos positivos nos salários e emprego de áreas próximas.* As estimativas sugerem, em áreas rurais, que um crescimento de 10% na renda de regiões vizinhas está associado a um crescimento de 6% nos salários e a de 2% no emprego. Enquanto não se pode eliminar a possibilidade de que isso deve-se, em parte, à correlação com fatores favoráveis não observados comuns ao município e seu meio,

isso sugere algum suporte para a metodologia de desenvolvimento territorial que apóia o estímulo ao crescimento de cidades médias para beneficiar suas vizinhas próximas. É uma questão diferente se de fato é possível ou não elevar o crescimento dessas cidades.

- *Transferências governamentais – como aposentadorias – parecem estimular o crescimento local dos salários.* Um crescimento mais rápido na receita de transferências é associado a um crescimento mais rápido do emprego nos municípios rurais do Brasil. Como a maior parte do crescimento em transferências durante a década de 1990 é associado à expansão das aposentadorias rurais, esse resultado confirma a idéia de que essas transferências resultam em efeitos multiplicadores locais, pois os aposentados aumentam suas demandas por produtos locais, como em serviços e alimentos. Essa situação tem sido caracterizada como a de uma “economia sem produção” (MAIA GOMES, 2001). Esse epíteto traz uma conotação negativa. Uma visão mais positiva é a de que um aumento em transferências para locais mais pobres, como poucos ativos humanos ou naturais, não apenas serve a necessidades sociais diretas, mas também estimula a economia local.

Este trabalho deve ser visto como um passo inicial em uma grande agenda de pesquisa. Áreas para pesquisas mais profundas incluem um tratamento mais explícito do impacto das mudanças nas tecnologias e nos preços agrícolas, incluindo um estímulo do crescimento das cidades que oferecem serviços agrícolas; a incorporação de uma melhor base de dados do estoque de capital, da governança municipal, das condições agrícolas e climáticas, e da infra-estrutura.

## REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, C.; DE JANVRY, A.; SADOULET, E. *Spatial patterns of non-agricultural rural employment growth in Mexico during the 90s*. Berkeley: University of California, Department of Agricultural and Resource Economics, Processed. 2004.
- AZZONI, C. Economic growth and regional income inequality in Brazil. *The Annals of Regional Science*, v. 35, p. 133-152, 2001.
- AZZONI, C. *et al.* Geografia e convergência da renda entre os estados brasileiros. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, p. 299-343, 2000.
- AZZONI, C.; SANTOS, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil in the 90's. *Papers in Regional Science*, v. 81, p. 157-175, 2002.
- BAICKER, C. The spillover effect of state spending. *Journal of Public Economics*, v. 89, n. 3, p. 529-544, 2005.
- BAR-EL, R. *et al.* *Reduzindo a pobreza através do desenvolvimento econômico do interior do Ceará*. Fortaleza: Edições Iplance, 2002.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, p. 107-182, 1991.
- CARVALHO, A.; DAMATA, D.; CHOMITZ, K. *Estimation of multiequation cross-section models in the presence of spatial autocorrelation*. Brasília: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, n. 1.112).
- CASTRO. Logistic cost and Brazilian regional development. Rio de Janeiro: UFRJ, 2003. Mimeografado.
- CONLEY, T. GMM Estimation with cross sectional dependence. *Journal of Econometrics*, n.92, p. 1-45, 1999.
- DA MATA, D. *Determinants of city growth in Brazil*. 2005a (NBER Working Paper, n. 11.585).
- \_\_\_\_\_. *Examining the growth patterns of Brazilian cities*. 2005b (World Bank Policy Research Working Paper, n. 3.724).
- FAN, S.; CHAN-KANG, S. Returns to investment in less-favored areas in developing countries: a synthesis of evidence and implications for Africa. *Food Policy*, 29, p. 431-444, 2004.

FAN, S.; HAZELL P.; HAQUE, T. Targeting public investments by agroecological zone to achieve growth and poverty alleviation goals in rural India. *Food Policy*, 25, p. 411-428, 2000.

FAN, S.; ZHANG, L.; ZHANG, X. *Growth, inequality and poverty in rural China: the role of public investments*. International Food Policy Research Institute Report, p. 125, 2002.

FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. *Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 1994, 27p. (Texto para Discussão, n. 79).

FIESS, N. M.; WERNER, D. *Migration and human capital in Brazil during the 1990s*. 2004 (World Bank Policy Working Paper, n. 3.093).

GOVERNO DO ESTADO DA BAHIA. *O futuro a gente faz: plano estratégico da Bahia*. Salvador: Seplan, 2003.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA); INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE); UNIVERSIDADE DE CAMPINAS (UNICAMP). *Configuração atual e tendências da rede urbana*. Brasília, 2002.

LALL, S.; FUNDERBERG, R.; YEPES, T. *Location, concentration, and performance of economic activity in Brazil*. 2005 (World Bank Policy Research Working Paper, n. 3.268).

MAGALHÃES, J.; MIRANDA, R. *Dinâmica da renda, longevidade e educação nos municípios brasileiros*. Brasília: Ipea, jun. 2005 (Texto para Discussão, n. 1.098).

MAIA GOMES, G. *Velhas secas em novos sertões: continuidade e mudanças na economia do semi-árido e dos cerrados nordestinos*. Brasília: Ipea, 2001.

PORTO JÚNIOR, S. S.; RIBEIRO, E. P. Dinâmica de crescimento regional - uma análise empírica para a região Sul. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza - CE, v. 31, p. 454-483, 2000.

PRITCHETT, L. *Boom towns and ghost countries: geography, agglomeration, and population mobility*. Center for Global Development, 2004 (Working Paper, n. 36).

SECRETARIA DE DESENVOLVIMENTO LOCAL E REGIONAL, *Planos de Desenvolvimento Regional*. (vários volumes: *Baixo Jaguaribe, Maçico de Baturite, Vale do Coreau e Ibiapaba*). Fortaleza: Governo do Estado do Ceará, Secretaria de Desenvolvimento Local e Regional. (2004).



## ANEXO

## TABELA A1

## Variáveis utilizadas e fontes

a) Variáveis utilizadas na equação de salários e suas fontes

Variável	Fonte	Instrumento(s)	Fonte
Qualificação dos professores em 1991	IBGE - Censo	Exógena	
Média de anos de estudo em 1991	IBGE - Censo	Exógena	
Precipitação anual	DECRG - IE	Exógena	
Governo com contabilidade computadorizada	IBGE - Munic	Exógena	
Delta emprego	IBGE - Censo	Taxa de emprego em 1991 Qualidade do solo Primeiro e terceiro principais componentes da precipitação mensal	Censo DECRG - IE DECRG - IE
Custo de transporte até São Paulo em 1995	Nemesis	Custo de transporte até São Paulo em 1968	Nemesis
Custo de transporte até a capital mais próxima em 1995	Nemesis	Custo de transporte até a capital mais próxima em 1968	Nemesis
Delta transferências governamentais	IBGE - Censo	Razão de dependência em 1991	IBGE - Censo
		Taxa de analfabetismo em 1991	IBGE - Censo
		Taxa de repetição em 1991	IBGE - Censo
		Proporção de pessoas idosas em 1991	IBGE - Censo
		População em 1991	IBGE - Censo
Delta potencial de mercado	DECRG - IE	Razão 5 até 15 sobre 15 até 55 anos em 1991 Delta Potencial de mercado da educação Taxa de urbanização em 1991 Densidade populacional em 1991	DECRG - IE IBGE - Censo IBGE - Censo

## b) Variáveis utilizadas na equação de emprego e suas fontes

Variável	Fonte	Instrumento(s)	Fonte
Salário em 1991	IBGE - Censo	Exógena	
Razão 5 até 15 sobre 15 até 55 anos em 1991	IBGE - Censo	Exógena	
Proporção de nativos em 1991	IBGE - Censo	Exógena	
Delta potencial de mercado	DECARG - IE	Exógena	
Qualificação dos professores em 1991	IBGE - Censo	Exógena	
Homicídios <i>per capita</i> in 1991	Datasus	Exógena	
Emprego em atividades agrícolas em 1991	IBGE - Censo	Exógena	
<i>Dummy</i> para existência de banco	Banco Central do Brasil	Exógena	
População em 1991	IBGE - Censo	Exógena	
Temperatura média	DECARG - IE	Exógena	
Precipitação anual	DECARG - IE	Exógena	
Precipitação - 1º componente princ.	DECARG - IE	Exógena	
Precipitação - 3º componente princ.	DECARG - IE	Exógena	
Taxa de emprego em 1991	IBGE - Censo	Taxa de analfabetismo em 1991	IBGE - Censo
		Fecundidade em 1991	IBGE - Censo

Elaboração dos autores.

TABELA A2(A)  
Estatísticas descritivas, Brasil rural (não-metropolitano)

Variável	Obs.	Média	Dev. Pad.	Min.	Max.
Delta ln Salários (2000-1991)	3532	-0,0233	0,3097	-1,5242	0,8495
ln Qualificação dos professores em 1991	3532	1,1990	2,1519	-4,6052	4,2370
Média de anos de estudo em 1991	3532	3,6414	1,3197	0,4425	7,1707
Precipitação anual	3,531	1.312,3340	436,0881	368,6636	3.361,7090
Governo com contabilidade computadorizada	3,532	0,9023	0,2969	0,0000	1,0000
Delta ln Emprego (2000-1991)	3532	0,1231	0,2173	-0,6577	1,3689
ln Custo de transporte até São Paulo em 1995	3531	7,1172	0,7733	4,1589	9,2603
ln Custo de transporte até capital mais próxima em 1995	3531	5,9358	0,6736	2,1972	8,6910
Delta ln Transferências governamentais (2000-1991)	3532	0,8316	0,3262	-1,1823	2,4240
Delta ln Potencial de mercado (2000-1991)	3523	0,4053	0,1330	-0,4691	2,0949
ln População in 1991	3,532	9,2629	0,8171	6,6214	12,9814
Razão de dependência 1991	3532	0,4840	0,0460	0,3738	0,6205
ln Custo de transporte até São Paulo em 1968	3531	7,6962	0,7123	4,3694	9,6385
ln Custo de transporte até capital mais próxima em 1968	3531	6,3629	0,7037	3,1135	8,6910
ln Proporção de idosos em 1991	3532	-2,2260	0,2566	-3,9145	-1,5332
Taxa de analfabestimo em 1991	3532	38,0138	17,5883	2,4800	87,0500
Taxa de urbanização em 1991	3532	48,7978	20,6294	2,7639	100,0000
Densidade populacional em 1991	3532	31,1089	33,0202	0,0896	522,2028
ln Razão 5 até 15 sobre 15 até 55 anos em 1991	3,532	-0,7264	0,2329	-1,6218	-0,0354
Taxa de repetição em 1991	3,532	4,2707	0,2125	2,3542	4,5756
ln Taxa de emprego em 1991	3532	-0,3722	0,1462	-1,2429	0,1601
Delta ln Potencial de mercado da educação (2000/1991)	3516	0,9745	0,1732	0,0535	2,7704
Porcentagem de solos "bons"	3531	0,7816	0,3179	0,0000	1,0002
Precipitação - 1ª Componente Princ.	3531	0,0033	2,2334	-4,2315	6,8953
Precipitação - 3ª Componente Princ.	3531	0,0262	1,6087	-2,4997	9,2440
ln Salários em 1991	3532	7,9349	0,4619	6,6139	9,3168
Proporção de nativos em 1991	3532	0,6778	0,1760	0,0855	1,0134
Homicídios <i>per capita</i> em 1991	3530	0,0015	0,0010	0,0000	0,0090
Proporção do emprego em atividades agrícolas em 1991	3532	0,1975	0,0743	0,0000	0,5437
<i>Dummy</i> para existência de banco (1991)	3532	0,7087	0,4544	0,0000	1,0000
Temperatura média	3531	22,4151	2,8196	13,8325	27,7363
Fecundidade em 1991	3532	3,7759	1,2169	2,0100	8,6800

Elaboração dos autores.

TABELA A2(B)  
Estatísticas descritivas, Brasil rural (não-metropolitano) sem a região Norte

Variável	Obs.	Média	Dev. Pad.	Min.	Max.
Delta In Salários (2000-1991)	3300	0,0000	0,2901	-1,3942	0,8495
In Qualificação dos professores em 1991	3300	1,3156	2,1187	-4,6052	4,2370
Média de anos de estudo em 1991	3300	3,6858	1,3320	0,4746	7,1707
Precipitação anual	3299	1251,7990	367,9959	368,6636	2532,2020
Governo com contabilidade computadorizada	3300	0,9124	0,2827	0,0000	1,0000
Delta In Emprego (2000-1991)	3300	0,1103	0,2035	-0,6577	1,2464
In Custo de transporte até São Paulo em 1995	3299	7,0422	0,7355	4,1589	8,3051
In Custo de transporte até capital mais próxima em 1995	3299	5,8691	0,6163	2,1972	7,7619
Delta In Transferências governamentais (2000-1991)	3300	0,8448	0,3073	-0,2986	2,3336
Delta In Potencial de mercado (2000-1991)	3299	0,4101	0,1179	-0,2664	1,5442
In População in 1991	3300	9,2337	0,8054	6,6214	11,9770
Razão de dependência 1991	3300	0,4807	0,0447	0,3738	0,6205
In Custo de transporte até São Paulo em 1968	3299	7,6219	0,6676	4,3694	8,7367
In Custo de transporte até capital mais próxima em 1968	3299	6,2990	0,6601	3,1135	7,9077
In Proporção de idosos em 1991	3300	-2,1936	0,2204	-3,6893	-1,5332
Taxa de analfabetismo em 1991	3300	37,7150	17,8150	2,4800	81,4600
Taxa de urbanização em 1991	3300	49,2604	20,7435	2,7639	100,0000
Densidade populacional em 1991	3300	32,7412	33,3495	0,2065	522,2028
In Razão 5 até 15 sobre 15 até 55 anos em 1991	3300	-0,7464	0,2243	-1,6218	-0,1870
Taxa de repetição em 1991	3300	4,2817	0,1976	2,6575	4,5756
In Taxa de emprego em 1991	3300	-0,3625	0,1406	-1,2429	0,1601
Delta In Potencial de mercado da educação (2000-1991)	3297	0,9707	0,1575	0,1650	1,6027
Porcentagem de solos "bons"	3299	0,7881	0,3192	0,0000	1,0002
Precipitação - 1ª Componente Princ.	3299	-0,0130	2,1967	-4,2315	6,8953
Precipitação - 3ª Componente Princ.	3299	-0,1705	1,3696	-2,4997	5,4633
In Salários em 1991	3300	7,9233	0,4684	6,6139	9,3168
Proporção de nativos em 1991	3300	0,6765	0,1694	0,0855	1,0134
Homicídios <i>per capita</i> em 1991	3299	0,0015	0,0010	0,0000	0,0090
Proporção do emprego em atividades agrícolas em 1991	3300	0,1995	0,0752	0,0000	0,5437
<i>Dummy</i> para existência de banco (1991)	3300	0,7197	0,4492	0,0000	1,0000
Temperatura média	3299	22,1518	2,7223	13,8325	27,7363
Fecundidade em 1991	3300	3,6513	1,1051	2,0100	7,9600

Elaboração dos autores.

## ESTIMANDO A DEMANDA POR EDUCAÇÃO E SAÚDE EM MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Constantino Cronemberger Mendes\*  
Maria da Conceição Sampaio de Sousa\*\*

### RESUMO

O conhecimento da função demanda por serviços públicos permite um melhor entendimento dos métodos de decisão política e estruturas de impostos alternativos, em uma localidade particular. Essas funções mostram, ainda, a existência de economias de escala ao nível municipal e ajudam a avaliar os efeitos de mudanças nas variáveis demográficas e econômicas sobre a quantidade de serviços demandados. As estimativas de demanda por serviços públicos locais para os municípios brasileiros, com base no modelo do eleitor mediano, foram realizadas para dois casos setoriais (saúde e educação). Os resultados são consistentes com a estrutura teórica e empírica, sugerindo que a abordagem do eleitor mediano pode ser útil para descrever o comportamento da despesa pública local no Brasil. Foram utilizados vários métodos alternativos de estimação (Clássico - OLS, LM, 2SLS, GMM simples; Espacial - GMM espacial; e Regressão Quantílica), que sustentam a robustez dos resultados encontrados. As principais variáveis dos modelos estimados (preço, renda e população) foram sempre significativas e tiveram os sinais esperados. As elasticidades-renda estimadas nos casos gerais para os serviços públicos municipais se mantêm dentro dos padrões esperados, apesar das estimativas acima da média internacional. Nas elasticidades-renda setoriais estimadas, os resultados se assemelham aos da literatura internacional, que mostra o serviço público com a característica usual de bens meritórios.

O resultado diverso obtido para os municípios brasileiros decorre, provavelmente, do efeito escala. Isso porque, de maneira geral, um aumento no número de habitantes diminui o custo marginal

---

\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea. E-mail: constantino.mendes@ipea.gov.br

\*\* Departamento de Economia - Universidade de Brasília (UnB). E-mail: mcass@unb.br

(*tax price*) do serviço público. O reduzido tamanho dos municípios brasileiros impede que as pequenas municipalidades explorem as economias de escala inerentes à provisão desses serviços, provocando a redução do efeito congestionamento. Existe, ainda, ampla evidência do vínculo entre o comportamento da despesa pública local e características socioeconômicas da comunidade. Os seguintes elementos foram apresentados na avaliação do comportamento das despesas públicas locais: as receitas tributárias próprias, que se fundamentam em serviços e propriedade e são a base dos indicadores de *tax share*; o papel fundamental das transferências de recursos, como rendas adicionais ao consumidor mediano; os processos de criação e união de municípios, por suas implicações sobre o tamanho dos municípios e em função das conseqüências em termos de presença de economias de escala no consumo de serviços públicos locais.

## 1 INTRODUÇÃO

O debate sobre a questão federativa no Brasil tem se pautado, fundamentalmente, pelas implicações da captação de recursos federais e estaduais por parte dos municípios ou pelos mecanismos de controle na avaliação do grau de eficiência das administrações locais, como aqueles existentes para o equilíbrio fiscal. Entende-se, porém, que outros aspectos devem ser também contemplados nessa análise, tais como o papel de fatores típicos de demanda – efeitos substituição e renda – bem como questões relativas ao papel do congestionamento e das economias de escala. Esse último ponto, especificamente, desempenha um papel fundamental na discussão relativa à provisão de serviços meritórios<sup>1</sup> (*merit goods*), já que eles exigem escalas mínimas na oferta para atender os critérios de custo-benefício e levam em conta a restrição orçamentária do financiamento público. O conhecimento da função demanda por serviços públicos permite um melhor entendimento dos métodos de decisão política e estruturas de impostos alternativos, em uma localidade particular. Essas funções mostram, ainda, a existência de economias de escala ao nível municipal e ajudam a avaliar os efeitos de mudanças nas variáveis demográficas e econômicas sobre a quantidade de serviços demandados.

Por todos esses aspectos, analisar o lado da demanda pode adicionar informações relevantes sobre a provisão de serviços públicos, complementando os estudos que enfatizam o lado da oferta ou questões fiscais *stricto sensu*. Além disso, as questões sobre o papel da demanda estão associadas não apenas ao tamanho da população local, mas a diversos parâmetros socioeconômicos municipais, como densidade demográfica, estrutura etária da população, padrões de saúde e educação, além de outros indicadores de congestionamento.<sup>2</sup> Outros fatores podem ser

---

1. Serviços de natureza pública cujo benefício social supera o benefício privado, ou seja, geram externalidades positivas, como educação e saúde.

2. Esse indicador envolve os efeitos da população e do custo médio (ou marginal) do serviço oferecido.

considerados importantes, como as experiências dos consórcios municipais, que demonstram a importância da escala ou permitem maior eficiência na provisão de serviços públicos.

Para isso, diferentes métodos econométricos serão utilizados, inclusive os procedimentos previstos na análise espacial, proposta por Conley (1999), e técnicas de regressão quantílica (KOENKER; BASSET, 1978). Enquanto no primeiro caso avalia-se a existência de autocorrelações espaciais nas variáveis, no último pode-se analisar a heterogeneidade da demanda por serviços locais providos pelo poder público e a busca de identificação das influências de variáveis-chaves nas classes de despesa pública local.

O estudo divide-se em três seções, além desta introdução e das conclusões finais. Na primeira seção, faz-se uma resenha da literatura teórica e empírica sobre a teoria do eleitor mediano, da despesa pública e as estimativas da demanda por serviços públicos locais. Não obstante a controvérsia existente na literatura, os resultados encontrados sugerem que as despesas públicas dos municípios podem ser explicadas por parâmetros de preço e renda, como na análise de demanda tradicional, e por diferenças em características socioeconômicas locais, tamanho da população, densidade demográfica, transferências de recursos intergovernamentais, fatores educacionais e sanitários, entre outros.

A segunda seção trata dos aspectos do federalismo fiscal brasileiro relacionados à questão da despesa pública e às atribuições municipais na provisão de serviços públicos. Assim, é possível compor um quadro das principais relações entre as responsabilidades municipais e as características socioeconômicas específicas dos municípios brasileiros *vis-à-vis* as considerações teórica e empírica relativas ao contexto da despesa pública local ou das estimativas de demanda, com base no modelo do eleitor mediano. Em particular, destacam-se os setores de educação e saúde, que compõem a maior parcela do gasto público municipal, perfazendo quase a metade das suas despesas totais.

Por fim, na terceira seção, modelos de demanda por serviços públicos locais são estimados, a partir de aspectos gerais (total e *per capita*) e setoriais (educação e saúde). Nesse item, aplicações do modelo do eleitor mediano ao caso dos municípios brasileiros são apresentadas, assim como os dados e as variáveis consideradas fundamentais, dentro de uma perspectiva estática (dados *cross-section*) e com uso de diferentes métodos econométricos. Com isso, este trabalho pretende contribuir para o debate recente sobre o federalismo no Brasil, especialmente em relação à questão municipal, e complementar os estudos que enfatizam a oferta ou o contexto fiscal dos municípios brasileiros.

## 2 ESCOLHA SOCIAL E BENS PÚBLICOS LOCAIS: A TEORIA DO ELEITOR MEDIANO REVISITADA

### 2.1 Demanda por serviço público local na abordagem do eleitor mediano

#### 2.1.1 Controvérsias Teóricas e Empíricas

No intuito de examinar a despesa pública local, uma vasta literatura surgiu, a partir das hipóteses de Tiebout (1956), para estimar a demanda por bens públicos locais e verificar a extensão das relações entre a abordagem do eleitor mediano e a provisão de bens locais. Os dois estudos considerados seminais, de Borcharding e Deacon (1972) e de Bergstrom e Goodman (1973),<sup>3</sup> objetivam principalmente testar, sob um conjunto de hipóteses, a validade do teorema do eleitor mediano. Vários métodos econométricos são aplicados para estimar funções de demanda comunitária.

Os elementos fundamentais desses estudos podem ser resumidos no seguinte modelo, em que o problema individual consiste em maximizar a função utilidade,<sup>4</sup> dada por:

$$U = U(x, z) \quad (1)$$

Sujeita à restrição orçamentária do indivíduo mediano:

$$y_m = x + t_i \cdot p_z \cdot Z \quad (2)$$

em que  $y_m$  representa a renda do eleitor mediano,  $x$  o bem privado com preço padronizado igual à unidade,  $t_i$  a parcela de imposto individual,  $p_z$  o preço do bem público  $Z$ .

Devido à presença de congestionamento (*crowding out*) no consumo, a qualidade do serviço público depende do tamanho da população da comunidade ( $N$ ). A função de produção do setor público ou função congestionamento<sup>5</sup> pode ser escrita como:

$$Z = N^\gamma z \quad (3)$$

3. Barr e Davis (1966) são considerados precursores dessa abordagem (ROMER; ROSENTHAL, 1979), ao predizerem o nível de despesa associado a uma dada estrutura de impostos. Pode ser citado, ainda, Barlow (1970), que especifica uma função demanda local por educação e hipóteses, posteriormente utilizadas por Bergstrom e Goodman (1973), além de inferir qual estrutura de imposto leva a uma despesa eficiente.

4. Essa formulação (REITER; WEICHENRIEDER, 1997) assume implicitamente a hipótese de separabilidade, ou seja, a taxa marginal de substituição entre  $z$  e  $N$  é independente de  $x$ , tal que a função utilidade pode ser decomposta nas equações (2) e (3). Essa especificação deixa em aberto como  $z$  deve ser definido ou medido. Segundo Reiter e Weichenrieder (1997, p. 3-4), apenas um ordenamento é imposto sobre  $z$  e sua medida é arbitrária. A razão é que, preservada a quase concavidade da função utilidade, qualquer transformação monotônica de  $z$  é equivalente a (3). Nesse caso, como na tradição, usa-se uma medida proporcional.

5. A origem dessa especificação pode ser encontrada em Buchanan (1965). Ela incorpora, também, a noção de um *continuum* entre bens públicos e privados e insere-se no modelo DMC (Congestionamento Marginal Decrescente), de Edwards (1990, p. 80 e 84). Para  $\gamma > 0$ ,  $\partial z / \partial N < 0$  e  $\partial^2 z / \partial N^2 > 0$ , isto é, o congestionamento diminui na margem (CRAIG, 1987, p. 331). Curiosamente, essa função pode ser associada à função *rank (z)* na literatura urbana, com  $Z$  constante e  $\gamma$  o coeficiente "de Pareto". Com  $\gamma < 1$ , existiria uma estrutura urbana assimétrica e polarizada;  $\gamma > 1$ , simétrica e descentralizada; e  $\gamma = 1$ , seria considerada a "Lei de Zipf" (RUIZ, 2004).



em que  $\gamma$  mede o efeito congestionamento ou efeito *crowding out*, e também a “publicidade” do bem. Se  $\gamma$  é igual à unidade, o serviço/bem é privado “puro” e não existe benefício de economias de escala para a comunidade: o consumo individual é igual a  $Z/N$ . Neste caso, *club good* ou tamanho da cidade é irrelevante. Se  $\gamma$  é igual a zero, o serviço/bem é puramente público e  $Z = z$ . Note-se que se  $\gamma$  é maior ou menor que a unidade, o bem é considerado supercongestionado marginalmente ou *camaraderie* (característica de bem livre), respectivamente (REITER; WEICHENRIEDER, 1999). Uma demanda adicional requer um aumento ou redução na oferta de  $Z$ , de forma a manter  $z$  constante. Valores de  $\gamma$  entre 0 e 1 remetem à possibilidade dos serviços “impuros” ou com características mistas, parcialmente privados e públicos, em que os efeitos congestionamento estão presentes, mas ainda existem economias de escala no consumo.<sup>6</sup>

Assumindo que a maximização de (1) conduz a função demanda do eleitor mediano para um serviço público local,  $z$ , com elasticidades preço e renda constantes, segue que:

$$z = \alpha p_z^{\beta_1} y_m^{\beta_2} \quad (4)$$

Com as devidas substituições e arrumação dos termos, o modelo para demanda torna-se:

$$z = \alpha [t p_z N^\gamma]^{\beta_1} y_m^{\beta_2} \quad (5)$$

Escrevendo (5) em termos de  $Z$  tem-se que:

$$Z = z N^\gamma = \alpha [t p_z N^\gamma]^{\beta_1} y_m^{\beta_2} N^\gamma = \alpha [t p_z]^{\beta_1} y_m^{\beta_2} N^{\gamma(1 + \beta_1)} \quad (6)$$

Adicionando uma matriz socioeconômica  $\Omega$  com variáveis que influenciam a demanda e multiplicando ambos os lados por  $p_z$ , chega-se à função estimável de despesa local (*per capita* ou total):

$$E = \alpha t^{\beta_1} p_z^{(\beta_1 + 1)} y_m^{\beta_2} N^{\beta_3} \Omega^{\beta_4} \quad (7)$$

A diferença essencial entre os modelos originais de Borcharding e Deacon (1972), com despesa *per capita*, e de Bergstrom e Goodman (1973), com despesa total, está na estimativa da elasticidade-preço, já que o primeiro considera  $t = 1/N$ , enquanto o segundo considera  $p_z$  constante, com  $t$  sendo igual à razão entre um valor mediano do imposto sobre propriedade e o total da arrecadação local. Por fim, os parâmetros de congestionamento são calculados, respectivamente, nas seguintes formas:

$$\beta_3 = (\gamma - 1)(1 + \beta_1) \text{ ou } \gamma(1 + \beta_1) \quad (8)$$

6. Reiter e Weichenrieder (1999, p. 3) consideram indistintamente os conceitos de bens públicos “impuros” e “clube de bens” (*club goods*), definidos como “bens públicos impuros exclusivos”.

Apesar de não existir uma única especificação para a função demanda, as primeiras três variáveis (preço, renda e população) compreendem os elementos principais. Aquelas variáveis de controle são adequadas para eliminar maiores distorções nas estimativas das elasticidades daqueles fatores considerados fundamentais. Com exceção do preço do serviço público (*tax share* ou *tax price*), os dados referentes às demais variáveis estão disponíveis em fontes padrões de informações estatísticas. Os parâmetros estimados das duas últimas variáveis constituem as bases para o cálculo do parâmetro *crowding*, de congestionamento ou “publicidade” do bem (detalhado na próxima seção), definido na forma padrão como uma função do tipo  $z = Z/N^\alpha$ , em que  $z$  é a quantidade (ou qualidade) do bem público ( $Z$ ) obtido pelo eleitor mediano,  $N$  é o tamanho da população local e  $\alpha$  é o “grau de divisibilidade (ou publicidade) no consumo do bem  $Z$ ” (BORCHERDING; DEACON, 1972, p. 892) ou “parâmetro de congestionamento” (BERGSTROM; GOODMAN, 1973, p. 287).

Ao longo do tempo, diversos *surveys* teóricos e empíricos foram elaborados (CRAIG, 1987; RUBINFELD, 1987; INMAN, 1989; WILDASIN, 1989; RUBINFELD; SHAPIRO, 1989; REITER; WEICHENRIEDER, 1997; SANZ; VELÁZQUEZ, 2002) no intuito de mostrar a evolução dos estudos nessa área e considerar as principais controvérsias teóricas e empíricas dessa aplicação, os diferentes métodos empregados e os diversos resultados encontrados por meio de modelos aplicáveis a casos gerais ou em setores específicos.

Uma linha recente de pesquisa usa testes não-paramétricos inspirados na crítica de Varian (1982 e 1990), que se baseia na teoria das preferências reveladas,<sup>7</sup> e busca validar a hipótese do eleitor mediano (TURNBULL; CHANG, 1998; BAUDRY; LEPRINCE; MOREAU, 2002). Turnbull e Chang (1998), por exemplo, ao aplicar a metodologia GARP (*Generalized Axiom of Revealed Preference*) sobre a hipótese do eleitor mediano, conclui que os testes são sensíveis ao grau de agregação na amostra, a fatores institucionais (como a estrutura do setor público) e à densidade populacional. Esses autores consideram que os resultados são consistentes com o método GARP. Similarmente, vários estudos oferecem evidências econométricas apoiando modelos de comportamento governamental com base no eleitor mediano de renda mediana e em variáveis, como *tax share*, transferências governamentais, população e densidade populacional. Por fim, os autores concluem que os dados de despesa municipal podem ser racionalizados por uma maximização de uma função utilidade bem-comportada sujeita a uma restrição orçamentária do eleitor de renda mediana.

---

7. A teoria da preferência revelada mostra que qualquer conjunto finito de preço e quantidade, satisfazendo o axioma geral da preferência revelada (GARP), pode ser racionalizado por uma maximização restrita de uma função utilidade bem-comportada – crescente, contínua e côncava (VARIAN, 1982). Ver teste da hipótese do eleitor mediano usando GARP em Turnbull e Chang (1998).

Portanto, não obstante os questionamentos e as críticas existentes, considera-se que, com base em estudos teóricos e empíricos já citados, a abordagem do eleitor mediano é adequada para ajudar a explicar a estrutura ou o comportamento das despesas públicas locais. Entende-se que as críticas ao uso do modelo do eleitor mediano para a análise da despesa pública local não desqualificam os resultados encontrados na literatura, mas enfatizam diversos aspectos considerados fundamentais para a aplicação mais apropriada dessa abordagem a fim de dar maior consistência à análise, como por meio da utilização de métodos e testes econométricos mais robustos. De maneira particular, observa-se que o papel das economias de escala e a forma da função congestionamento são considerados elementos centrais nessa discussão.

### **3 ATRIBUIÇÕES MUNICIPAIS E AS BASES DA PROVISÃO DE SERVIÇOS PÚBLICOS NO BRASIL**

#### **3.1 Atribuições municipais na provisão de serviços públicos**

O artigo 18 da Constituição Federal brasileira de 1988 (CF 88) estabelece, de maneira inédita, a organização político-administrativa do país como uma estrutura federativa constituída por esferas governamentais autônomas: União, estados, Distrito Federal e municípios. As diversas atribuições estabelecidas na CF 88 aos vários níveis de governo podem ser entendidas a partir da natureza ou característica própria de cada esfera.<sup>8</sup> No caso dos municípios, as principais competências estão fundamentadas no artigo 30 e se relacionam, em síntese, à organização e à prestação, direta ou sob regime de concessão ou permissão, dos serviços públicos de interesse local, inclusive o transporte coletivo de caráter essencial; e à manutenção ou prestação, com cooperação técnica e financeira da União e dos estados, de programas de educação pré-escolar e fundamental e de serviços de atendimento à saúde da população.

Além desse conjunto de tarefas específicas, várias competências comuns ou responsabilidades compartilhadas entre o governo federal, os estados e os municípios estão previstas na CF 88 (art. 23). Observa-se a existência, ainda, de muitas outras competências sob responsabilidade da União e/ou dos estados que são, em parte, custeadas ou executadas pelos municípios (BREMAEKER, 2003a).

Nesse sentido, primeiramente são consideradas as relações entre as responsabilidades atribuídas ou delegadas aos municípios e a estrutura das despesas públicas locais. O entendimento, nesse caso, é que a análise do gasto público local

---

8. O art. 29 da CF 88 trata de algumas dessas características. Uma base teórica para defini-las pode ser encontrada em Oates (1972 e 1999). O princípio do benefício de Oates (1999), por exemplo, prevê que bens e serviços devem ser providos pelo nível de governo que represente melhor a população beneficiada. Outros aspectos da provisão local podem ser vistos em Tiebout (1956), tratado na seção 2.

demonstra as conexões entre as responsabilidades dos governos municipais e a provisão de serviços públicos por parte dessa esfera governamental nas diversas áreas previstas legalmente (educação, saúde, saneamento etc.). Enfim, trata-se de considerar as relações entre os elementos anteriores e o comportamento das despesas públicas locais, tendo em vista a provisão de serviços que atendam as necessidades da comunidade local. Em suma, avalia-se de que maneira as características particulares da demanda local podem explicar, influenciar ou determinar o comportamento das despesas públicas municipais.

### 3.2 Despesa pública municipal e características da demanda

A análise da despesa pública dos municípios é fundamental para a compreensão adequada do cumprimento das atribuições legais dos governos locais na provisão de serviços públicos, consideradas na seção anterior. Essa conexão entre os resultados da execução orçamentária municipal e a efetividade no cumprimento das atribuições pelos municípios principia com a consideração de aspectos do planejamento da despesa pública. O ponto de partida desse entendimento encontra-se nos instrumentos preconizados pela CF 88 para o planejamento das finanças públicas (artigos 165 e 166), que compreendem o Plano Plurianual (PPA), a Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) e a Lei Orçamentária Anual (LOA). A Lei Complementar nº 101, de 2000, ou Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), que regulamenta a CF 88 na área de finanças públicas (a partir do artigo 163), determina que toda despesa pública deve estar prevista na LDO<sup>9</sup> e a realização da despesa deve ser precedida do respectivo empenho.

A novidade maior nessa recente regulamentação fiscal complementar à CF 88, mais diretamente afim a este estudo, corresponde ao conceito estabelecido de “despesa obrigatória de caráter continuado” que, nos termos do art. 17 da LRF, é a *despesa corrente* “derivada de lei, medida provisória ou ato administrativo normativo e geradora de *obrigação legal de sua execução* por um período superior a dois exercícios”. Ou seja, esse conceito representa a base para o uso, neste estudo, do gasto público local como representativo das responsabilidades constitucionais ou legais dos governos municipais na provisão de serviços públicos, considerado na seção anterior.

Os mecanismos previstos pela LRF para o controle do gasto público nas várias esferas de governo são, basicamente, os mesmos adotados na CF 88 (artigos 167 a 169).<sup>10</sup> Contudo, a LRF refere-se ao vínculo das atividades de execução do gasto público com as de planejamento,<sup>11</sup> como expressão da ampliação do conhecimento

9. Art. 4º da LRF prevê que a LDO “atenderá ao disposto o § 2º do art. 165 da Constituição” e disporá também sobre o equilíbrio entre receitas e despesas e critérios e forma de limitação de empenho.

10. Alterados pelas Emendas Constitucionais nº 3, de 1993; nº 19, de 1998; e nº 20, de 1998.

11. Para uma discussão sobre essa vinculação, ver Nascimento e Debus (2002).

e da participação da sociedade, assim como do controle das atividades ligadas à arrecadação de receitas e à realização de despesas pelo poder público. Alguns mecanismos instituídos pela LRF (art. 48) prevêm a maior participação popular na discussão e elaboração dos planos e orçamentos, a disponibilidade das contas dos administradores, durante todos os mandatos, para consulta e apreciação pelos cidadãos e instituições da sociedade e a divulgação pública ampla de relatórios periódicos sobre a gestão fiscal e a execução orçamentária.

Vários instrumentos existentes criam algum tipo de controle sobre o gasto público local, mesmo tendo em vista as responsabilidades exclusivas dos municípios. Considera-se, assim, a relevância dos dispositivos constitucionais e legais que limitam ou forçam os governos locais a alocar uma parcela dos recursos arrecadados localmente ou recebidos na forma de transferências das esferas maiores de governo em algumas categorias (ou funções) de despesas consideradas prioritárias, seja em função do interesse de controle de gastos seja em função da relevância dos serviços a serem oferecidos: 25%<sup>12</sup> para educação e 15%<sup>13</sup> para saúde, tratado nas seções seguintes, e até 60% para pessoal. Neste caso, de acordo com o art. 169 da CF 88 e regulamentado pela LRF (art. 18), o gasto total com pessoal não poderá exceder 60% da receita corrente líquida do município (art. 19) conforme discriminados (art. 20, inciso III): 54% para o Executivo; e 6% para o Legislativo, incluído o Tribunal de Contas do Município, quando houver. Os artigos 21 e 22 da LRF apresentam as normas para o controle das despesas com pessoal.

Os parâmetros de população e renda *per capita*, para efeito das transferências, devem ser considerados indicadores socioeconômicos sintéticos representativos dos municípios do país, que influenciam diretamente a capacidade dos mesmos receberem recursos das esferas superiores de governo para a provisão de serviços públicos à comunidade local. Nesse caso, independentemente de outras características socioeconômicas locais particulares (como a estrutura etária, número de escolas particulares, nível de escolaridade, taxa de analfabetismo, entre outras, seguindo o exemplo da educação), que possam caracterizar melhor a demanda municipal por um serviço público específico, existe uma uniformidade na obrigação dos municípios brasileiros cumprirem limites (mínimos ou máximos) de gastos em determinada área (em educação, por exemplo).

Isto é, não se trata apenas de critérios para a transferência de recursos orçamentários ou, também, para os limites de despesas na provisão de serviços públicos específicos. No caso da área de educação, discutida com mais detalhe na seção 4, os municípios conservam a atribuição de vincular no mínimo 15% da cota-parte do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e das

12. O artigo 212 da CF 88 determina a aplicação de no mínimo 25% da receita dos impostos e das transferências na manutenção e desenvolvimento da educação.

13. A Emenda Constitucional nº 19, de 1998, prevê limite mínimo de 15% a ser sido atingido em 2004.

transferências do Fundo de Participação de Municípios (FPM) a que têm direito para as despesas com educação por meio de programas (Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e Valorização do Magistério – Fundef), além das atribuições constitucionais (art. 212) de aplicar no mínimo 25% da receita dos impostos e das transferências. Assim, os recursos disponíveis e as despesas devem ser compatíveis com a estrutura de demanda local específica por esse tipo de serviço público.

Não obstante a relevância das considerações sobre o padrão relativamente “rígido” da oferta de serviços ou a importância da questão fiscal na análise sobre essa provisão, procura-se incorporar neste estudo uma avaliação sobre o padrão ou a estrutura da demanda local, considerada como elemento fundamental na avaliação do comportamento do gasto público na provisão dos serviços municipais. De fato, entende-se que o governo local responde, por meio de seus gastos correntes, aos “desejos” da comunidade local por determinados tipos, quantidade e qualidade de serviços públicos. Trata-se, enfim, de destacar os aspectos socioeconômicos mais diretamente representativos do padrão ou da estrutura da demanda local, que possam influenciar ou explicar melhor o comportamento da despesa pública municipal, servindo de base para as estimativas realizadas na seção 4 deste estudo.

Conforme previsto na LRF (art. 52) e considerado nas avaliações tradicionais, o gasto público local pode ser analisado, de maneira geral, segundo sua natureza (despesa corrente com pessoal – ativo, inativo etc. –, outras despesas correntes e de capital) ou função (educação e cultura, saúde e saneamento etc.). Observa-se que nesse último caso, em particular, fica mais explícita a relação entre os gastos governamentais ou o nível efetivo de provisão de serviços públicos para a comunidade e as diversas responsabilidades municipais, detalhadas anteriormente.

No caso das despesas discriminadas por função, os maiores destaques estão relacionados com “assistência e previdência”, “educação e cultura” e “saúde e saneamento”. As primeiras apresentaram comprometimento de despesa mais que proporcional no grupo de maior porte (14% contra 9% na média), provavelmente em virtude da importância das despesas com inativos e pensionistas. As despesas com educação e cultura representaram um comprometimento da receita bruta crescente na medida em que diminui o porte dos municípios (21% nos de maior porte contra 32% nos de menor). Finalmente, as despesas com saúde e saneamento foram mais representativas nos municípios de maior porte (30% da receita bruta) em relação aos de menor porte (19%).

Em suma, nos resultados apresentados anteriormente, chama atenção o fato de que todos podem ser associados a características socioeconômicas específicas da demanda local. Ou seja, o comportamento da despesa pública local no cumprimento das competências dos governos municipais estaria, em tese, relacionado

a padrões socioeconômicos específicos das comunidades que, conseqüentemente, definem estruturas específicas de demandas locais e influenciam, por fim, os níveis de serviços oferecidos pelo poder público, explicitados na despesa corrente dos municípios.

Os principais aspectos específicos associam-se a termos usados nos estudos citados, como “porte”, ou relativos à existência de grupos específicos envolvidos na estrutura da despesa, caso de “inativos ou pensionistas”, ou ainda a características urbanas dos municípios (proximidade, escala etc). Na avaliação anterior, pode-se identificar, ainda, a presença de um fator “proximidade” ou “vizinhança” no comportamento das despesas públicas locais. Esse efeito pode ser facilmente associado ao que a teoria microeconômica compreende como papel das “externalidades” ou efeito *spillover*.<sup>14</sup>

Identifica-se, também, a presença do efeito congestionamento, de efeitos de escala e de localização, elementos centrais ao longo deste estudo. Todos esses fatores adaptam-se aos modelos de demanda estimados na seção 4.

Várias características socioeconômicas locais podem, assim, ser definidas como fatores (variáveis) que representam a demanda local por serviços públicos, fundamentada na discussão teórica e empírica realizada na seção 2. As estimativas de demanda para diversos serviços públicos, de maneira geral ou específica (educação, saúde e hospitais, segurança, estradas, contra incêndio, saneamento, parques e recreação etc.), mostram que as despesas são explicadas por diferenças em rendimentos *per capita*, taxa de urbanização, densidade demográfica, taxas de impostos, tamanho da população, transferências de recursos intergovernamentais, nível educacional, entre outros fatores. Assim, essas características podem ser associadas ao comportamento da despesa pública municipal e adotadas como indicadores de demanda local para avaliar o nível de provisão dos serviços públicos pelos governos municipais, como nos modelos da seção 4.

A análise da despesa local deve ser avaliada, portanto, levando-se em conta não apenas a questão fiscal, mas outros aspectos que estão mais diretamente relacionados com o papel da demanda local. Este estudo procura destacar esses elementos em termos de suas influências sobre a despesa pública local, considerando-os como variáveis de modelos estimáveis de demanda por serviços públicos locais. Dessa forma, procura-se avaliar como o padrão de demanda local pode explicar o nível ou a composição da despesa pública local que, em última instância, representa os vários tipos de serviços públicos providos pelo governo local à comunidade.

Os argumentos anteriores estão respaldados na discussão considerada na seção 2 em que diversos estudos analisam os determinantes da distribuição funcional

---

14. Mas-Colell, Whinston e Green (1995, cap. 11, p. 350).

da despesa municipal, com base no modelo do eleitor mediano, e que apresentam os principais fatores ou elementos determinantes da despesa pública municipal, entre os quais podem ser citados: renda mediana, renda *per capita*, preço do serviço público, variáveis demográficas (população, densidade), estrutura populacional ou etária (indivíduos entre 18 e 25 anos para despesas associadas à defesa e segurança, indivíduos acima de 60 anos para despesas de previdência ou assistencial), fatores institucionais, locacionais, entre vários outros. Por fim, em face da importância das áreas de saúde e educação nas despesas públicas municipais,<sup>15</sup> na próxima seção são apresentados panoramas institucionais e analíticos específicos sobre esses dois setores no Brasil, tendo em vista que as estimativas de demanda por serviços públicos locais realizadas na seção 3 levam em conta também aplicações específicas para ambos.

#### 4 APLICAÇÕES SETORIAIS DO MODELO DO ELEITOR MEDIANO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

##### 4.1 Dados e variáveis

A maior parte dos dados utilizados nos modelos aplicados, neste capítulo, é proveniente do Censo 2000 e da Base de Informações Municipais (BIM) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), complementada com informações do Ipeadata, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), do banco de dados do Serviço Único de Saúde (Datasus) e do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (Siops), do Ministério da Saúde, e do Ministério da Educação, em particular aqueles referentes ao Fundef.

As informações sobre receita e despesa locais foram obtidas da Base de Finanças Municipais do Brasil (Finbra), da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), e sobre os partidos políticos são provenientes do Tribunal Superior Eleitoral (TSE). A tabela 1, a seguir, apresenta a lista completa das variáveis utilizadas nesta seção, com descrições sintéticas. A amostra compreende 3.427 localidades do total de 5.507 municípios brasileiros, em 2000, embora sejam utilizadas amostras um pouco menores nas estimações por setor (3.367) e em educação (3.426), pois as localidades com falta de informação ou algum outro problema detectado foram excluídas do conjunto de dados.

A variável dependente do modelo considera o valor das despesas correntes municipais, seja ele total ou *per capita* ou por função (educação e saúde). As variáveis-chaves são preço, renda e população. As duas primeiras adotam, cada uma, dois critérios diferentes, conforme descrito na tabela 1. Nota-se que os parâmetros de população e preço vão servir de base para o cálculo do efeito congestionamento, referido anteriormente e detalhado mais adiante.

15. Vale observar, também, a característica desses serviços como "bens meritórios" (*merit goods*), em que a soberania do consumidor é substituída pelo "paternalismo" governamental (TRESCH, 2002).



TABELA 1  
Variáveis dependente e explicativas: uma breve descrição

Variável dependente	Descrição
Despesa pública local ( $E$ ou $e$ )	O valor da despesa corrente municipal total ( $E$ ) ou <i>per capita</i> ( $e$ ) e setorial (educação e saúde) <i>per capita</i>
Variáveis explicativas	Descrição
Distância (matriz de contigüidade)	Variável "espacial", para mostrar a relevância do efeito vizinhança
Parcela de imposto – $b_a/b$ ( <i>tax share</i> )	Calculada por dois critérios: 1) total da receita tributária local/somatório da receita total dos municípios; e 2) razão entre renda mediana e renda média
Renda mediana – $y_a$	Calculada por dois critérios: renda mediana + parcela de imposto (dois critérios) x transferências intergovernamentais aos municípios <i>per capita</i>
População total – $N$	Número de habitantes dos municípios
Matriz $\Omega$ (características socioeconômicas)	Descrição
Faixas etárias: % da pop. acima de 60 anos; % da pop. até 17 anos; % da pop. até 15 anos; % da pop. de 0 a 4 anos.	Cidadãos maiores de 60 anos como parcela da população total; parcela dos jovens na faixa etária normal ou ampliada da educação fundamental (até 15 ou 17 anos); faixa etária base para índice de mortalidade infantil (0 a 4 anos)
Densidade demográfica	População total/área do município (variável escala)
Hospitais e unidades de serviços de saúde; esperança de vida; taxa de mortalidade	Indicadores utilizados como <i>proxies</i> de demanda por serviços de saúde
Matrícula ( <i>enrollment</i> ); IDHM – Educação; nº de alunos em escolas particulares	Indicadores utilizados como <i>proxies</i> de demanda por serviços em educação fundamental nos municípios
% de famílias cujo chefe ganha até um salário mínimo	<i>Proxy</i> de nível de pobreza local
Variáveis <i>dummy</i>	Descrição
Capital	Se a comunidade é (1) ou não (0) capital de estado
Participação em consórcio intermunicipal	<i>Proxy</i> para coordenação e organização administrativa entre municípios
Polígono da Seca; Programa Alvorada	Municípios localizados (1) ou não (0) na área de condição climática adversa
Regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul	Municipalidades localizadas nessas regiões recebem 1; zero caso contrário
Partidos políticos (PSDB, PMDB, PFL, PDT, PT) ou coligações de situação (PSDB, PFL, PMDB) ou oposição (PT, PDT, PSB e PPS) à época do estudo	Partido político do município ou de sua coligação

Elaboração dos autores.

Além dessas, os modelos estimados utilizam diversas variáveis socioeconômicas de controle, adequando-as dentro de contextos gerais (total ou *per capita*) ou particulares (setoriais). Finalmente, as variáveis *dummies* consideram aspectos locais ou políticos particulares presentes nos municípios.

## 4.2 Modelo e métodos econométricos

Seja  $n$  o número de municípios,  $y = (y_1, \dots, y_n)'$  o vetor de despesa municipal,  $X$  uma matriz de dimensão  $n \times p$ , contendo as características socioeconômicas municipais,  $\beta$  um vetor de dimensão,  $p$  de parâmetros desconhecidos e  $u$  um vetor de dimensão  $n$  de erros aleatórios. O modelo de regressão pode ser descrito como:

$$y_t = f(x_t; \beta) + u_t, \quad t = 1, \dots, n.$$

em que  $x_t$  denota um vetor de dimensão  $p$  de características do  $t$ -ésimo município. Como não existe uma informação *a priori* sobre a forma funcional de  $f$ , é prática comum assumir linearidade:

$$y = X\beta + u. \quad (9)$$

Outro aspecto importante dos modelos de regressão, neste caso particular, é a possibilidade de *efeitos espaciais* devido à existência de alguma relação entre as estruturas de eficiência municipal em pontos distintos no espaço. Em geral, quanto menor a área onde esses pontos (no caso, municípios) estão localizados, maior a probabilidade de correlação geográfica. Na realidade, existem diversas considerações pragmáticas ou respaldadas em modelos teóricos de interação social ou de agentes sobre a importância da interdependência espacial ou assimetria de relações espaciais. Os conceitos são aplicados em diferentes campos, tais como, normas sociais, efeito vizinhança, interação estratégica, entre outros (ANSELIN, 1992).

Nesse caso, a introdução desse aspecto é motivada menos pela sua consideração nos modelos teóricos tradicionais do eleitor mediano e mais pela peculiaridade dos dados (municipais) a serem utilizados na análise empírica.

Existem três diferentes estimadores apropriados para captar a dependência espacial, de acordo com a especificação do modelo: OLS com erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.) e sem a variável espacial, como no formato (9), ou como uma variável dependente com *lag* espacial (10), também conhecido como modelo auto-regressivo espacial e como estimador de máxima verossimilhança com erros auto-regressivos espacialmente (11) (ANSELIN, 1992), definidas nas formas a seguir:

$$y = \rho W y + X\beta + u \quad (10)$$

ou

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (11)$$

em que  $W$  é uma matriz  $n \times n$ , que controla a existência de efeitos vizinhança.

Aqui, o parâmetro  $\rho$  mede a correlação espacial e, se diferente de 0, o resultado de eficiência de um dado município é afetado diretamente pelos resultados de seus vizinhos. O parâmetro  $\lambda$  capta a autocorrelação espacial entre os erros com  $\varepsilon$  sendo um novo termo de erro<sup>16</sup> (REY; MONTOURI, 1999). Quando  $\lambda \neq 0$ , um choque ocorrido em uma unidade geográfica se espalha não só para os vizinhos imediatos, mas por todas as outras unidades. Essa simultaneidade torna endógeno o termo  $W y$ , que induz uma forma global de *spillover*, necessitando do

16. Note-se que não existe interesse direto na estimação de  $\lambda$  e  $\rho$ .

uso de técnicas especiais via estimadores de máxima verossimilhança (ML – *Maximum Likelihood*) ou variáveis instrumentais (ANSELIN, 1992).

Neste estudo serão usadas duas formas para a matriz de vizinhança  $W$ : *i*) padrão: o elemento  $(i, j)$  de  $W$  será 1 se os municípios  $i$  e  $j$  são vizinhos e 0, caso contrário, com vizinhança sendo definida como a distância geográfica que não exceder 50 quilômetros; e *ii*) ponderada: o elemento  $(i, j)$  de  $W$  será igual à distância entre municípios  $i$  e  $j$  dividida pela máxima distância encontrada; assim, tem-se uma medida entre 0 e 1 para todos os pares de municípios e não apenas uma medida binária de vizinhança, por critérios de contigüidade (*cut offs*) específicos.

A medida-padrão de correlação espacial está resumida no cálculo dos índices de Moran I e LISA (*Local Spatial Autocorrelation Analysis*), que medem a correlação espacial de uma variável  $y$  (univariada) ou de uma variável  $y$  em relação a uma variável  $x$  (multivariada) (ANSELIN; SYABRI; SMIRNOV, 2002). Como no caso da correlação usual, se os índices são iguais a 0 então não existe evidência de autocorrelação espacial. Se os índices são maiores ou menores que 0, existe evidência de autocorrelação espacial positiva ou negativa, respectivamente.

Os instrumentos de diagnóstico usados para identificar a dependência espacial nos dois modelos referidos anteriormente, de erros auto-regressivos ou *lag* espacial, são os testes de Multiplicador de Lagrange (LM). Os testes robustos são construídos para captar melhor falhas de especificação local do modelo (ANSELIN, 1992 e 1988; FLORAX; FOLMER; REY, 2003). Como os municípios diferem significativamente sob vários aspectos, é razoável esperar que os erros da regressão apresentem variâncias distintas. Então, leva-se em conta a existência de heterocedasticidade nessa estimação dos parâmetros. Contudo, é importante notar que modelos espaciais distintos podem muitas vezes induzir a padrões de correlação espacial radicalmente diferentes (ANSELIN, 2002).

Essa metodologia de análise espacial, com crescente aplicação na área de estudos regionais ou geográficos, vem recebendo tratamentos teóricos da econometria formal, por meio de técnicas como as propostas por Conley (1999). Nesse caso, especificamente, são considerados procedimentos baseados no estimador GMM Espacial (*Spatial Generalized Method of Moments*) para o tratamento de autocorrelação espacial em abordagens *cross-section*. Essa abordagem complementar é importante, entre outros motivos, porque as técnicas de econometria espacial padrões, em geral, são sensíveis à má especificação da matriz de vizinhança ( $W$ ). Isso constitui um sério problema quando a matriz não é observada e conhecida, inclusive com a possibilidade de dependência espacial heterogênea entre as regiões em estudo (CARVALHO; DA MATA; CHOMITZ, 2005). Segundo esses autores, a técnica de GMM Espacial de Conley (1999) corresponde a uma alternativa das técnicas espaciais padrões, mediante a apresentação de um estimador consistente

da matriz de covariância de dependência espacial, seguindo a idéia do estimador Newey-West, que é consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Além disso, por não assumir forma paramétrica, essa técnica dificilmente admite erros na especificação do modelo ou devido a *missing values*.

Finalmente, para complementar a análise econométrica anterior, é realizada uma investigação empírica com técnicas de Regressão Quantílica (RQ), introduzidas por Koenker e Bassett (1978). Enquanto a regressão clássica linear estima modelos para funções médias condicionais, o método de RQ oferece instrumentos de estimativas de modelos para funções medianas condicionais e também para outros quantis condicionais. A estimativa OLS considera apenas o efeito de uma variável explicativa independente no ponto médio da distribuição condicional da variável dependente. O uso da técnica de RQ permite analisar o impacto de variáveis explicativas em diferentes pontos da distribuição condicional da dependente. Isso possibilita a investigação dos impactos das variáveis independentes sobre a despesa pública local ao longo das classes de despesa. Assim, pode-se examinar as diferenças devido à heterogeneidade estrutural das despesas em várias localidades e diferentes efeitos de cada variável, de acordo com a classe de despesa levada em consideração.

A idéia básica é estimar o  $\tau$ -ésimo quantil de eficiência condicional sobre as diferentes variáveis explicativas, assumindo que esse quantil pode ser expresso como um preditor linear baseado nessas variáveis.<sup>17</sup> Considere  $(y_i, x_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$  uma amostra de uma dada população, em que  $x_i$  é um vetor  $K \times 1$  de variáveis explicativas. O  $\tau$ -ésimo quantil de  $y$ , a variável dependente, com  $0 < \tau < 1$ , é definido como:  $Q_y(\tau) = F^{-1}(\tau) = \inf \{y : F(y) \geq \tau\}$ , em que  $F$  é a função de distribuição contínua (não-condicional) de  $y : F(y) = \text{Prob}(Y \leq y)$ . No caso linear, a variável dependente  $y$  é uma função de  $x$  da forma:  $y_i = x_i \beta + \mu_i$ , em que  $\beta$  é o vetor de parâmetros e  $\mu_i$  é o vetor de erros aleatórios. Configura-se o caso dos quantis condicionais da distribuição de  $y$ , definido pela distribuição dos erros dos quantis:

$$\text{Pr}(y_i \leq y | x_i) = F_{\mu\tau}(y - x_i' \beta_\tau | x_i), \quad i = 1, 2, \dots, n$$

A função quantílica pode ser definida então, na forma:  $Q_\tau(y_i | x_i) = x_i' \beta_\tau + F_\mu^{-1}(\tau)$ . O  $\beta_\tau$  estimado da forma funcional quantílica, definido como um estimador da RQ, é encontrado da solução da seguinte função objetivo:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \tau |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \tau) |y_i - x_i' \beta| = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - x_i' \beta),$$

17. Para detalhes adicionais sobre o método, ver Koenker e Bassett (1978 e 1982), Buchinsky (1998), Koenker e Machado (1999) e Koenker e Hallock (2001).

em que  $\rho$  é a função *check* definida:

$$\rho_\tau(z) = \{\tau|z|, \text{ se } z \geq 0; \text{ e } (1-\tau)|z|, \text{ se } z < 0\}.$$

Nesse caso, a minimização dos valores absolutos para a função mediana convencional é observada, independentemente da minimização do quadrado dos resíduos. O modelo especifica a função quantílica condicional da variável dependente  $y$ , dada a matriz das variáveis explicativas  $X$  como:  $Q_y(\tau|X) = X\beta(\tau) + Q_\epsilon(\tau)$ ,  $\tau = [0, 1]$ , em que  $\beta$  é algum vetor de parâmetros e  $Q_\epsilon(\tau)$  é a função quantílica da distribuição de erros. A representação na forma de modelo de programação linear facilita a estimação dos parâmetros. A função objetivo anterior é uma soma ponderada dos desvios absolutos, provendo uma medida local robusta, tal que o vetor de coeficientes estimado não é sensível a observações extremas da variável dependente. Quando os erros não seguem uma distribuição regular, os estimadores de RQ podem ser mais eficientes que os estimadores OLS. Diferentes soluções para diferentes quantis podem ser interpretadas como diferenças nas respostas da variável dependente a mudanças nos regressores em diferentes pontos da distribuição condicional da variável dependente.

O estudo do comportamento assintótico das estimativas de RQ, que conduz a inferência sobre os coeficientes estimados, requer as seguintes hipóteses adicionais (KOENKER; BASSET, 1982): *i*) densidade: a distribuição do erro,  $F_\mu$ , tem uma densidade contínua e estritamente positiva,  $f_\mu$ , para todo  $z$ , tal que:  $0 < F_\mu(z) < 1$ ; *ii*) *picture*: a sequência  $\{x_i\}$  satisfaz  $n^{-1} \sum x_i x_i' \rightarrow D$ , uma matriz definida positiva; e *iii*) escala: a sequência das funções escala tem a forma  $\sigma_n(x) = 1 + x\gamma_n$ , em que  $\gamma_n = \gamma_0/(n)^{1/2}$ , para algum dado  $\gamma_0 \in R^k$ .

Para erros i.i.d.:  $(n)^{1/2} (\beta(\tau) - \hat{\beta}(\tau)) \rightarrow N(0, \Lambda_\tau)$ ,

em que  $\Lambda_\tau = [\tau(1-\tau)/f^2(F^{-1}(\tau))]D^{-1}$ .

Portanto, a precisão assintótica da estimativa de RQ para erros i.i.d. depende basicamente da quantidade:  $S(\tau) = [f(F^{-1}(\tau))]^{-1}$ , usualmente chamada de função densidade ou *sparsity* (TUKEY, 1975). Para erros não-i.i.d., a matriz de covariância limite toma a forma:  $(n)^{1/2} (\beta(\tau) - \hat{\beta}(\tau)) \rightarrow N(0, H_n^{-1} J_n H_n^{-1})$ , em que  $J_n(\tau) = \tau(1-\tau)n^{-1} \sum x_i x_i'$ ;  $H_n(\tau) = \lim n^{-1} \sum x_i x_i' f_i(\xi_i(\tau))$  e  $f_i(\xi_i(\tau))$  é a densidade condicional da variável resposta  $y_i$  estimada no  $\tau$ -ésimo quantil. No caso i.i.d., as funções  $f_i(\xi_i(\tau))$  são idênticas e o estimador *Huber Sandwich* (matriz de covariância robusta) iguala a expressão dos erros i.i.d.

Para fazer inferências baseadas nas hipóteses gerais, usa-se o teste de Wald. Segundo Koenker e Basset (1982), uma hipótese linear geral pode ser adotada sobre o vetor  $\zeta = (\beta(\tau_1)', \dots, \beta(\tau_m)')$  da forma:  $H_0: H\zeta = h$ .

O teste estatístico  $T_n = (H\zeta - h)' [H(\Omega \otimes (X'X)^{-1})H']^{-1} (H\zeta - h)$  é assintoticamente  $\chi^2$  sob a hipótese nula ( $H_0$ ). Essa formulação envolve uma grande variedade de situações, de testes simples sobre um único coeficiente a testes conjuntos com vários coeficientes e quantis. Portanto, é possível, por exemplo, testar a igualdade ou não das inclinações dos coeficientes nos quantis.

Assim, os estimadores clássicos (OLS, 2SLS, GMM Simples) são tratados em conjunto com técnicas espaciais (Geoda e GMM Espacial) e de RQ. A amostra considera os seguintes quantis (ou *percentis*): 0,10 (primeiro percentil – 10%), 0,25 (quartil inferior), 0,50 (mediana), 0,75 (quartil superior) e 0,90 (último percentil – 90%), isto é,  $\tau = 0,1; 0,25; 0,5; 0,75$  e  $0,9$ . Foi usado o método de estimação BR, proposto por Barrodale-Roberts, adequado para o caso de amostras em torno de 3.500 observações e que permite *rank test*. O método *rank* produz intervalos de confiança para os parâmetros estimados invertendo um *rank test* como descrito em Koenker (1994). Os erros foram considerados não-i.i.d., implementando a proposta de Koenker e Machado (1999), o que conduz para a presença de heterocedasticidade, presume linearidade local das funções quantílicas condicionais e computa uma estimativa *Huber sandwich*, usando uma estimativa local de *sparsity*. Note-se também que esse método satisfaz o critério *goodness-of-fit* (pseudo- $R^2$ ) para a seleção de modelo (KOENKER; MACHADO, 1999). Foram mantidas as variáveis explicativas estatisticamente significativas no modelo OLS.

### 4.3 Modelo com despesa total<sup>18</sup>

Neste modelo, os indivíduos maximizam uma função utilidade quase côncava sujeita a uma restrição orçamentária. O preço do bem privado ( $x$ ) é normalizado e igual a 1. Todos os indivíduos dentro da localidade consomem o mesmo nível de serviço público,<sup>19</sup> aqui denotado por  $z$ , cujo preço é  $p_z$ . As outras variáveis são a renda mediana individual ( $y_m$ ), a parcela de imposto ( $t_i$ ) e a receita total de impostos ( $T$ ). A quantidade ofertada de um serviço público por uma dada localidade é igual à quantidade mediana demandada por seus cidadãos com renda mediana. Assim, o problema individual consiste em maximizar a função utilidade, dada por:

$$u(x_i, z) \tag{12}$$

Sujeita à restrição orçamentária:

$$y_m = x + t_i b_m \tag{13}$$

18. O uso desse modelo resultou no estudo de Mendes e Sampaio Sousa (2006).

19. A variável  $z$  pode ser tratada como a utilidade do bem provido ao indivíduo (BERGSTROM; GOODMAN, 1973) ou a quantidade do bem capturado pelo indivíduo (BORCHERDING; DEACON, 1972). A medida de  $z$  está diretamente relacionada com o grau de publicidade do serviço público (REITER; WEICHENRIEDER, 1999).

em que  $y_m$  representa a renda do eleitor mediano,  $b_m$  a base de imposto e  $t_i$  a parcela de imposto. As funções demandas individuais dependem também da restrição orçamentária do governo, dada por:

$$cZ = G + t_i B \quad (14)$$

em que  $cZ$  é o custo médio ou marginal constante da produção do serviço público,<sup>20</sup>  $t_i B$  corresponde às receitas totais de impostos e  $G$  representa a transferência intergovernamental recebida pela comunidade. Recalculando (14) resulta que:

$$t_i = [cZ - G]/B \quad (15)$$

Devido à presença de congestionamento (*crowding out*) no consumo, a qualidade do serviço público depende do tamanho da população da comunidade ( $N$ ). Usando uma medida proporcional proposta por Bocherding e Deacon (1972), a função de produção do setor público ou função congestionamento pode ser escrita como:

$$Z = N^\gamma z \quad (16)$$

em que  $\gamma$  mede o efeito congestionamento ou efeito *crowding out*, e também a “publicidade” do bem. Se  $\gamma$  é igual à unidade, o serviço/bem é privado “puro” e não existe benefício de economias de escala para a comunidade: o consumo individual é igual a  $Z/N$ . Nesse caso, *club good* ou tamanho da cidade é irrelevante. Se  $\gamma$  é igual a 0, o serviço/bem é puramente público e  $Z = z$ . Porém, se  $\gamma$  é maior que a unidade, o bem é considerado supercongestionado marginalmente, e *camaraderie* (característica de bem livre), se menor que 1 (REITER; WEICHENRIEDER, 1999). Uma demanda adicional requer um aumento ou redução na oferta de  $Z$  de tal forma a manter  $z$  constante. Valores de  $\gamma$  entre 0 e 1 remetem à possibilidade dos serviços “impuros” ou com características mistas, parcialmente privados e públicos, em que os efeitos congestionamento estão presentes, mas ainda existem economias de escala no consumo.

O uso de (15) e (16) na restrição orçamentária do eleitor mediano (13) resulta em:

$$y_a = y_m + g(/b) = x + (b_m/b) cN^{\gamma-1} z \quad (17)$$

em que  $y_a$  corresponde à receita mediana aumentada pela parcela das transferências intergovernamentais *per capita*,  $g = G/N$ , e  $b = B/N$ , em que  $B$  é a base do imposto total local.<sup>21</sup> A renda total do eleitor mediano deve financiar as

20. Bergstrom e Goodman (1973, p. 280) mostraram que isso é possível mesmo se as comunidades produzem serviços públicos usando alguns insumos locais, cujos preços possam diferir de lugar para lugar, e se todas as comunidades apresentam funções de produção homotéticas idênticas e curvas de oferta totalmente elásticas para insumos.

21. Essa especificação pode ser entendida como uma adaptação de Turnbull e Djoundourian (1994, p. 225), que usam renda mais uma parcela de ajuda “refletindo um aumento da renda da comunidade”.

despesas privadas, bem como a parcela de custo na aquisição do serviço público  $(b_m/b)N^{\gamma-1}z$ . Reescrevendo (17) tem-se:

$$x = y_m + (b_m/b)[g - cN^{\gamma-1}z] \quad (18)$$

Inserindo (18) em (12) resulta no seguinte problema de maximização:

$$\max u = u[(y_m + (b_m/b)[g - cN^{\gamma-1}z]), z] \quad (19)$$

Assumindo que a maximização de (19) conduz a função demanda do eleitor mediano para um serviço público local,  $z$ , segue que:

$$z = z[y_a, (b_m/b), N] \quad (20)$$

Definindo o preço do imposto do serviço público como o custo individual de adquirir uma unidade monetária adicional de serviço público local, que pode ser derivado diferenciando  $y_a$  com relação à  $z$ . O preço do imposto é, portanto:

$$\partial y_a / \partial z = p = (b_m/b) cN^{\gamma-1} \quad (21)$$

Cada consumidor sabe seu próprio custo (preço) do imposto e é capaz de definir a quantidade de serviço<sup>22</sup> para a comunidade. Supondo a função demanda definida por (20)  $z = f(p_i, y_a)$ , caracterizada por elasticidades renda e preço constantes e adicionando um vetor  $\Omega_i$  de características socioeconômicas individuais e locais, que influencie a demanda, a função (20) pode ser escrita como:<sup>23</sup>

$$z = \alpha p^{\beta_1} y_a^{\beta_2} \prod_{i=1}^k \Omega_i^{\beta_i} \quad (22)$$

Usando (21) e arrumando os termos, o modelo para demanda usado é:

$$z = \alpha [(b_m/b) cN^{\gamma-1}]^{\beta_1} y_a^{\beta_2} \prod_{i=1}^k \Omega_i^{\beta_i} \quad (23)$$

Escrevendo (21) em termos de  $Z$ , por meio de (16), tem-se que:

$$Z = z N\gamma = \alpha [(b_m/b) cN\gamma-1]^{\beta_1} y_a^{\beta_2} N\gamma \prod_{i=1}^k \Omega_i^{\beta_i} \quad (24)$$

Finalmente, multiplicando (24) por  $p$  resulta em uma função estimável da despesa local,  $E$ :

$$E = p Z = p z N^{\gamma} = \alpha [(b_m/b) cN^{\gamma-1}]^{\beta_1} y_a^{\beta_2} N^{\gamma} \prod_{i=1}^k \Omega_i^{\beta_i} \quad (25)$$

Reescrevendo (25) na forma logarítmica, a equação (26) representa a equação-padrão para analisar a demanda por serviços públicos locais (omitindo os índices individuais para cada município):

22. Reiter e Weichenrieder (1997, p. 21) mostram três razões para os eleitores perceberem de maneira incorreta os custos dos serviços públicos: "ilusão fiscal"; "efeito flypaper" (ver também Wildasin, 1989, p. 360-361); e "complexidade de receita".

23. Edwards (1990) prevê o formato em que a forma multiplicativa (22) ou (23) equivale a assumir que a tecnologia de consumo é Hicks-neutra com relação a  $\Omega_i$ , isto é, essas variáveis não afetam de maneira distinta os "insumos" da função de demanda.



$$\ln E = k + \beta_1 [\ln (b_m/b)] + \beta_2 (\ln y_a) + \beta_3 (\ln N) + \sum_{i=4}^k \beta_i (\ln \Omega_i) + \varepsilon \quad (26)$$

em que  $k = (\ln \alpha + \beta_1 \ln c)$ ,  $\beta_1$  é a elasticidade-preço da demanda e a elasticidade-população,  $\beta_3$ , satisfaz a seguinte equação:

$$\beta_3 = \gamma(1 + \beta_1) - \beta_1 \quad (27)$$

#### 4.4 Modelo com despesa per capita

O modelo baseado na despesa *per capita* apresenta algumas diferenças em relação ao anterior.<sup>24</sup> A formalização desse modelo segue o mesmo caminho daquele com despesa total, descrito na seção anterior. A diferença surge a partir da equação (25) que, neste caso, terá de ser considerada em termos *per capita*, ou seja:

$$E/N = e = p Z/N = p z N^{-\gamma} / N = \alpha [(b_m/b) c N^{-\gamma-1}]^{\beta_1} y_a^{\beta_2} N^{-\gamma-1} \prod_{i=1}^k \Omega_i^{\beta_i} \quad (25')$$

A nova equação (26) representa a equação-padrão para analisar a demanda *per capita* por serviços públicos locais:

$$\ln e = k + \beta_1 [\ln (b_m/b)] + \beta_2 (\ln y_a) + \beta_3 (\ln N) + \sum_{i=4}^k \beta_i (\ln \Omega_i) + \varepsilon \quad (26')$$

em que  $k = (\ln \alpha + \beta_1 \ln c)$ ,  $\beta_1$  é a elasticidade-preço da demanda. A elasticidade-população  $\beta_3$  satisfaz a seguinte equação:

$$\beta_3 = (\gamma - 1) (\beta_1 + 1) \quad (27')$$

#### 4.5 Estimativas de demandas setoriais: saúde e educação

##### 4.5.1 Modelo do Eleitor Mediano Aplicado ao Setor Saúde

A aplicação nesta seção toma como base o modelo com despesa *per capita*. Nesse caso, os dados de despesa em saúde nos municípios foram obtidos do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (Siops),<sup>25</sup> do Ministério da Saúde, e as demais 14 variáveis,<sup>26</sup> do Censo Demográfico 2000, do IBGE, e da STN. A despesa média ou *per capita* em saúde é a variável dependente, para uma amostra de 3.367 municípios, em 2000.

24. Vale ressaltar que foram realizadas outras estimativas alternativas ao modelo apresentado: com o uso de outro critério para o *tax share* (calculado como a receita local/receita total, no primeiro estudo) e com a variável taxa de mortalidade (no lugar de esperança de vida). Porém, os resultados não foram melhores que os apresentados aqui. Conforme observa Reiter e Weichenrieder (1997, p. 17), a aplicação do *tax share* é problemática para comunidades em que o imposto sobre propriedade se restringe a apenas uma pequena parcela da receita total. No segundo caso, as diferenças encontradas resumem-se à insignificância da taxa de mortalidade para as menores cidades – percentis 0,75 e 0,9 (ao contrário da esperança de vida, que é significante para todas as faixas de despesas *per capita*).

25. Note-se que esse setor foi o único sobre o qual não foram utilizados dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Essa fonte considera o setor de saúde em conjunto com o de saneamento, o que influenciou a decisão de usar dados exclusivos para saúde, encontrados no Siops.

26. Muitas das variáveis utilizadas neste estudo compõem os mesmos ou semelhantes indicadores de acompanhamento do setor pelo Ipea (2004), agrupados em condições sanitárias (esperança de vida e taxas de mortalidade); infra-estrutura (leitos hospitalares); cobertura e produção de serviços (rede ambulatorial).

Algumas modificações em relação ao modelo com despesa *per capita* são implementadas, de forma a adequar a análise ao contexto específico do setor de saúde. Nas variáveis de localização, os municípios da região Nordeste são substituídos por *dummies*, que representam aquelas localidades integrantes do Programa Alvorada, de Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) abaixo de 0,5 e aquelas pertencentes à região Norte. Isso torna o Nordeste uma referência para a análise regional. Por fim, variáveis explicativas ou de controle mais compatíveis com a demanda por saúde pública são incorporadas ao modelo a ser estimado, conforme descrito a seguir.

#### 4.5.1.1 Autocorrelação espacial e resultados

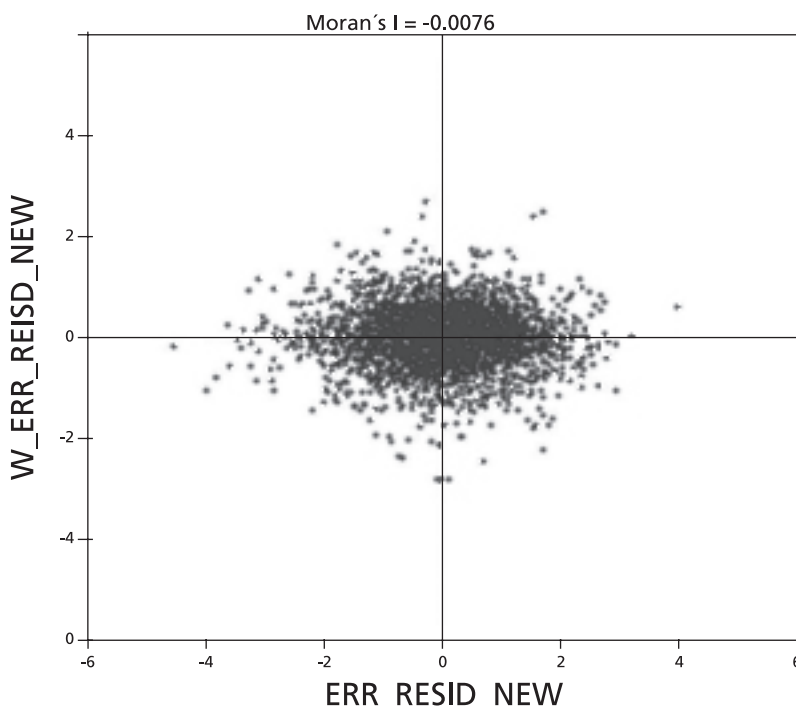
O instrumental econométrico é aplicado nesse caso do serviço de saúde para avaliar a existência de autocorrelação espacial nas despesas *per capita* locais. Assim como para as despesas *per capita*, o índice I de Moran, calculado (0,129) para a despesa média em saúde, acusa a presença de autocorrelação espacial. Da mesma forma, o diagnóstico da estimativa OLS apresenta o método LM com erros AR espacial como mais significativo e, portanto, mais adequado de ser aplicado. No gráfico 1 é apresentado o índice I de Moran, já corrigido pela aplicação do método LM, que considera a autocorrelação espacial. Por questão de praticidade, serão apresentados, na tabela 2, somente os resultados relativos a esse último método, em conjunto com os resultados referentes à utilização do método GMM espacial.

Nesse caso, observa-se somente uma diferença entre os resultados dos dois métodos citados para a variável taxa de mortalidade infantil, com coeficiente significativo apenas no resultado do GMM Espacial. Os demais parâmetros estimados apresentam sinais, níveis de significância e valores semelhantes em ambos os métodos. Vale lembrar que o método GMM Espacial considera o critério de contigüidade (*cut off*) igual a 0,5 ( $\approx 50$  Km), diferente do LM que usa uma matriz-padrão (0-1).

A alta elasticidade-preço encontrada sugere a característica de um bem “não-essencial”. Ao mesmo tempo, a elasticidade-renda (superior à unidade) reforça esse resultado e expressa a característica de um bem normal e superior (“de luxo”), corroborado na literatura do eleitor mediano sobre bens meritórios (GONZALEZ; MEANS; MEHAY, 1993). Os coeficientes das variáveis de população e da taxa de urbanização apresentam os sinais esperados (negativo e positivo, respectivamente). Enquanto o primeiro efeito já é bastante conhecido, o último demonstra a forte pressão de demanda advinda da urbanização.

Os parâmetros de congestionamento calculados nos dois métodos – 0,155 (LM) e 0,245 (GMM Espacial) – mostram um alto grau de “publicidade” (*publicness*) do serviço de saúde no país, resultado esse compatível com as análises especializadas sobre o setor.

GRÁFICO 1  
Despesa *per capita* saúde – índice I de Moran



Fonte: DataSUS/Siops/Ministério da Saúde.

TABELA 2  
Despesa *per capita* saúde – resultados LM Erro AR e GMM Espaciais

Variáveis	Método LM Erro AR Espacial				Método GMM Espacial		
	Coefficientes	Erro-padrão	Valor-z	Prob.	Coefficientes	Erro-padrão	Prob.
Intercepto	-2,90461	0,33272	-8,72987	0,00000	-2,968	0,39133	3,34E-14
Preço ( <i>tax share</i> )	-0,85823	0,04374	-19,61983	0,00000	-0,84398	0,04827	0,00000
Renda mediana	1,32567	0,03230	41,04707	0,00000	1,31200	0,03843	0,00000
Pop. total	-0,11981	0,01246	-9,61856	0,00000	-0,11781	0,01343	0,00000
% da pop. 0 a 4 anos	0,34029	0,04155	8,19008	0,00000	0,32998	0,06152	0,00000
% da pop. mais 60 anos	0,12118	0,02977	4,06999	0,00005	0,12128	0,03955	0,00217
Taxa urbanização	0,05798	0,01859	3,11873	0,00182	0,06801	0,01806	0,00017
Taxa de mortalidade	0,04140	0,02658	1,55727	0,11941	0,06051	0,02707	0,02541
Hospitais	0,11047	0,01229	8,98859	0,00000	0,10975	0,01280	0,00000
% de dom. c/ chefe até 1 SM	0,09395	0,01281	7,33649	0,00000	0,09453	0,01355	0,00000
Programa Alvorada	0,06681	0,02643	2,52752	0,01149	0,05512	0,02533	0,02955
Região N	-0,05244	0,04803	-1,09177	0,27493	-0,03875	0,04770	0,41659
Região CO	-0,13626	0,04375	-3,11460	0,00184	-0,12620	0,04188	0,00258
Região SE	0,09608	0,03497	2,74755	0,00600	0,10746	0,03441	0,00179
Região S	-0,14668	0,03855	-3,80519	0,00014	-0,13386	0,03812	0,00045
LAMBDA ( $\lambda$ )	0,21088	0,02190	9,63067	0,00000	-	-	-

Elaboração dos autores.

Obs.: LM Erro AR Espacial:  $R^2$ : 0,517136;  $R^2$  (BUSE): - ; Sq. Correlação: - ; Log likelihood: -1.282,75.

Variância: 0,124045; Critério Akaike info: 2.595,51; Erro-padrão: 0,3522; Critério Schwarz: 2.687,335736.

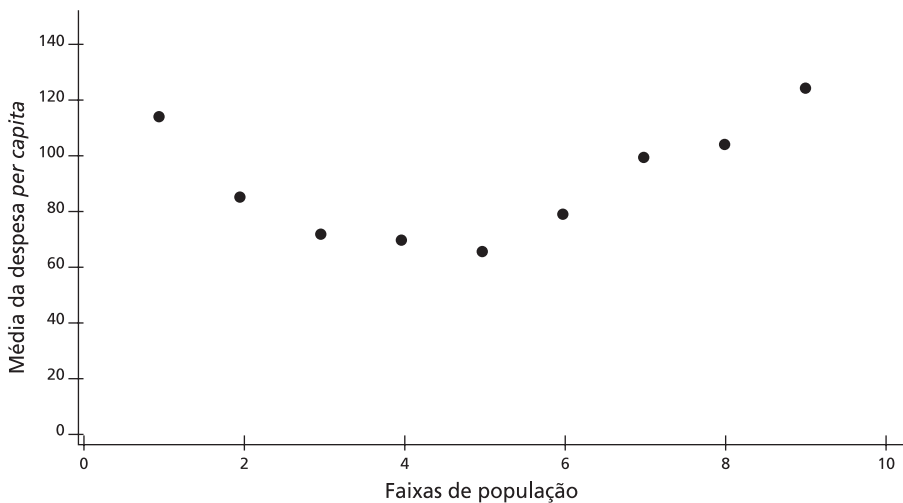
GMM Espacial: *Horizontal cutoff value*: 0,5; *Vertical cutoff value*: 0,5; *J-statistics*: 4,7261e-022; *J-statistics p-value*: 1.

As demais variáveis apresentam sinais esperados, com destaque para os efeitos das parcelas da população de 0 a 4 anos e acima de 60 anos, dos domicílios cujo chefe de família ganhe até um salário mínimo (SM) – *proxy* de pobreza –, da taxa de urbanização e da rede hospitalar como fontes importantes de demanda por serviços de saúde, com efeitos positivos sobre a despesa média do serviço. As variáveis locacionais exprimem diferenças regionais, mostrando a maior demanda por serviços de saúde nas regiões Nordeste (Programa Alvorada) e Sudeste, relacionada a fatores distintos, como já mencionado. Os resultados negativos para as regiões Sul e Centro-Oeste devem ser entendidos levando-se em conta a região Nordeste como referência.

#### 4.5.1.2 Resultados da regressão quantílica

A estimativa do modelo com base no método de RQ mantém as mesmas variáveis adotadas na seção anterior. Note-se, primeiramente, que o formato da curva de despesa *per capita* em saúde segue padrão<sup>27</sup> semelhante ao da despesa *per capita* total, mas com uma inclinação mais acentuada nas últimas faixas de população, como mostra o gráfico 2.

GRÁFICO 2  
Média despesa *per capita* saúde x faixas populacionais



Fonte: Dados de saúde: DataSUS/Siops/Ministério da Saúde. Dados de população: Censo 2000/IBGE. Elaboração dos autores.

27. Consideram-se nove faixas de população, em número de habitantes e de municípios (entre parênteses): até 5 mil (601); de 5 mil a 10 mil (771); de 10 mil a 20 mil (897); de 20 mil a 30 mil (380); de 30 mil a 50 mil (278); de 50 mil a 100 mil (250); de 100 mil a 200 mil (95); de 200 mil a 500 mil (71); acima de 500 mil (24).

Como o método espacial não se aplica nesse caso, o fator distância é incluído no modelo para captar o efeito vizinhança. Os resultados encontrados (tabela 3) corroboram os anteriores e são compatíveis em termos de sinais, valores e significâncias, com algumas qualificações, em termos de significância ou diferenças, de acordo com as classes de despesa média consideradas.

O efeito vizinhança não é significativo somente nas duas classes opostas de despesa média (0,1 e 0,9), logo os parâmetros estimados não podem ser considerados distintos nas várias classes de despesa média. Isso demonstra a importância do efeito vizinhança, em certos casos, mas não acrescenta informação em relação aos métodos espaciais, considerados anteriormente.

O efeito preço segue o padrão (negativo) já comentado, mas apresenta valores bastante distintos (superiores), o que aponta para características de um serviço menos “básico ou essencial”, com efeitos mais intensos na maior classe de despesa média, associada com cidades de menor ou maior porte. No caso do efeito renda, porém, o teste não confirma efeitos distintos apenas entre o primeiro e o segundo percentis. Nos demais, as diferenças são significativas ao nível de 1%, exceto entre o segundo e último percentil (a 10%), sugerindo elasticidades-renda maiores (características de serviços de “luxo”) para os municípios (pequenos ou grandes) presentes nas classes de despesa média superiores. Quanto à população total, o impacto (negativo) é decrescente ao longo das classes de despesa, demonstrando que a presença do efeito escala é menor nos municípios menores (ou desconomias nos maiores). Corroborando esses resultados, a taxa de urbanização afeta positivamente a despesa média, embora os coeficientes não sejam distintos ao longo das classes de despesa.

As estimativas para o parâmetro de congestionamento ao longo das classes de despesa *per capita* (0,426; 0,431; 0,524; -0,387; e 3,436) mostram uma forte variabilidade desse efeito, chegando em certos casos a valores negativos (*camaraderie*) ou acima da unidade (*gridlock*). Esses resultados destoam dos anteriores. No penúltimo percentil, surge o que se denomina *camaraderie* e o resultado pode ser explicado pela predominância de pequenos municípios, onde os serviços de saúde são fortemente subsidiados.<sup>28</sup> Já no último percentil, o valor estimado bem acima da unidade reflete a inclusão de cidades, como São Paulo e Rio de Janeiro, que podem estar distorcendo o resultado, por apresentarem características de “supercongestionamento” (*gridlock*).

---

28. A livre provisão de serviços públicos pode ser vista como o caso-limite de subsídio, com o consumo do serviço a preço abaixo do custo de produção (ATKINSON; STIGLITZ, 1987).

TABELA 3  
Despesa *per capita* saúde – resultados regressão quantílica

Variáveis	.10	.25	.50	.75	.90
Intercepto	-2,24275 *** (0,54357)	-2,61875 *** (0,48615)	-3,31020 *** (0,37524)	-3,19233 *** (0,40888)	-3,43440 *** (0,46898)
Distância	0,00590 (0,00767)	0,01280 * (0,00708)	0,01084 * (0,00589)	0,01273 *** (0,00571)	0,01092 (0,00784)
Preço ( <i>tax share</i> )	-0,69194 *** (0,06369)	-0,73361 *** (0,05682)	-0,79113 *** (0,05054)	-0,93381 *** (0,05420)	-1,03416 *** (0,06127)
Renda mediana	1,19766 *** (0,05098)	1,25692 *** (0,04470)	1,28789 *** (0,03568)	1,32507 *** (0,03821)	1,35458 *** (0,04136)
População total	-0,17697 *** (0,01834)	-0,15157 *** (0,01680)	-0,09943 *** (0,01371)	-0,09180 *** (0,01416)	-0,08323 *** (0,01815)
Taxa urbanização	0,04871 * (0,02734)	0,05965 *** (0,02330)	0,06397 *** (0,01760)	0,06224 *** (0,02094)	0,07403 *** (0,02490)
% da pop. de 0 a 4 anos	0,34829 *** (0,09545)	0,36907 *** (0,08300)	0,28386 *** (0,04765)	0,31420 *** (0,06283)	0,29853 *** (0,05980)
% da pop. com mais 60 anos	0,06188 (0,05814)	0,06345 (0,05339)	0,09740 *** (0,03313)	0,16928 *** (0,03646)	0,21844 *** (0,04294)
Hospitais	0,11854 *** (0,01833)	0,10975 *** (0,01632)	0,09845 *** (0,01222)	0,10460 *** (0,01418)	0,10924 *** (0,01781)
Taxa de mortalidade	0,05307 (0,03360)	0,03127 (0,03255)	0,06432 ** (0,02650)	0,04155 (0,02871)	0,10270 *** (0,03555)
% de dom. até 1SM	0,08989 *** (0,01797)	0,09816 *** (0,01600)	0,09400 *** (0,01230)	0,10206 *** (0,01404)	0,10286 *** (0,01668)
Programa Alvorada	0,09071 *** (0,03523)	0,03459 (0,03167)	0,06727 ** (0,02752)	0,08145 *** (0,02634)	0,01006 (0,03527)
Região N	-0,14611 * (0,08537)	-0,12713 ** (0,05152)	-0,02520 (0,06690)	0,07597 (0,04924)	0,06074 (0,06571)
Região CO	-0,05845 (0,04868)	-0,13398 ** (0,05748)	-0,09520 ** (0,04273)	-0,06028 (0,04518)	-0,15703 *** (0,06088)
Região SE	0,20533 *** (0,04062)	0,13071 *** (0,04012)	0,12844 *** (0,03290)	0,09135 *** (0,03457)	0,04358 (0,04444)
Região S	-0,06389 (0,04573)	-0,15007 *** (0,04421)	-0,13534 *** (0,03723)	-0,13316 *** (0,04076)	-0,10309 ** (0,04863)

Elaboração dos autores.

Nota: Em parênteses: erro-padrão dos parâmetros estimados.

Obs.: \* Significante a 10%.

\*\* Significante a 5%.

\*\*\* Significante a 1%.

Nas demais variáveis de controle são encontradas diferenças específicas nos vários quantis. É importante observar os efeitos positivos e crescentes nas classes de despesa das variáveis percentual da população com mais de 60 anos e taxa de mortalidade (nesse caso, apenas entre o segundo e o último percentil e entre os dois últimos). Esse resultado confirma a relevância dessas variáveis na determinação da demanda de saúde, especialmente nas cidades de menor ou maior porte.

As variáveis percentual da população entre zero e quatro anos, domicílios cujos chefes de família ganham até um SM (*proxy* de pobreza) e número de hospitais contribuem para elevar a despesa média em saúde, porém esse impacto não

representa diferença significativa entre os quantis considerados. Finalmente, as variáveis de localização atuam de modo diferenciado na despesa média. O Programa Alvorada (que, em geral, atende municípios do Nordeste) e a região Sudeste exercem efeitos positivos, enquanto as demais regiões, efeitos negativos devido à região Nordeste ser tomada como referência.

#### 4.5.2 Modelo do Eleitor Mediano Aplicado à Educação

O modelo para estimar a demanda por educação municipal é semelhante ao aplicado anteriormente no caso do serviço de saúde. Os dados de despesa em educação (e cultura)<sup>29</sup> nos municípios foram obtidos do Finbra da STN e as demais quinze variáveis socioeconômicas explicativas do modelo, características da demanda pelo serviço, provêm do Censo Demográfico do IBGE e da STN (despesa e transferências intergovernamentais). Dessa maneira, estima-se o modelo com a despesa média ou *per capita* em educação como variável dependente para uma amostra de 3.426 municípios, em 2000.

##### 4.5.2.1 Autocorrelação espacial e resultados

O mesmo instrumental econométrico anterior é utilizado para avaliar a existência de autocorrelação espacial nas despesas *per capita* locais em educação nos municípios brasileiros. O índice I de Moran calculado pelo método clássico (OLS) foi de 0,128, confirmando, também nesse serviço, a presença de autocorrelação espacial. O diagnóstico realizado na estimativa OLS sugere o uso do método LM nos erros AR espacial como o mais significativo. Nesse caso, como antes, são apresentados somente os resultados desse último método, em conjunto com os resultados do método GMM Espacial, conforme descritos na tabela 4.

Os dois métodos utilizados apresentam resultados semelhantes em relação aos sinais esperados e aos níveis de significância dos parâmetros estimados; com exceção daqueles das variáveis capital e coligação 1, todos os demais parâmetros são significativos ao nível de 1%, de 5%, no caso da população com mais de 15 anos (no GMM), ou de 10% (coligação 2 e participação em consórcios). Com respeito aos valores dos parâmetros estimados pelos dois métodos, observa-se que todas as variáveis apresentam resultados semelhantes, exceto a relativa à população com mais de 15 anos alfabetizada. As diferenças encontradas, porém, podem ser explicadas em função dos critérios de vizinhança implícitos nos métodos adotados, como já discutido anteriormente. Vale lembrar que o método GMM Espacial é considerado mais robusto.

Finalmente, verifica-se que após a estimativa pelo método LM erro, o índice I de Moran corresponde a -0,0102 (gráfico 3), conforme o resultado corrigido para a autocorrelação espacial encontrada por meio da regressão clássica (OLS).

29. Apesar dos dados contidos na base Finbra/STN agregar educação e cultura, a parcela referente à primeira função é considerada preponderante.

TABELA 4  
Despesa *per capita* educação – resultados LM Erro Espacial e GMM Espacial

Variáveis	Estimação LM – Modelo Erro Espacial				GMM Espacial		
	Coef.	Erro-padrão	Valor-z	Prob.	Coef.	Erro-padrão	Prob.
Intercepto	-0,8876	0,1953	-4,5441	0,0000	-0,8503	0,2659	0,0014
Preço	-0,7850	0,0342	-22,9301	0,0000	-0,7681	0,0436	0,0000
Renda mediana	1,1783	0,0224	52,5011	0,0000	1,1703	0,0268	0,0000
População total	-0,0820	0,0110	-7,4826	0,0000	-0,0766	0,0172	0,0000
Densidade demográfica	-0,0238	0,0058	-4,0954	0,0000	-0,0217	0,0061	0,0004
Alunos - escolas particulares	-0,0341	0,0067	-5,0881	0,0000	-0,0379	0,0102	0,0002
% da pop. com mais de 15 anos alfab.	-0,2468	0,0716	-3,4493	0,0006	-0,1852	0,0775	0,0169
% da pop. com menos de 15 anos	0,9796	0,0054	180,0732	0,0000	0,9784	0,0071	0,0000
Capital	0,0011	0,0553	0,0191	0,9847	-0,0257	0,0586	0,6611
Região N	0,4607	0,0372	12,3993	0,0000	0,4710	0,0323	0,0000
Região CO	0,2149	0,0381	5,6481	0,0000	0,2180	0,0335	0,0000
Região SE	0,5162	0,0353	14,6098	0,0000	0,5149	0,0303	0,0000
Região S	0,2901	0,0362	8,0141	0,0000	0,2943	0,0326	0,0000
Coligação 1 (situação)	-0,0122	0,0148	-0,8240	0,4100	-0,0170	0,0137	0,2140
Coligação 2 (oposição)	-0,0285	0,0172	-1,6588	0,0972	-0,0349	0,0188	0,0635
Part. em consórcio municipal	-0,0207	0,0116	-1,7793	0,0752	-0,0243	0,0138	0,0775
LAMBDA ( $\lambda$ )	0,2661	0,0212	12,5640	0,0000	-	-	-

Elaboração dos autores.

Notas: LM Erro AR Espacial:  $R^2$ : 0,914579;  $R^2$  (BUSE): - ; Correlação Sq.: - ; Log *likelihood*: 306,02.

Variância: 0,068762; Critério de Akaike info: 644,03.

Erro-padrão da regressão: 0,262225; Critério de Schwarz: 742,256136.

*Mean dependent var.* 5,030420; *S.D. dependent var.* 0,897206.

Graus de liberdade: 3410.

GMM Espacial: *Horizontal cutoff value:* 0,5; *Vertical cutoff value:* 0,5.

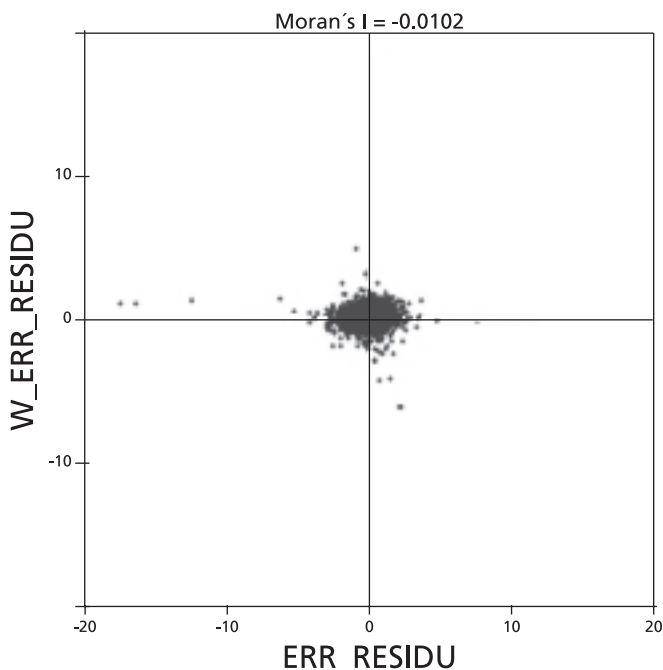
*J*-statistics: 3,8257e-021; *J*-statistics *p*-value: 1.

Note-se que as elasticidades-renda estimadas, superiores à unidade, vão ao encontro de estudos anteriores, segundo os quais os bens meritórios (*merit goods*) tendem a apresentar características de bens de “luxo”. Uma síntese desses estudos encontra-se no trabalho de Sanz e Velázquez (2002). Os parâmetros de congestionamento calculados nos dois métodos (0,619 – LM; e 0,670 – GMM Espacial) mostram que no caso da educação, diferentemente do setor saúde, o efeito congestionamento é mais acentuado, reduzindo o caráter de “publicidade” (*publicness*) do serviço educação. Porém, mesmo nesse caso, mantém-se o argumento anterior sobre a presença de economias de escala no consumo desse serviço.

Esse aspecto é corroborado, ainda, pelos resultados do coeficiente da população e dos fatores redutores da despesa: densidade demográfica e participação em consórcio municipal. Alunos em escolas particulares, como serviço privado substituto ao público, assim como a parcela da população acima de 15 anos alfabetizada, também constituem fatores redutores da despesa média em educação, como esperado. A parcela da população diretamente envolvida na provisão de serviços de educação municipal (ensinos básico e fundamental), abaixo de 15 anos, consiste em fonte de aumento de despesa na área.



GRÁFICO 3  
Despesa *per capita* educação – índice i de Moran



Fonte: Ministério da Educação e Finbra/STN.

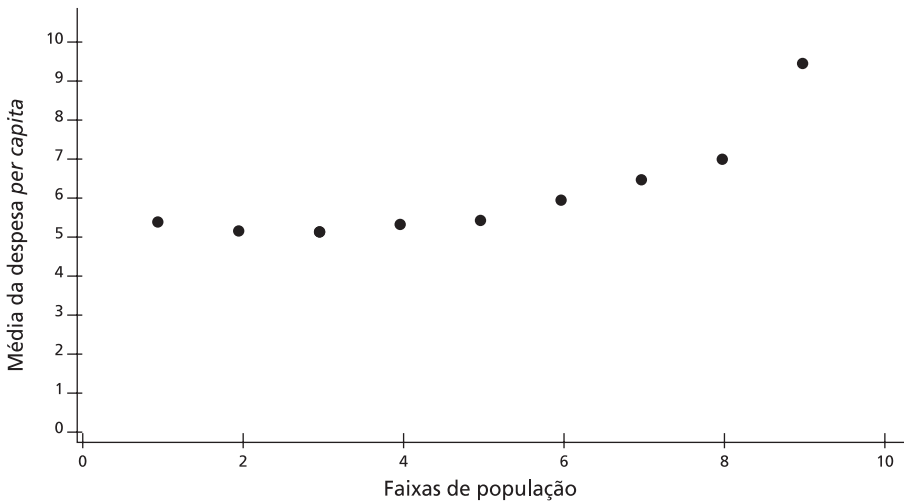
Do ponto de vista regional, a única diferença nos efeitos (positivos) da localização do município diz respeito aos valores distintos dos coeficientes estimados em cada região. Em geral, as regiões Nordeste e Sudeste requisitam demandas maiores para os serviços de educação, em relação às demais, por motivos já discutidos. Por fim, do ponto de vista político, o coeficiente estimado da coligação 2 (de oposição) apresenta efeito redutor na despesa média, o que não é um resultado esperado, em virtude da hipótese de que o eleitor votaria em partidos de oposição para aumentar as despesas sociais, especialmente em educação (ver tabela 4).

#### 4.5.2.2 Resultados da regressão quantílica

A estimativa do modelo pelo método de RQ mantém as mesmas variáveis adotadas na seção anterior, excluída a variável capital, dada a insignificância do coeficiente.<sup>30</sup> No entanto, o formato da curva de despesa *per capita* em educação (gráfico 4) segue padrão um pouco distinto dos anteriores.

30. As faixas populacionais, nesse caso, são semelhantes às anteriores (ver nota 27), alterando apenas o número de municípios em cada faixa: 609, 789, 920, 385, 283, 250, 95, 71 e 24, respectivamente.

GRÁFICO 4

Média despesa *per capita* educação (log) x faixas populacionais

Fonte: Dados de educação: Ministério da Educação e STN. Dados de população: Censo 2000 (IBGE).  
Elaboração dos autores.

A despesa decresce apenas entre as faixas 1 e 2 e torna-se crescente a partir daí, com um pico na faixa acima de 500 mil habitantes. Isto é, existe maior homogeneidade no custo médio nas faixas populacionais de 1 a 5.

Na RQ, como já explicado, inclui-se o fator distância para captar o efeito vizinhança. Há compatibilidade entre os resultados do método RQ e os anteriores, exceto na parcela da população menor de 15 anos e na participação em consórcios municipais.

Quanto aos testes das diferenças nas elasticidades calculadas nos quantis, as variáveis renda mediana, preço, densidade demográfica, alunos em escolas particulares, população com mais de 15 anos alfabetizada, região Sudeste, participação em consórcio municipal e coligação 2 apresentam diferenças nos valores dos parâmetros calculados entre as várias classes de despesa *per capita*.

Na comparação com quantis específicos outras variáveis também apresentam valores diferentes: *i)* distância: entre o primeiro ou o segundo percentis e a mediana; *ii)* região Sul: entre o primeiro e o último percentis; e *iii)* coligação 1: entre os dois últimos percentis. Finalmente, no caso de população, são encontrados vários diferenciais comparando-se diversos grupos de quantis. No que diz respeito aos resultados, observa-se, a partir da tabela 3, que as elasticidades-preço (negativas) e renda (positivas) aumentam na medida do crescimento da classe de despesa *per capita*, mostrando que em classes superiores (em particular nas cidades de menor porte) a característica de bem “menos essencial” ou de “luxo”

é acentuada. A elasticidade populacional tem efeitos decrescentes ao longo das classes de despesa *per capita*, o que sugere menor efeito escala nas maiores cidades. Esse efeito também é captado pela variável densidade demográfica, porém menos acentuado no quintil mediano e crescente para os percentis menores (cidades menores) e maiores (cidades maiores). A participação em consórcio é também um fator de redução de custos (economia de escala), apesar dos coeficientes não serem considerados distintos entre os quantis, assim como não são significantes para classes de despesa *per capita* extremas (0,1 e 0,9).

TABELA 5  
Despesa *per capita* educação – resultado regressão quantílica

Variáveis	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Intercepto	-0,7242 *** (0,2780)	-0,5183 *** (0,2142)	-0,4644 ** (0,2085)	-0,4758 ** (0,1887)	-1,0564 *** (0,2319)
Distância	0,0132 ** (0,0063)	0,0025 (0,0041)	0,0012 (0,0045)	0,0061 (0,0039)	0,0031 (0,0048)
Preço ( <i>tax price</i> )	-0,6487 *** (0,0482)	-0,6870 *** (0,0364)	-0,7594 *** (0,0361)	-0,7520 *** (0,0323)	-0,8282 *** (0,0376)
Renda mediana	1,1114 *** (0,0322)	1,1323 *** (0,0234)	1,1344 *** (0,0226)	1,1534 *** (0,0211)	1,2498 *** (0,0264)
População total	-0,1153 *** (0,0132)	-0,1064 *** (0,0107)	-0,0942 *** (0,0110)	-0,0925 *** (0,0097)	-0,0701 *** (0,0133)
Densidade demográfica	-0,0390 *** (0,0070)	-0,0280 *** (0,0061)	-0,0192 *** (0,0059)	-0,0229 *** (0,0050)	-0,0318 *** (0,0063)
Alunos em escola particular	-0,0093 (0,0075)	-0,0244 *** (0,0064)	-0,0353 *** (0,0068)	-0,0317 *** (0,0060)	-0,0410 *** (0,0085)
% da pop. com mais de 15 anos alfabetizada	-0,3559 *** (0,0752)	-0,1582 ** (0,0689)	-0,1346 ** (0,0654)	-0,0441 (0,0531)	-0,0310 (0,0758)
% da pop. com menos de 15 anos	0,9909 *** (0,0086)	0,9853 *** (0,0062)	0,9879 *** (0,0062)	0,9869 *** (0,0057)	0,9885 *** (0,0072)
Região NE	0,4542 *** (0,0290)	0,4938 *** (0,0288)	0,4683 *** (0,0413)	0,4397 *** (0,0383)	0,4276 *** (0,0400)
Região CO	0,2012 *** (0,0310)	0,2276 *** (0,0280)	0,2302 *** (0,0425)	0,2073 *** (0,0384)	0,1611 *** (0,0381)
Região SE	0,5282 *** (0,0276)	0,5427 *** (0,0249)	0,5159 *** (0,0399)	0,4538 *** (0,0385)	0,4164 *** (0,0392)
Região S	0,3128 *** (0,0242)	0,2814 *** (0,0260)	0,2752 *** (0,0409)	0,2545 *** (0,0396)	0,2362 *** (0,0411)
Coligação 1 (situação)	-0,0182 (0,0150)	-0,0161 (0,0135)	-0,0110 (0,0152)	-0,0302 ** (0,0126)	-0,0088 (0,0130)
Coligação 2 (oposição)	-0,0453 ** (0,0227)	-0,03772 ** (0,01812)	-0,00454 (0,0184)	-0,03339 ** (0,01551)	0,00255 (0,01496)
Participação em consórcio municipal	0,0209 (0,0160)	-0,0254 ** (0,0117)	-0,0425 *** (0,0120)	-0,0262 ** (0,0113)	-0,0158 (0,0141)

Elaboração dos autores.

Nota: Em parênteses: erro-padrão dos parâmetros estimados.

Obs.: \* Significante a 10%.

\*\* Significante a 5%.

\*\*\* Significante a 1%.

Com relação aos parâmetros de congestionamento calculados pelos vários métodos (LM = 0,6186; GMM = 0,6697; e RQ = 0,672; 0,660; 0,608; 0,627; e 0,592), as diferenças encontradas, considerados os vários percentis, mostram o grau de publicidade do serviço em educação inferior ao de saúde, apesar de aumentar ao longo das classes de despesa *per capita*, em particular nas cidades de maior porte. Apesar de inferiores aos valores do modelo geral de despesa *per capita*, os parâmetros demonstram a mesma característica anterior em face das “indivisibilidades” (efeito “zôo”) ou da diversificação, que remete a serviços mais caros capazes de influenciar o valor do parâmetro encontrado nos serviços educacionais.

As variáveis que identificam mais especificamente a demanda por serviços no setor são alunos em escolas particulares, população com mais de 15 anos alfabetizada e população com menos de 15 anos. Elas apresentam os sinais esperados, com destaque para as duas primeiras, que compreendem fatores substitutos ou redutores da demanda por educação, e acusam, no primeiro caso, efeitos (negativos) maiores nas classes de despesa *per capita* maiores (cidades de maior porte), ocorrendo o contrário no segundo caso. O efeito positivo da terceira variável, como esperado, não pode ser considerado distinto entre os vários quantis.

Por fim, os coeficientes das variáveis de localização (regionais) mostram que as regiões Nordeste e Sudeste apresentam demandas maiores por educação. No caso do Sudeste, são identificados efeitos maiores nas classes de despesa menores, o que sugere uma maior eficiência das cidades de porte médio nessa região. Por fim, as coligações 1 (situação) e 2 (oposição) sofrem as mesmas influências redutoras na despesa *per capita* em educação, mas significantes apenas no último percentil (no caso da oposição, também nos dois primeiros quantis). Esse resultado pode ser atribuído, em parte, ao fato de a legislação “rígida” para a provisão desse serviço nos municípios deslocar o foco de interesse político para outras áreas de serviços públicos locais.

## 5 CONCLUSÕES

As estimativas de demanda por serviços públicos locais para os municípios brasileiros, com base no modelo do eleitor mediano, foram realizadas para dois casos setoriais (saúde e educação). Os resultados são consistentes com a estrutura teórica e empírica, discutida na seção 2, sugerindo que a abordagem do eleitor mediano pode ser útil para descrever o comportamento da despesa pública local no Brasil. Foram utilizados vários métodos alternativos de estimação (OLS, LM, 2SLS, GGM simples, GMM Espacial e RQ), que sustentam a robustez dos resultados encontrados.

De maneira específica, os métodos espaciais e a RQ permitiram a identificação de autocorrelação espacial e a investigação dos efeitos das variáveis explicativas

sobre diferentes classes de despesa pública local, demonstrando a heterogeneidade entre municípios. Os testes realizados e as correções nas autocorrelações espaciais existentes asseguram maior robustez aos resultados. Na RQ, o aspecto mais importante é o impacto das variáveis socioeconômicas nas despesas municipais (totais ou *per capita*) não depender da classe de despesa considerada, o que confirma algumas hipóteses da literatura internacional. Muitos estudos tentaram estimar médias para grupos ou faixas de população mais homogeneamente agrupados, tratando a amostra com uma “decomposição” ou “truncagem” da variável dependente. Contudo, o tratamento realizado pelo método de Regressão Quantílica é mais adequado devido ao uso da função quantílica condicional.

As principais variáveis dos modelos estimados (preço, renda e população) foram sempre significativas e tiveram os sinais esperados. As elasticidades-renda estimadas nos casos gerais para os serviços públicos municipais se mantêm dentro dos padrões esperados, apesar das estimativas acima da média internacional. Nas elasticidades-renda setoriais estimadas, os resultados se assemelham aos da literatura internacional, que mostram o serviço público com a característica usual de bens “meritórios”.

Resultados para o efeito congestionamento sugerem, na maioria dos casos, que o parâmetro *crowding out* é inferior à unidade, com exceção do setor saúde para classes de despesa *per capita* superiores, geralmente associadas a pequenas cidades (sugerindo a presença de fortes subsídios) ou grandes cidades (supercongestionamento). Esses resultados estão, claramente, abaixo daqueles encontrados em estudos internacionais, em que esse parâmetro tende a ser, geralmente, maior que a unidade, caracterizando efeitos congestionamento substanciais. O resultado diverso obtido para os municípios brasileiros decorre, provavelmente, do efeito escala. Isso porque, de maneira geral, um aumento no número de habitantes diminui o custo marginal (*tax price*) do serviço público. O reduzido tamanho dos municípios brasileiros impede que as pequenas municipalidades explorem as economias de escala inerentes à provisão desses serviços, provocando a redução do efeito congestionamento.

Note-se, por fim, que o efeito congestionamento decresce ao longo das classes de despesa consideradas, com algumas exceções, como no caso dos serviços de saúde. Esse resultado surpreende, pois se espera que o efeito congestionamento seja maior nas grandes cidades. Porém, uma avaliação adicional sugere cautela com tal interpretação. As indivisibilidades características à produção de certos serviços públicos, no Brasil, restringem a provisão desses serviços aos grandes centros urbanos em detrimento dos municípios menores. Assim, as maiores despesas que caracterizam esses grandes centros refletem não apenas um custo de congestionamento, mas também o fato de que eles oferecem um conjunto maior de serviços, em comparação com as cidades de pequeno porte.

Os resultados também demonstram que o porte da cidade influencia a magnitude do efeito congestionamento; esse impacto mostrou-se decrescente, no primeiro modelo, com a classe de despesa total considerada. Esse é um resultado surpreendente, pois sugere um efeito congestionamento menor para as grandes cidades, o que vai de encontro aos resultados obtidos na literatura internacional. Uma avaliação detalhada permite entender isso melhor. As indivisibilidades, que caracterizam a oferta de certos serviços, limitam a provisão aos grandes centros urbanos. Nesse caso, as maiores despesas totais refletem não apenas um custo de congestionamento, mas também o fato de as cidades maiores oferecerem um conjunto mais diversificado e complexo de serviços, quando comparadas com as pequenas cidades. Isso corresponde ao que na literatura se denomina efeito “zôo”. Portanto, o efeito congestionamento reduzido ao longo das classes de despesas totais pode estar refletindo elementos de escala medidos pelas elasticidades da população sobre o efeito preço.

No modelo em que se considera a despesa *per capita*, a aplicação de técnicas econométricas espaciais, em conjunto com os procedimentos utilizados no modelo anterior, garante maior robustez nos resultados dos parâmetros estimados. Independentemente dos métodos e das variáveis de controle empregados, os coeficientes estimados para as variáveis principais – preço, renda e população – mostraram-se robustos. Quanto ao efeito congestionamento, o maior parâmetro para classes menores de despesa, diante das relações existentes entre as despesas médias e os portes dos municípios (em geral, na forma de U), sugere que as cidades de médio porte exploram, de forma mais eficiente, as economias de escala, que caracterizam a produção/provisão dos serviços públicos. Pode-se, assim, inferir também sobre o grau de eficiência no atendimento da demanda comunitária por parte do governo local, haja vista a relação com o menor custo médio. No caso, a noção de eficiência pode ainda se relacionar ao “tamanho” da localidade (escala), que determina em última instância o parâmetro de congestionamento ou “publicização” do serviço.

Para as pequenas ou grandes cidades associadas normalmente com as classes superiores de despesa *per capita*, os menores valores dos parâmetros de congestionamento representam diferentes aspectos. De fato, embora essas localidades tenham em comum elevados níveis de despesa *per capita*, os resultados refletem contextos socioeconômicos distintos. Assim, a maior “publicidade” dos serviços nas maiores classes de despesa *per capita* deve-se à predominância dos pequenos municípios nessas classes de despesa. Por outro lado, o fato de as cidades de grande porte estarem, também, presentes nas mesmas classes de despesa faz com que essa característica de “publicidade” reflita, ainda, a presença de “indivisibilidades”/efeito “zôo” na provisão de serviços públicos. Finalmente, os coeficientes estimados para as variáveis densidade demográfica, taxa de urbanização ou participação em consórcios municipais reforçam o fato de a grande maioria dos

municípios brasileiros atuarem na parte decrescente da curva de custo médio, em que os custos fixos médios prevalecem sobre os custos variáveis.

Existe, ainda, ampla evidência do vínculo entre o comportamento da despesa pública local e características socioeconômicas da comunidade. Assim, os seguintes elementos foram apresentados na avaliação do comportamento das despesas públicas locais: as receitas tributárias próprias, que se fundamentam em serviços e propriedade e são a base dos indicadores de *tax share*; o papel fundamental das transferências de recursos, como rendas adicionais ao consumidor mediano; os processos de criação e união de municípios, por suas implicações sobre o tamanho dos municípios e em função das conseqüências em termos de presença de economias de escala no consumo de serviços públicos locais.

Especialmente no setor saúde, de maneira particular, os resultados obtidos nas faixas superiores de despesa *per capita* merecem comentários adicionais. O parâmetro de congestionamento calculado para o penúltimo percentil, no qual predominam as menores cidades, mostra que os serviços considerados podem ser vistos como *camaraderie*. Nesse caso, o resultado remete a casos-limites de subsídio ou ineficiência, já que a provisão desses serviços se faz a preços muito abaixo do custo de produção. Note-se, porém, que o elevado valor encontrado desse parâmetro para o último percentil – acima da unidade – acusa a presença de supercongestionamento (*gridlock*). Esse resultado deve-se, provavelmente, à presença de cidades de grande porte na última faixa de despesa *per capita*. Ambos os resultados são compatíveis com a noção corrente dos serviços públicos na área de saúde oferecidos por essas localidades.

Para finalizar, entende-se que ainda existe a necessidade de uma série de estudos adicionais para comprovar e respaldar a robustez dos resultados aqui encontrados. Assim, uma extensão natural deste estudo envolve uma descrição mais detalhada dos efeitos *spillover*, que caracterizam a demanda por serviços públicos locais, particularmente nas áreas metropolitanas. Além disso, o uso de dados em painel permitirá uma análise comparativa com outros anos censitários, permitindo, assim, uma avaliação da dinâmica do comportamento das despesas locais, para uma percepção mais completa do papel da demanda comunitária por serviços públicos no comportamento da despesa pública dos municípios brasileiros.

## REFERÊNCIAS

ANSELIN, L. Space and applied econometrics. *Regional Science and Urban Economics*, North-Holland, v. 22, p. 307-316, 1992.

\_\_\_\_\_. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

\_\_\_\_\_. *Under the hood*. Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. Department of Agricultural and Consumer Economics. University of Illinois, Urbana-Champaign. 2002. Mimeografado. Disponível em: <<http://sal.uiuc.edu/users/anselin/papers/hood.pdf>>.

ANSELIN, L.; SYABRI, I.; SMIRNOV, O. *Visualizing multivariate spatial correlation with dynamically linked windows*. Spatial Analysis Laboratory (SAL) Department of Agricultural and Consumer Economics. University of Illinois, Urbana-Champaign. 2002. Mimeografado. Disponível em: <[http://sal.uiuc.edu/users/anselin/papers/multi\\_lisa.pdf](http://sal.uiuc.edu/users/anselin/papers/multi_lisa.pdf)>.

ATKINSON, A. B.; STIGLITZ, J. E. *Lectures on public economics*. New York: McGraw-Hill, 1987.

BARLOW, R. Efficiency aspects of local school finance. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 78, n. 5, p. 1.028-1.040, Sept./Oct. 1970.

BARR, J. L.; DAVIS, O. A. An elementary political and economic theory of the expenditures of local governments. *Southern Economic Journal*, Oklahoma, v. 33, p. 149-165, 1966.

BAUDRY, M.; LEPRINCE, M.; MOREAU, C. Préférences révélées, bien public local et électeur médian: tests sur données françaises. *Économie et Prévision*, v. 156, p. 125-145, 2002.

BERGSTROM, T. C.; GOODMAN, R. P. Private demands for public goods. *The American Economic Review*, Nashville, v. 63, n. 3, p. 280-296, June 1973.

BORCHERDING, T. E.; DEACON, R. T. The demand for the services of non-federal governments. *American Economic Review*, Nashville, v. 62, p. 891-901, 1972.

BRASIL. Constituição Federal (1988) 13. ed. Brasília: Câmara dos Deputados, 2000.



BREMAEKER, F. E. J. *Ibam 50 anos: despesas municipais com as funções de competência da União e dos estados em 2001*. Rio de Janeiro: Ibam, 2003a (Estudos Especiais, n. 49).

BUCHANAN, J. M. An economic theory of clubs. *Economica*, New Series, v. 32, n. 125, p. 1-14, 1965.

BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. *The Journal of Human Resources*, Madison, WI, v. 33, p. 88-126, 1998.

CARVALHO, A. Y.; DA MATA, D.; CHOMITZ, K. *Estimation of multi-equation cross-section models in the presence of spatial autocorrelation*. Brasília: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, n. 1.111).

CONLEY, T. G. GMM estimation with cross sectional dependence. *Journal of Econometrics*, v. 92, p. 1-45, 1999.

CRAIG, S. G. The impact of congestion on local public good production. *Journal of Public Economics*, Chicago, v. 32, p. 331-353, 1987.

EDWARDS, J. H. Congestion function specification and the 'publicness' of local public goods. *Journal of Urban Economics*, v. 27, p. 80-96, 1990.

FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, H. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, v. 33, p. 557-579, 2003.

GONZALEZ, R. A.; MEANS, T. S.; MEHAY, S. L. Empirical tests of the samuelsonian publicness parameter: has the right hypothesis been tested? *Public Choice*, Fairfax, VA, v. 77, p. 523-34, 1993.

INMAN, R. P. New research in local public finance. *Regional Science and Urban Economics*, v. 19, p. 347-352, 1989.

KOENKER, R. Confidence intervals for regression quantities. In: MANDL, P.; HUSKOVÁ, M. (Eds.). *Asymptotic statistics: proceedings of the 5<sup>th</sup> Prague symposium*. Physica-Verlag, 1994.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica*, v. 46, p. 33-50, 1978.

\_\_\_\_\_. Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econometrica*, v. 50, n. 1, p. 43-61, 1982.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4, p. 143-56, 2001.

KOENKER, R.; MACHADO, J. Goodness of fit and related inference processes for quantile regression. *Journal of the American Statistical Association*, v. 84, p. 1.296-1.310, 1999.

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

MENDES, C. C.; SAMPAIO SOUSA, M. C. Demand for locally provided public services within the median voter's framework: the case of the Brazilian municipalities. *Applied Economics*, v. 38, p. 239-251, 2006.

NASCIMENTO, E. R.; DEBUS, I. Lei Complementar 101/2000 – entendendo a Lei de Responsabilidade Fiscal. 2. ed. 2002, Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional. Disponível em: <[www.tesouro.fazenda.gov.br/hp/downloads/entendendoLRF.pdf](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/hp/downloads/entendendoLRF.pdf)>. Acesso em: jun. 2005.

OATES, W. E. An essay on fiscal federalism. *Journal of Economic Literature*, v. 37, p. 1.120-1.149, 1999.

\_\_\_\_\_. *Fiscal federalism*. New York: Harcourt Bruce Jovanovich, 1972.

REITER, M.; WEICHENRIEDER, A. Public goods, club goods and the measurement of crowding. *Journal of Urban Economics*, v. 46, p. 69-79, 1999.

\_\_\_\_\_. Are public goods public? a critical survey of the demand estimates for local public services. *Finanzarchiv*, v. 54, p. 374-408, 1997.

REY, S. J.; MONTOURY, B. D. U. S. regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, v. 33, n. 2, p. 143-156, Apr. 1999.

ROMER, T.; ROSENTHAL, H. Bureaucrats versus voters: on the political economy of resource allocation by direct democracy. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 93, n. 4, p. 563-587, Nov. 1979.

RUBINFELD, D. L. The economics of the local public sector. In: AUERBACH, A.; FELDSTEIN, M. (Eds.). *Handbook of Public Economics*. Amsterdam: North- Holland, v. 2, p. 571-645, 1987.

RUBINFELD, D. L.; SHAPIRO, P. Micro-estimation of the demand for schooling: evidence from Michigan and Massachusetts. *Regional Science and Urban Economics*, v. 19, p. 381-398, 1989.

RUIZ, R. M. As estruturas urbanas do Brasil: uma análise a partir do tamanho das cidades. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32; 2004, João Pessoa. *Anais...* João Pessoa: Anpec, 2004.

SANZ, I.; VELÁZQUEZ, F. J. *Determinants of the composition of government expenditure by functions*. Madrid: European Economy Group, 2002 (Working Paper, n. 13).

TIEBOUT, C. M. A pure theory of local expenditures. *The Journal of Political Economy*, v. 64, n. 5, p. 416-424, Oct. 1956.

TRESCH, R. W. *Public finance: a normative theory*. 2<sup>nd</sup> ed. New York: Academic Press, 2002.

TUKEY, J. W. Instead of Gauss-Markov least squares, what? *In*: GUPTA, R. P. (Ed.). *Applied Statistics*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1975.

TURNBULL, G. K.; DJOUNDOURIAN, S. S. The median voter hypothesis: evidence from general purpose local governments. *Public Choice*. Fairfax, VA, v. 81, p. 223-240, 1994.

TURNBULL, G. K.; CHANG, C. The median voter according to GARP. *Southern Economic Journal*, v. 64, p. 1.001-1.010, 1998.

VARIAN, H. The nonparametric approach to demand analysis. *Econometrica*, v. 50, p. 945-973, 1982.

\_\_\_\_\_. Goodness of fit in optimizing models. *Journal of Econometrics*, v. 50, p. 125-140, 1990.

WILDASIN, D. E. Demand estimation for public goods: distortionary taxation and other sources of bias. *Regional Science and Urban Economics*, v. 19, p. 353-379, 1989.



PARTE 3

---



## DECISÃO LOCACIONAL DE NOVOS ESTABELECIMENTOS E O PAPEL DOS FUNDOS CONSTITUCIONAIS DE FINANCIAMENTO\*

Alexandre Xavier Ywata Carvalho\*\*

Somik V. Lall\*\*\*

Christopher Timmins\*\*\*\*

### RESUMO

As marcantes e sustentáveis diferenças de performance econômica entre regiões dentro de países em desenvolvimento têm há muito tempo motivado os governos centrais a implementarem políticas de incentivos fiscais e creditícios para atrair empresas para as áreas menos desenvolvidas. No entanto, evidências empíricas para avaliar a validade desses incentivos são raras na literatura. Este artigo apresenta um estudo de avaliação direta de um dos mais importantes programas de incentivo no Brasil: os fundos constitucionais de financiamento. Para isso, explorou-se a base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho, de forma a endereçar dois elementos importantes na decisão de localização geográfica de novos estabelecimentos: *i*) a estrutura de filiais/matriz do conglomerado empresarial (em particular, o quanto as empresas preferem posicionar novos estabelecimentos próximos à sede da empresa); e *ii*) a heterogeneidade espacial não observável (que pode confundir os efeitos reais dos fundos constitucionais). Esses dois elementos, quando não levados em conta nas estimações, podem viesar as estimações dos impactos dos fundos constitucionais. Os resultados mostram que a proximidade à sede da empresa é um

---

\* Este trabalho foi parcialmente financiado pelo programa de pesquisa do Banco Mundial, intitulado *Assessing the Impacts of Alternate Policies for the Development of Lagging Regions*. Os autores agradecem as sugestões dadas por Mansueto Almeida, Carlos Azzoni, Pedro Cavalcanti Ferreira, Ken Chomitz, Uwe Deichmann, Marianne Fay, Marcelo Piancastelli e Zmarak Shalizi. Agradecem também a Divino da Costa Vaz por ter fornecido as informações sobre alocação dos fundos constitucionais. Todos os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores, assim como resultados, interpretações e conclusões expressas neste artigo. Elas não necessariamente representam as visões do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) ou as visões do Banco Mundial, do seu Comitê Executivo de Diretores ou dos países representados por eles.

\*\* Coordenador de Estudos Espaciais da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

\*\*\* Development Research Group, Banco Mundial.

\*\*\*\* Departamento de Economia, Duke University.

fator extremamente forte na decisão de localização de novas empresas, sendo mais importante do que o papel dos fundos constitucionais, no caso de empresas verticalmente integradas. Por outro lado, quando se controla não-parametricamente para a heterogeneidade espacial invariante no tempo, encontra-se evidências de que os fundos são significantes, estatisticamente e economicamente, para atrair estabelecimentos em vários dos setores econômicos alvos das políticas.

## 1 INTRODUÇÃO

As disparidades regionais em termos de performance econômica e padrões de vida são marcantes e geralmente sustentáveis em muitos países do mundo. Nesse sentido, as perspectivas das regiões mais atrasadas nos países em desenvolvimento são particularmente preocupantes, dado que essas áreas são não somente caracterizadas por baixos níveis relativos de renda *per capita* e de padrões de vida, mas de fato podem se constituir em locais de incidência significativa de pobreza absoluta. As populações dessas localidades podem estar presas nas chamadas armadilhas espaciais de pobreza, nas quais o acesso precário à infra-estrutura e os recursos naturais escassos acabam incorrendo em limitações no acesso a oportunidades educacionais, sociais e econômicas (JALAN; RAVALLION, 1997).

Do ponto de vista teórico, a dinâmica de mercado em um sistema com retornos crescentes de escala geralmente favorece o surgimento de soluções de canto, implicando em uma migração intensa das áreas pobres para as áreas mais ricas, exceto quando há restrições à mobilidade dentro do país. Dado que a condição de retornos crescentes é tão prevalente na prática, muitos governos optaram por diversas formas de intervenções para compensar a pressão da dinâmica de mercado. Isso tem criado uma tensão de política entre a dinâmica de mercado de migração de mão-de-obra (ou seja, levar as pessoas aos empregos) e as intervenções governamentais para promover o fluxo de capitais para as regiões mais atrasadas. Essas intervenções incluem transferências fiscais para promover um aumento efetivo de renda ou subsídios para criação de empregos e para benefícios de crédito (ou seja, deslocando empregos até as pessoas).

Em muitos países, após décadas de intervenções espaciais diretas, ainda se tem poucas evidências sobre a real efetividade dessas políticas em melhorar a performance econômica e promover o aumento de bem-estar nas regiões menos desenvolvidas. Além disso, há uma grande dificuldade em se obter evidências da eficácia das políticas regionais em promover um aumento de bem-estar ao nível nacional. Existe de fato um aumento real de bem-estar ao se incentivar o deslocamento de uma empresa de uma localidade para outra e pagar pelo custo desse deslocamento? Será que essas políticas incorrem de fato em entradas de novas empresas, que não ocorreriam caso as políticas não existissem, ou será que essas políticas acabam beneficiando empresas que já se deslocariam independentemente dos incentivos regionais? Neste artigo, é desenvolvida uma estratégia de avaliação



dos impactos de programas diretos de desenvolvimento espacial. Essa estratégia é empregada para dados brasileiros, entre 1993 e 2001. Adicionalmente, são traçados alguns comentários sobre como a estratégia aqui utilizada pode ser estendida para pesquisas futuras.

### 1.1 Disparidades regionais no Brasil

O Brasil é marcado por uma longa história de disparidades regionais. O Nordeste brasileiro é historicamente a região mais pobre do país, com renda *per capita* regional sendo aproximadamente a metade da renda *per capita* da próspera região Sudeste (LALL; SHALIZI, 2003). A partir de dados do censo demográfico de 1991, observou-se que, naquele período, a maior mediana de renda domiciliar *per capita* (US\$ 79.93 por mês em Goiás) era aproximadamente quatro vezes maior do que a menor mediana de renda domiciliar *per capita* (US\$ 20.49 por mês no estado do Maranhão). Oito estados reportaram uma mediana de renda domiciliar *per capita* de menos de US\$ 1 por dia, dos quais sete são localizados na região Nordeste. Dos dez estados mais pobres do país, oito se localizam na região Nordeste e dois na região Norte (AZZONI *et al.*, 2002). Essas diferenças acentuadas de renda *per capita* nas regiões do país são surpreendentemente estáveis ao longo dos anos. A renda *per capita* no Sudeste era 2,9 vezes a renda *per capita* do Nordeste em 1939, enquanto em 1992 essa relação estava em 2,8 (WORLD BANK, 1998).

Além dos indicadores puramente econômicos, os indicadores sociais na região Nordeste também são consideravelmente piores do que a média nacional. A taxa de analfabetismo no Nordeste é pelo menos três vezes mais alta do que a taxa de analfabetismo em São Paulo; a taxa de mortalidade infantil é duas vezes mais alta do que a do Sudeste (54,4 por mil habitantes no Nordeste comparada a 26,3 por mil habitantes no Sudeste); a expectativa de vida é quatro anos menor; e a desigualdade de renda é bem mais acentuada no Nordeste (FERREIRA, 2004). A desigualdade, medida pelo coeficiente de Theil, é 0,80 no Ceará, Bahia e Pernambuco, em contraste com o valor de 0,55 para o estado de São Paulo (FERREIRA, 2000). Em torno de 50% da população nordestina vive na pobreza.

Silveira *et al.* (2006) mapearam a indigência no Brasil, ao nível de municípios, utilizando dados censitários e dados de consumo calórico das famílias brasileiras. Indigência nesse caso foi definida como a impossibilidade da família em conseguir consumir uma cesta alimentar que lhe garantisse uma ingestão calórica necessária mínima, já ajustando para o valor das calorias em cada localidade. A figura 1 (vide anexo) apresenta os principais resultados. Observa-se, por exemplo, uma predominância da indigência na região Nordeste e na região Norte. Esses dados correspondem ao ano de 2003, indicando que, mesmo depois dos diversos esforços nas últimas décadas para reduzir as desigualdades regionais no Brasil, ainda há um grande caminho a ser percorrido.

## 1.2 Políticas de desenvolvimento regional no Brasil

As grandes disparidades regionais entre a região Nordeste e as demais regiões do país (acompanhadas da seca severa em 1958) estimularam o governo brasileiro a implementar políticas diretas de desenvolvimento para aquela região (BAER, 1995). A estratégia foi estabelecer um centro autônomo de expansão manufatureira por meio da atração de indústrias dinâmicas, com altas taxa de crescimento, tais como metalurgia, maquinaria, equipamentos elétricos e produtos de papel e papelão (WORLD BANK, 1987). Instrumentos como incentivos fiscais, transferências e gastos diretos na forma de concessão de terras para construção de indústrias e melhorias na infra-estrutura foram amplamente utilizados para atrair mais atividade econômica (GOLDSMITH; WILSON, 1991; MARKUSEN, 1994; WORLD BANK, 1987).

Os aportes financeiros do governo federal brasileiro para os programas diretos de desenvolvimento espacial têm sido estimados entre US\$ 3 bilhões e US\$ 4 bilhões por ano, nos últimos anos (FERREIRA, 2004). O custo estimado de subsídios tributários e os programas associados de desenvolvimento regional (excluindo a Zona Franca de Manaus) em 2002 está em quase US\$ 900 milhões (SECRETARIA DA RECEITA FEDERAL, 2003). Os subsídios tributários direcionados somente à Zona Franca de Manaus estão estimados em US\$ 1.2 bilhões apenas em 2003. Programas de incentivo ao investimento para o Norte e o Nordeste, fundeados a partir de arrecadações de imposto de renda, tiveram uma média de mais de US\$ 600 milhões por ano, entre 1995 e 2000, antes de eles serem fechados devido a acusações de problemas no gerenciamento.

O principal objetivo deste trabalho é examinar o efeito dos subsídios regionais sobre a configuração industrial nas regiões brasileiras menos desenvolvidas. A literatura contempla diversos estudos sobre os programas regionais no Brasil e em outros países, onde a conclusão em geral é que esses programas têm um efeito muito pouco significativo. Por exemplo, Ferreira (2004) conclui que grande parte do aumento do PIB *per capita* no Nordeste (e sua convergência com a região Sul e Sudeste) pode ser majoritariamente atribuída à emigração para fora da região, e não à criação de postos de trabalho. Além disso, os ganhos de bem-estar a partir das intervenções de políticas regionais foram bastante limitados, dado que a maioria dos beneficiados de fato pela criação dos novos postos de trabalho vieram de outras partes do Brasil. Ele também conclui que a maior parte da convergência em termos de renda *per capita* nas regiões brasileiras ocorreu entre 1970 e 1985, antes da institucionalização dos fundos constitucionais (ELLERY; FERREIRA, 1996). Maia Gomes (2002) conclui que, ao passo que o PIB de fato cresceu no Brasil no período de 1960 até o presente, esse crescimento ocorreu de forma menos acentuada no Nordeste (o foco da maior parte das políticas regionais) quando comparado às demais regiões no país. Ferreira (2004) encontra

resultados similares ao estudar especificamente o período de 1990 a 2000 (ou seja, a primeira década dos fundos constitucionais).

Cada um desses artigos analisa evidências indiretas dos impactos das políticas regionais sobre os agregados econômicos (por exemplo, PIB ou crescimento do PIB). O problema com abordagens desse tipo é que esses agregados são dependentes também de um amplo conjunto de outros fatores além das políticas regionais (exemplo, choques macroeconômicos). Alguns desses fatores podem estar influenciando algumas partes do país mais que outras. A pergunta relevante de fato não é saber se o Nordeste cresceu mais ou menos rápido do que as demais regiões durante os fundos constitucionais, mas sim se esse crescimento teria sido mais ou menos acentuado caso não houvesse esses programas de desenvolvimento regional. Essa é uma pergunta extremamente difícil de ser respondida. Neste trabalho, se conduz uma avaliação mais direta dos impactos dos fundos constitucionais. Em particular, ao invés de focar em agregados macroeconômicos, estuda-se uma questão mais específica: será que os fundos constitucionais conseguiram de fato induzir a entrada de novas empresas nas regiões brasileiras mais atrasadas? A resposta a essa pergunta certamente precederia e motivaria diversos trabalhos mais aprofundados, visando mensurar os impactos das políticas regionais sobre o bem-estar (uma discussão mais detalhada a esse respeito é apresentada na seção de conclusões). Ao tentar estudar o impacto dos programas regionais sobre a atração de novas empresas, levou-se em conta dois fatores no problema de localização de empresas, de forma a evitar possíveis vieses nas estimações. Primeiramente, foram utilizados procedimentos não-paramétricos para incorporar os efeitos de atributos regionais específicos, como amenidades, infra-estrutura, bens públicos locais e recursos naturais. Dado que os incentivos regionais são alocados justamente para compensar para diferenças inter-regionais nas características locais, é imperativo a contabilização apropriada desses fatores ao examinar a contribuição efetiva dos programas regionais. Caso contrário, existe uma tendência de se subestimar o real efeito desses programas. Em segundo lugar, a nossa análise empírica faz uso de uma estrutura de dados de painel, onde é possível identificar a relação de parentesco entre os diversos estabelecimentos produtivos. Com isso, é possível capturar o efeito da distância entre estabelecimentos do mesmo grupo empresarial sobre a decisão de alocação de novas plantas. Caso haja uma tendência de os novos estabelecimentos serem localizados próximos a outros estabelecimentos do mesmo grupo ou ao estabelecimento matriz, e caso esses estabelecimentos matrizes estejam predominantemente localizados nas regiões que não são foco dos incentivos regionais, isso pode levar o analista à conclusão viesada de que os programas regionais não tiveram efeito. Apesar de a investigação empírica aqui utilizada ter sido aplicada a dados brasileiros, a estratégia de estimação delineada neste artigo tem uma aplicabilidade bem mais ampla, podendo ser empregada na investigação de problemas similares em vários outros países.

Os principais resultados indicam que os subsídios creditícios oferecidos a firmas através dos fundos constitucionais têm sido efetivos em termos de incentivar a industrialização do Nordeste. Ao mesmo tempo, conclui-se que a proximidade aos estabelecimentos matrizes tem um efeito bem mais acentuado sobre a decisão de localização geográfica dos novos estabelecimentos do que os fundos constitucionais. Esse resultado vale obviamente para a minoria de grupos empresariais que de fato possui mais de um estabelecimento (a grande maioria dos estabelecimentos na amostra não possui parentes como tampouco estabelecimento matriz). Isso implica que, para firmas verticalmente integradas, a estrutura matriz/filiais precisa ser levada em conta nos programas de desenvolvimento regional do tipo fundos constitucionais. Ou seja, seria interessante incluir incentivos especiais para atrair as entradas de matrizes nas regiões atrasadas. Para alguns setores com baixo grau de integração vertical, tais incentivos especiais não seriam necessários.

O restante deste artigo está dividido em cinco outras seções. Na seção 2, discute-se o desenho e a alocação dos fundos constitucionais. A seção 3 apresenta uma descrição dos dados, enquanto a seção 4 apresenta a metodologia de estimação. Na seção 5, são descritos os principais resultados e a seção 6 contém as conclusões e comentários finais.

## 2 ALOCAÇÃO DE RECURSOS DOS FUNDOS CONSTITUCIONAIS NO BRASIL

Em muitos países, os governos federais têm uma longa história no uso de incentivos fiscais para estimular o crescimento potencial de regiões menos desenvolvidas. Esses programas são desenhados para compensar as desvantagens regionais específicas, como custos de transporte e custos logísticos, condições de infra-estrutura, diferenciais nos preços dos fatores e baixo nível de provisão de serviços públicos e amenidades. Uma discussão detalhada dos vários programas de desenvolvimento regional para o Brasil é apresentada em Ferreira (2004) e World Bank (2005). As políticas diretas de desenvolvimento regional no Brasil incluem três conjuntos de instrumentos, os quais visam o crescimento do setor privado por meio de vários tipos de subsídios: *i*) programas de incentivos fiscais, como aqueles administrados pela Sudene, Sudam e Zona Franca de Manaus; *ii*) créditos subsidiados canalizados por meio dos fundos constitucionais, os quais têm se constituído como um dos instrumentos mais importantes de política regional no Brasil; e *iii*) bancos de desenvolvimento regional, como o Banco do Nordeste do Brasil (BNB).

Este estudo analisa especificamente a efetividade dos subsídios creditícios canalizados por meio dos fundos constitucionais. Em 1989, o Congresso brasileiro institucionalizou três fundos constitucionais de financiamento para: o Nordeste (FNE), o Centro-Oeste (FCO) e o Norte (FNO). O principal objetivo desses fundos foi estimular o desenvolvimento econômico e social nessas regiões, por meio da extensão de crédito a empreendedores locais. Um tratamento preferencial foi

dado a micro e pequenos produtores agrícolas e indústrias manufatureiras de pequeno porte, para encorajar o uso de matérias-primas e mão-de-obra locais. Sessenta por cento dos recursos dos fundos constitucionais foram direcionados para o Nordeste e os outros quarenta por cento foram alocados igualmente para as regiões Norte e Centro-Oeste (20% para cada). Os fundos são transferidos do Tesouro Nacional para o Ministério da Integração Nacional, o qual posteriormente repassa os recursos para os bancos operadores – Banco do Nordeste (FNE), Banco da Amazônia (FNO) e Banco do Brasil (FCO). Os recursos para os fundos constitucionais vêm de arrecadações do imposto de renda e do imposto sobre produtos industrializados.

Taxas de juros subsidiadas são o principal incentivo oferecido pelos fundos constitucionais. Nos períodos em que as taxas de juros do mercado, oferecidas a empresas privadas, chegaram a mais de 45%, os fundos constitucionais ofereciam crédito a 8,75% para microempresas não-agrícolas, crédito a 10% para pequenas empresas, crédito a 12% para médias empresas e crédito a 14% para grandes empresas. Para firmas agrícolas, as taxas de juros eram ainda mais atraentes: 6% para microprodutores, 8,75% para pequenos e médios produtores e 10,75% para grandes produtores. Essas taxas de juros, em termos reais, resultaram negativas em 2002, quando a inflação foi de 12,5%. As taxas oferecidas a produtores individuais variam por setor, por tamanho do investimento e histórico de crédito do tomador. Entre 1989 e 2002, mais de US\$ 10 bilhões foram repassados na forma de empréstimos subsidiados por ano, o que corresponde a 0,8% do PIB anual das três regiões beneficiadas (FERREIRA, 2004).

### 3 DADOS UTILIZADOS

Nesta seção, são descritos os dados utilizados nos exercícios econométricos. Foi criada uma base de dados de trabalho, na qual foram identificadas as decisões de localização geográfica de novos estabelecimentos no Brasil, com o objetivo de estudar como os fundos constitucionais influenciaram essas decisões. A principal fonte de informações são os microdados da base de Relação Anual de Informações Sociais (Rais), fornecidos pelo Ministério do Trabalho.<sup>1</sup> Foram estudados os efeitos dos fundos constitucionais sobre a entrada de novos estabelecimentos, classificados em dezoito setores de atividade (onze industriais e sete de serviços), nas 265 aglomerações urbanas (ver descrição a seguir) ao longo dos anos 1993 a 2001.<sup>2</sup>

A base da Rais contém um vasto conjunto de informações sobre todos os estabelecimentos econômicos no setor formal no Brasil, a partir de 1986. Para cada estabelecimento na base de dados, têm-se informações anuais sobre o número

1. Os dados da Rais foram utilizados com base em um acordo de cooperação entre o Ministério do Trabalho e o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

2. Vide tabela 3 para a lista de setores industriais e de serviços utilizados neste artigo.

de empregados no início e no final de cada ano, a massa salarial total, em qual município o estabelecimento estava localizado, o setor de atividade econômica de acordo com diferentes classificações de atividades. Para evitar problemas causados por um grande número de estabelecimentos com um baixo número de empregados, limitou-se a análise a estabelecimentos com não menos que dez empregados. Este artigo é o primeiro trabalho a utilizar dados da Rais para estudar localização de firmas e a efetividade de incentivos fiscais.

Conforme discutido anteriormente, uma das principais peças de informação nos modelos estimados é a composição e a localização das filiais do conglomerado de empresas, verticalmente integradas, para cada estabelecimento na base. Para desvendar a composição de cada família de estabelecimentos (estabelecimentos matrizes e filiais), que constitui um conglomerado, foi utilizado o CNPJ de cada estabelecimento. O CNPJ tem catorze dígitos e é o identificador oficial de todas as unidades produtivas no setor formal. Os primeiros oito dígitos do CNPJ indicam a empresa (ou família) do referido estabelecimento. Os outros quatro dígitos indicam a posição do estabelecimento no conglomerado. Por exemplo, o código “0001” indica o primeiro estabelecimento do conglomerado – a hipótese básica neste artigo é que esse estabelecimento é a matriz. Aos outros estabelecimentos no conglomerado atribuem-se códigos seqüenciais, de forma que “0002” corresponde à primeira filial, “0003” à segunda filial e assim por diante. A maioria das empresas é composta por um único estabelecimento, o qual recebe o código “0001”.<sup>3</sup> Os últimos dois dígitos do CNPJ (posições 13 a 14) correspondem ao setor de atividade econômica do estabelecimento – esses números são utilizados basicamente como códigos de verificação. Portanto, foram utilizados os doze primeiros dígitos para extrair a composição de matriz e filiais para cada conglomerado econômico.

Em resumo, existem três motivos principais pelos quais a Rais é particularmente importante para essa análise:

1. É possível identificar o comportamento de entrada de estabelecimentos em diferentes anos, permitindo a construção de um painel de entradas que pode ser utilizado para controlar para efeitos fixos espaciais.
2. A Rais possibilita um detalhamento espacial, ao nível de município, para as decisões de investimento (necessário para a discussão sobre políticas de incentivos para o ingresso de novos estabelecimentos em regiões menos desenvolvidas).

---

3. O estabelecimento com dígitos “0001”, nas posições 9 a 12, corresponde à matriz inicial da empresa. No entanto, pode acontecer de a matriz ser transferida para um outro município e o estabelecimento original ser mantido operante, mantendo assim o CNPJ com o “0001”, apesar de não ser mais o estabelecimento matriz – nesse caso, a nova matriz apresentará um CNPJ diferente. Por outro lado, pode acontecer de a matriz se mudar para um outro município e manter o CNPJ original, de forma que os dígitos nas posições de 9 a 12 continuam sendo “0001”. Mesmo não podendo diferenciar entre esses dois casos a partir dos dados disponíveis, os resultados econométricos apresentados mais adiante indicam uma forte evidência sobre a importância do estabelecimento “0001” sobre a decisão de localização dos demais estabelecimento, o que fornece evidências da validade dessas hipóteses.

3. É possível caracterizar a estrutura de matriz e filiais para cada conglomerado de estabelecimentos (essa informação é particularmente importante, dada a importância da localização da matriz na localização das novas filiais, conforme apresentados mais adiante).

Para modelar a decisão de localização espacial, foi necessário inicialmente selecionar uma unidade geográfica apropriada. A utilização dos municípios diretamente implica em uma série de problemas: *i)* o número de municípios é muito elevado (5.507 em 2000), o que incorreria em um aumento significativo do esforço computacional para estimar o modelo de decisão locacional; *ii)* muitos dos municípios são muito pequenos (com menos de cinco mil habitantes) e/ou estão em áreas rurais com pouquíssimos estabelecimentos no setor formal; *iii)* devido à criação contínua de novos municípios no Brasil, é necessário compatibilizar diferentes malhas de mapas ao longo dos anos de estudo; e *iv)* provavelmente existe uma alta correlação entre a entrada de estabelecimentos em municípios na mesma área urbana (região metropolitana, por exemplo). Dados todos esses problemas, optou-se por utilizar o conceito de “aglomerações urbana”, definidas em um importante estudo sobre áreas urbanas desenvolvido pelo Ipea, IBGE e Unicamp (2002) e utilizado em Da Mata *et al.* (2005a e 2005b).

Apesar de, na época quando este projeto foi iniciado, as informações da Rais estarem disponíveis de 1986 a 2003, optou-se por utilizar apenas as observações de 1993 a 2001, pois essas pareceram mais confiáveis, a partir de uma análise exploratória inicial. Para cada ano, foram identificados novos estabelecimentos com no mínimo dez empregados e em qual aglomeração urbana eles primeiro apareceram. No caso de novos estabelecimentos pertencentes a famílias com mais de um estabelecimento (verticalmente integradas), identificou-se também a localização (aglomeração urbana) da matriz para aquele conglomerado.

Conforme observado na tabela 1, a maior parte dos estabelecimentos matrizes está localizada na região Sudeste (58,15% em 1993). Observe, no entanto, que a percentagem de estabelecimentos matrizes entrantes no período 1993-2001 (quando os fundos constitucionais já estão em atividade) cai para 42,7% na região Sudeste e cresce para 21,01% na região Nordeste (em 1993, a proporção de estabelecimentos matrizes no Nordeste era de 12,49%). Portanto, considerando-se apenas a distribuição espacial das matrizes (cuja definição apresenta limitações, conforme discutido anteriormente), existe alguma evidência inicial de que os fundos constitucionais de fato tiveram efeito na atratividade de novas empresas. Por outro lado, essa tabela apresenta evidências também de que, dada a distribuição inicial dos estabelecimentos matrizes em 1993, caso os novos estabelecimentos tendam de fato a se localizar próximos dos estabelecimentos matrizes, os fundos constitucionais teriam de ser bastante efetivos de forma a atrair novas unidades produtivas de empresas verticalmente integradas.

TABELA 1  
Distribuição espacial das sedes das empresas em 1993

Unidade da Federação/região	Distribuição das sedes das empresas (1993)		Entrada de novas sedes de empresas (1993-2001)	
	Número de empresas	%	Número de empresas	%
Rondônia	157	0,71	195	1,33
Acre	49	0,22	33	0,23
Amazonas	211	0,95	194	1,33
Roraima	24	0,11	39	0,27
Pará	304	1,38	248	1,70
Amapá	47	0,21	42	0,29
Tocantins	124	0,56	41	0,28
<b>Região Norte</b>	<b>916</b>	<b>4,14</b>	<b>792</b>	<b>5,42</b>
Maranhão	172	0,78	224	1,53
Piauí	145	0,66	122	0,83
Ceará	494	2,23	509	3,48
Rio Grande do Norte	177	0,80	218	1,49
Paraíba	136	0,62	219	1,50
Pernambuco	612	2,77	609	4,17
Alagoas	135	0,61	153	1,05
Sergipe	127	0,57	122	0,83
Bahia	763	3,45	895	6,12
<b>Região Nordeste</b>	<b>2.761</b>	<b>12,49</b>	<b>3.071</b>	<b>21,01</b>
Minas Gerais	2.064	9,34	1.339	9,16
Espírito Santo	472	2,13	301	2,06
Rio de Janeiro	2.673	12,09	1.101	0,53
São Paulo	7.648	34,59	3.499	23,94
<b>Região Sudeste</b>	<b>12.857</b>	<b>58,15</b>	<b>6.240</b>	<b>42,70</b>
Paraná	1.400	6,33	1.026	7,02
Santa Catarina	957	4,33	871	5,96
Rio Grande do Sul	1.700	7,69	746	5,10
<b>Região Sul</b>	<b>4.057</b>	<b>18,35</b>	<b>2.643</b>	<b>18,09</b>
Mato Grosso do Sul	220	1,00	207	1,42
Mato Grosso	325	1,47	549	3,76
Goiás	534	2,42	614	4,20
Distrito Federal	439	1,99	498	3,41
<b>Região Centro-Oeste</b>	<b>1.518</b>	<b>6,87</b>	<b>1.868</b>	<b>12,78</b>
Brasil	22.109	100	14.614	100

Elaboração dos autores.

Na prática, quão relevante é a localização de estabelecimentos matrizes em termos de políticas regionais? A resposta a essa pergunta depende do setor econômico considerado. A tabela 2 apresenta o percentual de estabelecimentos entrantes durante os anos de 1993 a 2001, que possuem um estabelecimento matriz. De acordo com essa tabela, espera-se que a proximidade ao estabelecimento matriz seja particularmente importante para metalurgia, comunicações e eletrônicos,



transportes, químicos e calçados. A tabela 2 também apresenta a distância média dos estabelecimentos às suas matrizes (condicionando ao fato desses estabelecimentos terem matrizes). Essas distâncias são relativamente baixas, o que evidencia ainda mais a importância da localização dos estabelecimentos matrizes.

TABELA 2

**Estatísticas descritivas para os estabelecimentos entrantes % de entrantes de empresas que possuíam sede e distância média à sede depois da entrada (condicionando à existência de sede)**

Setor do IBGE	Percentual de estabelecimentos entrantes que possuem sede	Distância média à sede (km)
Indústria metalúrgica	15,15	48.41
Indústria mecânica	1,56	143.50
Indústria de material elétrico e de comunicações	15,81	38.80
Indústria de material de transporte	16,04	119.83
Indústria de madeira e mobiliário	1,59	80.11
Indústria do papel, papelão, editorial e gráfica	2,86	99.18
Indústria da borracha, fumo, couros e peles	0,99	68.95
Indústria química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria	13,47	80.08
Indústria têxtil	1,24	67.00
Indústria de calçados	14,22	104.07
Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	0,99	79.07
Comércio varejista	2,33	94.86
Instituições de crédito, seguros e capitalização	41,63	52.81
Comércio e administração de imóveis, valores mobiliários, serviços técnicos	16,71	123.26
Serviços de transportes e comunicações	2,51	107.73
Serviços de alojamento, alimentação, reparação, manutenção, redação	2,65	56.98
Serviços médicos, odontológicos e veterinários	14,40	29.22
Ensino	61,63	134.96

Elaboração dos autores.

#### 4 ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO PARA AVALIAR O IMPACTO DOS SUBSÍDIOS REGIONAIS

A estratégia de estimação foi desenhada para responder às seguintes perguntas: *i*) os fundos constitucionais foram eficazes em induzir as empresas a abrir novos estabelecimentos nas regiões menos desenvolvidas?; *ii*) qual o papel desempenhado pela distribuição espacial dos estabelecimentos no mesmo grupo, no caso de empresas com várias unidades, sobre a localização de estabelecimentos entrantes (em particular, qual o papel desempenhado pela localização da matriz)?; e *iii*) atributos locais são fatores importantes para a decisão de localização dos novos estabelecimentos? Para responder a essas perguntas, foram encontrados diversos desafios. Em primeiro lugar, é importante conseguir separar os efeitos das características idiossincráticas das firmas dos efeitos dos atributos locais das aglomerações urbanas dos fundos constitucionais. Em particular, ao decidir onde localizar um novo estabelecimento, uma empresa com várias unidades pode dar

preferência a alguma localidade próxima ao estabelecimento matriz. É difícil inferir *a priori* o quanto ignorar a geografia das empresas, principalmente da matriz do conglomerado empresarial, poderia viesar as conclusões gerais.<sup>4</sup>

Em segundo lugar, é preciso separar o papel dos subsídios via fundos constitucionais dos atributos locais não observados. Os fundos constitucionais são subsídios para promover a entrada de estabelecimentos em regiões menos desenvolvidas. Regiões com altos subsídios são, portanto, passíveis de serem menos atraentes para novos entrantes por uma série de motivos. Os dados para se controlar parametricamente esses fatores são incompletos, criando o problema de fatores não observados (negativamente) correlacionados. Foram exploradas características particulares dos dados da Rais para controlar esse tipo de problema com efeitos fixos (devido aos fatores não observados) por aglomeração.

Finalmente, na determinação da importância de outros fatores na decisão de entrada das firmas (ou seja, determinantes clássicos do tipo custo de transporte, potencial de mercado, bem como outros efeitos relativos às aglomerações urbanas e outras formas de *spillovers* locais), encontrou-se problemas sérios de multicolinearidade. No Brasil, indicadores de desenvolvimento (como o IDH, por exemplo) são altamente correlacionados com variáveis de educação, infra-estrutura (ou seja, acesso a saneamento básico, rede elétrica etc.) e até mesmo acesso a transporte. Isso limita bastante a habilidade em separar os efeitos causais desempenhados por muitos desses atributos. Para lidar com esses vários problemas, utilizou-se um método de estimação de vários estágios. Nas subseções a seguir serão descritos cada um desses estágios. A seção em seguida discute os resultados.

#### **4.1 Estágio 1: estimação via máxima verossimilhança do modelo de novos entrantes**

No primeiro estágio, obtém-se estimativas não-paramétricas da atratividade de cada aglomeração urbana à entrada de novos estabelecimentos (separadamente por setor) levando em conta que, para as empresas com várias unidades (verticalmente integradas), os estabelecimentos podem considerar também a proximidade da nova localização à posição atual do estabelecimento matriz. Tudo o mais constante, espera-se que as firmas tendam a não posicionar os novos estabelecimentos em aglomerados urbanos distantes da sede do conglomerado. A magnitude (e até mesmo o sinal) desse efeito, porém, pode ser diferente para cada setor de atividade.

---

4. Dado que a maioria das sedes das empresas localizam-se na região Sudeste, espera-se que a não contabilização do efeito da distância até a sede possa sobreestimar a atratividade implícita dessa região para a entrada de novos estabelecimentos. Uma vez que a região Sudeste não recebeu suporte financeiro dos fundos constitucionais, a não inclusão da variável distância até a sede poderia viesar para baixo as estimativas para os efeitos dos fundos constitucionais.

Foi modelada a utilidade de um estabelecimento entrante  $i$  (pertencente à empresa  $k$  no setor de atividade econômica  $m$ ) escolher a aglomeração urbana  $j$  no ano  $t$  como.<sup>5</sup>

$$\Pi_{i,j,k,t}^m = \delta_{j,t}^m + \beta_t^m D_{i,j,k,t} + \eta_{i,j,k,t} \quad (1)$$

onde

$\delta_{j,t}^m$  = efeitos fixos para capturar todos os atributos da aglomeração  $j$  no período  $t$ , percebido pelo entrante em potencial no setor industrial  $m$ .<sup>6</sup>

$D_{i,j,k,t}$  = distância (km) da sede da empresa do estabelecimento  $i$  até a aglomeração  $j$  no ano  $t$  (essa distância é igual a 0, se o estabelecimento não possui uma sede).

$\eta_{i,j,k,t}$  = características idiossincráticas não observadas da aglomeração  $j$  no ano  $t$  específicos para o estabelecimento entrante em potencial  $i$  no setor econômico  $k$ .

Foi considerado o conjunto de empresas entrantes em cada ano como dado e modelada sua decisão de entrada em uma das aglomerações consideradas no estudo.<sup>7</sup> Assumindo que  $\eta_{i,j,k}$  é uma seqüência de variáveis aleatórias i.i.d. com distribuição de valores extremos do tipo I, a probabilidade do estabelecimento  $i$  escolher o aglomerado urbano  $j$  no ano  $t$  é dada por:

$$P_{i,j,k,t}^m = \frac{\text{EXP}\{\delta_{j,t}^m + \beta_t^m D_{i,j,k,t}\}}{\sum_{l=1}^J \text{EXP}\{\delta_{l,t}^m + \beta_t^m D_{i,l,k,t}\}} \quad (2)$$

A função de verossimilhança a partir dos dados observados (definida separadamente para cada indústria  $m$  e para cada ano  $t$ ) pode então ser escrita como:

$$L_t^m(\bar{D}_t^m; \beta_t^m, \bar{\delta}_t^m) = \prod_{i \in m} \prod_{j=1}^J [P_{i,j,k,t}^m]^{\lambda_{i,j,t}} \quad (3)$$

5. Apesar de estimar separadamente os parâmetros das funções de utilidade para cada setor de atividade, não houve diferenciação entre estabelecimentos ou empresas de tamanhos diferentes nesse estágio atual de análise. Essa análise será importante em trabalhos futuros, dado que pesquisas anteriores mostraram evidências de que empresas maiores são mais sensíveis a atributos locais em modelos de decisões de localização espacial. Isso deve-se tanto à busca por economias de escala quanto ao fato de que empresas pequenas possuem mais laços com a cidade natal do empresário (LEVINSON, 1996).

6. Neste estágio do modelo,  $\delta_{j,t}^m$  pode ser visto como um fator para controlar uma variedade de atributos locais, incluindo (mas não restrito a) indicadores de desenvolvimento (por exemplo, acesso a água encanada, sistema de esgoto, energia elétrica), medidas de acesso a malhas de transporte (por exemplo, custo de transporte até São Paulo), variáveis de educação e renda da população local (por exemplo, educação média dos habitantes com 25 anos ou mais, taxa de analfabetismo), tamanho do mercado (por exemplo, número de habitantes, renda total) e indicadores de *spillovers* com outras empresas (no mesmo setor de atividade ou em setores correlacionados).

7. Mais especificamente, a estratégia de estimação utiliza apenas a informação contida na proporção de novos estabelecimentos entrantes que escolhem cada uma das aglomerações urbanas, e não se utiliza do número total de novos entrantes para identificação dos parâmetros.

onde  $\lambda_{i,j,t} = 1$  se o estabelecimento  $i$  escolhe a aglomeração  $j$  no ano  $t$  ( $= 0$ , caso contrário). Maximizando a expressão (3), obtêm-se estimativas para  $\beta_t^m$  e  $\bar{\delta}_t^m$ .<sup>8</sup>

Uma dificuldade prática enfrentada nessa etapa de estimação é que, para várias das aglomerações urbanas, não foram observados novos estabelecimentos entrantes para certos setores econômicos em um determinado ano. Os dados indicam, portanto, que essas aglomerações são inerentemente não atraentes, mas não indicam o quão não atraentes. Os efeitos fixos  $\delta_{j,t}^m$  não são identificados para essas localidades. Esse se constitui fundamentalmente em um problema de dados censurados. Diferentemente de abordagens tradicionais a esse problema (que se utilizam de fortes hipóteses sobre distribuições paramétricas), solucionou-se esse problema adicionando um valor artificial muito baixo para o número de entrantes (como, por exemplo,  $10^{-6}$ ) para todas as aglomerações urbanas. Dependendo de quão baixo esse número seja, os valores estimados para os efeitos fixos  $\delta_{j,t}^m$  para as aglomerações sem entradas reais podem ser arbitrariamente negativos. Timmins e Murdock (2005) demonstraram que, à medida que esse número artificial torna-se arbitrariamente mais baixo, os valores estimados dos efeitos fixos  $\delta_{j,t}^m$  para as aglomerações que tiveram pelo menos um entrante convergem para valores estáveis. Uma vez que, para todos os setores, a maioria das aglomerações urbanas tiveram alguma firma entrante, pôde-se utilizar regressões da mediana para estudar os determinantes que afetam os efeitos fixos  $\delta_{j,t}^m$ . Essas regressões não são afetadas pelos números artificiais utilizados para as aglomerações sem estabelecimentos entrantes.<sup>9</sup>

#### 4.2 Estágio 2: regressão da mediana e o papel dos fundos constitucionais

Para avaliar o papel dos fundos constitucionais na promoção da entrada de novos estabelecimentos, foram utilizadas regressões da mediana para o painel de dados (definido para as  $J = 265$  aglomerações urbanas e os  $T = 9$  anos) para cada setor de atividade econômica.<sup>10</sup> O modelo estimado tem expressão:

$$\delta_{j,t}^m = \gamma^m + \overline{YEAR}_t \theta^m + \overline{AGG}_j \phi^m + \psi^m CF_{j,t} + u_{j,t}^m \quad (4)$$

8. A maximização explícita da função de verossimilhança em (3) no vetor completo de efeitos fixos  $\bar{\delta}_t^m$  pode ser extremamente difícil computacionalmente, dado o grande número de parâmetros a serem estimados. Para contornar esse problema, utilizou-se o algoritmo de *contraction mapping* proposto por Berry (1994) e utilizado em Berry, Levinson e Pakes (1995). Em termos práticos, integrou-se para todos os entrantes  $i$  na equação (2), obtendo expressões para a proporção predita de estabelecimentos, em cada setor, escolhendo cada aglomeração urbana, em cada ano. A partir de valores iniciais para  $\beta_t^m$ , essas expressões constituem um *contraction mapping* no vetor de  $\delta_{j,t}^m$ 's. Utilizando esse *mapping*, foi encontrado o conjunto único de  $\delta_{j,t}^m$ 's que resulta em proporções preditas pelo modelo iguais às proporções observadas nos dados, dentro de um certo grau de tolerância. A função de verossimilhança é então calculada com base nesses valores para os  $\delta_{j,t}^m$ 's. O parâmetro  $\beta_t^m$  é atualizado pela maximização da função de verossimilhança, mantendo-se os valores dos  $\delta_{j,t}^m$ 's fixos. O *contraction mapping* é então repetido para se obter novos valores para os  $\delta_{j,t}^m$ 's. Esse procedimento é repetido constantemente até que a função de verossimilhança seja maximizada.

9. Vide Koenker e Bassett (1978) e Koenker e Hallock (2001) para uma discussão detalhada sobre regressão da mediana.

10. Note que a estimação dessa equação via regressão da mediana requer a estimação explícita de todos os efeitos fixos – no contexto da regressão da mediana, a utilização de equações em diferenças nos dados não equivale à estimação dos efeitos fixos.

onde:

$\overline{YEAR}_t$  = vetor de variáveis *dummy* indicando o ano = 1994, ..., 2001 (1993 é o *benchmark* e, portanto, sua *dummy* foi excluída).

$\overline{AGG}_t$  = vetor de variáveis *dummy* indicando a aglomeração urbana = 2, ..., 265 (a aglomeração 1 é o *benchmark* e, portanto, sua *dummy* foi excluída).

$CF_{j,t}$  = média do montante alocado de fundos constitucionais por empregado no ano  $t$ , para a Unidade da Federação contendo a aglomeração urbana  $j$ .<sup>11</sup>

$u_{j,t}^m$  = determinante não observado da atratividade a novas entradas na aglomeração urbana  $j$  para firmas no setor  $m$  no ano  $t$ .

O vetor de variáveis *dummy* anuais é incluído para contabilizar o fato de que uma normalização arbitrária está implícita ao vetor estimado  $\overline{\delta}_t^m$  para cada ano  $t$  (de fato, esses efeitos fixos não possuem uma escala natural e utilizou-se uma normalização pela qual a média desses efeitos fixos é zero, para cada ano  $t$ , para cada indústria  $m$ ).

O vetor variáveis *dummy* para as aglomerações tem um papel importante nas regressões. De fato, os fundos constitucionais são alocados de forma a remediar as desigualdades regionais. Em princípio, maiores montantes são alocados nas localidades com menor atratividade natural à entrada de novos estabelecimentos.<sup>12</sup> Uma regressão de  $\overline{\delta}_{j,t}^m$  versus as variáveis *dummy* para os anos ( $\overline{YEAR}_t$ ) e a alocação média dos fundos constitucionais ( $CF_{j,t}$ ), sem incluir as variáveis *dummy* de aglomerações  $\overline{AGG}_t$ , incorreria em um viés por omissão de variáveis – em particular, um viés no sentido de indicar uma não efetividade dos fundos constitucionais (ou até mesmo um efeito contrário ao esperado) sobre a decisão locacional de novos

11. Especificamente, inicialmente dividiram-se os valores contratados e alocados *ex post* dos fundos constitucionais, em cada Unidade da Federação, em cada ano, pelo número de estabelecimentos entrantes em cada ano. Isso estabelece algum controle para o fato de que Unidades da Federação com um maior número de estabelecimentos entrantes irão, por definição, receber maiores alocações dos fundos constitucionais. Por outro lado, o tamanho dos estabelecimentos entrantes também terá um efeito sobre o aporte de recursos total alocado que cada Unidade da Federação recebe (empresas maiores, em princípio, receberão subsídios maiores do que empresas de menor porte). Portanto, dividiu-se a média de alocação por empresa entrante pelo tamanho médio (em número de empregados) dos estabelecimentos entrantes em cada estado em cada ano. Com isso, transformou-se a variável para os fundos constitucionais em uma média de contratos alocados *ex post* por empregado em cada Unidade da Federação. Considerou-se essa média então como exógena da atratividade de cada Unidade da Federação em termos de fundos constitucionais. Observe que ainda resta uma fonte potencial de viés: firmas com melhores *ratings* de crédito possivelmente irão receber maiores subsídios dos fundos constitucionais (condicionando-se ao número de empregados). Caso as firmas com melhores *ratings* de crédito acabem desproporcionalmente escolhendo localidades com melhores atributos não observáveis, o erro na medida de fundos constitucionais será correlacionado com essas características não observadas, viesando os resultados de forma a obter efeitos positivos para os fundos constitucionais. No entanto, será demonstrado mais adiante que essa fonte de viés não é uma preocupação na interpretação dos resultados.

12. Uma evidência em favor dessa afirmação é que os fundos constitucionais foram disponibilizados apenas para estabelecimentos que passaram a se localizar nas regiões Nordeste, Norte e Centro-Oeste, a fim de atrair essas empresas de forma que elas não escolhessem por se localizar nas regiões Sudeste e/ou Sul, mais desenvolvidas.

estabelecimentos. Se fossem utilizados apenas dados *cross-section*,<sup>13</sup> teria que se incluir no modelo uma série de atributos socioeconômicos das aglomerações urbanas para contornar esse problema. Mesmo sendo possível coletar valores para muitas dessas variáveis socioeconômicas, é possível que, depois da inclusão de todos esses atributos adicionais, algum tipo de viés ainda persistisse, dado que não necessariamente os atributos incluídos seriam capazes de contabilizar para as particularidades relevantes de cada aglomeração urbana. Felizmente, uma vez que se está utilizando um painel de dados (para nove anos de dados sobre novos estabelecimentos entrantes observados na Rais), foi possível controlar não-parametricamente para as particularidades constantes no tempo de cada aglomeração urbana. Com isso, contabilizou-se para a grande parte das diferenças entre as aglomerações, restando apenas as diferenças referentes aos montantes alocados de fundos constitucionais, que variam ao longo dos anos, possibilitando a identificação dos impactos desses programas.

Finalmente, um terceiro estágio pode ser adicionado ao exercício de estimação, de forma a explorar o papel de outros determinantes na decisão locacional de novos estabelecimentos entrantes, além dos fundos constitucionais. De fato, ao final das estimações no Estágio 2, obtém-se um vetor de efeitos fixos  $\bar{\phi}^m$ , ao nível de aglomerações e de setores de atividade econômica. Esses efeitos fixos descrevem a média, ao longo do período 1993-2001, de atratividade de cada aglomeração urbana, para cada setor de atividade econômica  $m$ , depois de controlar pelos efeitos da localização dos estabelecimentos matrizes, pelos efeitos de cada ano e pela efeito da alocação de fundos constitucionais. Idealmente, poder-se-ia regressar esses efeitos fixos *versus* um vetor de atributos das aglomerações urbanas, como por exemplo  $X_j = \{\text{IDH, nível de educação, infra-estrutura, número de empregados no setor de atividade econômica } m \text{ (capturando efeitos de aglomeração industrial), número de empregados em outros setores de atividade econômica (capturando efeitos de } \textit{spillover})\}$ . Na prática, esse tipo de análise apresenta duas complicações. Em primeiro lugar, muitos desses atributos provavelmente estão altamente correlacionados com os demais. Portanto, os resultados obtidos nessa análise seriam altamente sensíveis à especificação escolhida. Em segundo lugar, é provável que alguns desses atributos sejam determinados justamente pelo comportamento de entrada das novas empresas, sendo portanto endógenos à regressão. Essa endogeneidade pode estar particularmente presente quando as firmas decidem conjuntamente ingressar em uma localidade específica. Nesse caso, decomposições simples, conforme comentado anteriormente, poderiam conduzir a estimativas viesadas a respeito do papel dos demais atributos sobre a atratividade de cada aglomeração urbana. Esse estágio do processo de estimação está atualmente sendo estudado pelos autores.

---

13. Dados referentes apenas a um ano específico.

## 5 RESULTADOS

### 5.1 O papel da localização das sedes sobre a localização dos novos estabelecimentos

A tabela 3 apresenta os resultados das estimações no primeiro estágio para o parâmetro  $\beta_i^m$ , para cada um dos dezoito setores de atividade econômica estudados.<sup>14</sup> Em todas as categorias, as empresas apresentam uma preferência estatisticamente significativa em localizarem suas novas filiais próximas aos estabelecimentos matrizes. Na estimação desses efeitos, o Estágio 1 da estratégia de estimação controla não-parametricamente para todos os atributos das aglomerações – atributos que variam por setor e por ano, e que podem ser determinantes nas decisões locais dos novos estabelecimentos. Com isso, controla-se para a maior parte dos fatores importantes de confundimento (ou seja, para todos os fatores locais que tornem atraente a entrada, em uma determinada aglomeração urbana, de novos estabelecimentos – matrizes ou filiais – para um determinado setor econômico). Por outro lado, a metodologia de estimação não consegue distinguir entre os efeitos de distância à sede da empresa e os efeitos idiossincráticos não observáveis.<sup>15</sup>

Embora sejam estatisticamente significantes, os parâmetros estimados apresentados na tabela 3 não permitem inferir sobre a significância econômica da atratividade dos estabelecimentos matrizes sobre as decisões de localização de novos estabelecimentos. De fato, nas estimações via máxima verossimilhança correspondentes às estimativas reportadas na tabela 3, obteve-se estimativas para um vetor de efeitos fixos, o qual teve de ser normalizado de forma que a sua média fosse nula. Essa normalização é arbitrária e impossibilita a comparação direta das estimativas dos parâmetros ao longo dos anos e ao longo dos setores de atividade econômica. Por outro lado, pode-se recorrer a exercícios de simulação para estudar o quanto a distribuição espacial das matrizes influencia na localização das novas filiais. É possível, por exemplo, simular o quanto o padrão de localização de novos estabelecimentos teria sido diferente, por setor e por região, caso as empresas não se importassem com a proximidade das filiais às sedes. Assumindo que os valores para os efeitos fixos  $\delta_{i,t}^m$  não são afetados por essa hipótese contrafactual,<sup>16</sup> simplesmente se “desligou” o coeficiente da variável distância da filial à sede da empresa no modelo de decisão de localização das firmas, e simulou os novos padrões de entradas de estabelecimentos em cada ano.

14. As estimativas para os parâmetros  $\delta_{i,t}^m$  não estão reportadas por questão de brevidade, mas elas serão utilizadas nas subseções seguintes para explorar o papel dos fundos constitucionais.

15. Por exemplo, imagine o caso onde o empresário tem uma forte preferência por um aglomerado urbano específico e resolve posicionar todas as suas plantas industriais – filiais e matriz – naquele aglomerado. O modelo poderia interpretar essa situação como se o empresário tivesse um forte incentivo a não situar as filiais longe da sede do conglomerado.

16. Se a entrada de firmas em um ano específico torna o aglomerado urbano mais atrativo para entrada de novas firmas (no mesmo setor ou em setores econômicos diferentes) nos anos seguintes, então o exercício de simulação, onde se remove o efeito das sedes das empresas, estará subestimando a real importância da localização das sedes das empresas.

**TABELA 3 (a)**  
**Parâmetros estimados e desvios-padrões no primeiro estágio – desutilidade da distância à sede da empresa**

	Indústria metalúrgica	Indústria mecânica	Indústria de material elétrico e de comunicações	Indústria de material de transporte	Indústria de madeira e mobiliário	Indústria do papel, papelão, editorial e gráfica	Indústria da borracha, fumo, couros e peles	Indústria química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria	Indústria têxtil
1993	-4,6335 0,061	-1,022509 0,091	-3,516901 0,586	-4,11691 0,249	-0,003287 0,156	-0,744992 0,242	-1,529242 0,252	-2,251017 0,366	-3,63653 0,351
1994	-4,776536 0,055	-1,026642 0,098	-2,267564 0,302	-2,065258 0,097	-2,361189 0,244	-2,319109 0,359	-2,237593 0,498	-1,247121 0,221	-2,6326 0,248
1995	-4,19655 0,047	-1,312279 0,101	-7,136356 0,853	-2,911339 0,104	-2,316447 0,262	-1,747716 0,379	-1,770898 0,522	-0,5976185 0,189	-2,77249 0,256
1996	-4,379192 0,044	-1,550118 0,092	-0,9575031 0,202	-1,989933 0,092	-2,2154 0,25	-1,124324 0,532	-1,67246 0,296	-1,791051 0,272	-3,78178 0,258
1997	-4,660394 0,052	-1,374413 0,105	-2,661697 0,302	-2,125658 0,085	-2,734079 0,263	-1,923401 0,358	-1,569216 0,304	-2,543844 0,321	-2,03109 0,219
1998	-4,666001 0,051	-0,9885217 0,09	-2,281698 0,334	-1,123402 0,08	-2,105364 0,326	-1,66395 0,31	-0,4725547 0,283	-0,7038555 0,293	-3,33133 0,263
1999	-4,443977 0,049	-1,245524 0,102	-3,662842 0,309	-1,525596 0,09	-1,7404 0,252	-0,896037 0,226	-0,8281909 0,205	-0,5695767 0,212	-2,83038 0,261
2000	-3,780393 0,039	-0,9067607 0,092	-4,836069 0,37	-1,881727 0,095	-3,321722 0,402	-0,495014 0,255	-1,316868 0,3	-1,457993 0,252	-2,84382 0,205
2001	-4,211293 0,047	-1,501673 0,104	-5,994211 0,652	-1,51965 0,079	-1,665818 0,252	-0,843011 0,315	-1,056535 0,218	-2,138744 0,263	-2,3295 0,219

Elaboração dos autores.



TABELA 3 (b)  
**Parâmetros estimados e desvios-padrões no primeiro estágio – desutilidade da distância à sede da empresa**

	Indústria de calçados	Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	Comércio varejista	Instituições de crédito, seguros e capitalização	Comércio e administração de imóveis, valores mobiliários, serviços técnicos	Serviços de transportes e comunicações	Serviços de alojamento, alimentação, reparação, manutenção, redação	Serviços médicos, odontológicos e veterinários	Ensino
1993	-1,616734 0,178	-3,513587 0,235	-3,3916 0,296	-1,61772 0,21	-3,519285 0,263	-1,531885 0,078	-2,702976 0,083	-5,121686 0,33	-0,701798 0,079
1994	-0,794549 0,123	-2,402769 0,164	-5,2069 0,503	-1,467135 0,121	-1,448544 0,197	-0,8352789 0,08	-2,776254 0,08	-2,500844 0,134	-0,724495 0,075
1995	-1,367163 0,161	-5,365632 0,257	-2,93199 0,244	-2,095078 0,183	-1,546453 0,242	-0,7119592 0,06	-3,089777 0,07	-2,815874 0,096	-0,946609 0,082
1996	-1,772667 0,154	-6,043686 0,394	-3,24486 0,318	-1,497497 0,123	-0,6497825 0,159	-1,213721 0,076	-3,191817 0,073	-4,031057 0,146	-0,276271 0,06
1997	-1,915038 0,139	-4,268064 0,198	-2,64443 0,253	-1,946985 0,343	-2,492992 0,416	-0,979042 0,06	-3,344391 0,079	-3,138312 0,112	-0,935676 0,08
1998	-1,022172 0,152	-2,55246 0,171	-2,28974 0,254	-2,53005 0,193	-1,577432 0,257	-1,054577 0,069	-3,178292 0,091	-3,240311 0,129	-1,002077 0,07
1999	-2,028531 0,164	-5,887606 0,423	-2,42505 0,32	-1,51752 0,206	-0,9626081 0,156	-1,531746 0,074	-3,103625 0,073	-4,144922 0,154	-0,730447 0,073
2000	-1,467654 0,127	-4,492109 0,251	-1,76989 0,255	-1,32374 0,176	-1,138835 0,172	-1,272506 0,072	-3,2621 0,073	-4,383683 0,172	-0,501083 0,064
2001	-1,249875 0,122	-1,183984 0,14	-2,58689 0,239	-2,035496 0,243	-3,001961 0,309	-1,286532 0,06	-3,162523 0,065	-4,747407 0,138	-0,312585 0,07

Elaboração dos autores.

A tabela 4 apresenta as variações percentuais na distribuição dos novos estabelecimentos entrantes (ou seja, a diferença entre a distribuição observada e a distribuição predita, assumindo essa hipótese contra-factual), para as cinco macrorregiões brasileiras, agregadamente ao longo dos anos 1993 a 2001. As maiores diferenças são notadas na região Norte (onde relativamente poucos estabelecimentos matrizes estavam presentes para qualquer setor de atividade econômica, e onde conseqüentemente os ganhos em se “desligar” o parâmetro da variável distância até a matriz foram mais efetivos) e no Sudeste (que concentra a maior quantidade de sedes de empresas e que, portanto, seria o mais penalizado com o anulamento do efeito da variável distância até a matriz). O Nordeste, o Centro-Oeste e Sul apresentaram efeitos variados, dependendo do setor de atividade econômica – a tendência geral, porém, é que o número de empresas entrantes aumentem nessas áreas, quando é retirado o efeito da distância até as matrizes.

TABELA 4

**Variações percentuais na incidência predita de estabelecimentos entrantes com e sem o efeito da distância até a sede da empresa (1993-2001)**

Setor do IBGE	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Indústria metalúrgica	0,17	-0,05	-0,05	0,03	0,08
Indústria mecânica	0,06	0,02	-0,03	0,02	0,01
Indústria de material elétrico e de comunicações	0,26	-0,09	-0,24	-0,01	0,04
Indústria de material de transporte	0,22	0,03	-0,13	-0,05	0,02
Indústria de madeira e mobiliário	0,06	0,04	-0,02	0,03	0,03
Indústria do papel, papelão, editorial e gráfica	0,08	0,05	-0,02	0,05	0,04
Indústria da borracha, fumo, couros e peles	0,06	0,02	-0,01	-0,02	0,01
Indústria química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria	0,10	0,08	-0,03	0,04	0,05
Indústria têxtil	0,07	0,05	-0,02	0,03	0,04
Indústria de calçados	0,13	0,06	-0,04	0,05	0,05
Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	0,05	-0,01	-0,01	0,01	0,02
Comércio varejista	0,09	-0,02	-0,06	0,00	0,02
Instituições de crédito, seguros e capitalização	0,54	-0,31	-0,47	-0,12	-0,15
Comércio e administração de imóveis, valores mobiliários, serviços técnicos	0,07	-0,06	-0,08	0,00	-0,10
Serviços de transportes e comunicações	0,10	0,05	-0,03	0,03	0,03
Serviços de alojamento, alimentação, reparação, manutenção, redação	0,10	0,02	-0,04	0,04	0,06
Serviços médicos, odontológicos e veterinários	0,17	0,08	-0,08	0,04	0,04
Ensino	0,41	0,17	-0,27	-0,05	-0,09

Elaboração dos autores.

## 5.2 O impacto dos fundos constitucionais

A tabela 5 apresenta a decomposição dos efeitos fixos,  $\delta_{j,t}^m$ . As colunas apresentam os resultados da regressão da mediana quando: *i*) exclui-se os efeitos fixos das aglomerações, utilizando apenas efeitos fixos para os anos e as alocações anuais dos fundos constitucionais por empregado; *ii*) utilizam-se efeitos fixos para os

anos e alocações anuais dos fundos constitucionais por empregado, conjuntamente com um vetor de covariáveis referentes aos atributos observáveis das aglomerações urbanas;<sup>17</sup> e *iii*) utilizam-se efeitos fixos para os anos, efeitos fixos para as aglomerações urbanas e alocações anuais médias dos fundos constitucionais por empregado. Nessa tabela, são apresentados apenas os coeficientes estimados para o papel dos fundos constitucionais. Quando não se controla para qualquer heterogeneidade entre as aglomerações urbanas, de acordo com a coluna (i), encontram-se parâmetros significantes (economicamente e estatisticamente) negativos para o efeito dos fundos constitucionais sobre a entrada de novos estabelecimentos. Esse resultado corresponde aos resultados encontrados no trabalho de Ferreira (2004) e possivelmente reflete o fato de os fundos constitucionais serem alocados de forma a remediar as disparidades regionais. A inclusão de covariáveis na coluna (ii) para controlar para os atributos locais das aglomerações urbanas não modifica sensivelmente os resultados mostrados na coluna (i).

Por meio da introdução de efeitos fixos para as aglomerações urbanas nas regressões com dados de painel, é possível controlar não-parametricamente para diferentes formas de heterogeneidades invariantes no tempo. Esses efeitos fixos são considerados na especificação apresentada na coluna (iii), onde se encontram efeitos positivos para o papel dos fundos constitucionais em atrair novos entrantes, em cinco dos onze setores econômicos da indústria de transformação. Foram encontrados efeitos positivos, mas não significantes, para todos os demais setores da indústria de transformação, exceto para os setores de papel, editorial e gráfica e metalurgia (para os quais os efeitos são negativos e não significantes).

Apesar de a introdução dos efeitos fixos no modelo ter sido relativamente bem sucedida em reduzir o viés para baixo nos parâmetros do efeito dos fundos constitucionais, conforme observado nas colunas (i) e (ii), é possível que ainda exista algum viés para baixo causado por fatores, variantes no tempo, de heterogeneidade entre as aglomerações urbanas, sendo esses fatores negativamente correlacionados com a alocação dos fundos constitucionais. Por outro lado, não há preocupação com o viés potencialmente introduzido pelos erros de medidas nas alocações dos fundos constitucionais, decorrentes da não-aleatoriedade na entrada de novas plantas devido a diferenças nos *ratings* de crédito entre as firmas (vide nota de rodapé 11). De fato, espera-se que firmas com empreendedores mais talentosos tenham melhores *ratings* de crédito, obtendo maiores benefícios dos fundos constitucionais, e que esses empreendedores estejam mais propensos a posicionar os novos estabelecimentos onde os atributos não observáveis fossem

---

17. Particularmente, foram utilizados os valores de 1990 e 2000 para os Índices de Desenvolvimento Humano (IDH), os totais populacionais, os anos médios de educação para indivíduos acima de 25 anos e os custos de transporte para São Paulo em 1995.

mais favoráveis. Isso tenderia a viesar para cima os coeficientes dos efeitos dos fundos constitucionais nas regressões da mediana. Essas fontes de viés são possivelmente reduzidas, porém quando se introduz os efeitos fixos para as aglomerações, de forma a contabilizar para disparidades regionais não observadas invariantes no tempo. No entanto, é justamente quando são introduzidos os efeitos fixos que o sinal da maioria dos parâmetros dos fundos constitucionais aumentam consideravelmente, passando de valores negativos para positivos. Portanto, caso houvesse algum viés para cima considerável na ausência dos efeitos fixos, esse viés não seria muito alto e teria sido mais que compensado pelo viés para baixo introduzido pela correlação negativa entre os fundos constitucionais e os atributos locais não observados dos aglomerados urbanos analisados.

Para os setores econômicos de não-manufaturados, apenas comércio varejista, serviços de transporte e de comunicação, e serviços de alojamento e alimentação apresentaram efeitos positivos para os fundos constitucionais. Setores de não-manufaturados geralmente não são muito beneficiados pelos fundos constitucionais, de forma que não se deveria esperar, para esses setores, os mesmos efeitos positivos observados na maioria dos setores industriais manufatureiros. Por outro lado, as entradas de novos estabelecimentos no setor de comércio varejista podem estar associadas aos ingressos de novos estabelecimentos nos setores de manufaturados, o que justificaria o sinal positivo do parâmetro relativo à alocação de fundos constitucionais. Além disso, os fundos constitucionais têm sido usados para promover atividades relacionadas ao turismo, o que pode ter influenciado a entrada de novos estabelecimentos nos setores de alimentação e alojamento, e de serviços de comunicações e transportes (FERREIRA, 2004).

De maneira geral, os resultados apresentam evidências de que os fundos constitucionais estimularam a entrada de novos estabelecimentos nas regiões menos desenvolvidas do Brasil – particularmente no caso dos setores de maquinário, equipamento de transporte, madeira e móveis, têxteis e bebidas e alimentação. Para ter uma melhor idéia do papel dos fundos constitucionais, pode-se considerar a redução na distância, até as sedes das empresas, que seria necessária para fornecer a mesma configuração de entradas caso os fundos constitucionais não existissem – ou seja, a variação compensatória (VC) na distância às matrizes. Esses resultados estão apresentados na tabela 6. Observa-se que a distância até as matrizes deveriam cair, em média, entre 5% e 26% para compensar para a não existência dos fundos constitucionais, assumindo a utilidade das firmas como constante. O VC é menor para os estabelecimentos no Nordeste (onde as alocações de fundos constitucionais por empregado são menores, em média) e para os setores industriais mais sensíveis à distância até a matriz (ou seja, alimentação, bebidas e álcool).

**TABELA 5**  
**Coefficientes estimados e desvios-padrões no segundo estágio para o efeito dos**  
**fundos constitucionais**

	(i)	(ii)	(iii)
Setores de manufaturados			
Metalúrgica	-0.653 (-12.95)	-0.656 (-13.03)	-0.006 (-1.01)
Mecânica	-0.555 (-6.70)	-0.572 (-6.91)	0.055 (4.22)
Material elétrico e de comunicações	-0.250 (-1.76)	-0.250 (-1.76)	0.015 (0.85)
Material de transporte	-0.660 (-8.70)	-0.659 (-8.69)	0.032 (3.80)
Madeira e mobiliário	-2.684 (-18.53)	-2.694 (-18.61)	0.024 (2.25)
Papel, papelão, editorial e gráfica	-4.157 (-20.68)	-4.157 (-20.69)	-0.002 (-0.13)
Borracha, fumo, couros e peles	-4.574 (-23.91)	-4.662 (-24.48)	0.011 (0.62)
Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria	-4.125 (-23.16)	-4.154 (-23.33)	0.013 (0.71)
Têxtil	-3.452 (-23.57)	-3.455 (-23.59)	0.054 (2.40)
Calçados	-1.458 (-10.02)	-1.440 (-9.90)	0.003 (0.14)
Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	-2.968 (-24.71)	-2.969 (-24.72)	0.039 (2.70)
Setores de não manufaturados			
Comércio varejista	-0.573 (-6.95)	-0.580 (-7.04)	0.047 (3.91)
Instituições de crédito, seguros e capitalização	0.024 (0.32)	0.030 (0.40)	0.042 (1.22)
Comércio e administração de imóveis	-0.115 (-3.10)	-0.121 (-3.28)	-0.054 (-8.78)
Transportes e comunicações	-0.776 (-10.20)	-0.785 (-10.33)	0.022 (2.17)
Alojamento e alimentação	-0.722 (-12.66)	-0.716 (-12.57)	0.009 (1.12)
Serviços médicos, odontológicos e veterinários	-0.372 (-6.55)	-0.396 (-6.97)	-0.026 (-1.58)
Ensino	-0.184 (-4.98)	-0.182 (-4.91)	-0.036 (-7.51)
Efeitos fixos para os anos	Sim	Sim	Sim
Covariáveis locais	Não	Sim	Não
Efeitos fixos das aglomerações	Não	Não	Sim

Elaboração dos autores.

## 6 CONCLUSÕES

Nas análises desenvolvidas neste artigo, chega-se a duas conclusões principais. Primeiramente, (contrariamente ao que trabalhos anteriores indicaram) foram

encontradas evidências de que a alocação dos fundos constitucionais de fato tem sido bem sucedida em induzir a entrada de novos estabelecimentos nas regiões menos desenvolvidas, controlando para o efeito da localização dos estabelecimentos matrizes. Em geral, inferências dessa natureza apresentam sérios problemas por causa dos efeitos de confundimento decorrentes de atributos locais não observáveis, que são negativamente correlacionados com a alocação dos fundos. Contabilizar esses determinantes não observados nos modelos de decisões locais é uma tarefa muito difícil, mesmo utilizando-se variáveis econômicas observadas. Além disso, a não contabilização desses fatores pode causar um viés para baixo das estimativas a respeito do papel dos fundos constitucionais. Neste trabalho, conseguiu-se contornar esse problema não-parametricamente através da utilização da base de dados da Rais, que descreve o padrão espacial anual de ingresso de novos estabelecimentos, durante vários anos.

Em segundo lugar, observou-se que, enquanto a alocação dos fundos constitucionais foi relevante para a entrada de novos estabelecimentos, a proximidade aos estabelecimentos matrizes foi um fator altamente significativo para as decisões de novos ingressos (condicionando-se ao estabelecimento pertencer a um conglomerado empresarial, com várias unidades), e esse efeito acabou por inibir, de certa forma, o papel dos fundos constitucionais. Por meio de simulações nas quais, contra-factualmente, removeu-se do modelo de decisão locacional os efeitos da proximidade até a matriz da empresa, observou-se que, caso esse efeito não existisse, o ingresso de novos estabelecimentos nas regiões menos desenvolvidas seria bem mais expressivo.

Finalmente, as conclusões deste artigo para planejadores públicos infelizmente é de certa forma limitada. Apesar de se encontrar evidências mostrando que os fundos constitucionais foram relevantes na atração de novos estabelecimentos para as regiões menos desenvolvidas (e esse efeito de atração poderia ser ainda mais expressivo caso fossem utilizadas estratégias para atrair também as sedes das empresas para essas regiões), ainda não foi possível responder se de fato os fundos constitucionais são ou não uma política válida. Para responder a essa pergunta é importante determinar: *i*) se os fundos constitucionais induziram novos estabelecimentos de fato nas regiões menos desenvolvidas ou simplesmente realocaram as novas entradas do Sul e Sudeste para o Norte, Nordeste e Centro-Oeste; e *ii*) qual o efeito de produtividade nas empresas realocadas.<sup>18</sup> Não foi possível responder a essas perguntas com os dados e a metodologia utilizados neste artigo. Para isso, seria necessário, por exemplo, realizar pesquisas de campo, onde empresários seriam entrevistados a respeito dos fatores que motivaram suas decisões sobre a localização de novos estabelecimentos e a respeito dos diferenciais de produtividade que advieram dessas decisões.

18. Além de fornecer mais informações a respeito dos impactos dos fundos constitucionais, esse último ponto ajudaria a responder ao questionamento de se existe ou não de fato um trade-off entre as políticas de redistribuição regional e as políticas de crescimento econômico nacional agregado. Essas questões têm implicações bem mais amplas e estão além dos objetivos deste artigo.

**TABELA 6**  
**Variações Compensatórias (VC) na distância até a sede da empresa (km) correspondentes à eliminação dos fundos constitucionais<sup>19</sup>**

Setor industrial	Distância média até a matriz (km)	Região		
		Norte	Nordeste	Centro-Oeste
Máquinas	143,50	27,96 (19,48)	21,97 (15,31)	37,36 (26,03)
Equipamentos de transporte	119,83	12,67 (10,57)	9,96 (8,31)	16,93 (14,13)
Madeira e móveis	80,11	8,54 (10,66)	6,71 (8,38)	11,41 (14,24)
Têxteis	67,00	11,25 (16,79)	8,84 (13,19)	15,03 (22,43)
Alimentação, bebidas e álcool	79,07	5,09 (6,44)	4,00 (5,06)	6,79 (8,59)
Alocação média de fundos constitucionais por empregado (US\$)		788,17	619,30	1052,91

Elaboração dos autores.

Nota: Entre parênteses, o percentual da redução sobre a distância média.

19. Variações compensatórias avaliadas para a média de alocação de fundos constitucionais por empregado, por macrorregião, e utilizando as estimativas dos parâmetros da distância até a sede da empresa, no primeiro estágio da estratégia de estimação, para o ano de 1996.

## REFERÊNCIAS

AZZONI, C. R. *et al.* *Geography and income convergence among Brazilian States*. 2002. Mimeografado.

BAER, W. *The Brazilian economy: growth and development*. 4. ed. Westport: Praeger. 1995.

BERRY, S. Estimating discrete choice models of product differentiation. *RAND Journal of Economics*, 25, p. 242-262, 1994.

BERRY, S.; LEVINSON, J.; PAKES, A. Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica*, n. 63, p. 841-890, 1995.

DA MATA, D. *et al.* *Determinants of city growth in Brazil*. Brasília: Ipea, 2005a (Discussion Paper, n. 1.112).

\_\_\_\_\_. *Examining the growth patterns of Brazilian cities*. Brasília: Ipea, 2005b (Discussion Paper, n. 1.113).

ELLERY Jr., R.; FERREIRA, P. C. Crescimento econômico e convergência entre a renda dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, v. 16, n. 1, p. 83-104, 1996.

FERREIRA, A. H. B. Convergence in Brazil: recent trends and long run prospects. *Applied Economics*, n. 32, p. 479-489, 2000.

FERREIRA, P. C. *Regional policy in Brazil: a review*. 2004. Mimeografado.

GOLDSMITH, W.; WILSON, R. Poverty and distorted industrialization in the Northeast. *World Development*, v. 19, n. 5, p. 435-455, 1991.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA)/ INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE)/ UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS (UNICAMP). *Configuração atual e tendências da rede urbana*. Brasília, 2002. Série Configuração Atual e Tendências da Rede Urbana.

JALAN, J.; RAVALLION, M. *Spatial poverty traps?* Washington, D.C.: Development Research Group, World Bank, 1997 (Policy Research Working Paper, n. 1.862).

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression Quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.



KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4, p. 143-156, 2001.

LALL, S. V.; SHALIZI, Z. Location and growth in the Brazilian Northeast. *Journal of Regional Science*, v. 43, n. 4, p. 1-19, 2003.

LALL, S. V.; FUNDERBURG, R.; YEPES, T. *Location, concentration, and performance of economic activity in Brazil*. Development Research Group, The World Bank, 2005.

LEVINSON, A. Environmental regulations and manufacturers' location choices: evidence from the Census of Manufactures. *Journal of Public Economics*, v. 62, n. 5-29, 1996.

MAIA GOMES. *Regional development strategies in Brazil*. 2002. Mimeografado.

MARKUSEN, A. *Interaction between regional and industrial policies: evidence from four countries*. Washington, D.C.: Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics, 1994.

SECRETARIA DA RECEITA FEDERAL. *Demonstrativo dos benefícios tributários*. Brasília, DF, ago. 2003.

SILVEIRA, F. G. *et al. Dimensão, magnitude e localização das populações pobres no Brasil*. Brasília, DF, ago. 2006. Relatório Técnico, Nead.

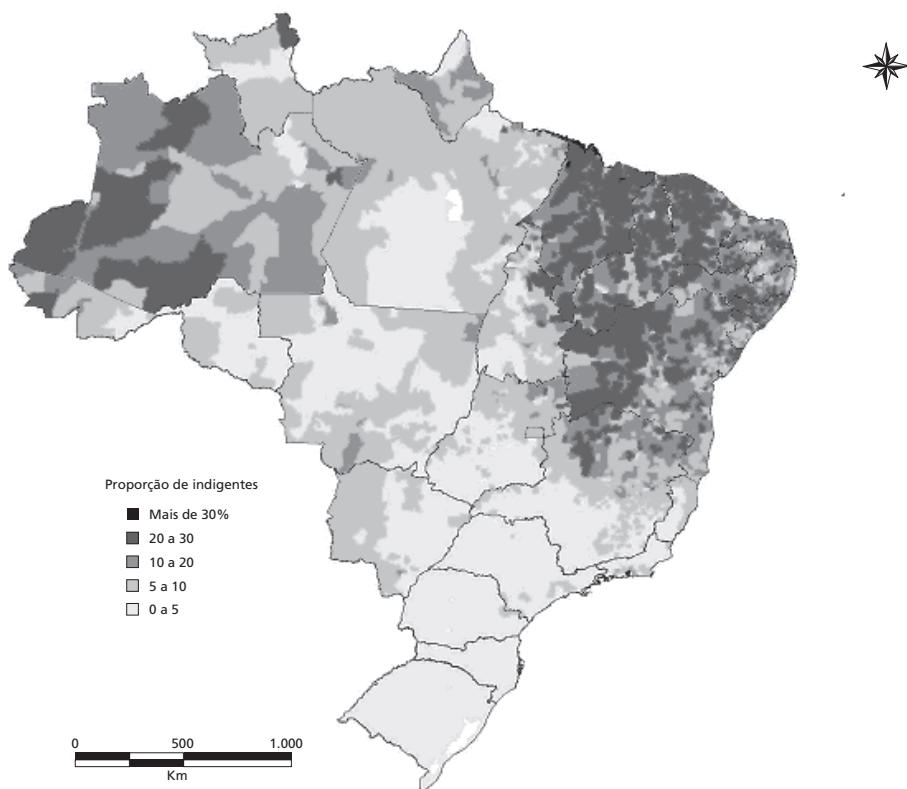
TIMMINS, C.; MURDOCK, J. *A revealed preference approach to the measurement of congestion in travel cost models*. Duke University Department of Economics. 2005. Mimeografado. Disponível em: <[http://www.econ.duke.edu/~timmims/fishing\\_new.doc](http://www.econ.duke.edu/~timmims/fishing_new.doc)>.

WORLD BANK. *Brazil: industrial development issues of the Northeast*. Washington, D.C., 1987 (World Bank Economic and Sector Report).

\_\_\_\_\_. *Public expenditures for poverty alleviation in Northeast Brazil: promoting growth and improving services*. 1998 (World Bank Report, n. 18.700-BR).

\_\_\_\_\_. *Brazil Regional Economic Development – (Some) Lessons from experience*. Aug. 2005 (World Bank Report).

ANEXO  
Proporção de indigentes por município



Fonte: Silveira *et al.* (2006).

## AVALIAÇÃO ECONÔMICA DO FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO NORDESTE (FNE)\*

Alexandre Manoel Angelo da Silva\*\*  
Guilherme Mendes Resende\*\*  
Raul da Mota Silveira Neto\*\*\*  
Mansueto Facundo Almeida Junior\*\*

### RESUMO

O objetivo principal deste artigo é avaliar a aplicação dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), a partir das estimativas de *propensity score* das firmas beneficiadas com recursos desse fundo constitucional e de um conjunto de firmas não-beneficiadas. Os resultados gerais apontam impacto positivo sobre a taxa de variação do número de empregados e ausência de impacto sobre a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas. Quando se consideram apenas micro e pequenas firmas, na avaliação da aplicação dos recursos desse fundo, é possível apontar um impacto positivo sobre a taxa de variação do número de empregados de maior magnitude que aquele já apontado quando todo o universo de firmas é considerado.

### 1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, percebe-se uma elevação na rigidez orçamentária<sup>1</sup> e uma deterioração no volume de investimento público.<sup>2</sup> Nesse sentido, tem sido recorrente

---

\* Neste artigo, apresentam-se alguns resultados da segunda etapa da avaliação dos fundos constitucionais de financiamento no convênio MI/Anpec/Ipea. No desenvolvimento deste estudo, vale destacar o excelente ambiente de trabalho no Banco do Nordeste, propiciado pelos responsáveis pela Secretaria de Políticas de Desenvolvimento Regional do Ministério da Integração Nacional. Ademais, os autores gostariam, também, de agradecer ao diretor da Dirur/Ipea, Marcelo Piancastelli, ao diretor-adjunto, Aroudo Mota e ao coordenador, Alexandre Carvalho, pela estrutura técnica e pelos incentivos fornecidos no desenvolvimento da pesquisa.

\*\* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

\*\*\* Universidade Federal de Pernambuco – UFPE/Pimes.

1. Segundo estudo técnico do Ministério do Planejamento/Secretaria de Orçamento Federal (2003), em 1997 as despesas de livre alocação (discricionárias) da União representavam aproximadamente 22%, enquanto que, em 2003, somente cerca de 11% das despesas da União eram discricionárias.

2. Conforme os dados do Ministério da Fazenda/Secretaria do Tesouro Nacional, em dezembro de 1998, acumulado em doze meses, o investimento do setor público consolidado foi de 4,22% do PIB, enquanto que, em dezembro de 2004, esse investimento foi de 3,54% do PIB.

o clamor por uma melhor qualidade e por uma aplicação mais eficaz dos recursos públicos. No entanto, apesar da evolução técnica do Tribunal de Contas da União, órgão externo ao Poder Executivo Federal e responsável pela avaliação da eficácia dos recursos públicos federais, o governo federal continua aplicando seus recursos sem a devida quantificação de sua eficácia.

Mesmo ao considerar o retorno financeiro que o Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) produz aos cofres públicos da União,<sup>3</sup> os recursos desse fundo representam uma parcela importante das despesas públicas. Em termos orçamentários, anualmente esses recursos representam cerca de 0,24 pontos percentuais (pp) da despesa primária (não-financeira) do governo federal, ou seja, aproximadamente 0,7 pp do PIB do Nordeste.

No intuito de avaliar a eficácia da aplicação desses recursos constitucionais aplicados nas regiões menos desenvolvidas do país, este artigo apresenta e discute os resultados obtidos na avaliação da aplicação dos recursos do FNE, a partir das estimativas de *Propensity score* das firmas beneficiadas com recursos desse fundo constitucional e de um conjunto de firmas não-beneficiadas.

Na análise dos resultados obtidos, é importante destacar os limites presentes na avaliação, que estão vinculados tanto à natureza da avaliação como à sua própria operacionalização. Nesse sentido, cumpre ressaltar, primeiro, que as estimativas obtidas exploram unicamente a dimensão eficácia na avaliação da aplicação dos recursos desse fundo, isto é, referem-se aos resultados econômicos dos financiamentos, o que é feito por meio do cotejo entre o desempenho econômico das firmas na situação de beneficiadas com recursos do fundo e o desempenho de firmas na situação de não-beneficiadas. Dessa forma, os resultados não contêm informações diretas, por exemplo, a respeito da relação custo/benefício do número de ocupações geradas pelas firmas beneficiadas.

Uma segunda qualificação diz respeito ao universo de firmas considerado neste estudo que, em virtude da inexistência de um conjunto de informações sobre firmas não-beneficiadas com o perfil das firmas beneficiadas, ficou restrito às firmas beneficiadas do setor formal. Em verdade, o conjunto de firmas beneficiadas utilizadas na avaliação ficou restrito àquelas efetivamente identificadas no Rais (Relatório Anual de Informações Sociais) para os períodos analisados. Assim, principalmente por esse motivo, os resultados apresentados representam efetivamente uma avaliação parcial da eficácia da aplicação dos recursos do FNE.

Essa última qualificação condicionou a escolha das variáveis de impacto/desempenho da avaliação, que ficaram restritas à taxa de variação do número de empregados das firmas e à taxa de variação do salário médio pago pelas firmas,

---

3. Esse retorno foi calculado a partir do Ajuste dos Fundos Regionais, que, no jargão orçamentário, é a receita (retorno da aplicação) dos fundos constitucionais de financiamento, considerada no cálculo do resultado primário do governo federal. Esse Ajuste foi efetivado em 1999, com a chancela do Fundo Monetário Internacional (FMI).

variáveis passíveis de registro e acompanhamento anual a partir do Rais. Esta, contudo, é uma limitação menos séria que aquela representada pelo universo do setor formal, uma vez que são variáveis que devem estar presentes quando os objetivos de aplicação dos recursos direta ou indiretamente estão relacionados com a elevação da renda regional.

Embora sérios, os limites apontados anteriormente não descredenciam a avaliação levada a efeito neste artigo, que deve ser vista como uma etapa absolutamente necessária da tarefa pioneira e imprescindível de avaliação da aplicação dos recursos dos fundos constitucionais de financiamento regional.

Além desta introdução, o artigo está estruturado em mais quatro seções. Na próxima seção, é apresentada a metodologia utilizada na obtenção das estimativas do impacto dos financiamentos, o que é feito a partir da contextualização do FNE dentro do problema geral de avaliação de impactos de políticas públicas. Na terceira seção, são apresentados os resultados das estimativas do impacto da aplicação dos recursos do FNE sobre as firmas beneficiadas, a partir de suas taxas de crescimento do emprego e dos salários pagos. Essas variáveis são tomadas como referências para a avaliação da política para as firmas no período 1995-1998.<sup>4</sup> Além desses resultados, por representarem subgrupos de interesse específico do FNE, estimativas adicionais são obtidas para os subgrupos de firmas do setor industrial e de firmas de micro e pequeno portes (até 49 empregados). Na quarta seção, apresentam-se as conclusões com respeito aos resultados da avaliação.

## 2 O PROBLEMA DA AVALIAÇÃO DE IMPACTO DE POLÍTICAS E OS FUNDOS CONSTITUCIONAIS DE FINANCIAMENTO REGIONAL

A questão da avaliação do impacto da aplicação dos recursos do FNE sobre as firmas beneficiadas deve ser vista dentro da problemática geral de avaliação dos impactos de políticas públicas. Nessas situações, de forma geral, as dificuldades derivam da impossibilidade da observação do indivíduo/firma em situações ou estados diferentes, beneficiado e não-beneficiado pela política, mas nunca nos dois simultaneamente. Ou seja, as técnicas tentam resolver o problema de avaliação sob insuficiência de informações a respeito dos beneficiados.

Para uma rápida formalização dessa situação, considere-se uma indivíduo/firma  $i$ , uma variável de avaliação de impacto  $Y$  (crescimento do emprego, por exemplo) e os dois estados possíveis, “1” para a situação de ter sido beneficiado e “0” para a situação de não ter sido beneficiado. Com  $D = 1$  indicando o primeiro estado (ex.: firma financiada pelo FNE) e  $D = 0$ , o estado alternativo (ex.: não-financiada

---

4. Cabe salientar que o período de análise utilizado para o FNE esteve condicionado à disponibilidade do fornecimento, pelo Banco do Nordeste, dos dados das empresas tomadoras de empréstimo. Uma avaliação para um período mais recente do FNE, qual seja, 2000-2003, já está sendo acordada no âmbito do convênio MII/Anpec/Ipea.

pelo FNE), o resultado observado para a variável de interesse da política,  $Y$  da firma/indivíduo  $i$  pode ser representado por:

$$Y^i = DY_1^i + (1 - D)Y_0^i, \quad (1)$$

e o impacto da política para o indivíduo/firma  $i$  e o médio da política sobre as firmas beneficiadas poderiam ser representados, respectivamente, por  $\Delta^i = Y_1^i - Y_0^i$  e  $\Delta = E(\Delta^i / D = 1) = E(Y_1^i - Y_0^i / D = 1) \Delta$ , onde  $E(\cdot / D = 1)$  refere-se ao valor esperado condicionado à participação no financiamento.

Como não é possível observar as firmas/indivíduos nas duas situações, utiliza-se nas avaliações um grupo de indivíduos que não recebeu o benefício, grupo de controle, obtendo-se uma medida aproximada do impacto do benefício sobre a variável considerada:

$$\begin{aligned} E(Y_1^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 0) &= E(Y_1^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 1) \\ + E(Y_0^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 0) &= \Delta + E(Y_0^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 0) \end{aligned} \quad (2)$$

A última diferença do lado direito, diferença entre os valores esperados da variável quando da não participação no programa condicionado aos dois estados, corresponde a uma medida do erro ao se utilizar o grupo de controle. Isto é, deriva do fato de que a taxa de crescimento do emprego, por exemplo, das firmas do grupo de controle não corresponde àquela das beneficiadas caso não tivessem recebido o financiamento. Essa medida fornece, assim, um indicador do viés de seleção ou participação na política, ligado ao fato de que a própria participação no financiamento serve, em si, para diferenciar as firmas (mais motivadas *versus* menos motivadas, por exemplo), já condicionando os resultados do programa.

A precisão e o grau de identificação do impacto do programa sobre as firmas beneficiadas,  $\Delta$ , depende, evidentemente, do tamanho do viés de seleção envolvido na avaliação. Essa magnitude, por sua vez, está vinculada ao mecanismo de seleção do grupo de controle e às técnicas de avaliação utilizadas nesta tarefa. A alternativa à inexistência de seleção aleatória entre beneficiados e não-beneficiados, situação em que inexistiria qualquer viés de seleção ou participação, implica a utilização de grupo de controle escolhido de forma não aleatória, como é o caso do presente estudo.

## 2.1 Experimento social

Na literatura de avaliação de impactos de políticas, um experimento social<sup>5</sup> corresponde à situação em que a escolha entre firmas beneficiadas e não-beneficiadas pelo financiamento é aleatória, as firmas pertencem a uma mesma população e,

5. Para um *survey* desta literatura ver, por exemplo, Friedlander, Greenberg e Robins (1997).

assim, o resultado da política não guarda relação com a disposição de participar ou não da política.

Formalmente, na ausência de viés de participação ou seleção, ter-se-ia  $E(Y_0^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 0) = 0$ . Ou seja, em média, não existiriam diferenças entre o valor da variável de interesse para as firmas que não receberam o benefício e o valor da variável de interesse das firmas que o receberam, caso não tivessem recebido o financiamento. Nesse caso,  $\Delta$  poderia ser prontamente estimado a partir da diferença entre os valores esperados para os dois grupos do mesmo universo:

$$\Delta = E\left(Y_1^i / D = 1\right) - E\left(Y_0^i / D = 0\right) \quad (3)$$

## 2.2 Grupo de controle não aleatório

Na ausência de um grupo de controle aleatório, de forma geral, os indivíduos/firmas do grupo de comparação são escolhidos segundo algumas características previamente elegíveis, predeterminadas, tidas como fundamentais para a dinâmica da variável fim do programa (crescimento do emprego, crescimento da renda etc.). Adicionalmente, são empregados diferentes estimadores na mensuração do impacto dos programas nos beneficiados, dependentes do conjunto de informações disponíveis, da variável em análise e das hipóteses assumidas sobre a participação no programa de treinamento. A seguir são apresentadas as estratégias utilizadas neste estudo.<sup>6</sup>

### 2.2.1 Diferença das Médias sem Controle

A estimativa do impacto do programa sobre os beneficiados por meio da diferença das médias da variável fim ou de interesse assume, arbitrariamente, que não existem diferenças importantes entre beneficiados e grupo de controle em relação às características importantes para explicação do comportamento da variável de interesse. O impacto do programa sobre os beneficiados é estimado calculando-se a diferença entre as médias desta variável para os beneficiados e grupo de controle, observando-se então a sua significância estatística (teste de diferenças de médias).

Especificamente, o impacto do programa ( $\Delta$ ) é aproximado por:

$$E(Y_1^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 0) = E(Y_i^i) - E(Y_c^i), \quad (4)$$

em que  $i$  refere-se a indivíduos de cada grupo e  $Y_i^i, Y_c^i$  referem-se, respectivamente, aos valores da variável para indivíduos dos grupos de beneficiados e controle. Note-se (equação 2) que tal assunção equivale, em verdade, a uma tentativa de replicar o experimento social por intermédio de características semelhantes dos indivíduos.

6. Não é discutida, aqui, em particular, a possibilidade da utilização do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários para obtenção de estimativas do impacto do programa sobre firmas beneficiadas em função da restrição imposta pela necessidade da assunção de uma função específica (linear) para relação entre as covariadas e a variável de interesse. Veja, a respeito, Wooldridge (2002).

Mesmo sob a suposição de que características importantes das firmas para a variável de interesse sejam aproximadas entres os dois grupos, como a própria participação no programa já pode sinalizar diferenciações importantes entre os indivíduos dos dois grupos, dificilmente essa estimativa fornece um valor confiável para o impacto da política.

### 2.2.2 Matching em Características Observáveis

Uma alternativa às dificuldades apontadas anteriormente é a utilização de um estimador de *matching*, que, ao assumir que a seleção para o programa se dá apenas a partir de características observáveis (*ignorability hypothesis*), de modo que firmas com tais características idênticas tenham a mesma probabilidade de participação, obtém o efeito do financiamento considerando subgrupos de indivíduos.<sup>7</sup>

Uma vez que as firmas com características observáveis idênticas ( $X_i$ ) tenham a mesma probabilidade de serem escolhidas para os grupos de financiamento e de controle, o valor variável de interesse ( $Y$ ), dadas as informações em  $X_i$ , passa, para esse grupo de firmas, a ser estatisticamente independente do estado. Formalmente, nessa situação, tem-se  $(Y_1^i, Y_0^i \perp D_i) / X_i$ , e assim, da equação (2),

$$E(Y_0^i / X_i, D = 1) = E(Y_0^i / X_i, D = 0) = 0, \quad (5)$$

em que o símbolo  $\perp$  indica independência.

Dessa forma, o impacto do financiamento sobre as firmas ( $\Delta$ ) pode ser inicialmente calculado para as firmas com características observáveis idênticas, isto é, de acordo com a equação (6), é obtido:

$$\Delta_z = E(Y_1^i / X_i, D = 1) - E(Y_0^i / X_i, D = 0), \quad (6)$$

em que  $\Delta_z$ , dado pela diferença entre as médias da variável de interesse para beneficiados e controles com mesmas características, corresponde ao impacto médio do programa nas firmas com características  $X$  (idênticas).

O impacto médio do programa nas firmas beneficiadas pode, então, ser obtido por meio de uma média ponderada dos resultados para os diversos grupos, o que é feito tomando-se o valor esperado da equação (6) condicionado à situação em que  $D = 1$ :

$$\begin{aligned} \Delta &= E\left\{ \left[ E(Y_1^i / X_i, D = 1) - E(Y_0^i / X_i, D = 0) \right] D = 1 \right\} \\ &= E\{ \Delta_z \mid D = 1 \} \end{aligned} \quad (7)$$

7. Para uma discussão detalhada deste estimador, ver Angrist e Krueger (1999).



Para o caso de variáveis observáveis ( $X$ ) discretas, o impacto do programa pode ser representado pela soma ponderada das diferenças para cada grupo, em que os pesos são dados pela probabilidade de um indivíduo do grupo de treinamento possuir as características  $X$ . Precisamente:

$$\Delta = \sum_X \Delta_X Pr(X_i = X | D = 1) \quad (8)$$

Em suma, o impacto do treinamento sobre a variável de interesse ( $Y$ ) é dado pela soma ponderada das diferenças entre o valor médio dessa variável para beneficiados e controles para cada grupo com características idênticas, em que os pesos de cada diferença são dados pela distribuição dos beneficiados entre os grupos. Note-se, retornando à equação (2), que dadas as hipóteses aqui assumidas (grupos com características idênticas), ao menos para cada grupo é possível obter uma estimativa para  $\Delta$  livre do viés de seleção em características observáveis. A dificuldade desse estimador reside, porém, na sua implementação para um número muito grande de variáveis  $X$  ou quando essas são contínuas.

### 2.2.3 Estimadores com *Matching* Baseados no *Propensity Score*

Os métodos de *propensity score* procuram sintetizar as informações contidas nas variáveis  $Z$ , que afetam a participação no programa de treinamento, por meio da estimação, condicionada nessas variáveis, da probabilidade de pertencer ao grupo de treinamento (estimativa de *propensity score*). A idéia é utilizar na equação (7) não as variáveis  $X$  diretamente, mas as probabilidades de participação de cada grupo derivadas delas. Esse procedimento resume as informações contidas em  $X$ , fornecendo um critério único de distribuição dos indivíduos entre os grupos.

Para a aplicação do método é necessário, porém, que as propriedades estatísticas dos resultados para a variável de interesse ( $Y$ ) em relação a  $D$  e  $X$ , anteriormente assumidas, sejam válidas também quando, em vez de  $X$ , considera-se  $Pr(X_i)$ , probabilidade de participação determinada pelas variáveis  $X_i$ . Nesse sentido, Rosenbaum e Rubin (1983) mostram que se  $(Y_1^i, Y_0^i \perp D_i) / X_i$ , então  $(Y_1^i, Y_0^i \perp D_i) / Pr(X_i)$ , em que  $Pr(X_i) = Pr(D = 1 | X_i)$ .

O que permite reescrever a equação (7) como:

$$\Delta = E \left\{ \left[ E(Y_1^i / Pr(Z_i), D = 1) - E(Y_0^i / Pr(Z_i), D = 0) \right] | D = 1 \right\} \quad (9)$$

A obtenção de uma estimativa do impacto do treinamento por meio da equação (9) é, assim, feita em dois estágios. O primeiro procura estimar as probabilidades de participações, isto é, o *propensity score* para os indivíduos. Em seguida, esses são agrupados de acordo com essas probabilidades. O resultado

final representa uma soma ponderada das diferenças das médias das variáveis de interesse ( $Y$ ) para cada grupo, com os pesos dados pela participação dos beneficiados em cada grupo.

Diferentes métodos de *matching* baseados nas estimativas de *propensity score* podem ser identificados na literatura empírica de avaliação de impacto de políticas ou programas de treinamento (DEHEJIA; WAHBA, 2002; BECHER; ICHINO, 2002). A seguir são considerados especificamente os estimadores de *matching* a partir de grupos ou estratos (*Stratification Matching*), de *matching* a partir da vizinhança mais próxima (*Nearest Neighbor Matching*), de *matching* a partir do raio de vizinhança (*Radius Matching*) e de *matching* a partir de uma função densidade (*Kernel Matching*).

### 2.2.3.1 *Matching* a partir de estratos

O *matching* a partir de estratos ou grupos considera a comparação entre as médias da variável foco de interesse (ex.: crescimento do número de ocupações) dos beneficiados e não-beneficiados pela política pública em cada grupo ou estrato em que os indivíduos dos dois grupos apresentam em média a mesma estimativa de *propensity score*. O resultado final da avaliação do impacto da política é, então, dado pela média ponderada dos resultados em cada estrato, com os pesos dados pela distribuição dos beneficiados em cada estrato.

Formalmente, considere-se a distribuição de beneficiados e não-beneficiados pela política pública em  $m$  blocos ou estratos de forma que a média das estimativas de *propensity score* para os dois grupos não apresente diferença estatisticamente significativa em cada estrato. Se  $Y$  é a variável de interesse, o primeiro passo é computar as diferenças de desempenho entre os beneficiados e não-beneficiados dentro de cada estrato:

$$\Delta_e^S = \frac{\sum_{i \in S(e)} Y_i^B}{N_e^B} - \frac{\sum_{j \in S(e)} Y_j^{NB}}{N_e^{NB}} \dots\dots e = 1, 2, \dots, m \quad (10)$$

em que  $S(e)$  especifica o conjunto de indivíduos do estrato  $e$ ,  $Y_i^B$  e  $Y_j^{NB}$  correspondem aos resultados observados para os indivíduos  $i$  e  $j$ , respectivamente, dos grupos dos beneficiados e não-beneficiados (controle) no estrato  $e$  e  $N_e^B$  e  $N_e^{NB}$  correspondem aos respectivos números de indivíduos nesse mesmo estrato. Nesse caso, o resultado final da avaliação do impacto da política pública ( $\Delta^S$ ) é, então, computado a partir de uma média ponderada destes  $N$  resultados obtidos para os estratos:

$$\Delta^S = \sum_{e=1}^m \Delta_e^S \frac{N_e^B}{N^B} \quad (11)$$

2.2.3.2 *Matching* a partir do vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor Matching*) e *matching* a partir do raio (*Radius Matching*)

Apesar de comparar indivíduos com médias de probabilidades de participações próximas em cada grupo, o *matching* a partir de estratos não garante a utilização de todas as observações (indivíduos) disponíveis, uma vez que é possível que beneficiados ou indivíduos do(s) grupo(s) de comparação estejam ausentes em alguns estratos. O *matching* a partir do(s) vizinho(s) com estimativa de *propensity score* mais próxima representa, pois, uma alternativa, já que parte da comparação de cada beneficiado pelo programa com o(s) indivíduo(s) do grupo de comparação (não-beneficiado) com probabilidade de participação mais próxima, sendo o resultado final da avaliação do programa dado pela média dos resultados das comparações a partir de cada beneficiado.

A partir das notações já utilizadas,  $V(i)$ , o conjunto de observações do grupo de comparação (não-beneficiados) a ser comparado com o beneficiado  $i$  pode ser representado por:

$$V(i) = \min_j \|p_i - p_j\|, \quad i \in B.. \quad (12)$$

em que  $B$  corresponde ao conjunto dos beneficiados com a política pública. Note-se que a definição do(s) vizinho(s) a ser cotejado com cada observação do grupo de beneficiado (conjuntos  $V(i)$ 's) não obedece a nenhuma medida absoluta de distância em relação às estimativas de *propensity score* dos beneficiados.

Neste sentido, uma alternativa à utilização dos vizinhos mais próximos é representada pelo *matching* a partir do raio de vizinhança (*radius matching*). Tal procedimento, em verdade, apenas altera os conjuntos  $V(i)$ 's que passam a ser definidos como:

$$V(i) = \{p_j \mid \|p_i - p_j\| < r\}, \quad i \in B. \quad (13)$$

em que  $r$  representa um raio delimitando o valor máximo das distâncias.

Para os dois casos, a avaliação do impacto da política ( $R^V$ ) pode, então, ser obtido a partir da média das comparações para cada beneficiado, especificamente:

$$\Delta^V = \frac{1}{N^B} \sum_{i \in B} \left[ Y_i^B - \sum_{j \in V(i)} w_{ij} Y_j^{NB} \right], \quad (14)$$

em que  $w_{ij} = 1/N_i^{NB}$  e  $N_i^{NB}$  correspondem ao número de observações do grupo de controle (não-beneficiados) utilizados para o *match* com a observação  $i$ .

2.2.3.3 *Matching* a partir de uma função densidade (*Kernel Matching*)

A utilização de um raio delimitando o conjunto de observações do grupo de controle (não-beneficiados) implica, em geral, a utilização de mais de uma observação

desse grupo na comparação com cada firma ou indivíduo beneficiado pela política pública. O estimador de *matching* a partir de uma função densidade ou *kernel matching* representa, neste sentido, uma ampliação do universo de comparação de cada beneficiado na medida em que estes são, de início, individualmente cotados com todas as observações do grupo de controle (não-beneficiados), ponderadas estas pelas distâncias de estimativas de *propensity score* por meio de uma função densidade. Novamente, o resultado final do impacto da política é obtido a partir de uma média das comparações efetivadas para os beneficiados.

Formalmente, considerando-se uma função *kernel*  $G(\cdot)$  e um parâmetro para janela  $h$ , para cada observação  $i$  de firmas ou indivíduos beneficiados pela política pública (cada  $i \in B$ ), de início, é estimada a seguinte média ponderada dos resultados  $Y_j^{NB}$  observados (considerando-se todas as firmas ou indivíduos do grupo de controle, isto é, todo  $j \in NB$ ):

$$Y_{ki}^{NB} = \frac{\sum_{j \in NB} Y_j^{NB} G\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)}{\sum_{l \in NB} G\left(\frac{p_l - p_i}{h}\right)}, \quad i \in B. \quad (15)$$

Finalmente, nesse caso, a estimativa do impacto da política ( $R^K$ ) é obtida a partir da média das diferenças entre  $Y_i^B$  e  $Y_{ki}^{NB}$ , isto é:

$$\Delta^K = \frac{1}{N^B} \sum_{i \in B} [Y_i^B - Y_{ki}^{NB}] \quad (16)$$

Deve estar claro, pois, que os estimadores que utilizam as estimativas de *propensity score* de fato permitem solucionar o problema da execução do balanceamento (*match*) entre firmas/indivíduos quando o número de variáveis observáveis é muito elevado. Não obstante, não opera sem limitações; em particular, é sempre importante apontar que não soluciona problemas relacionados com o potencial viés de participação derivado da influência de variáveis não-observáveis. Além disso, nem sempre há garantias antecipadas de existência de firmas/indivíduos comparáveis, mesmo quando a participação é condicionada apenas em variáveis observáveis.

### 3 FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO NORDESTE (FNE)

O interesse inicial é conhecer ou obter informações estatisticamente válidas a respeito do impacto do FNE sobre as firmas beneficiadas. Nessa direção, os dados disponíveis possibilitaram focar a avaliação em duas variáveis de interesse imediato do FNE: a taxa de variação do emprego e a taxa de variação dos salários médios pagos pelas firmas. Note-se que a primeira variável corresponde a um objetivo

explícito dos financiamentos (geração de postos de trabalho), enquanto que a segunda, além da importância em si, já que corresponde à geração de renda ou valor agregado, representa uma boa *proxy* para mensurar impactos sobre a produtividade, outro objetivo explícito do FNE. Em virtude de ganhos de produtividade poderem implicar perdas de emprego, ao menos no curto prazo, a consideração conjunta dessas duas variáveis permite, adicionalmente, uma avaliação mais consistente da aplicação dos recursos do FNE.

É importante ressaltar os limites e abrangência da avaliação. Nesse sentido, note-se, primeiro, que os financiamentos avaliados correspondem àqueles tomados pelas firmas no ano de 1995, ano a partir do qual as firmas foram acompanhadas, com novas evidências a respeito das dinâmicas das variáveis foco de interesse levantadas novamente para o ano de 1998. Tem-se, pois, para as duas variáveis mencionadas, o período de avaliação: 1995-1998. Além disso, a avaliação restringe-se, neste artigo, às empresas tomadoras dos recursos do fundo identificadas no Rais de 1995. Por fim, em virtude de maior prioridade, além de evidências para todo o conjunto de firmas beneficiadas identificadas no Rais, foram obtidos dois conjuntos adicionais de evidências para os subgrupos de firmas do setor industrial e de micro e pequenas firmas.

### 3.1 O impacto do FNE sobre as firmas beneficiadas – amostras, estratégias de estimação e estimativas do *propensity score*

As estimativas apresentadas na próxima seção foram obtidas a partir de três diferentes amostras. Uma primeira amostra é constituída pelas firmas beneficiadas pelo FNE no ano de 1995 que foram identificadas no Rais deste mesmo ano. Das cerca de 1.400 firmas beneficiadas em 1995, foi possível identificar 240 firmas, das quais dezesseis foram excluídas por também receberem financiamento no ano de 1998; assim, a amostra final de beneficiadas é constituída de 224 firmas da região Nordeste do país. Do universo de 181.937 firmas da região Nordeste presentes no Rais em 1995 e que não receberam financiamento do FNE em qualquer ano, duas outras amostras foram consideradas para o grupo de comparação ou controle: uma amostra constituída de 1.228 firmas com características semelhantes àquelas das firmas beneficiadas.<sup>8</sup>

A consideração de uma amostra de firmas semelhantes àquelas financiadas pelo FNE em 1995, de fato, representa um *match* ou balanceamento inicial entre os dois universos (beneficiadas e não-beneficiadas) e, embora não necessário para os estimadores de *propensity score*, permite, em geral, um balanceamento ou semelhança entre firmas de um mesmo estrato (ou faixa de probabilidade de ser beneficiada) da estimação a partir de estratos para um conjunto maior de características ou variáveis observadas.

---

8. As características e comparação entre as amostras são descritas a seguir.

Além de estimativas sem controle para a probabilidade de beneficiar-se pelo financiamento pelo FNE, também na busca de robustez nas estimativas, as evidências foram obtidas a partir de dois estimadores de *propensity score* discutidos na seção anterior: o *match* ou comparação de desempenhos entre firmas beneficiadas e não-beneficiadas a partir de estratos e a comparação a partir da utilização de um *kernel*, o que implica a comparação de cada firma beneficiada com todas as demais não-beneficiadas a partir de pesos dados pela distância entre as estimativas de *propensity score* da firma beneficiada e das não-beneficiadas.

As estimativas são basicamente levadas a efeito em duas etapas. Na primeira, a partir de um modelo *probit* ou *logit*<sup>9</sup> e de características observáveis das firmas, estima-se a probabilidade de cada firma ser beneficiada com recursos do FNE. Em uma segunda etapa, essas estimativas são utilizadas para comparações ponderadas entre beneficiadas e não-beneficiadas pelo FNE. Na estimação a partir de estratos, esta segunda etapa consiste no agrupamento de firmas em estratos em que beneficiadas e não-beneficiadas, além de apresentarem estimativas de probabilidades próximas, são idealmente indistinguíveis com respeito às variáveis observadas e utilizadas na estimação.<sup>10</sup> Na estimação com utilização de um *Kernel*, cada firma beneficiada é comparada com as demais não-beneficiadas, numa comparação que é ponderada pela distância entre as estimativas de *propensity score*.

Uma descrição das variáveis consideradas nas estimativas e uma comparação das características de duas das amostras utilizadas são possíveis a partir dos números presentes na tabela 1.

A partir das evidências descritas anteriormente, com respeito ao perfil das firmas beneficiadas com recursos do FNE em 1995, ao menos quatro características merecem destaques. Primeiro, o grau de instrução médio dos empregados dessas firmas situa-se preponderantemente entre a 5ª e 8ª série completa. Segundo, em mais de 80% dos casos as firmas beneficiadas correspondem a micro e pequenas firmas. Terceiro, em mais da metade dos casos, as firmas beneficiadas pertencem ao setor industrial. Por fim, sobretudo para os estados de maior porte econômico, não há um balanceamento entre a distribuição de firmas beneficiadas e o número de firmas presentes nos estados; em particular, ressalte-se a sub-representação dos estados de Pernambuco e Bahia. Note-se que as características das firmas do grupo de controle apresentado são bastante próximas àquelas da amostra de beneficiadas, mesmo assim, ainda permanecem significantes as diferenças na distribuição das firmas entre o setor industrial e entre os estados do Piauí, Pernambuco e Bahia.

9. Como no caso deste relatório, as estimativas em geral não são sensíveis à utilização alternativa de um dos dois modelos.

10. Tecnicamente, a exigência é que, dentro de cada estrato, a condição de ser beneficiada ou não-beneficiada pelo FNE seja independente das variáveis observadas e consideradas na estimação.

Nas estimativas das probabilidades de serem beneficiadas com recursos do FNE (estimativas de *propensity score*), dado o claro perfil das firmas beneficiadas, é assumido que o incentivo ou a orientação à participação como beneficiado do FNE está vinculado a fatores de demanda ou orientação setorial (setores de atividade),<sup>11</sup> a fatores locais (distribuição entre os estados) e variáveis com vínculos com a tecnologia utilizada pela firma beneficiada (grau de instrução e idade média dos empregados, salários médios e porte das firmas).

**TABELA 1**  
**Características das firmas beneficiadas pelo FNE e não-beneficiadas constituintes do grupo de controle - Rais (1995)**

Variáveis	FNE formal	Rais amostra
• Distribuição pelo grau médio de instrução (%)		
Até a 4ª série incompleta	12,11	11,57
4ª série completa	14,35	13,53
5ª até 8ª série incompleta	26,46	27,63
8ª série completa	25,11	24,04
2º grau incompleto	10,31	15,32
2º grau completo ou mais*	11,66	7,91
• Idade média dos empregados (anos)	30,3	30,4
• Distribuição pelo número de empregados (%)		
Micro e pequeno porte (até 49 empregados)	83,86	88,35
Médios e grandes portes (mais de 49 empregados)	16,14	11,65
• Salário médio em SM	1,90	1,68
• Salário médio em R\$ de 1995	190,46	168,77
• Distribuição entre os setores (%)		
Agropecuária	12,50	13,53
Indústria*	58,33	49,14
Comércio*	14,58	24,29
Serviços	14,58	13,04
• Distribuição entre os estados do Nordeste (%)		
Maranhão	3,75	3,91
Piauí*	12,08	4,65
Ceará	23,75	18,83
Rio Grande do Norte	6,67	5,13
Paraíba	9,17	7,74
Pernambuco*	12,5	20,21
Alagoas	3,75	4,4
Sergipe	4,17	4,65
Bahia*	24,17	30,48

Elaboração dos autores.

Nota: Números de observações para as amostras do FNE e Rais semelhantes são, respectivamente, de 224 e 1.228.

Obs.: \* Indica significância estatística a 5% para os testes de diferenças entre médias e entre proporções entre os dois grupos, o que implica rejeição das correspondentes hipóteses nulas de que as médias ou proporções são iguais.

11. Ainda que, entre as firmas presentes no Rais, o financiamento ao setor industrial esperado, dadas as prioridades do FNE e a informalidade do setor agrícola, o financiamento ao setor não deixa, ao menos potencialmente, de se vincular às condições de demanda.

Formalmente, assumindo que o vetor de características  $X_i$  representa as características que condicionam a participação da firma  $i$  como beneficiada com recursos do FNE e utilizando a notação da seção anterior, tem-se a seguinte representação do modelo *probit*:

$$Pr(D_i = 1 | X_i) = \Phi(f(X_i)), \quad (17)$$

em que, relembre-se,  $D = 1$  corresponde à condição de beneficiada,  $\Phi$  representa a função de distribuição normal acumulada (c.d.f) e  $f(X_i)$  corresponde a uma especificação inicial com todas as variáveis presumivelmente importantes para a condição de ser beneficiada pelo FNE.

Na determinação da especificação da função  $f(X_i)$ , com vistas ao controle para as influências do maior número de variáveis observáveis, parte-se da utilização de todas as variáveis que potencialmente afetam a condição de ser beneficiada com recursos do FNE. O objetivo nesta etapa é obter, para todas as firmas, estimativas de probabilidades de serem beneficiadas com recursos do FNE que permitam o agrupamento de firmas em estratos dentro dos quais não haja diferença estatisticamente significativa entre as probabilidades estimadas e entre as variáveis presentes no vetor  $X_i$  para o grupo das firmas beneficiadas e o grupo das firmas não-beneficiadas. Nesta tarefa, é utilizada a extensão *pscore.do* do programa *Stata* 8.0, devida a Becher e Ichino (2002).

Na tabela 2, apresentam-se estimativas do modelo *probit* dos coeficientes das variáveis consideradas para o caso da utilização da amostra com grupo de controle (Rais não-beneficiadas) composto de firmas semelhantes. Foi possível a definição de estratos (cinco), nos quais obteve-se o pleno balanço entre todas as variáveis (das firmas beneficiadas e das não-beneficiadas) possíveis de serem incluídas nas estimativas (incluindo a estimativa de *propensity score*).

De forma geral, os resultados obtidos quanto à significância dos coeficientes estimados refletem o prévio balanço entre as amostras para as variáveis consideradas. Assim, as estimativas obtidas anteriormente indicam que apenas para a variável *dummy* do setor de serviços e para a variável *dummy* referente ao estado de Pernambuco é encontrada significância estatística dos coeficientes estimados. No primeiro caso, pertencer ao setor de serviços e não ao setor industrial diminui a probabilidade de ser beneficiada com financiamento do FNE; no segundo caso, estar localizada no estado de Pernambuco, e não no estado do Ceará, também diminui a probabilidade de receber o financiamento.

Essas estimativas serviram de base à obtenção das estimativas de *propensity score* para as firmas beneficiadas e não-beneficiadas com recursos do FNE, em 1995, apresentadas na figura 1, que ilustra a semelhança entre as distribuições obtidas para os dois grupos de firmas.



TABELA 2  
**Estimativas para a probabilidade de ser beneficiado pelo FNE – modelo *probit* para a estimativa do *propensity score***

	Coefficiente	P-value
Até 4ª série do 1º grau	-0,1335	0,443
5ª série até 2º grau incompleto	-0,2473	0,110
Idade	-0,0442	0,148
Idade <sup>2</sup>	0,0006	0,239
Salário médio	0,0003	0,055
Maranhão	-0,2378	0,323
Piauí	0,3408	0,058
Rio Grande do Norte	-0,0233	0,905
Paraíba	-0,0996	0,563
Pernambuco	-0,3838*	0,007
Alagoas	-0,2847	0,235
Sergipe	-0,1170	0,584
Bahia	-0,2220	0,072
Agropecuária	-0,1774	0,205
Comércio	-0,3110*	0,008
Serviços	-0,1574	0,271
Micro e pequenas	0,1775	0,182
Constante	0,0295	0,954
N. obs.	1387	
Teste Qui.	42,27	0,001
Pseudo R <sup>2</sup>	0,0373	

Elaboração dos autores.

Notas: Subgrupos de variáveis não apresentados correspondem aos grupos omitidos nas variáveis *dummies*; assim, para os grupos educação, estado, setor e porte da firma os coeficientes representam estimativas para *dummies* com relação ao subgrupo correspondente omitido.

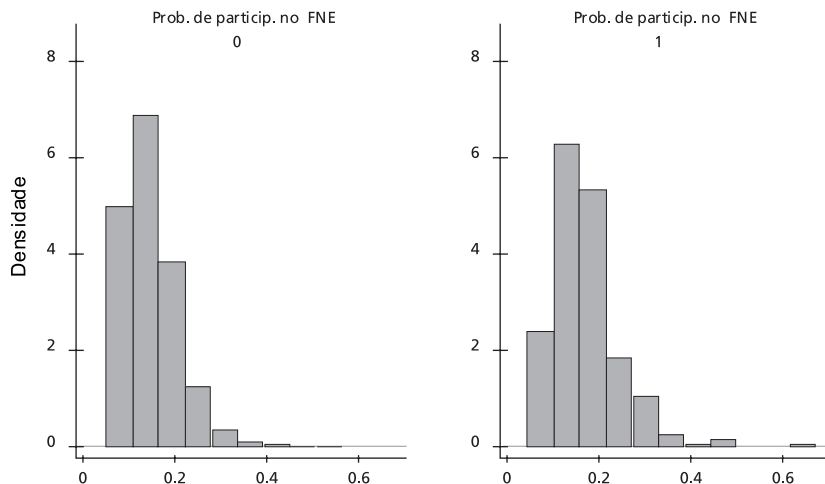
Os subgrupos de referência (omitidos) na estimação foram de firmas com grau médio de instrução dos empregados com ao menos o 2º grau completo, firmas do Ceará, firmas da indústria e firmas de porte médio ou grande.

Todas as variáveis referem-se ao ano de 1995.

Obs.: \* Indica significância estatística a 5%.

De fato, a partir das estimativas, foi possível a constituição de cinco estratos com diferentes números de firmas beneficiadas e não-beneficiadas pelo FNE dentre os quais as diferenças de médias entre firmas beneficiadas e não-beneficiadas pelo FNE com respeito à probabilidade estimada de ser beneficiada pelo FNE e a todas as demais variáveis presentes na tabela 2 não apresentam significância estatística a 5%. Isso sugere, por sua vez, que para dada probabilidade de ser beneficiada, em cada estrato, a decisão de participar como beneficiada do FNE independe das variáveis observadas consideradas nas estimativas.

FIGURA 1  
**Distribuições da probabilidade de ser financiado pelo FNE para amostra Rais (0) e para amostra das beneficiadas pelo FNE (1) em 1995**



Fonte: FNE, 1995.  
 Elaboração dos autores.

### 3.1.1 Impacto do FNE nas Firms Beneficiadas

Como já introduzido, os impactos econômicos dos financiamentos do FNE sobre as firms beneficiadas foram estimados a partir do comportamento observado para as taxas de variação do emprego e do salário médio, variáveis foco da investigação. Nesta seção são apresentadas as estimativas para amostra das firms beneficiadas referentes ao período 1995-1998.

Com o objetivo de verificar a robustez das estimativas, são exploradas e apresentadas extensões das estimativas em duas dimensões: são considerados dois grupos de controles de firms não-beneficiadas do Rais (firms semelhantes e amostra aleatória)<sup>12</sup> e, além de estimativas obtidas a partir da comparação ou *matching* nos estratos, são apresentadas estimativas obtidas a partir de ponderações utilizando um *kernel*.

As estimativas para o período 1995-1998, tanto para a taxa de variação do emprego quanto para a taxa de variação do salário médio, são apresentadas na tabela 3, que, com fins de comparação, também inclui estimativas obtidas sem qualquer controle, ou seja, obtidas pelo simples cálculo da média das diferenças entre as taxas de variação para os dois grupos de firms.

12. Além da amostra do grupo de controle constituído de firms com características semelhantes, foram obtidas estimativas a partir de um grupo de controle com firms escolhidas aleatoriamente das informações do Rais. Com resultados qualitativamente semelhantes, optou-se por apresentar os resultados apenas para um grupo de controle.

Na tabela 3, no período 1995-1998, as estimativas apresentadas indicam que os financiamentos do FNE não impactaram positivamente os salários médios pagos pelas firmas beneficiadas pelo FNE. Há, porém, enorme diferença no que diz respeito aos resultados que indicam o impacto sobre o emprego.

TABELA 3

**Impacto do FNE: diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 1995-1998**

	Tx. de variação emprego	Tx. de variação salário médio
Sem controle	0,694* (0,290)	-0,047 (0,028)
<i>Propensity score</i> - estratos	0,677* (0,266)	-0,035 (0,028)
<i>Propensity score</i> - kernel	0,655* (0,257)	-0,029 (0,033)

Elaboração dos autores.

Notas: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por *bootstrap* para as estimativas de *propensity score*.

Nas estimativas de *propensity score* com *kernel* foi utilizado o *kernel de Epanechnikov*.

As especificações dos modelos *probit* utilizados encontram-se descritos no texto.

Obs.: \* Indica significância estatística a 5%.

Como podem ser constatadas, a partir das duas primeiras colunas da tabela 3, as estimativas para esse período indicam impacto positivo do programa, independentemente do grupo de controle utilizado ou do estimador empregado. De fato, as estimativas obtidas indicam que as firmas beneficiadas apresentaram, em média, taxa de variação do emprego entre 65,5 e 67,7 pontos percentuais acima daquela correspondente à da situação de não-beneficiadas; um impacto, além de positivo, considerável para os três anos considerados. Note-se que a estimativa obtida sem controle para probabilidade de ser financiada pelo FNE, menos confiável, está acima daquelas obtidas com a utilização das estimativas de *propensity score*, o que ressalta a importância dos controles introduzidos.

### 3.1.2 Impacto do FNE nas Firms Beneficiadas: Estimativas para as Firms do Setor Industrial e para as Micro e Pequenas Firms

Embora a maior parte dos recursos contratados pelo FNE em 1995 tenha sido direcionada para o setor agrícola (cerca de 76,9%), a consideração apenas de firmas presentes ou identificadas no Rais implicou, dado o maior grau de informalidade, a não consideração de parte importante das firmas desse setor na avaliação levada a efeito neste relatório. Em consequência, como pode ser percebido a partir da tabela 1, perto de 60% das firmas identificadas no Rais pertencem ao setor industrial. Por sua vez, a consideração apenas de firmas presentes no Rais não implicou a consideração na avaliação de firmas fora de um dos focos principais do programa, representado pelas micro e pequenas firmas, que constituem a grande maioria das firmas avaliadas.

Nesta subseção, a partir das mesmas variáveis foco de interesse já consideradas, são apresentadas estimativas do impacto dos financiamentos do FNE para esses dois grupos específicos de firmas. O interesse é conhecer em que medida os resultados obtidos e já apresentados para o conjunto de firmas se fazem presentes também para esses dois subgrupos específicos, ou se há especificidades importantes a destacar. Considerando-se, primeiramente para o setor industrial, a tabela 4 apresenta as estimativas do impacto do FNE sobre as firmas beneficiadas para o período 1995-1998.

No período 1995-1998, não foi possível identificar qualquer impacto estatisticamente significativo sobre as variáveis consideradas. No que concerne às firmas beneficiadas com recursos do FNE identificadas do setor industrial no Rais, as evidências obtidas não são mais favoráveis que aquelas já encontradas para todo o universo de firmas identificadas.

TABELA 4

**Impacto do FNE: diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 1995-1998 – setor industrial**

	Tx. de variação emprego	Tx. de variação salário médio
Sem controle	0,741 (0,415)	-0,028 (0,038)
<i>Propensity score</i> - estratos	0,716 (0,364)	-0,028 (0,036)
<i>Propensity score</i> - kernel	0,681 (0,462)	-0,030 (0,039)

Elaboração dos autores.

Notas: Na primeira amostra utilizou-se 121 firmas beneficiadas e 575 firmas não-beneficiadas. Nas estimativas de *propensity score* com *kernel* foi utilizado o *kernel de Epanechnikov*.

As especificações dos modelos *probit* utilizados para o caso da amostra de semelhantes àquela utilizada para amostra total sem as *dummies* de setores; já para a amostra de firmas não-semelhantes, foi necessário excluir o salário médio inicial.

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por *bootstrap* para as estimativas de *propensity score*.

\* Indica significância estatística a 5%.

Os resultados das estimativas do impacto da aplicação dos recursos do FNE sobre a taxa de variação do emprego e sobre a taxa de variação dos salários médios das firmas beneficiadas pertencentes ao subgrupos de micro e pequenas firmas são apresentados na tabela 5.

Ao analisar-se a tabela 5, observam-se movimentos no mesmo sentido daquele já apontado para todo universo de firmas beneficiadas: impacto positivo da aplicação dos recursos do FNE sobre a taxa de variação do emprego das firmas beneficiadas no período 1995-1998. Note-se, além disso, que esses movimentos, para esse subgrupo de firmas considerado, aparecem de forma mais forte ou aguda que aqueles observados na amostra do universo de firmas beneficiadas. Ou seja, ao utilizar-se o *propensity score*, enquanto o diferencial favorável máximo estimado para a taxa de variação do emprego chega a 67,7 pontos percentuais para todo o

universo de beneficiadas, tal vantagem chega a 79,4 pontos percentuais para as micro e pequenas firmas.

Essas evidências sugerem maior sensibilidade das micro e pequenas firmas com respeito à aplicação dos recursos do FNE.

TABELA 5

**Impacto do FNE: diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 1995-1998 – micro e pequenas firmas**

	Tx. de variação emprego	Tx. de variação salário médio
Sem controle	0,837* (0,345)	-0,027 (0,034)
<i>Propensity score</i> - estratos	0,760* (0,315)	-0,017 (0,035)
<i>Propensity score</i> - kernel	0,794* (0,356)	-0,016 (0,032)

Elaboração dos autores.

Notas: Na primeira amostra foram utilizadas 163 firmas beneficiadas e 674 firmas não-beneficiadas. Nas estimativas de *propensity score* com *kernel* foi utilizado o *kernel* de Epanechnikov.

As especificações dos modelos *probit* utilizados para o caso da amostra de semelhantes àquela utilizada para amostra total sem a *dummy* de porte da firma; por sua vez, para a amostra de firmas não-semelhantes, foi necessário excluir o salário médio inicial e as variáveis de idade.

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por *bootstrap* para as estimativas de *propensity score*.

\* Indica significância estatística a 5%.

### 3.2 Resultados de política na aplicação dos recursos do FNE

Apresentam-se os principais resultados de política para alocação de recursos do FNE decorrentes das evidências obtidas. Deve ser evidente que os limites impostos à avaliação derivados da utilização de firmas apenas identificadas no Rais impedem maior refinamento das evidências levantadas em relação à aplicação dos recursos, embora importantes resultados possam ser ainda apontados.

De acordo com as estimativas apresentadas, são os seguintes os resultados obtidos na avaliação da aplicação dos recursos do FNE:

- Considerando-se o período 1995-1998, as firmas beneficiadas apresentaram, em média, taxa de variação do número de empregados entre 65,5 e 67,7 pontos percentuais acima daquela que seria verificada caso não houvessem recebido financiamento do FNE. Por outro lado, nesse mesmo período, não foi possível verificar qualquer impacto diferenciado da aplicação dos recursos sobre a taxa de variação do salário médio pago dessas firmas beneficiadas.
- No período 1995-1998, quando o foco da avaliação direciona-se apenas para as firmas beneficiadas do setor industrial, não é possível identificar qualquer impacto da aplicação dos recursos do FNE sobre a taxa de variação do número de empregados das firmas beneficiadas em relação à situação de não-beneficiadas.

- c) Por fim, quando a avaliação é feita considerando-se apenas micro e pequenas firmas, são obtidos resultados qualitativamente próximos àqueles dos itens a e b, embora quantitativamente mais significativos. Com efeito, no período 1995-1998, as estimativas indicam um efeito positivo substancial sobre a taxa de variação do número de empregados (entre 76 e 79,4 pontos percentuais superior à situação de não-beneficiadas).

Em resumo, de forma geral, os resultados de indicam resultados positivos da aplicação de recursos do FNE sobre a taxa de variação do emprego das firmas beneficiadas e ausência de impacto sobre a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas. Mais especificamente, esses resultados se revelam relativamente mais favoráveis para micro e pequenas firmas e, em seus aspectos positivos, estão ausentes para firmas do setor industrial.

#### 4 CONCLUSÕES

No objetivo de avaliar a aplicação dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), destaque-se que as informações apresentadas neste artigo resultam de um esforço pioneiro na utilização de microdados sobre firmas beneficiadas com financiamento público.

Nessa tarefa de avaliação, em virtude da possibilidade de construção de grupos de firmas de controle (não-beneficiadas) e de grupos de firmas beneficiadas com recursos desse fundo, foram utilizadas apenas firmas identificadas no Rais, o que significa a consideração de apenas firmas do setor formal. Adicionalmente, em função dessa utilização exclusiva do Rais como fonte de informações sobre as firmas e de forma consistente com os objetivos da aplicação dos recursos do FNE, somente duas variáveis foram tomadas como referências para avaliar o desempenho das firmas: a taxa de variação do número de empregados e a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas.

De forma geral, no que diz respeito à eficácia da aplicação dos recursos quanto ao impacto sobre as duas variáveis consideradas tem-se que, enquanto que para a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas em nenhuma circunstância foi possível apontar impacto positivo da aplicação dos recursos do fundo, para a taxa de variação do número de empregados os resultados permitem apontar um resultado positivo da aplicação dos recursos desse fundo sobre as firmas beneficiadas.

Quando estimativas da aplicação dos recursos do FNE foram obtidas para os subgrupos específicos (setor industrial, micro e pequenas firmas), os impactos não seguiram um mesmo padrão. Mais especificamente, na avaliação da aplicação dos recursos do FNE não é possível apontar impacto positivo sobre a taxa de variação do número de empregados nem sobre a taxa de variação do salário médio

pago pelas firmas beneficiadas do setor industrial. Entretanto, considerando-se apenas micro e pequenas firmas, na avaliação da aplicação dos recursos do FNE, foi possível apontar um impacto positivo (em relação a firmas não-beneficiadas) na taxa de variação do número de empregados de maior magnitude que aquele já apontado quando todo o universo de firmas é considerado.

## REFERÊNCIAS

- ANGRIST, E. J.; KRUEGER, A. B. Empirical strategies in labor economics. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Eds.). *Handbook of Labor Economics*, v. 3, 1999.
- ASHENFELTER, O. Estimating the effect of training programs on earnings. *Review of Economics Studies*, v. 60, 1978.
- BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity score. *The Stata Journal*, v. 2, n. 4, p. 358-377, 2002.
- BOLFARINE, H.; BUSSAB, W. O. *Elementos de amostragem*. São Paulo: Instituto de Matemática e Estatística da Universidade de São Paulo, 2000, (versão preliminar).
- DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. *Causal effects in non-experimental studies: re-evaluating the evaluation of training programs*. 1998 (NBER Working Paper, n. 6.586).
- \_\_\_\_\_. Causal effects in non-experimental studies: re-evaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Association*, v. 94, n. 448, p. 1.053-1.062, Dec. 1999.
- \_\_\_\_\_. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. *The Review of Economics and Statistics*, v. 84, n. 1, p. 151-161, Feb. 2002.
- FREEMAN, R. D. Demand for Education. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Eds.). *Handbook of Labor Economics*, v. 1, 1986.
- FRIENDLANDER, D.; GREENBERG, D. H.; ROBINS, P. K. Evaluating government training programs for economically disadvantaged. *Journal of Economic Perspectives*, v. XXXV, Dec. 1997.
- HECKMAN, J. *Policies to foster human capital*. 1999 (NBER Working Paper, n. 7.288).
- HECKMAN, J.; SIMTH, J. A. The pre-programme earnings dip and the determinants of participation in a social programme: implications for simple programme evaluation Strategies. *The Economic Journal*, v. 109, n. 457, 1999.
- LA LONDE, R. The promise of public sector-sponsored training programs. *Journal of Economics Perspectives*, v. 2, p. 149-168, 1995.



\_\_\_\_\_. Evaluating the econometric evaluations of training programs with experimental data. *American Economic Review*, v. 76, n. 4, p. 604-620, Sept. 1986.

MALLAR, C. D. *et al.* Evaluation of economic impact of the job cops program: third follow-up report. Report prepared for U.S. Department of Labor under Contract, n. 23-3476-06. *Mathematic Policy*, Inc. Sept. 1982.

MINCER, J. *Schooling experience and earnings*. New York: NBER, 1973.

ROSEMBAUM, P.; RUBIN, D. The central role of propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, 1983.

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



## **FUNDOS CONSTITUCIONAIS DE FINANCIAMENTO DO NORDESTE, NORTE E CENTRO-OESTE (FNE, FNO E FCO): UMA DESCRIÇÃO PARA O PERÍODO RECENTE\***

Mansueto Facundo Almeida Junior\*\*  
Alexandre Manoel Angelo da Silva\*\*  
Guilherme Mendes Resende\*\*

### **RESUMO**

O objetivo principal deste artigo é descrever os empréstimos dos fundos constitucionais de financiamento – Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) e Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) – por município, investigando se a alocação dos recursos desses fundos concentra-se naqueles municípios que já são mais dinâmicos e se há concentração de empréstimos para grupos de municípios. Nessa investigação, entre outras análises, descrevem-se as disponibilidades de recursos nesses fundos, empréstimo por município e taxa de inadimplência. A principal conclusão deste estudo é que os empréstimos dos fundos constitucionais de financiamento não se direcionam de forma prioritária para os estados mais pobres ou para os municípios mais pobres.

### **1 INTRODUÇÃO**

Este artigo tem como objetivo descrever os empréstimos dos três fundos constitucionais de financiamento – Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO), Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) e Fundo

---

\* Este artigo é um resumo da primeira etapa da avaliação dos fundos constitucionais de financiamento no convênio Ministério da Integração Nacional (MI) / Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec) / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Os autores agradecem ao diretor da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea, Marcelo Piancastelli, ao diretor-adjunto, Aroudo Mota, e ao coordenador, Alexandre Carvalho, pela estrutura técnica e pelos incentivos fornecidos no desenvolvimento da pesquisa.

\*\* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) – por município, investigando se a alocação dos recursos desses fundos concentra-se naqueles municípios que já são mais dinâmicos e se há concentração de empréstimos para grupos de municípios. As bases de dados utilizadas neste estudo são os relatórios anuais dos três fundos constitucionais de financiamento divulgados pelo Ministério da Integração Nacional, dados econômicos e sociais dos Censos 1991 e 2000 (IBGE) e base de dados de empréstimo por município repassado ao Ipea pelos três bancos – Banco do Brasil (BB), Banco da Amazônia (Basa) e Banco do Nordeste (BNB) – responsáveis pela concessão de empréstimos com os recursos dos fundos constitucionais. Este trabalho tem uma visão macro do funcionamento dos fundos constitucionais de financiamento e serve como ponto de partida para a avaliação mais detalhada dos impactos econômicos e sociais dos empréstimos desses fundos, tarefa essa empreendida em outro estudo.<sup>1</sup>

Antes de iniciar a análise de cada um dos três fundos constitucionais de financiamento, cabe uma breve explicação de como esses fundos funcionam. Conforme pode-se observar no diagrama 1, as transações entre pessoas físicas e jurídicas formam a base para os dois tipos de impostos: Imposto de Renda (IR) e Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), cujo montante de 3% da arrecadação representa as transferências do Tesouro Nacional para os três fundos constitucionais de financiamento. Desse total, o FNE fica com a parcela de 1,8% e os outros dois fundos (FCO e FNO) ficam cada um com uma parcela de 0,6%.

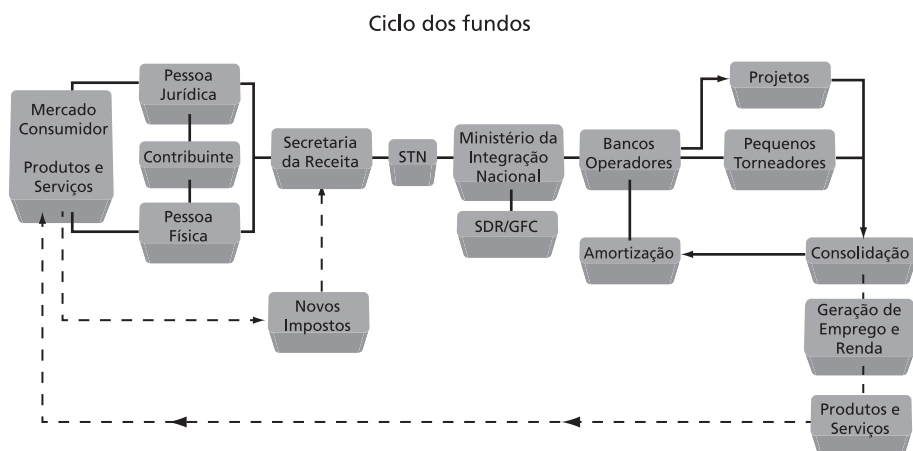
Esses recursos são transferidos pelo Tesouro Nacional, por meio do Ministério da Integração Nacional, aos bancos que efetuam operações de empréstimos, com vistas à geração de emprego e renda que contribui para parte do crescimento da arrecadação de IR e IPI e, assim, gera uma nova receita para esses fundos. Além da receita (de IR e IPI) e do retorno das operações de empréstimos (amortização = principal + juros) descritos no diagrama 1, os juros do Sistema Especializado de Liquidação e de Custódia (Selic) dos valores não emprestados são as outras fontes de receita dos fundos constitucionais de financiamento.

Além desta introdução, este artigo está dividido em quatro seções. A segunda seção descreve os empréstimos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), enfatizando a distribuição de recursos por município, ao fazer uma série de cruzamentos com os dados censitários. O mesmo é feito nas duas seções seguintes para o Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) e para o Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO). A quinta seção mostra as principais conclusões.

---

1. Essa tarefa é objeto de análise no estudo chamado Avaliação Econômica do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), presente neste livro.

DIAGRAMA 1

**O ciclo dos fundos constitucionais de financiamento**

Fonte: Ministério da Integração Nacional.

**2 FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO NORDESTE**

Uma vez entendida a dinâmica de funcionamento dos fundos, será analisado o Fundo Constitucional do Financiamento do Nordeste (FNE). Conforme se pode observar na tabela 1, o FNE é o fundo com maior volume de recursos entre os três fundos constitucionais de financiamento. Para 2005, a estimativa era de que os três fundos constitucionais de financiamento recebessem do Tesouro Nacional cerca de R\$ 3,5 bilhões, sendo que R\$ 2,1 bilhões deveriam ser transferidos para o FNE. As transferências do Tesouro para os fundos constitucionais determinam também o limite máximo de remuneração dos bancos operadores, já que esses não podem receber mais que 20% das transferências anuais do Tesouro Nacional a título de remuneração pela administração dos fundos.<sup>2</sup>

Cabe ressaltar que os valores da tabela anterior não representam a disponibilidade real anual de empréstimo desses fundos. O volume disponível para emprestar em cada ano depende não só da parcela de transferência do IR e do IPI a que cada fundo tem direito, mas também do retorno dos empréstimos feitos em anos anteriores, acrescido do volume de recursos disponíveis não emprestados nos exercícios fiscais anteriores e que são remunerados pela taxa Selic. Acrescido desses valores, a disponibilidade dos fundos para empréstimos em 2005 mais do que duplica, passando para R\$ 7,7 bilhões. Essa diferença é particularmente

2. O Basa e o BNB são remunerados com a taxa de administração de 3% sobre o patrimônio líquido do FNO e FNE, respectivamente. Como o patrimônio desses fundos cresceu muito, essa taxa já ultrapassa o valor de 20% dos repasses anuais do Tesouro Nacional para esses fundos. Alguns economistas defendem que essa taxa é excessivamente elevada e que terminam por prejudicar as operações de empréstimos, pois os bancos operadores seriam remunerados quer efetuem operações de empréstimos, quer não emprestem e (conseqüentemente) apliquem os recursos desses fundos em títulos públicos.

elevada para o FNE, que conta atualmente com uma disponibilidade de recursos para empréstimo da ordem de quase R\$ 5 bilhões, perante o baixo volume de empréstimos concedidos no período 1998-2002. Como se pode observar no gráfico 1, em apenas dois anos, no período de 1996 a 2004, as aplicações do FNE superaram os repasses anuais feitos pelo Tesouro Nacional.

TABELA 1

**Recursos anuais repassados pelo Tesouro Nacional para os fundos constitucionais (1994-2005)**  
(R\$ mil)

Ano	FCO	FNO	FNE	Total
1994	372.300	372.300	1.116.901	<b>1.861.501</b>
1995	382.472	382.472	1.147.416	<b>1.912.360</b>
1996	359.379	359.379	1.078.147	<b>1.796.905</b>
1997	370.889	370.889	1.112.713	<b>1.854.491</b>
1998	377.092	377.092	1.131.274	<b>1.885.458</b>
1999	388.549	388.549	1.165.648	<b>1.942.746</b>
2000	433.367	433.367	1.300.113	<b>2.166.847</b>
2001	523.624	523.624	1.570.872	<b>2.618.120</b>
2002	602.074	602.074	1.806.224	<b>3.010.372</b>
2003	626.346	677.506	1.826.432	<b>3.130.284</b>
2004	695.440	695.440	2.086.319	<b>3.477.199</b>
2005*	705.300	705.300	2.115.954	<b>3.526.554</b>

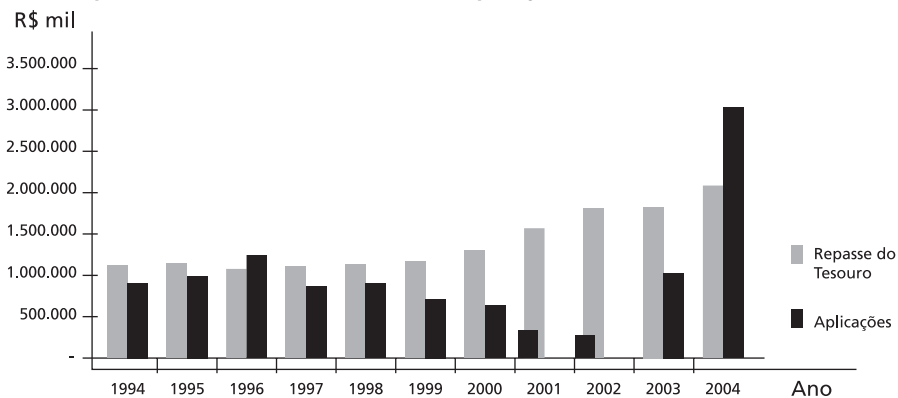
Fonte: Ministério da Integração Nacional.

Nota: Valores atualizados pela TR.

Obs.: \* Valores de 2005 correspondem a previsão de repasses para 2005 em 36 liberações a cada dez dias.

GRÁFICO 1

**Repasses anuais do Tesouro Nacional e aplicações do FNE (1994-2004)**



Fonte: Ministério da Integração Nacional.

É interessante questionar o que ocorreu pós-1998 com o FNE, visto que houve continuação na administração do BNB e essa administração havia adotado várias medidas para facilitar a liberação de empréstimos entre 1995 e 1998. Há

duas explicações complementares para explicar a forte queda na concessão de empréstimos pelo Banco do Nordeste com recursos do FNE no segundo mandato (1998-2002) da administração. Primeiro, o volume de empréstimos do banco em relação ao seu capital próprio cresceu muito, alcançando o limite estabelecido pelo Acordo da Basiléia, que o BNB passou a ter que observar a partir de 1998. Assim, a redução dos empréstimos decorreria de um limite natural imposto pela nova legislação bancária modificada ao longo da segunda metade dos anos 1990 por ocasião do Programa de Reestruturação e Ordenamento do Sistema Financeiro Nacional (Proer).

Segundo, o crescimento rápido dos empréstimos do FNE no período 1995-1998 ocorreu, simultaneamente, ao crescimento elevado da inadimplência. Como a legislação em vigor na época estabelecia que 100% do risco do empréstimo eram de responsabilidade dos bancos operadores e não do fundo, o Banco do Nordeste ficou com um volume elevado de provisão para devedores duvidosos, reduzindo sua capacidade de conceder novos empréstimos, o que levou a uma intervenção do Banco Central. A questão até hoje não respondida é o que levou os empréstimos com recursos do FNE a atingirem um nível de inadimplência tão elevado no período pós-1998. Alguns pesquisadores culpam a possível influência política no Banco do Nordeste, teoria que carece de comprovação. Não se explica, por exemplo, por que essa influência política seria maior no caso do BNB e não no Basa ou mesmo no Banco do Brasil, que também são bancos públicos.

Em resumo: com os novos limites estabelecidos pelo Acordo da Basiléia e o crescimento expressivo da provisão para devedores duvidosos, o Banco do Nordeste ficou sem possibilidade de transformar o aumento dos repasses do Tesouro Nacional em novas operações de crédito. Fez-se necessário uma capitalização no Banco do Nordeste pelo governo federal em 2002, que permitiu ao BNB aumentar a concessão de empréstimos com recurso do FNE a partir de 2003.

## 2.1 Distribuição espacial dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste

O FNE tem como área de atuação 1.952 municípios da região Nordeste, norte de Minas Gerais e do Espírito Santo. Na tabela 2, pode-se observar que Bahia, Ceará e Pernambuco são os três estados que mais receberam recursos do FNE de 1989 a 2004. No entanto, quando se observa o critério de saldo *per capita*, os estados de Minas Gerais, Piauí e Sergipe passam a ser os três com maior acesso aos recursos do FNE.

Um ponto importante no debate sobre as liberações de recursos dos fundos constitucionais de financiamento é saber se existe uma relação negativa entre saldo dos empréstimos *per capita* e PIB (ou renda) *per capita*. Se a liberação dos recursos do FNE responderem puramente a demanda das empresas, essa relação deve ser

positiva, já que os estados mais ricos (PIB *per capita* maior) demandariam mais recursos do fundo. Se as liberações tivessem como objetivo principal reduzir as desigualdades intra-regionais, essa relação deveria ser negativa: quanto maior o PIB *per capita* do estado, menor o saldo do empréstimo *per capita* para aquele estado.

TABELA 2  
Saldo FNE e PIB *per capita* dos estados da área de atuação do FNE

Estados	Saldo FNE 2004	População em 2000	Saldo FNE <i>per capita</i>	PIB <i>per capita</i> 2002 (em R\$ de 2000)
Alagoas	903.112.000	2.822.621	320	2.544,00
Bahia	3.494.267.000	13.070.250	267	3.911,00
Ceará	2.405.165.000	7.430.661	324	2.643,00
Maranhão	1.050.725.000	5.651.475	186	1.647,00
Paraíba	782.672.000	3.443.825	227	2.798,00
Pernambuco	2.278.216.000	7.918.344	288	3.787,00
Piauí	1.115.712.000	2.843.278	392	1.785,00
Rio G. do Norte	701.623.000	2.776.782	253	3.412,00
Sergipe	654.718.000	1.784.475	367	4.294,00
Espírito Santo	94.456.000	736.427	128	6.447,00
Minas Gerais	968.624.000	2.417.239	401	5.724,00
<b>Total</b>	<b>14.449.290.000</b>	<b>50.895.377</b>	<b>284</b>	

Fontes: Ministério da Integração Nacional e IBGE.

Obs.: Os dados de população para Minas Gerais e Espírito Santo referem-se apenas a população daqueles municípios da área de atuação do FNE.

Conforme se pode ver no gráfico 2, não existe relação entre PIB *per capita* e saldo dos empréstimos do FNE *per capita*. Mesmo quando se excluem Espírito Santo e Minas Gerais, os saldos dos empréstimos *per capita* para os estados do Nordeste não mostram uma relação clara.

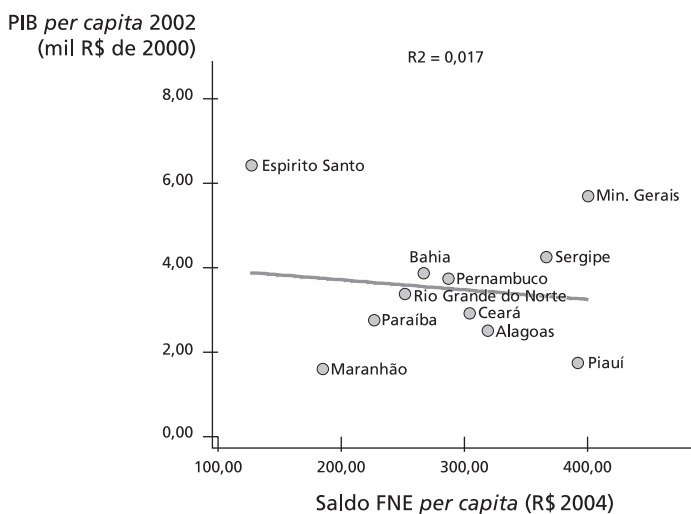
Na verdade, quando se exclui, além dos dois estados do Sudeste, o estado do Piauí, a relação entre PIB *per capita* e saldo do FNE *per capita* torna-se positiva, sinalizando que os empréstimos *per capita* do FNE foram maiores naqueles estados que já possuíam um maior PIB *per capita*. Essa relação positiva pode ser claramente identificada se fosse traçada uma reta no gráfico a seguir para os estados do Maranhão, Paraíba, Rio Grande do Norte, Pernambuco e Sergipe.<sup>3</sup>

Em resumo, as liberações do FNE por estado não mostram nenhuma relação clara seja com o PIB *per capita*, seja com o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Isso significa, em outras palavras, que as liberações desse fundo devem ser fortemente influenciadas pela demanda e não apenas pelo objetivo principal desse fundo que é a redução das desigualdades regionais. Apenas dois estados apresentam claramente uma relação inversa entre riqueza (mensurada pelo PIB *per capita* ou IDH) e saldo de empréstimos: Espírito Santo e Piauí, respectivamente o estado mais rico e o segundo mais pobre da área do FNE.

3. Dado que não existe uma relação clara entre PIB *per capita* e saldo dos empréstimos do FNE *per capita*, poder-se-ia tentar identificar se existe alguma relação entre o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) dos estados e o saldo dos empréstimos *per capita* do FNE. Novamente não foi encontrada nenhuma relação clara entre essas duas variáveis, o que indica que as liberações do FNE não se direcionam prioritariamente para os estados mais pobres.



GRÁFICO 2  
**PIB *per capita* e saldo de empréstimos do FNE *per capita***



Fontes: Ministério da Integração Nacional e IBGE.

Um problema da análise anterior decorre do fato de terem sido utilizados dados para estados e não para municípios. Esse seria o caso, por exemplo, de Minas Gerais, que é um estado de elevado PIB (ou renda) *per capita* quando comparado com os estados do Nordeste, mas cujos municípios na área de atuação do FNE (norte de Minas Gerais) têm um PIB *per capita* menor. Da mesma forma, as liberações do FNE em um determinado estado podem estar sendo direcionadas para aqueles municípios mais pobres. Assim, seria mais adequado analisar os empréstimos do FNE por município em vez de empréstimos por estado.

Nas figuras 1 e 2, identificam-se, respectivamente, os municípios na área de atuação do FNE com menor IDH-M (inferior a 0,6) e os municípios com maior saldo do FNE *per capita* (superior a R\$ 300). Caso os empréstimos do FNE fossem prioritariamente dirigidos para aquelas áreas de menor IDH-M, esses dois mapas deveriam ser iguais, *i.e.*, a área marcada no mapa da figura 1 deveria ser idêntica àquela marcada no mapa da figura 2. No entanto, não é isso que ocorre.<sup>4</sup>

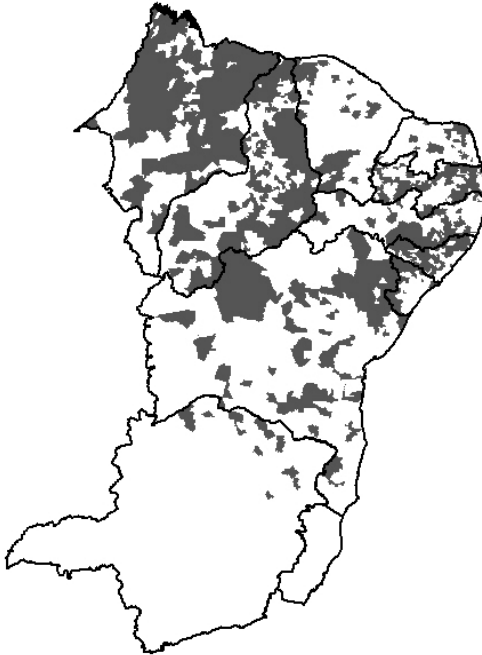
Dos 761 municípios na área de atuação do FNE com IDH-M inferior a 0,6, apenas 262 desses municípios (34%) estão entre aqueles que receberam mais de R\$ 300 *per capita* de empréstimo do FNE até dezembro de 2004. Ou seja, historicamente, os empréstimos do FNE não foram alocados para aqueles municípios de menor IDH-M, o que sugere que as liberações de recursos do FNE devem

4. A figura 1 representa um total de 761 municípios e a figura 2 o total de 686 municípios. Apenas 262 municípios aparecem simultaneamente nos dois mapas: IDH-M inferior a 0,6 e saldo do FNE *per capita* maior que R\$ 300.

responder à demanda por financiamento naqueles municípios onde já existe algum dinamismo econômico. Na figura 2, isso é particularmente fácil de ser observado na parte oeste da região Nordeste, onde predominam as plantações de soja.

FIGURA 1

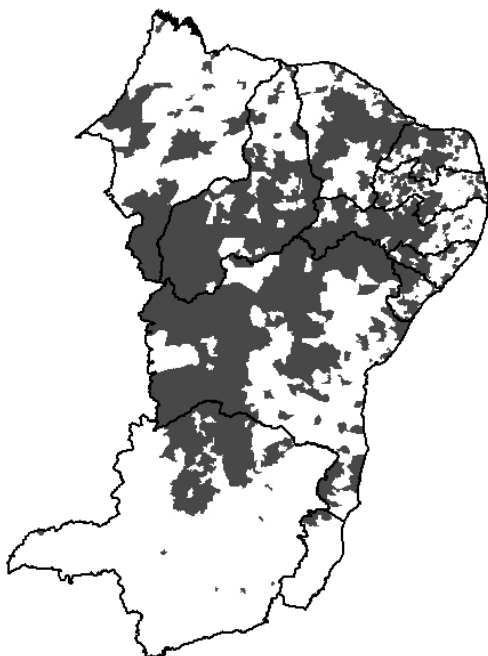
Municípios de menor IDH-M (IDH-M < 0,6)



Fontes: Ministério da Integração Nacional e Atlas do Desenvolvimento Humano.

Dado que a maior parcela dos recursos dos fundos é alocada para municípios que não são aqueles de menor IDH-M, é possível que exista o paradoxo de que os recursos do FNE estejam contribuindo para o aumento do dinamismo econômico da região Nordeste, norte de Minas Gerais e Espírito Santo, ao mesmo tempo em que contribui para o crescimento das desigualdades intra-regionais. Essa é justamente a crítica que se fazia à forma tradicional de caracterizar o problema regional como um problema macrorregional, pois no Nordeste existem sub-regiões com algum dinamismo econômico e com capacidade de atrair investimentos produtivos, enquanto outros espaços geográficos dessa região carecem de um dinamismo econômico capaz de atrair investimentos privados. Apenas no vigente governo, na atual gestão do Ministério da Integração Nacional, com a caracterização do problema regional na esfera sub-regional, tem-se procurado melhorar a alocação dos recursos dos fundos constitucionais de financiamento para áreas mais pobres dentro de cada região.

FIGURA 2  
Municípios com saldo *per capita* do FNE > R\$ 300



Fontes: Ministério da Integração Nacional e Atlas do Desenvolvimento Humano.

## 2.2 Saldo de empréstimos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste: municípios que mais receberam recursos

Na tabela 3, mostra-se, por faixa de IDH-M, o número de municípios na área de atuação do FNE e o número de municípios cujo saldo *per capita* em dezembro de 2004 era superior a R\$ 1.500. Apenas 3% dos municípios da área de atuação do FNE tinham saldo *per capita* superior a esse valor em 2004 e desses municípios o maior número absoluto estava naquelas áreas de maior IDH-M (acima de 0,591). Adicionalmente, o grupo de municípios de maior IDH-M (0,649-0,862) tem uma representação percentual maior no grupo dos que mais recebem recursos do FNE. Isso sugere, conforme já havia sido alertado antes, que os empréstimos do FNE respondem mais à demanda daquelas áreas mais desenvolvidas do que ao objetivo de redução das desigualdades intra-regional.

Quando se cruzam os dados de empréstimo do FNE para o grupo de 58 municípios com saldo do FNE *per capita* acima de R\$ 1.500 com dados de renda *per capita* ou IDH-M, não é possível encontrar nenhuma relação. Uma característica que se destaca na identificação da principal atividade econômica dos municípios com maior saldo *per capita* do FNE é a presença daqueles municípios

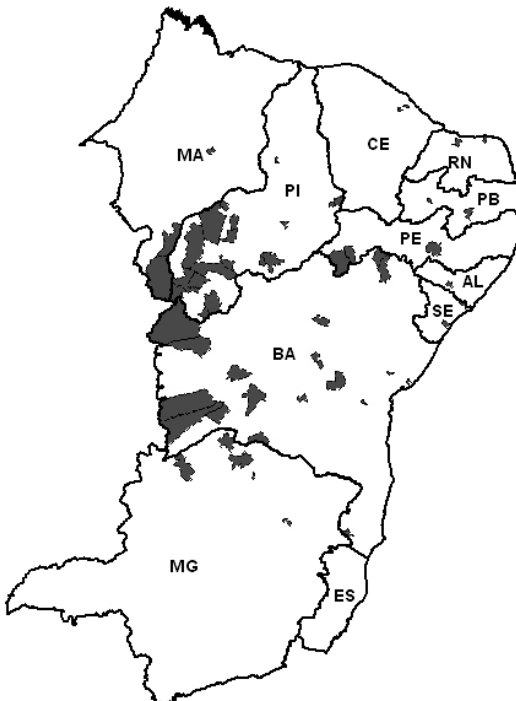
plantadores de soja no Nordeste. Este é o caso, por exemplo, para os municípios de Correntina, Jaborandi, Riachão das Neves e Formosa do Rio Preto na Bahia; e Tasso Fragoso no Maranhão. Os estados do Piauí e Bahia são os estados com maior número de municípios com saldo *per capita* do FNE superior a R\$ 1.500, 18 e 19 municípios, respectivamente. Como o Piauí tem 222 municípios e a Bahia quase o dobro (417), o Piauí se destaca como o estado com maior participação percentual de municípios (8%) dentre aqueles que mais receberam recursos do FNE pelo critério *per capita*.

TABELA 3  
Número de municípios com saldo *per capita* de empréstimo do FNE acima de R\$ 1.500 por faixa de IDH

IDH	Municípios com saldo FNE <i>per capita</i> > R\$ 1.500 (a)	Municípios na área de atuação do FNE (b)	a/b (%)
0,469-0,591	11	614	2
0,591-0,649	31	887	3
0,649-0,862	16	447	4
<b>Total</b>	<b>58</b>	<b>1.948</b>	<b>3</b>

Fontes: Ministério da Integração Nacional e Ipeadata.

FIGURA 3  
Municípios com saldo *per capita* do FNE superior a R\$ 1.500



Elaboração dos autores.

É importante não confundir os municípios que mais receberam recursos *per capita* com aqueles de maior saldo do FNE. Os municípios que mais receberam recursos *per capita* (acima de R\$ 1.500) são, geralmente, municípios de população pequena, enquanto os municípios com maior saldo do FNE (acima de R\$ 50 milhões) são, na sua maioria, municípios populosos, incluindo todas as capitais dos estados do Nordeste. O grupo de 58 municípios com saldo *per capita* do FNE superior a R\$ 1.500 tem uma população de um milhão de habitantes. Por sua vez, aqueles municípios que receberam um volume de recursos do FNE superior a R\$ 50 milhões representam 41 municípios com uma população de 13,7 milhões de habitantes.

Nas figuras 3 e 4, mostram-se, respectivamente, os municípios com saldo do FNE *per capita* superior a R\$ 1.500 (58 municípios) e aqueles com saldo do FNE total acima de R\$ 50 milhões. Apenas doze dos 58 municípios com saldo *per capita* superior a R\$ 1.500 estão também entre aqueles que receberam mais de R\$ 50 milhões de empréstimos do FNE. Entre esses municípios, destacam-se aqueles localizados na região metropolitana de capitais (Simões Filho - BA e São Cristóvão - SE); e aqueles municípios que têm sido foco de políticas públicas de desenvolvimento (Petrolina - PE e Horizonte - CE).

FIGURA 4  
Municípios com saldo do FNE superior a R\$ 50 milhões



Elaboração dos autores.

### 2.3 Taxa de inadimplência do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste

É reconhecido que o Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) tem a maior taxa de inadimplência entre os três fundos constitucionais de financiamento. No final de dezembro de 2004, a taxa de inadimplência do FNE estava em 48,5%, sendo que essa taxa se reduz para apenas 10,9% no caso dos empréstimos compartilhados (50% do risco do banco e 50% do risco do fundo) concedidos a partir de 1998. Ainda não é claro por que a taxa de inadimplência do FNE é tão elevada para os empréstimos concedidos antes de 1998. Na verdade, antes de 1998, o risco do crédito dos empréstimos dos fundos constitucionais era de responsabilidade integral do Banco do Nordeste, o que significa que esse banco deveria ter sido mais rigoroso, e não menos, na análise de risco e na concessão de crédito.

Ou seja, como o risco do empréstimo até 1998 era de responsabilidade integral do banco, poder-se-ia esperar que os critérios de concessão de crédito fossem mais rígidos e a taxa de inadimplência menor, mas ocorreu justamente o contrário: a taxa de inadimplência diminuiu quando o risco de inadimplência passou a ser compartilhado entre o banco e o fundo. Contudo, essa aparente contradição pode ser explicada pela expectativa de *bailout*,<sup>5</sup> seja por parte dos tomadores dos empréstimos, seja por parte do próprio Banco do Nordeste.

Em relação aos devedores, sempre houve a expectativa de que o saldo devedor junto ao Banco do Nordeste pudesse ser renegociado com descontos e taxas menores. Do lado do banco, o fato do banco ser público poderia induzir seus administradores a um comportamento menos avesso ao risco, pois em caso de perdas expressivas, o banco poderia ser capitalizado pelo seu controlador (Tesouro Nacional). Neste caso, a legislação atual de compartilhamento do risco, embora pareça ser menos rígida do que a anterior, termina funcionando de uma forma mais eficiente para evitar um comportamento de risco moral (*moral hazard*),<sup>6</sup> já que as perdas decorrentes de empréstimos não pagos passam a afetar o patrimônio líquido do FNE e, portanto, a remuneração do Banco do Nordeste. O que não está claro nessa explicação é por que o mesmo não ocorreu com os outros dois fundos constitucionais de financiamento, que tinham a mesma regra

---

5. *Bailout* é um termo em inglês utilizado na literatura econômica para caracterizar aquelas situações em que o governo federal, por exemplo, assume dívidas de estados ou municípios. Esse termo também é utilizado quando há a expectativa de que o governo assumira as dívidas de suas empresas estatais ou de seus bancos públicos. No caso em questão, argumenta-se que, apesar de o Banco do Nordeste antes de 1998 ser responsável integral pelo risco das operações de empréstimos com recursos do FNE, essa aparente rigidez da legislação pode não ter ocasionado o efeito desejado pela expectativa de parte dos seus administradores de que qualquer problema financeiro do banco seria coberto pelo Tesouro Nacional. Na verdade, aparentemente essa expectativa se auto-realizou, pois a inadimplência relacionada aos empréstimos com recursos do FNE, até 1998, foi integralmente arcada pelo patrimônio do fundo, e não pelo Banco do Nordeste, como estava previsto na legislação.

6. A expressão *risco moral* (ou *moral hazard*) é comumente utilizada na literatura econômica. No caso da concessão de crédito discutida, o risco moral refere-se a uma situação na qual o banco sabe que ele não arcará com as perdas decorrentes das suas operações de empréstimo e, baseado nessa expectativa, não toma os cuidados necessários ao analisar o risco do crédito e a recuperação das parcelas dos empréstimos em atraso.

e apesar disso a inadimplência do FCO ficou em apenas 3,1% e do FNO em 22,8% (posição de dezembro de 2004). Em resumo, ainda não é claro o porquê das diferenças tão grandes entre as taxas de inadimplências entre os três fundos constitucionais de financiamento.<sup>7</sup>

Não foi possível detectar nenhuma relação clara entre a taxa de inadimplência e o saldo total dos empréstimos, saldo médio dos empréstimos, ou mesmo saldo *per capita*,<sup>8</sup> pelo uso apenas de estatísticas descritivas e correlação simples entre duas variáveis. Isso indica, em outras palavras, que a inadimplência pode ser elevada tanto em municípios que receberam poucos recursos (absoluto ou *per capita*) quanto naqueles que receberam recursos do FNE acima da média. Assim, o que será feito em seguida é definir uma série de perguntas para subsidiar uma investigação posterior sobre a elevada inadimplência do FNE.

Uma primeira característica sobre a questão das taxas de inadimplência é que a distribuição dessas taxas nos vários municípios de cada estado é muito semelhante. Com exceção do Espírito Santo, todos os demais estados têm áreas com baixa, média e alta inadimplência. A área em vermelho da figura a seguir representa aqueles municípios com taxa de inadimplência superior a 50%. Com se pode observar, esses municípios não mostram uma definição espacial clara: são encontradas taxas de inadimplência elevadas tanto em municípios localizados nas áreas menos desenvolvidas (semi-árido) do Nordeste quanto naqueles localizados nas áreas mais dinâmicas dessa região.

Um fato que poderia explicar as elevadas taxas de inadimplência dos empréstimos do FNE seria a obrigatoriedade constitucional de que 50% dos recursos desse fundo sejam emprestados para empreendimentos na região do semi-árido. No entanto, pela figura 5 pode-se observar que vários municípios do semi-árido não possuem uma taxa de inadimplência elevada e municípios em regiões dinâmicas não afetadas pela seca, como a área irrigada de Petrolina/Juazeiro, na divisa de Pernambuco e Bahia, apresentam uma das mais elevadas taxas de inadimplência. O mesmo ocorre para municípios na região oeste do Nordeste, onde há plantação de grãos.

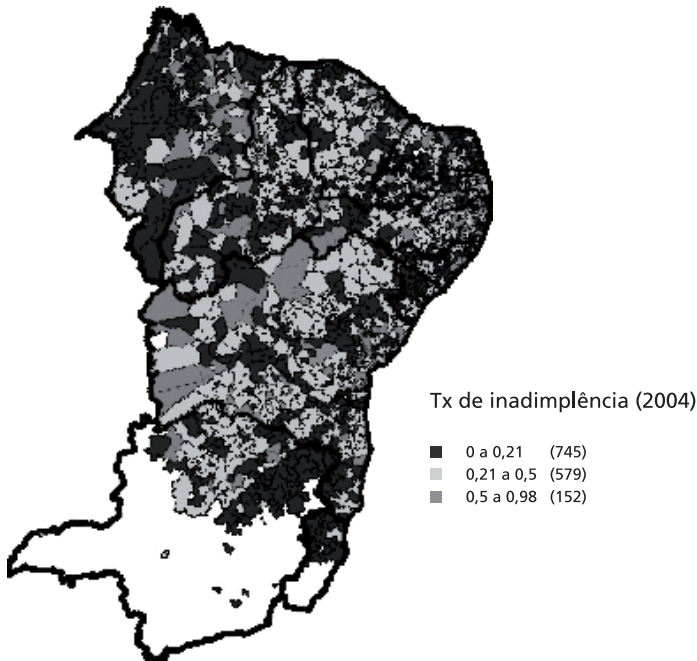
Um segundo ponto que merece ser destacado é a diferença das taxas de inadimplência entre as capitais dos estados do Nordeste. Conforme pode-se observar na tabela 5, Natal e Aracaju despontam com uma taxa de inadimplência inferior a 15%, enquanto, em geral, as demais capitais têm uma inadimplência

7. Uma possível explicação para a baixa taxa de inadimplência do FCO é a de que o Banco do Brasil é mais rápido que o Basa e o BNB na liquidação de empréstimos em atraso. Uma vez feito isso, o empréstimo em atraso passa a ser reconhecido como perda e sai da estatística da taxa de inadimplência (empréstimos em atraso/empréstimos concedidos).

8. No entanto, no modelo econométrico, no final desta seção, encontra-se uma relação positiva entre os saldos dos empréstimos *per capita* e a taxa de inadimplência.

superior a 30%. No entanto, essa diferença parece estar fortemente relacionada com as datas de concessão dos empréstimos. De fato, quando se analisam os dados referentes às datas de concessão dos empréstimos para as capitais com menores taxas de inadimplência, constata-se que 70% dos saldos dos empréstimos para Natal, 97% para Aracaju e 80% para Salvador decorrem de empréstimos efetuados a partir de 2002. No caso de São Luís, que é a capital com maior taxa de inadimplência, 80% dos empréstimos são anteriores a 2002. Ou seja, as capitais com menores taxas de inadimplência são aquelas cuja maior parcela dos empréstimos concedidos são recentes e, portanto, ainda estão na sua fase de carência.

FIGURA 5  
Taxa de inadimplência FNE (2004)



Fontes: Ministério da Integração Nacional e Atlas do Desenvolvimento Humano.

Uma relação clara que pode ser identificada na questão da inadimplência é que essa é maior para o grupo de municípios com saldo do FNE maior que R\$ 50 milhões. Esse grupo de municípios (41 municípios) tem uma taxa de inadimplência conjunta de 49%, enquanto os demais municípios (1.885 municípios) da área de atuação do FNE apresentam uma inadimplência conjunta de 31%. No entanto, quando se olha apenas para o grupo de municípios com saldo do FNE acima de R\$ 50 milhões, mais uma vez fica difícil estabelecer qualquer relação clara entre inadimplência e variáveis econômicas (renda *per capita*, saldo médio de empréstimos, saldo dos empréstimos *per capita* etc.).



TABELA 4  
Indicadores de empréstimo e inadimplência das capitais dos estados do Nordeste (2004)

	Saldo total (R\$)	Saldo médio (R\$)	Saldo <i>per capita</i> (R\$)	Taxa de inadimplência
São Luís (MA)	106.727.159,77	132.725,92	122,7	71%
Teresina (PI)	122.243.583,48	81.060,46	170,9	54%
Fortaleza (CE)	251.582.563,13	243.826,96	117,5	40%
Natal (RN)	91.214.727,26	372.150,94	128,1	9%
João Pessoa (PB)	101.773.140,35	255.002,42	170,2	49%
Recife (PE)	157.649.622,41	1.210.383,36	110,8	42%
Salvador (BA)	161.858.694,41	564.715,63	66,3	30%
Maceió (AL)	202.161.332,66	438.749,57	253,4	65%
Aracaju (SE)	113.024.705,77	128.206,71	244,9	14%

Fonte: Ministério da Integração Nacional.

Um fato particularmente interessante nesse grupo de municípios que tinha saldo de empréstimos superior a R\$ 50 milhões em 2004 (41 municípios) é o fato de municípios vizinhos ou na mesma área geográfica apresentarem elevada variância da taxa de inadimplência. Isso ocorre, por exemplo, para Camaçari (4%) e Simões Filho (67%),<sup>9</sup> que são municípios vizinhos e próximos a Salvador; Petrolina (70%) e Juazeiro (39%), que são municípios separados apenas por uma ponte; Horizonte (70%) e Fortaleza (40%), que estão em um raio de 50 km de distância. O mesmo acontece quando se olha para a região oeste da Bahia e sul do Maranhão. Mesmo nessa região, há uma grande diferença das taxas de inadimplência entre os municípios onde predominam as plantações de soja: Correntina (65%) e Barreiras (56%) na Bahia, e Balsas (12%) no Maranhão. Apenas os municípios do norte de Minas Gerais apresentam homogeneidade espacial das taxas de inadimplência (na faixa de 40%-49%).

Em resumo, com exceção do fato de a inadimplência ser maior para o grupo de municípios com maior saldo de empréstimos do FNE (saldo individual dos municípios acima de R\$ 50 milhões), não foi possível estabelecer uma relação clara entre taxa de inadimplência e algumas variáveis econômicas. Na próxima subseção, com base em um simples modelo econométrico, serão tecidos alguns comentários mais conclusivos sobre a relação dos saldos *per capita* do FNE com a renda *per capita* dos municípios e com a taxa de inadimplência.

#### 2.4 Avaliação estatística do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste

Nesta seção, por meio da equação 1, será descrita uma avaliação estatística do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), a fim de captar

9. Mais uma vez, essas diferenças grandes das taxas de inadimplência por município parecem estar relacionadas à data de concessão dos empréstimos. No caso de Camaçari, que tem uma taxa de inadimplência de apenas 4%, mais de 80% do saldo do FNE resulta de empréstimos concedidos após 2001, o que significa que grande parte desses empréstimos ainda está na sua fase de carência.

uma correlação entre os saldos dos empréstimos do FNE (*per capita*) por município, os efeitos idiossincráticos dos municípios de cada estado, a taxa de inadimplência e a renda *per capita* desses municípios. Para isso, estima-se a equação 1 via método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Na equação 1,  $FNEP_{pc}$  é o saldo *per capita* dos empréstimos do FNE, em dezembro de 2004, em cada um dos municípios pertencentes à área de atuação do FNE. Com o intuito de captar os efeitos idiossincráticos dos municípios localizados em cada um dos estados na área de atuação do FNE, utilizou-se dez variáveis *dummies* para representar os municípios do Maranhão (MA), Piauí (PI), Rio Grande do Norte (RN), Paraíba (PB), Pernambuco (PE), Alagoas (AL), Sergipe (SE), Bahia (BA), Minas Gerais (MG) e Espírito Santo (ES). Diante desse procedimento, é válido esclarecer que, em virtude de problemas de multicolinearidade perfeita na estimação, é necessário excluir os municípios de algum estado para que se possa estimar a equação 1. Serão excluídos, pois, os municípios do estado do Ceará. Assim, os efeitos relativos aos municípios do estado do Ceará são captados pelo termo constante da equação 1. Desse modo, os coeficientes das *dummies* desses outros estados têm como referência os municípios do estado do Ceará.

Por que foram escolhidos os municípios do estado do Ceará como referência? Na distribuição dos empréstimos do FNE, alguns acreditam existir alguma vantagem política para as empresas localizadas nos municípios cearenses, ou seja, há alguns pesquisadores que acreditam existir maior volume de empréstimos para as empresas localizadas nos municípios cearenses, mesmo estado em que se encontra a sede do Banco do Nordeste, responsável pela concessão de empréstimos do FNE.

Na análise da equação 1, ao controlar pela renda *per capita* e pela taxa de inadimplência, verifica-se que a crença desses pesquisadores pode ser refutada, pois os coeficientes das variáveis *dummies* dos municípios do Piauí, Sergipe e Minas Gerais foram significativos e positivos, mostrando que os municípios desses estados receberam, em média, respectivamente, R\$ 256, R\$ 189 e R\$ 117 *per capita* a mais do que os municípios do Ceará. Ademais, em virtude de não serem significativos os coeficientes das *dummies* dos municípios do Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas e Bahia, afirma-se que, em média, seus respectivos recebimentos de FNE *per capita* se igualam aos recebimentos dos municípios do estado do Ceará. Contudo, no caso específico dos municípios do Maranhão, essa análise evidencia uma menor percepção de empréstimos em relação aos municípios cearenses, em torno de R\$ 95 *per capita*.

As outras variáveis evidenciadas na equação (1) são  $RENDA_{pc91}$  e  $TXI-NAD$ , respectivamente, a renda *per capita* em 1991 e a taxa de inadimplência dos empréstimos. Ao analisar o coeficiente da renda *per capita* em 1991, observa-se

se os empréstimos foram concedidos para os municípios mais pobres (ricos) em 1991. Nessa estimativa, o coeficiente da  $RENDA_{pc91}$  não foi significativo, mostrando que existe uma ausência de relação entre nível de renda e empréstimos obtidos pelos municípios abrangidos pela área de atuação do FNE.

#### Equação 1

$$\begin{aligned}
 FNEP_{pc_i} = & 181,4 - 94,9*MA_i + 256,0*PI_i + 63,8*RN_i + 1,3*PB_i - 64,1*PE_i + 58,6*AL_i + 189,3*SE_i + \\
 & (4,1) \quad (-2,0) \quad (5,4) \quad (1,2) \quad (0,0) \quad (-1,3) \quad (0,9) \quad (2,8) \\
 & + 42,5*BA_i + 117,7*MG_i + 33,3*ES_i - 0,5*RENDA_{pc91_i} + 656,3*TXINAD_i \\
 & (1,0) \quad (2,2) \quad (0,3) \quad (-1,2) \quad (11,0) \\
 R^2 = & 0,10
 \end{aligned}$$

Obs.: Entre parênteses, estão os valores da estatística t-student. Em um nível de 95% de confiança, foram considerados significativos os coeficientes com a estatística t-student igual ou maior do que 1,9.

Por sua vez, a taxa de inadimplência visa a captar a relação entre os municípios que mais absorveram recursos do FNE com a menor (maior) taxa de inadimplência. Verificou-se, pois, uma relação positiva e significativa, *i.e.*, em média, as empresas localizadas nos municípios que mais captaram recursos do FNE, em termos *per capita*, foram aquelas que apresentaram uma maior taxa de inadimplência. Do ponto de vista econômico, isso gera indícios de *moral hazard* na relação entre os tomadores de empréstimos (agente) e o Banco do Nordeste (principal). Em outras palavras, no período em análise, considerando que o BNB não consegue perceber todas as ações dos tomadores de empréstimos, parece não ter existido um mecanismo que forçasse esses tomadores a revelarem suas ações no momento anterior à percepção de crédito, de modo que foi captada uma propensão de pagadores inadimplentes a tomarem mais empréstimo do BNB. Em suma, parece haver espaço para uma melhoria na análise de risco dos empréstimos concedidos pelo BNB.

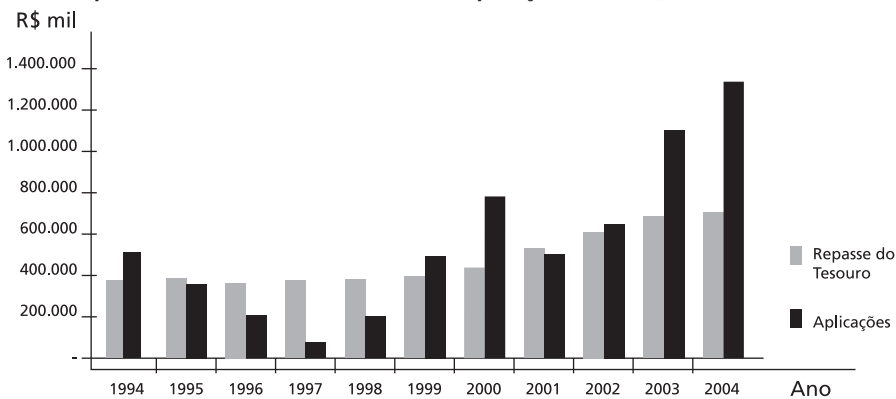
### 3 FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO NORTE

O Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) tem por objetivo contribuir para o desenvolvimento econômico e social da região Norte, mediante a execução de programas de financiamento às atividades produtivas dos setores agropecuário, industrial, agroindustrial, mineral, infra-estrutura, de turismo, comércio e serviços. Esse fundo é operacionalizado pelo Banco da Amazônia (Basa), o qual possui como área de atuação os estados da região Norte - Acre, Amazonas, Amapá, Pará, Roraima, Rondônia e Tocantins - e seus 449 municípios.

Em relação aos repasses anuais do Tesouro e as aplicações, o FNO tem um histórico de aplicação melhor que o FNE. No período 1994-2004, o FNO aplicou em seis anos valores superiores aos repasses anuais do Tesouro Nacional.

No entanto, da mesma forma que o FNE, os recursos atuais do FNO (repasse anuais + disponibilidade de recursos de anos anteriores + retorno das aplicações) são superiores as suas aplicações anuais. Em 2004, por exemplo, o FNO tinha uma disponibilidade de recursos da ordem de R\$ 1,7 bilhão, tendo aplicado R\$ 1,3 bilhão, equivalente a 77% dos recursos efetivamente disponíveis para serem emprestados.<sup>10</sup> Para o ano de 2005, o FNO conta com R\$ 938,4 milhões de recursos disponíveis para empréstimos, o que poderá ser insuficiente frente ao crescimento das aplicações desse fundo.

GRÁFICO 3  
Repasse anuais do Tesouro Nacional e aplicações do FNO (1994–2004)



Fonte: Ministério da Integração Nacional.

Da mesma forma feita na seção anterior para o FNE, será analisado o saldo dos empréstimos do FNO utilizando vários critérios e cruzando os dados de empréstimos com dados censitários. O objetivo desses cruzamentos é investigar se os recursos do FNO se direcionam, prioritariamente, para aqueles municípios menos desenvolvidos, se há alguma correlação espacial da inadimplência etc.

### 3.1 Distribuição espacial dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte

A tabela 5 mostra alguns indicadores básicos do FNO para os estados da região Norte. Pode-se ver de imediato que metade dos recursos liberados pelo FNO até dezembro de 2004 foi para o estado do Pará. Esse dado mostra que os empréstimos do FNO para os estados são mais concentrados do que os empréstimos do FNE, mas essa concentração era de certa forma esperada, já que o Pará concentra

10. Cabe destacar que o FNO e o FCO aplicaram em 2004 percentuais semelhantes frente à disponibilidade de recursos. Enquanto esses dois fundos aplicaram cerca de 76% dos recursos disponíveis, o FNE aplicou apenas 40% (R\$ 2,6 bilhões) de suas disponibilidades. Ou seja, o resultado de 2004 mostra que nesses fundos impera atualmente uma situação de excesso de recursos e não de excesso de demanda como seria de se esperar, já que o custo dos empréstimos dos fundos é mais barato do que o custo dos demais empréstimos disponíveis no mercado.

48% da população residente da região Norte. Quando se corrige os empréstimos pelo critério *per capita*, o estado que se destaca na obtenção de recursos do FNO é o de Tocantins, que junto com o Acre são os dois estados de menor PIB *per capita* da região Norte.

O estado do Tocantins, por sua vez, tem um saldo *per capita* dos empréstimos efetuados pelo FNO que é quase o dobro do valor observado para Roraima, que é o estado com segundo maior saldo *per capita* do FNO. A explicação para isso está ligada à mesma explicação para o elevado saldo do FNE na parte oeste da região Nordeste: a presença das plantações de soja.

TABELA 5  
Saldo FNO e PIB *per capita* dos estados da região Norte

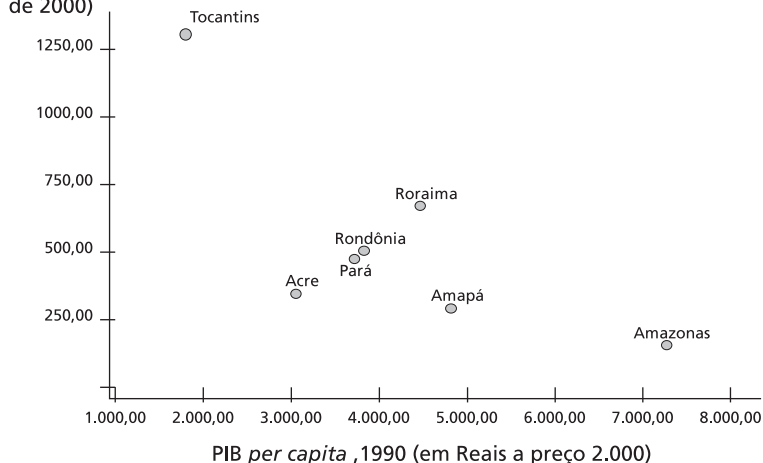
Estado	População (2000)	Saldo FNO (R\$ 2004)	Saldo FNO <i>per capita</i> (2004)	PIB <i>per capita</i> 1990 (em R\$ de 2000)
Acre	557.526	198.108.000	355,33	2.790,23
Amazonas	2.812.557	505.894.000	179,87	7.268,31
Amapá	477.032	144.847.000	303,64	4.666,00
Pará	6.192.307	2.935.616.000	474,07	3.494,91
Rondônia	1.379.787	691.475.000	501,15	3.610,38
Roraima	324.397	211.489.000	651,94	4.294,66
Tocantins	1.157.098	1.429.333.000	1.235,27	1.449,80
<b>Total</b>	<b>12.900.704</b>	<b>6.116.762.000</b>	<b>474,14</b>	-

Fontes: Ministério da Integração Nacional, Censo 2000 e IBGE.

Quando se coloca em um gráfico a relação entre o PIB *per capita* de 1990 com o saldo dos empréstimos do FNO em 2004 para identificar se houve uma liberação *per capita* maior ao longo dos anos 1990 para aqueles estados que eram mais pobres no início da década, essa relação não se confirma. Conforme pode-se observar no gráfico 4 e na tabela 6, o estado do Acre, que tinha um PIB *per capita* apenas superior ao de Tocantins em 1990, recebeu ao longo dos anos 1990 menos recursos do FNO (*per capita*) do que o Pará, Rondônia e Roraima. Assim, da mesma forma que o FNE, quando se olha para distribuição dos recursos dos empréstimos intra-regional, o FNO parece sofrer do mesmo problema do FNE: pode estar contribuindo para a redução das desigualdades regionais, à custa do aumento das desigualdades intra-regionais.<sup>11</sup>

11. Dado que não existe uma relação clara entre PIB *per capita* e saldo dos empréstimos do FNO *per capita*, poder-se-ia tentar identificar se existe alguma relação entre o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) dos estados e o saldo dos empréstimos *per capita* do FNO. Novamente não se encontrou nenhuma relação clara entre essas duas variáveis, o que indica que as liberações do FNO não se direcionam prioritariamente para os estados mais pobres.

GRÁFICO 4

**PIB *per capita* e saldo de empréstimos do FNO *per capita***Saldo FNO *per capita* 2004  
(em mil Reais a preços  
de 2000)

Fontes: IBGE e Ministério da Integração Nacional.

Em resumo, da mesma forma que o FNE, as liberações do FNO por estado não guardam nenhuma relação clara seja com o PIB *per capita*, seja com o IDH. Isso significa, em outras palavras, que as liberações desse fundo devem ser fortemente influenciadas pela demanda e não apenas pelo seu objetivo principal, que é a redução das desigualdades regionais. Apenas o estado mais pobre da região Norte, Tocantins, apresenta claramente uma relação inversa entre riqueza (mensurada pelo PIB *per capita* ou IDH) e saldo de empréstimos. No entanto, o saldo maior dos empréstimos do FNO para este estado pode ser resultado do *boom* do setor de *agribusiness* representado pela expansão das plantações de soja.

Uma vez que não foi possível estabelecer uma relação clara entre o saldo de empréstimos do FNO e riqueza no âmbito dos estados, tenta-se agora descobrir alguma relação entre os saldos dos empréstimos e variáveis econômicas nos municípios. A idéia é a mesma da seção anterior, ou seja, investigar se os municípios mais pobres da região Norte conseguem mais créditos do FNO do que os municípios mais ricos.

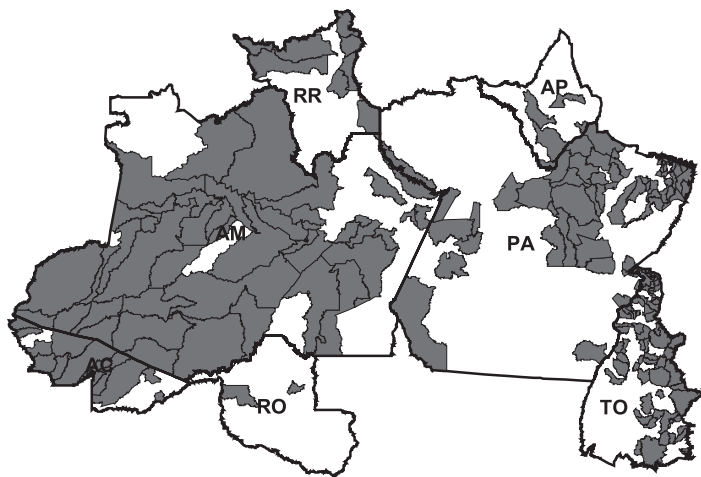
As duas figuras a seguir identificam os municípios na área de atuação do FNO com menor IDH-M (inferior a 0,663) e os municípios com maior saldo do FNO *per capita* (superior a R\$ 486),<sup>12</sup> totalizando 199 municípios de um total de 449 municípios na região Norte. Caso os empréstimos do FNO fossem

12. O critério para estabelecer o valor de corte foi a média do IDH-M para o grupo de municípios da região Norte: 0,633. Como existem 199 municípios abaixo desta média, calcula-se o valor do saldo *per capita* do FNO no qual se teria um grupo equivalente de 199 municípios acima desse valor.

prioritariamente dirigidos para aquelas áreas de menor IDH-M, essas duas figuras deveriam ser iguais, *i.e.*, a área marcada da figura 6 deveria ser idêntica àquela marcada da figura 7. No entanto, não é isso que ocorre.

Pode-se observar nas figuras a seguir, principalmente para os estados do Amazonas e Pará, que as áreas com maior saldo de empréstimo do FNO não coincidem com aquelas áreas de menor IDH-M. Na verdade, dos 199 municípios na área de atuação do FNO com IDH-M inferior a 0,633, apenas 65 desses municípios (33%) estão também entre aqueles que receberam mais de R\$ 486 *per capita* de empréstimo do FNO até dezembro de 2004. Ou seja, historicamente, a maior parte dos empréstimos do FNO não foram alocados para aqueles municípios de menor IDH-M, o que sugere que as liberações de recursos devem responder à demanda por financiamento naqueles municípios onde já existe dinamismo econômico. Isso é particularmente fácil de ser observado nas figuras para os estados do Pará, Amazonas e Roraima. Esse é exatamente o mesmo resultado que encontrado para as liberações de recursos do FNE.

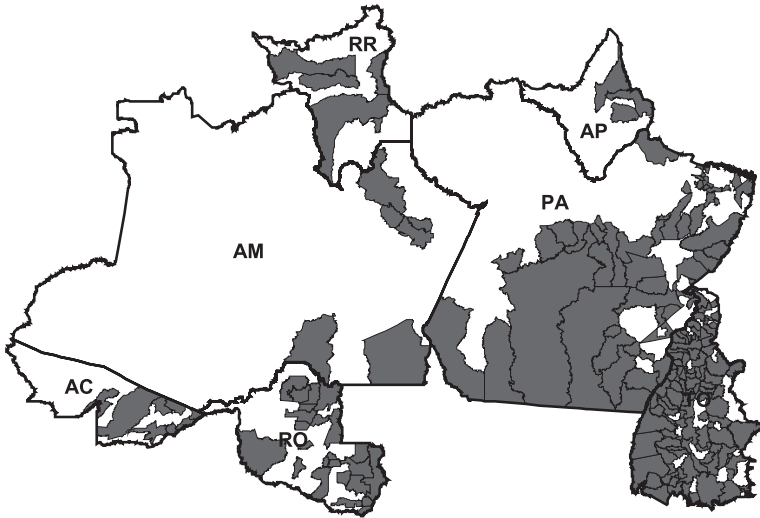
FIGURA 6  
**Municípios com IDH-M (2000) inferior a 0,663**  
(199 municípios)



Fontes: Ministério da Integração Nacional e Atlas do Desenvolvimento Humano.

Dado que a maior parcela dos recursos dos fundos é alocado para municípios de maior IDH-M, tem-se para o FNO o mesmo paradoxo identificado para o caso do FNE: os recursos do fundo podem contribuir para aumentar o dinamismo econômico da região ao mesmo tempo em que pode estar ocasionando o crescimento das desigualdades intra-regionais.

FIGURA 7  
**Municípios com saldo do FNO superior a R\$ 486 (2004)**  
 (199 municípios)



Fonte: Ministério da Integração Nacional.

### 3.2 Saldo de empréstimos do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte: municípios que mais receberam recursos

A tabela 6 mostra por faixa de IDH-M o número de municípios na área de atuação do FNO e o número de municípios cujo saldo *per capita* em dezembro de 2004 era superior a R\$ 1.500. Cerca de 15% dos municípios da área de atuação do FNO tinha saldo *per capita* superior a esse valor no final de 2004 e desses municípios o maior número absoluto está naquelas áreas de IDH-M médio (acima de 0,663 e menor que 0,693). Comparando com o FNE, um maior número absoluto e relativo de municípios na região Norte tem saldo *per capita* superior a R\$ 1.500 e, nesse grupo, os municípios que predominam são aqueles de IDH-M médio e alto. Isso sugere, conforme já se havia alertado, que os empréstimos dos fundos constitucionais parecem responder mais à demanda do que ao objetivo de redução das desigualdades intra-regional.

Quando são cruzados os dados de empréstimo do FNO *per capita* com dados de renda *per capita* ou IDH-M para o grupo de 67 municípios com saldo *per capita* acima de R\$ 1.500, não é possível encontrar nenhuma relação, já que os índices de correlação ( $R^2$ ) são inferiores a 2% em ambos os casos.

Em relação à comparação do saldo total com o saldo *per capita* é importante não confundir os municípios que mais receberam recursos *per capita* com aqueles que mais receberam recursos absolutos do FNO. Os municípios que mais



receberam recursos *per capita* são, geralmente, municípios de população pequena. Apenas quatro do total de 67 municípios desse grupo têm uma população superior a 20 mil habitantes, sendo o maior município o de Paragominas, no Pará. No total, a população dos municípios com saldo *per capita* dos empréstimos do FNO superior a R\$ 1.500 é de apenas 598 mil habitantes, enquanto a população dos demais municípios na área de atuação do FNO é de doze milhões de habitantes.

TABELA 6

**Número de municípios com saldo *per capita* de empréstimo do FNO acima de R\$ 1.500 por faixa de IDH**

IDH	Municípios com saldo FNO <i>per capita</i> > R\$ 1.500 (a)	Municípios na área de atuação do FNO (b)	a/b (%)
0,475-0,633	10	117	9%
0,633-0,693	36	195	18%
0,693-0,806	21	137	15%
<b>Total</b>	<b>67</b>	<b>449</b>	<b>15%</b>

Fontes: Ministério da Integração Nacional e Ipeadata.

Quanto aos municípios que tinham saldo total superior a R\$ 50 milhões em 2004, esses são na sua maioria municípios populosos, totalizando 5,6 milhões de habitantes em um grupo de apenas 26 municípios, incluindo seis das sete capitais dos estados da região Norte. Esses 26 municípios responderam por R\$ 2,6 bilhões (42%) do total de R\$ 6 bilhões emprestados até dezembro de 2004 pelo FNO e são municípios com IDH-M elevado (acima de 0,69).

Um ponto importante a ser destacado é que semelhante ao FNE, no qual 20% dos municípios com saldo *per capita* superior a R\$ 1.500 estão também entre aqueles com saldo maior do que R\$ 50 milhões, o mesmo ocorre no caso do FNO. Cinco municípios de um total de 26 – Paragominas (PA), Miracema do Tocantins (TO), Altamira (PA), São Felix do Xingu (PA) e Bonfim (RR) – estão entre aqueles com maior saldo *per capita* e também com maior saldo total (acima de R\$ 50 milhões).

Em resumo, não é possível estabelecer uma relação clara entre os saldos dos empréstimos *per capita* com a renda *per capita* ou com o IDH-M. Em relação aos saldos totais, os 26 municípios com saldo total acima de R\$ 50 milhões são normalmente municípios populosos (apenas três desses municípios têm uma população inferior a 40 mil habitantes) e cinco desses municípios estão também entre aqueles de maior saldo *per capita*.

### 3.3 Taxa de inadimplência do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte

O FNO teve uma taxa de inadimplência (saldo das operações em atraso em relação ao saldo total) de 22,8% no final de dezembro de 2004, basicamente a

metade da taxa de inadimplência do FNE. Da mesma forma que o FNE, a taxa de inadimplência do FNO mostra uma forte queda quando se separa do total das operações de empréstimos as operações de risco compartilhado, que corresponde àquelas operações efetuadas a partir de 1998. Para essas operações de risco compartilhado, a taxa de inadimplência do FNO se reduz para 7,8% (R\$ 259 milhões em atraso), enquanto para as operações de empréstimo anterior a 1998, de risco não compartilhado, a taxa de inadimplência alcança 41% (R\$ 1,14 bilhão).

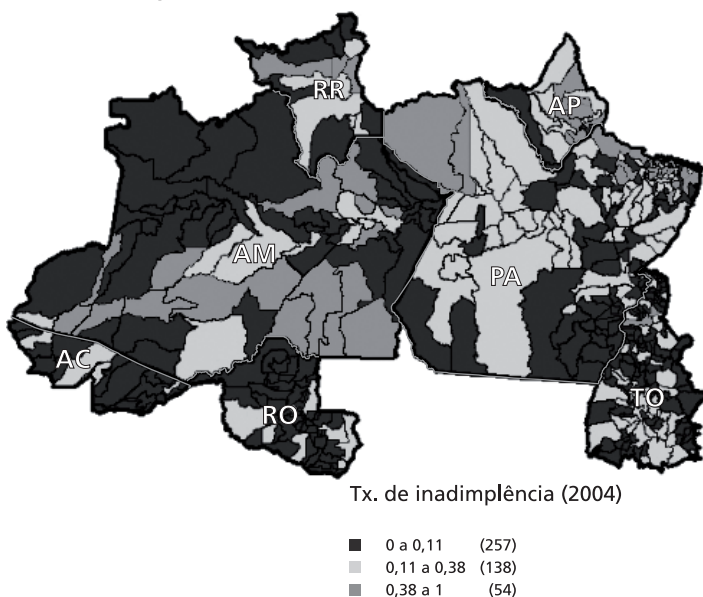
Da mesma forma que o FNE, não é claro por que a taxa de inadimplência do FNO é tão elevada para os empréstimos concedidos antes de 1998. Na verdade, antes de 1998 o risco do crédito dos empréstimos dos fundos constitucionais era de responsabilidade integral do Banco da Amazônia, o que significa que este banco deveria ter sido mais e não menos rigoroso na análise de risco de crédito e concessão de empréstimos. Assim, o mesmo problema que se tem na análise do FNE – o de entender como, sob uma legislação teoricamente mais rígida, a taxa de inadimplência foi mais elevada – aparece também no caso do FNO.

Um ponto adicional a ser investigado refere-se a possível relação entre a taxa de inadimplência com o saldo dos empréstimos *per capita*, saldos totais, saldo médio dos empréstimos, renda *per capita* e IDH-M. Em relação ao comportamento da taxa de inadimplência e do saldo dos empréstimos *per capita*, não é possível identificar uma relação clara entre essas variáveis, o mesmo valendo para a relação da taxa de inadimplência com o saldo médio dos empréstimos, saldo total dos empréstimos e renda *per capita*. No entanto, quando se adota um controle mais rigoroso, por meio do uso de métodos econométricos, encontra-se uma relação positiva entre saldo dos empréstimos *per capita* e taxa de inadimplência.

Ao contrário do caso do FNE, pode-se inferir algumas conclusões mais claras sobre a distribuição espacial da taxa de inadimplência por município. Primeiro, conforme pode-se observar no mapa da região Norte a seguir, mais da metade dos municípios (257 municípios) na área de atuação do FNO tem uma taxa de inadimplência inferior a 11%. Assim, em relação ao FNE, além de taxas menores, o perfil de distribuição das taxas de inadimplência na região Norte é melhor do que aquele para área de atuação do FNE, onde mais da metade dos municípios têm uma taxa de inadimplência superior a 19%.

Conforme pode-se observar na figura anterior, os estados do Acre e Rondônia não têm nenhum município com taxa de inadimplência superior a 38%. As capitais desses estados, inclusive, mostram uma taxa de inadimplência bem inferior àquela das demais capitais: Rio Branco (AC) tinha uma taxa de inadimplência de 6% e Porto Velho (RO) de 8% em dezembro de 2004, ante uma taxa de inadimplência de 33% para o conjunto das capitais dos estados da região Norte.

FIGURA 8  
Taxa de inadimplência FNO (2004)



Fonte: Ministério da Integração Nacional.

TABELA 7  
Indicadores de empréstimo e inadimplência do FNO  
nas capitais dos estados do Norte (2004)

	Saldo total (R\$)	Saldo <i>per capita</i>	Saldo médio	Tx. inadimplência
Belém (PA)	273.763.243,00	213,77	641.131,72	35
Manaus (AM)	256.742.985,00	182,63	380.924,31	17
Macapá (AP)	108.991.618,00	384,71	167.421,84	77
Boa Vista (RR)	78.333.500,00	390,56	227.053,62	66
Rio Branco (AC)	66.247.137,00	261,79	36.988,91	6
Porto Velho (RO)	57.523.288,00	171,89	22.149,90	8
Palmas (TO)	46.286.410,00	336,98	73.939,95	13

Fonte: Ministério da Integração Nacional.

Constata-se também que a taxa de inadimplência é maior para o grupo de municípios com saldo do FNO maior que R\$ 50 milhões. Esse grupo de municípios (26 municípios) tem uma taxa de inadimplência conjunta de 30%, enquanto os demais (423 municípios) da área de atuação do FNO apresentam uma inadimplência conjunta de 18% para um saldo de crédito 36% maior. Os 26 municípios que tinham mais de R\$ 50 milhões de saldo do FNO em 2004 receberam em conjunto R\$ 2,6 bilhões e têm R\$ 768 milhões de créditos em atraso. Os demais municípios receberam R\$ 3,5 bilhões do FNO e têm R\$ 625 milhões de créditos em atraso. Esse resultado se assemelha ao encontrado para o FNE.

Por fim, uma característica que se destaca na figura da inadimplência anterior e que não ocorre para o FNE é uma distribuição espacial mais homogênea de municípios com taxas de inadimplência maiores (área vermelha da figura). Os municípios com taxa de inadimplência igual ou superior a 38% formam *clusters* de municípios bem definidos nas regiões sul e nordeste do estado do Amazonas; na região central de Roraima; e na parte nordeste do Amapá e Pará.

Em resumo, com exceção do fato de a inadimplência ser maior para o grupo de municípios com maior saldo de empréstimos do FNO (saldo individual dos municípios acima de R\$ 50 milhões), não foi possível estabelecer uma relação clara entre taxa de inadimplência e algumas variáveis econômicas apenas pelo uso de estatística descritiva.

Na subseção seguinte será explorado em um modelo econométrico simples se é possível tecer alguns comentários mais conclusivos sobre a relação dos saldos *per capita* do FNO, renda *per capita* dos municípios e taxa de inadimplência.

### 3.4 Avaliação estatística do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte

Nesta seção será feita uma avaliação estatística do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) por meio da equação 2, a fim de se captar uma correlação entre os saldos dos empréstimos do FNO (*per capita*) por município, os efeitos idiossincráticos dos municípios de cada estado, a taxa de inadimplência e a renda *per capita* desses municípios. Para isso, será estimada a equação 2 via método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Na equação 2,  $FNO_{pc}$  é o saldo *per capita* dos empréstimos do FNO em dezembro de 2004, em cada um dos municípios pertencentes à área de atuação do FNO. Com o intuito de captar os efeitos idiossincráticos dos municípios localizados em cada um dos estados na área de atuação do FNO, serão utilizadas seis variáveis *dummies* para representar os municípios do Rondônia (RO), Acre (AC), Amazonas (AM), Roraima (RR), Amapá (AP) e Tocantins (TO). Diante desse procedimento, é válido esclarecer que, em virtude de problemas de multicolinearidade perfeita na estimação, é necessário excluir os municípios de algum estado para que se possa estimar a equação 2. Serão excluídos, pois, os municípios do estado do Pará. Assim, os efeitos relativos aos municípios do estado do Pará são captados pelo termo constante da equação 2. Desse modo, os coeficientes das *dummies* desses outros estados têm como referência os municípios do estado do Pará.

Por que foram escolhidos os municípios do estado do Pará como referência? Há alguns pesquisadores que acreditam existir alguma vantagem (maior volume de empréstimos), na distribuição dos empréstimos do FNO, para as empresas localizadas nos municípios paraenses, localizados no mesmo estado em que se encontra a sede do Banco da Amazônia, responsável pela concessão de empréstimos do FNO.

Na análise da equação 2, ao se controlar pela renda *per capita* e pela taxa de inadimplência, verifica-se que a crença desses pesquisadores pode ser refutada, pois o coeficiente do termo constante, que capta os efeitos dos municípios localizados no Pará, não foi significativo. Somente os coeficientes das variáveis *dummies* dos estados Amazonas e Tocantins foram significativos. O coeficiente da variável *dummy* do estado do Amazonas foi negativo, mostrando, assim, que os municípios desse estado receberam, em média, em termos *per capita*, aproximadamente R\$ 390 a menos do que a média recebida pelos demais municípios abrangidos pelo FNO. Por sua vez, o coeficiente da variável *dummy* do estado de Tocantins foi positivo, mostrando, assim, que os municípios desse estado receberam, em média, em termos *per capita*, aproximadamente R\$ 985 a mais do que a média recebida pelos demais municípios abrangidos pelo FNO.

Equação 2

$$\begin{aligned}
 \text{FNO}pc_i = & 190,9 + 78,6*RO_i + 338,3*AC_i - 389,6*AM_i + 96,9*RR_i - 337,5*AP_i + 984,6*TO_i + \\
 & (1,4) \quad (0,5) \quad (1,5) \quad (-2,6) \quad (0,3) \quad (-1,1) \quad (8,1) \\
 & + 2,7*RENDApc91_i + 489,6*TXINAD_i \\
 & (2,6) \quad (1,9) \\
 R^2 = & 0,20
 \end{aligned}$$

Obs.: Entre parênteses, os valores da estatística *t-student*. Em um nível de 95% de confiança, foram considerados significativos os coeficientes com a estatística *t-student* igual ou maior do que 1,9.

As outras variáveis evidenciadas na equação (2) são *RENDApc91* e *TXINAD*, respectivamente, a renda *per capita* em 1991 e a taxa de inadimplência dos empréstimos. Ao analisar o coeficiente da renda *per capita* em 1991, observa-se se os empréstimos foram concedidos para os municípios mais pobres (ricos) em 1991. Por essa estimativa, o coeficiente da *RENDApc91* foi significativo e positivo, mostrando que existe uma relação positiva entre nível de renda e empréstimos obtidos pelos municípios abrangidos pela área de atuação do FNO. Ou seja, os municípios de maior renda *per capita* são os mesmos onde estão presentes as empresas que receberam mais recursos do FNO pelo critério *per capita*.

Por sua vez, a taxa de inadimplência visa a captar a relação entre os municípios que mais absorveram recursos do FNO com a menor (maior) taxa de inadimplência. Verifica-se, pois, uma relação positiva e significativa, *i.e.*, em média, as empresas localizadas nos municípios que mais captaram recursos do FNO, em termos *per capita*, foram aquelas que apresentaram uma maior taxa de inadimplência. Do ponto de vista econômico, isso gera indícios de *moral hazard* na relação entre os tomadores de empréstimos (agente) e o Banco da Amazônia (principal). Em outras palavras, no período em análise, considerando que o Basa não consegue perceber todas as ações dos tomadores de empréstimos, parece não ter existido um mecanismo que forçasse esses tomadores a revelarem suas ações

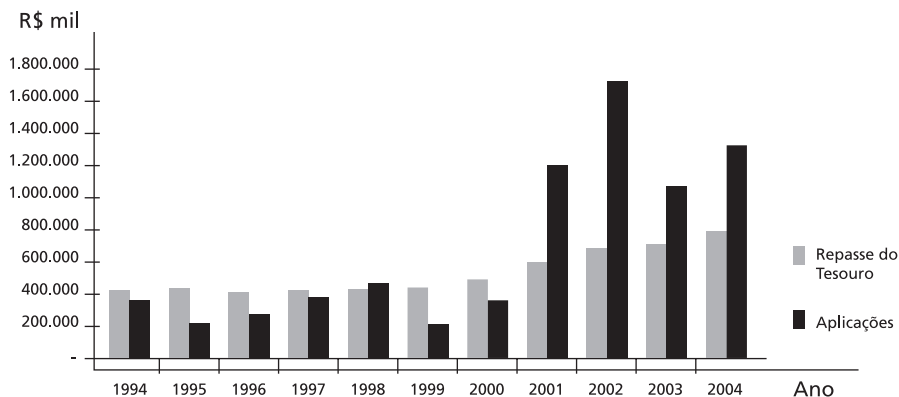
no momento anterior à percepção de crédito, de modo que foi captada uma propensão de pagadores inadimplentes a tomarem mais empréstimo do Basa. Em suma, parece haver espaço para uma melhoria na análise de risco dos empréstimos concedidos pelo Basa.

#### 4 FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO CENTRO-OESTE

O Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) tem por objetivo contribuir para o desenvolvimento econômico e social da região Centro-Oeste, mediante a execução de programas de financiamento às atividades produtivas dos setores agropecuário, industrial, agroindustrial, mineral, infra-estrutura, de turismo, comércio e serviços. Esse fundo é operacionalizado pelo Banco do Brasil (BB), tendo como área de atuação os estados da região Centro-Oeste (Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás) mais o Distrito Federal, abrangendo 463 municípios.

GRÁFICO 5

Repasses anuais do Tesouro Nacional e aplicações do FCO (1994-2004)



Fonte: Ministério da Integração Nacional.

O FCO tem disponibilidade de recursos semelhante ao FNO, já que esses dois fundos recebem cada um o equivalente a 0,6% da arrecadação conjunta do Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI). Da mesma forma que os demais fundos constitucionais, mas em proporção menor, o FCO não empresta todos os recursos anuais disponíveis para empréstimo. Em 2004, por exemplo, o FCO tinha uma disponibilidade de recursos da ordem de R\$ 1,58 bilhão, tendo emprestado R\$ 1,17 bilhão – equivalente a 74% dos recursos efetivamente disponíveis para serem emprestados. Para o ano de 2005, o FCO conta com R\$ 1,8 bilhão de recursos disponíveis para empréstimos.

Da mesma forma feita nas seções anteriores, será analisado o saldo dos empréstimos do FCO utilizando vários critérios e cruzando os dados de empréstimos

com dados municipais censitários. O objetivo desse cruzamento de dados é investigar se os recursos do FCO se direcionam, prioritariamente, para aqueles municípios menos desenvolvidos.

#### 4.1 Distribuição espacial dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste

A tabela 9 mostra alguns indicadores básicos do FCO para os estados da região Centro-Oeste e Distrito Federal. Pode-se ver de imediato que o maior percentual (38%) dos recursos liberados pelo FCO até dezembro de 2004 foi para o estado de Goiás. Esse dado já era até certo ponto esperado, já que Goiás concentra 43% da população residente da região Centro-Oeste. Quando se observa o saldo dos empréstimos *per capita*, pode-se constatar que é o estado de Mato Grosso aquele que mais recebe recursos, com um saldo *per capita* 72% maior do que Goiás, que é o estado de menor PIB *per capita* da região. No entanto, como o estado do Mato Grosso era aquele de menor IDH-M no início dos anos 1990, os recursos do FCO deveriam ter sido direcionados prioritariamente para este estado como de fato o foram.

TABELA 8

##### Saldo FCO e PIB *per capita* dos estados da região Centro-Oeste e Distrito Federal

Estado	População (2000)	Saldo FCO - R\$ 2003	Saldo FCO <i>per capita</i> (2004)	PIB <i>per capita</i> 1990 (R\$ 2000)	IDH-M 1991
Distrito Federal	2.051.146	349.478.000	170,38	13.823,13	0,799
Goiás	5.003.228	2.037.108.000	407,16	5.002,82	0,700
Mato Grosso do Sul	2.078.001	1.257.614.000	605,20	5.991,75	0,716
Mato Grosso	2.504.353	1.755.059.000	700,80	5.722,00	0,685
<b>Total</b>	<b>11.636.728</b>	<b>5.399.259.000</b>	<b>463,98</b>		

Fontes: Ministério da Integração Nacional, Censo 2000 e IBGE.

Dado o número pequeno de estados na área de atuação do FCO, não será feita nesta seção os gráficos de correlação de saldo *per capita* com PIB *per capita* e com IDH-M. Pode-se observar diretamente na tabela anterior que o saldo *per capita* do FCO é menor para o Distrito Federal, o qual possui o maior PIB *per capita* e maior IDH-M da região, e maior para o estado de Mato Grosso que, como já citado, era o estado de menor desenvolvimento no início dos anos 1990 quando os fundos constitucionais de financiamento começaram a funcionar.

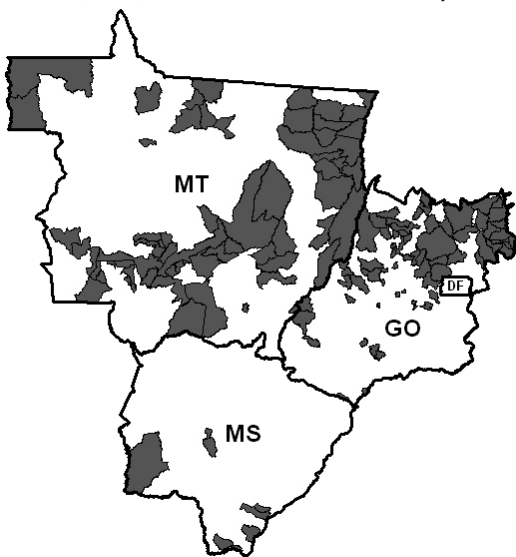
Assim, do ponto de vista de alocação de recursos do FCO por estado, não há distorções da forma que ocorre com o FNE e FNO. No caso do FNE, por exemplo, Alagoas é um estado de baixo IDH-M e com baixo saldo do FNE *per capita* quando comparado aos demais estados da região. No caso do FNO, há o caso do Acre que é um dos estados de menor IDH-M da região Norte e que tem um baixo saldo do FNO *per capita* quando comparado aos estados do Pará, Rondônia e Roraima.

Por fim, ao contrário do FNO e FNE, onde as áreas de plantação de soja aparecem com destaque na alocação de recursos, este fator perde importância no caso da região Centro-Oeste, já que essa atividade econômica é importante e predomina em todos os estados da região.

Da mesma forma feita nas seções anteriores, agora se tentará identificar relações entre as liberações de recursos por município com indicadores econômicos e sociais. A idéia é investigar se os municípios mais pobres da região Centro-Oeste conseguem mais créditos do FCO do que os municípios mais ricos. Como a região Centro-Oeste é uma das regiões do Brasil que mais cresceu ao longo dos anos 1990, serão comparados os dados de empréstimo do FCO de dezembro de 2004 com dados do Censo de 1991, quando os fundos constitucionais estavam na sua fase inicial, pois os critérios de alocação de recursos com a finalidade de promover o desenvolvimento regional e intra-regional deveriam seguir os indicadores do início da década anterior.

As duas figuras a seguir identificam os municípios na área de atuação do FCO com menor IDH-M em 1991 (inferior a 0,627) e os municípios com maior saldo do FCO *per capita* em 2004 (superior a R\$ 1.266),<sup>13</sup> totalizando 134 municípios de um total de 463 municípios na área de atuação do FCO.

FIGURA 9  
Municípios com IDH-M (1991) inferior a 0,627 – 134 municípios

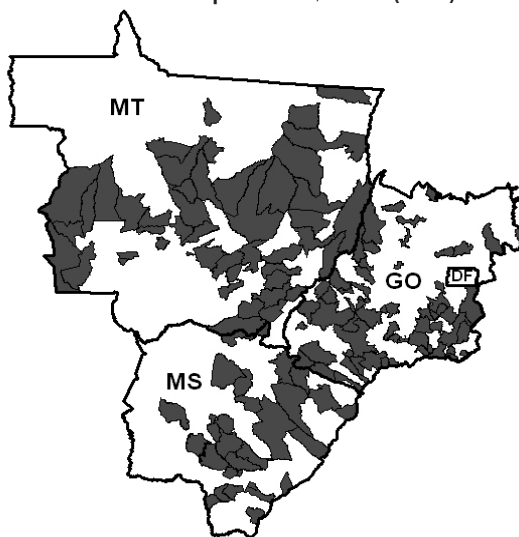


Fontes: Ministério da Integração Nacional e Atlas do Desenvolvimento Humano.

13. O critério para estabelecer o valor de corte foi a média do IDH-M para o grupo de municípios da região Centro-Oeste: 0,627. Como existem 134 municípios abaixo dessa média, calculou-se o valor do saldo *per capita* do FCO no qual se tem um grupo equivalente de 134 municípios acima desse valor.



FIGURA 10

**Municípios com saldo do FCO superior a R\$ 1.266 (2004) – 134 municípios**

Fontes: Ministério da Integração Nacional e Atlas do Desenvolvimento Humano.

Caso os empréstimos do FCO fossem prioritariamente dirigidos para aquelas áreas de menor IDH-M, essas duas figuras deveriam ser iguais, *i.e.* a área marcada da figura 10 deveria ser idêntica àquela marcada da figura 11. No entanto, não é isso que ocorre.

Pode-se observar nas figuras anteriores que as áreas com maior saldo de empréstimo do FCO não coincidem com aquelas áreas de menor IDH-M. Essa diferença fica mais clara para o estado de Goiás, que tem sua área mais pobre no nordeste do estado, enquanto os municípios com maior saldo de empréstimos *per capita* agrupam-se na região sul e oeste do estado. Na verdade, dos 134 municípios na área de atuação do FCO com IDH-M inferior a 0,627, apenas 29 (22%) estão também entre aqueles que receberam mais de R\$ 1.266 *per capita* de empréstimo do FCO até dezembro de 2004. Isso significa que a maior parte dos empréstimos do FCO não foram alocados para aqueles municípios que tinham menor IDH-M em 1991, o que sugere que as liberações de recursos deste fundo, como os demais, respondem à demanda por financiamento naqueles municípios onde já há dinamismo econômico.

#### 4.2 Saldo de empréstimos do FCO: municípios que mais receberam recursos

A tabela 9 mostra, por faixa de IDH-M, o número de municípios na área de atuação do FCO e o número de municípios cujo saldo *per capita* em dezembro de 2004 era superior a R\$ 1.500. Cerca de 22% dos municípios da área de atuação

do FCO tinham saldo *per capita* superior a esse valor no final de 2004 e desses municípios o maior número absoluto e relativo está naqueles de IDH-M alto (acima de 0,688). Comparando com o FNE e FNO, um maior número absoluto e relativo de municípios na região Centro-Oeste tem saldo *per capita* superior a R\$ 1.500. Isso sugere, como nos outros fundos, que os empréstimos do FCO parecem responder mais à demanda do que ao objetivo de redução das desigualdades intra-regional.

TABELA 9

**Número de municípios com saldo *per capita* de empréstimo do FCO acima de R\$ 1.500 por faixa de IDH**

IDH	Municípios com saldo FCO <i>per capita</i> > R\$ 1.500 (a)	Municípios na área de atuação do FCO (b)	a/b (%)
0,50-0,627	18	134	13%
0,627-0,688	52	240	22%
0,688-0,80	31	89	35%
<b>Total</b>	<b>101</b>	<b>463</b>	<b>22%</b>

Fontes: Ministério da Integração Nacional e Ipeadata.

Quando se cruzam os dados de empréstimo do FCO *per capita* com dados de renda IDH-M para o grupo de 101 municípios com saldo *per capita* acima de R\$ 1.500, não é possível encontrar nenhuma relação. Em relação à renda *per capita*, existe uma relação levemente positiva com um índice de correlação ( $R^2$ ) de 5% entre renda *per capita* municipal e saldo *per capita* do FCO por município.

Em relação à comparação do saldo total com o saldo *per capita*, da mesma forma que nos outros dois fundos, os municípios com maior saldo *per capita* são municípios pouco populosos. Apenas dez dos 101 municípios com saldo *per capita* acima de R\$ 1.500 têm mais de 20 mil habitantes. No total, a população dos municípios com saldo *per capita* dos empréstimos do FCO superior a R\$ 1.500 é de 1,2 milhão de habitantes, enquanto a população dos demais municípios na área de atuação do FCO é de 10,4 milhões de habitantes.

No que concerne aos municípios que tinham saldo total superior a R\$ 50 milhões em 2004, esses são na sua maioria municípios populosos, totalizando seis milhões de habitantes em um grupo de apenas 31 municípios, incluindo as capitais dos estados e Brasília. Esses seis municípios responderam por R\$ 3,8 bilhões (46%) do total de R\$ 8,3 bilhões emprestados até dezembro de 2004 pelo FCO e são municípios com IDH-M elevado (acima de 0,75 pelo IDH-M 2000). Esse é exatamente o mesmo padrão encontrado para os municípios que mais recebem recursos do FNO.

Da mesma forma que nos demais fundos, parte dos municípios com maior saldo *per capita* estão também entre aqueles com saldo total superior a R\$ 50 milhões. No caso do FCO, essa intersecção é maior visto que envolve 50% dos municípios com saldo total superior a R\$ 50 milhões (16 dos 31 municípios).

Este índice é o maior entre os três fundos, o que reforça a percepção de que o FCO, mais do que o FNE e FNO, responde fortemente à demanda daqueles municípios mais desenvolvidos.

Em resumo, não é possível estabelecer uma relação clara entre os saldos dos empréstimos *per capita* com a renda *per capita* ou com o IDH-M baseado apenas em estatísticas descritivas. Em relação aos saldos totais, os 31 municípios com saldo total acima de R\$ 50 milhões são normalmente municípios populosos e 16 desses municípios estão também entre aqueles de maior saldo *per capita*.

### 4.3 Taxa de inadimplência do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste

O Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FNO) tem uma taxa de inadimplência (saldo das operações em atraso em relação ao saldo total) de apenas 3,1% (dezembro de 2004), o que o torna de longe o fundo constitucional de menor taxa de inadimplência. Uma primeira questão que surge quando se compara a taxa de inadimplência do FCO com a taxa do FNE (48,5%) e do FNO (22,8%) é entender o porquê dessa diferença. Uma hipótese para explicar essa diferença seria o fato do FCO ter como área de atuação a região do Brasil que tem sido uma das mais dinâmicas nos últimos dez anos e também o fato do Banco do Brasil dar baixa aos empréstimos em atraso, retirando essas operações da estatística de inadimplência (empréstimos em atraso/ empréstimos concedidos). Quando um banco demora em reconhecer como perda um empréstimo em atraso, essas operações aparecem na estatística de inadimplência utilizada ao longo deste trabalho.

Infelizmente, não há como aprofundar o estudo da questão da inadimplência como feito no caso do FNO e FNE, pois não foram fornecidos os dados de saldos dos empréstimos em atraso por município na área de atuação do FCO. O único ponto adicional que pode ser destacado baseado nos relatórios dos fundos constitucionais elaborados pelo Ministério da Integração Nacional é que as taxas de inadimplência do FCO são baixas para todos os estados do Centro-Oeste, sendo mais elevada para o Distrito Federal (8,3%), que é área de maior PIB *per capita* e maior IDH da região Centro-Oeste.

Da mesma forma feita para o FNE e FNO, na próxima seção será analisada a relação entre o saldo *per capita* do FCO por município e a renda *per capita*, por meio da mesma regressão simples utilizada nas seções anteriores.

### 4.4 Avaliação estatística do Fundo Constitucional do Centro-Oeste

Nesta seção, será por meio da equação 3, investigada a correlação entre os saldos dos empréstimos do FCO (*per capita*) por município, os efeitos idiossincráticos dos municípios de cada estado e a renda *per capita* desses municípios. Para isso,

foi estimada a equação 3 via método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Cabe mencionar que, ao contrário das análises efetuadas para o FNE e FNO, não foi inserida a taxa de inadimplência, em virtude do não fornecimento dessa variável pelo Banco do Brasil.

Na equação 3,  $FCO_{pc}$  é o saldo *per capita* dos empréstimos do FCO, em dezembro de 2004, em cada um dos municípios pertencentes à área de atuação do FCO. Com o intuito de captar os efeitos idiossincráticos do Distrito Federal e dos municípios localizados em cada um dos estados na área de atuação do FCO, foram utilizadas três variáveis *dummies* para representar o Distrito Federal (DF) e os municípios do Mato Grosso do Sul (MS) e Mato Grosso (MT). Diante desse procedimento, é válido esclarecer que, em virtude de problemas de multicolinearidade perfeita na estimação, é necessário excluir os municípios de algum estado para que se possa estimar a equação 3. Foram excluídos, pois, os municípios do estado de Goiás. Assim, os efeitos relativos aos municípios do estado de Goiás são captados pelo termo constante da equação 3. Desse modo, os coeficientes das *dummies* do Distrito Federal e dos outros estados têm como referência os municípios do estado de Goiás. Nesse caso, a escolha de Goiás não seguiu nenhuma hipótese pré-estabelecida.

Na análise da equação 3, ao se controlar pela renda *per capita*, verifica-se que o coeficiente do termo constante, representante dos municípios do estado de Goiás, foi significativo e positivo, evidenciado que esses municípios receberam, em média, R\$ 360. Por sua vez, o coeficiente da variável *dummy* dos municípios do Mato Grosso foi significativo e positivo, mostrando que os municípios desse estado receberam, em média, R\$ 255 *per capita* a mais do que os municípios de Goiás. Ademais, em virtude de não serem significativos os coeficientes das *dummies* do Distrito Federal e dos municípios do Mato Grosso do Sul, afirma-se que, em média, seus respectivos recebimentos de FCO *per capita* se igualam aos recebimentos dos municípios do estado de Goiás.

#### Equação 3

$$FCO_{pc} = 360,1 + 208,8*MS_i + 255,6*MT_i - 2089,6*DF_i + 4,2*RENDAPc91_i$$

(2,0)    (1,3)        (1,9)        (-1,7)        (3,8)

$$R^2 = 0,05$$

Obs.: Entre parênteses, os valores da estatística *t-student*. Em um nível de 95% de confiança, foram considerados significativos os coeficientes com a estatística *t-student* igual ou maior do que 1,9.

A outra variável evidenciada na equação 3 é a  $RENDAPc91$ , renda *per capita* em 1991. Ao se analisar o coeficiente da renda *per capita* em 1991, observa-se se os empréstimos foram concedidos para os municípios mais pobres (ricos) em 1991. Nessa estimativa, o coeficiente da  $RENDAPc91$  foi significativo e positivo,

mostrando que existe uma relação positiva entre nível de renda e empréstimos obtidos pelos municípios abrangidos pela área de atuação do FCO, ou seja, na área de atuação do FCO, em termos *per capita*, as empresas localizadas nos municípios com maior nível de renda foram as que mais receberam recursos do FCO.

## 5 CONCLUSÃO

Ao longo deste artigo analisou-se o comportamento dos três fundos constitucionais de financiamento (FNE, FNO e FCO) com a finalidade de destacar alguns fatos estilizados. Dentre as principais conclusões, destacam-se as seguintes:

- 1) *Excesso de oferta*: nos últimos anos tem predominado uma situação de excesso de oferta nos fundos constitucionais de financiamento, apesar de nos últimos dois anos os bancos (BNB, Basa e Banco do Brasil) terem sido mais eficientes na liberação de recursos. O banco com o maior volume de recursos disponíveis e não aplicado é o BNB. Para 2005, o volume de recursos disponíveis para empréstimos nos três fundos foi de R\$ 7,7 bilhões, mais do que o dobro do repasse anual programado pelo Tesouro Nacional.
- 2) *Empréstimos por município*: mais da metade (2.864) dos municípios do Brasil estão na área de atuação de um dos três fundos constitucionais de financiamento, sendo 1.952 na área do FNE, 449 na área do FNO e 463 na área do FCO. Identificou-se que os recursos dos fundos constitucionais de financiamento não se direcionam prioritariamente para os municípios de menor IDH-M ou de menor renda *per capita*. Isso indica que os empréstimos dos fundos constitucionais de financiamento parecem responder à demanda daqueles municípios que já possuem algum dinamismo econômico.
- 3) *Municípios de menor IDH-M e saldo per capita*: quando se cruza os municípios de maior saldo *per capita* com aqueles de menor IDH-M, apenas 34% dos municípios na área de atuação do FNO e FNE obedecem a esse critério e, no caso do FCO, apenas 22% dos municípios de menor IDH-M estão também entre aqueles de maior saldo *per capita*. Dado que o objetivo constitucional desses fundos é reduzir as desigualdades regionais, este objetivo pode estar sendo alcançado pelo direcionamento dos empréstimos para aquelas áreas mais dinâmicas da cada região, o que pode estar contribuindo para a redução das desigualdades inter-regionais à custa do aumento das desigualdades intra-regional.
- 4) *Empréstimos per capita por município*: do total de municípios com saldo de empréstimos *per capita* superior a R\$ 1.500,58 de eles estão na área de atuação do FNE, 67 na área de atuação do FNO e 101 na área de atuação do FCO. Isso

indica que um número maior de municípios na área de atuação do FCO tem empréstimos mais elevados do que nas regiões Norte e Nordeste.

- 5) *Empréstimos por estado*: não foi possível identificar uma relação clara entre o saldo dos empréstimos *per capita* e o nível de desenvolvimento dos estados (mensurado pelo IDH-M ou PIB *per capita*). No caso do FNE, por exemplo, os dois estados com maior saldo de empréstimo *per capita* são Piauí e Minas Gerais, enquanto um dos estados mais pobres da região, Alagoas, está entre aqueles de menor saldo *per capita*. O mesmo acontece com o FNO, no qual o estado do Acre, que é um dos estados mais pobres da região, tem um dos menores saldos de empréstimo *per capita*.
- 6) *Taxa de inadimplência*: não foi possível identificar nenhuma relação clara entre saldo *per capita* dos fundos constitucionais de financiamento (FNE, FCO e FNO) e taxas de inadimplência pelo uso de estatísticas descritivas. No entanto, quando foram feitas regressões para o FNE e FNO, foi encontrada uma relação positiva entre o saldo dos empréstimos *per capita* e a taxa de inadimplência. Esse resultado deve ser interpretado com cautela, já que a taxa de inadimplência é sensível à data de concessão dos empréstimos. Aqueles estados ou municípios cujos saldos dos empréstimos em 2004 resultaram na sua maior parte de empréstimos concedidos pós-2001 tendem naturalmente a ter uma taxa de inadimplência menor do que aqueles nos quais o saldo atual decorre, principalmente, de empréstimos anteriores a 2001. Isso indica que as quedas nas taxas de inadimplências verificadas nos empréstimos do FNE e FNO pós-1998 podem estar associadas não a uma melhora definitiva nos critérios de concessão dos empréstimos, mas, sim, ao fato dos empréstimos mais recentes ainda estarem no seu período de carência.
- 7) *Critério geográfico versus critério do porte das empresas*: é importante destacar que o critério de alocação dos recursos dos fundos constitucionais de financiamento apenas baseado no porte das empresas não tem sido suficiente para que os recursos sejam aplicados naquelas áreas menos desenvolvidas. Embora haja claramente uma prioridade nos empréstimos aos micro e pequenos produtores rurais, micro e pequenas empresas industriais, o crédito acaba sendo direcionado para os municípios que já são mais desenvolvidos. Dessa forma, os fundos constitucionais de financiamento terminam por reforçar a tendência de concentração dos investimentos privados nas áreas mais dinâmicas de cada região. Em resumo, existe espaço para melhorar a alocação geográfica dos fundos constitucionais de financiamento.

Em resumo, as conclusões deste trabalho não permitem uma avaliação mais definitiva do impacto econômico dos fundos constitucionais de financiamento.

Esta avaliação só é possível com os dados dos empréstimos dos fundos por empresa, permitindo um controle por setor e a utilização de técnicas estatísticas mais sofisticadas na formação dos grupos de empresas que tiveram acesso ao crédito e aquelas que não tiveram, mas que possuíam características semelhantes àquelas que tomaram empréstimos. Essa tarefa é empreendida em outro artigo.<sup>14</sup>

A conclusão mais robusta deste estudo é que os empréstimos dos fundos constitucionais de financiamento não se direcionam de forma prioritária para os estados mais pobres ou para os municípios mais pobres. Isso indica que os empréstimos dos fundos constitucionais de financiamento parecem responder fortemente à demanda de empresas em municípios que já contam com algum dinamismo econômico, o que implicaria um aumento da desigualdade intra-regional com impactos positivos para a redução das desigualdades inter-regionais; pois os empréstimos estariam sendo direcionados, sobretudo, para áreas de maior dinamismo econômico nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

Por fim, cabe destacar que não é objetivo explícito dos fundos constitucionais de financiamento priorizar a liberação de recursos para as áreas menos desenvolvidas das três regiões que formam sua área de atuação. Apenas recentemente isso parece ser uma preocupação na programação das aplicações dos fundos constitucionais de financiamento, com a atual gestão do Ministério da Integração Nacional, a qual incorpora a idéia do atual governo de que o combate às desigualdades regionais implica, também, no combate às desigualdades intra-regionais. No entanto, ainda é cedo para tecer conclusões sobre esse novo objetivo que apenas recentemente foi incorporado à política de aplicação dos fundos constitucionais de financiamento.

---

14. No artigo intitulado *Avaliação Econômica do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE)* presente neste livro.

## REFERÊNCIAS

ARAÚJO, T. B. Nordeste, nordestes: que nordeste? *In*: AFFONSO, R. B. A.; SILVA, P. L. B. (Orgs.). *Desigualdades regionais e desenvolvimento*. São Paulo: Fundap, Editora da Universidade Estadual Paulista, 1995.

GRUPO DE TRABALHO PARA O DESENVOLVIMENTO DO NORDESTE (GTDN). Uma política de desenvolvimento econômico para o Nordeste, 1959. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 28, n. 4, out./dez. 1991.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Censo Demográfico 1991*. Rio de Janeiro: IBGE, 1991.

\_\_\_\_\_. *Censo Demográfico 2000*. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.

IPEADATA. *Dados regionais*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.com.br>>. Acesso em: 25 de jan. 2005.

BRASIL. Ministério da Integração Nacional. *Programação de financiamento para o Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste*. Vários anos (a).

\_\_\_\_\_. *Programação de financiamento para o Fundo Constitucional de Financiamento do Norte*. Vários anos (b).

\_\_\_\_\_. *Programação de financiamento para o Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste*. Vários anos (c).

\_\_\_\_\_. *Sistema de informações gerenciais dos Fundos Constitucionais de Financiamento (FNE, FNO, FCO)*. Vários anos (d).

SANTANA, A. C. (Coord.). *O Fundo Constitucional de Financiamento do Norte e o desenvolvimento da Amazônia*. Belém-Pará: M & S Editora, 2002.

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



## INTERVENÇÃO ESTATAL E DESIGUALDADES REGIONAIS NO BRASIL: CONTRIBUIÇÕES AO DEBATE CONTEMPORÂNEO\*

Aristides Monteiro Neto\*\*

### RESUMO

O trabalho investiga as conexões entre a crise da intervenção estatal brasileira na última década e as desigualdades regionais. Para tal, uma análise do papel do Estado brasileiro nas últimas três décadas é empreendida com ênfase: *i)* no gasto em investimento das administrações públicas e das empresas estatais (nas três esferas de governo); e *ii)* na oferta de crédito do governo ao setor privado – BNDES, crédito rural, crédito habitacional e instrumentos de política regional (fundos constitucionais e fundos fiscais). Pretende-se, desse modo, evidenciar que a intervenção governamental para minorar as disparidades entre regiões tem perdido importância no sentido de atuar na definição de trajetórias de crescimento para as economias regionais. As taxas de expansão dos Produtos regionais entre 1990-2002 são, regra geral, menores que as verificadas sob a etapa desenvolvimentista de intervenção estatal e inferiores às da década de 1980 (a chamada “década perdida”). Explica-se, em parte, por meio dos mecanismos analisados, porque o processo de convergência dos PIBs *per capita* regionais perdeu ímpeto desde 1985.

### 1 INTRODUÇÃO

Em meados dos anos 1990, em meio à possibilidade de se efetivar um período sustentado de crescimento no país por conta da implementação do Plano Real (governo FHC), pesquisadores dos problemas regionais no Brasil viram, com base em investigação da dinâmica dos desequilíbrios regionais prevaletentes até então, que “nem concentração, nem contínua polarização” (DINIZ, 1993),

---

\* Este trabalho é tributário da discussão sobre o padrão de intervenção estatal na questão regional brasileira consolidada desde a década de 1990 desenvolvida em minha tese de doutoramento defendida no Instituto de Economia da Unicamp/SP, em dezembro de 2005, sob o título “Desenvolvimento regional em crise: políticas econômicas liberais e restrições à intervenção estatal no Brasil dos anos 90”.

\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea. E-mail: aristides.monteiro@ipea.gov.br.

“inflexão do processo de desconcentração” (CANO, 1995) e “esgotamento do processo de desconcentração” (GUIMARÃES NETO, 1997) eram os resultados mais factíveis para uma leitura dos dados disponíveis até aquele momento. Ambos os diagnósticos surgiam como muito desapontadores para muitos dos estudiosos e para formuladores de políticas públicas, pois indicavam que as disparidades regionais no Brasil tinham estacionado num nível ainda muito alto, em que pese a trajetória de descenso que se verificou entre 1970-1985.

Em meio à crise do paradigma de intervenção estatal na economia – característica marcante da etapa desenvolvimentista de crescimento da economia brasileira (1930-1989) – e em face das novas políticas macroeconômicas voltadas para ampliação da integração brasileira com os mercados mundiais baseadas em abertura da corrente de comércio (exportações e importações) e dos fluxos de capitais (investimentos diretos e capitais de curto prazo), as preocupações quanto às trajetórias possíveis de serem vislumbradas para as disparidades inter-regionais apontavam para a ampliação destas últimas.

Em início da década de 1990, os sinais de exaustão e crise das finanças públicas indicavam que a intervenção estatal não poderia ser conduzida nos mesmos moldes da fase desenvolvimentista de crescimento econômico: elevados investimentos governamentais em infra-estrutura econômica e social e instrumentalização dos gastos das empresas estatais para operar mudanças radicais nas estruturas produtivas e de emprego de várias regiões do país. Foi essa atuação decisiva do planejamento do gasto governamental que logrou, entre 1960 e 1985, um processo de desconcentração espacial das atividades produtivas no país, revertendo uma tendência histórica de concentração econômica na região Sudeste do país e mais particularmente no estado de São Paulo.

Ademais, deixada a questão da determinação da localização espacial do investimento exclusivamente aos interesses do setor empresarial privado, as expectativas confluíam para a consolidação de uma trajetória definitivamente concentracionista em termos regionais. Para integrar-se competitivamente na economia global, o sistema empresarial brasileiro precisaria reforçar sua posição no mercado interno racionalizando plantas (fechando filiais localizadas nas regiões periféricas), buscando obter ganhos de escala e de aglomeração que só o mercado da região mais desenvolvida poderia fornecer. Em suma, os processos de modernização produtiva e de ganhos tecnológicos necessários à integração aos mercados mundiais tenderiam a promover reconcentrações de plantas produtivas nas regiões Sudeste e Sul do país por conta, entre outros fatores, dos impulsos que o mercado criado pelo Mercosul viria a representar. Ou como sugeriu Diniz (1993), a concentração industrial está se reconfigurando na localização privilegiada da *área poligonal* formada pelas mais importantes áreas industriais relevantes (AIRs) do

país – a qual abarca as regiões Sudeste e Sul, indo da área metropolitana de Belo Horizonte (MG) até a área metropolitana de Porto Alegre (RS).<sup>1</sup>

Caminhando na contramão dessas tendências concentracionistas, a ampliação da fronteira agrícola – pelo crescimento da área plantada para a produção de grãos exportáveis (soja, arroz etc.) – em direção ao Centro-Oeste e ao Norte do país poderia atenuar esse processo de concentração que já se delineava mais claro para o setor industrial. No entanto, outros problemas se colocavam para a agropecuária nacional: as ligações diretas do comércio exterior das regiões com os mercados mundiais poderiam significar uma fragmentação do mercado interno nacional, pois voltadas crescentemente para o exterior, as regiões brasileiras passariam a reduzir – resultando em enfraquecimento – as inter-relações setoriais que se dão entre as regiões (compra e venda de máquinas e equipamentos e de insumos), comprometendo a organicidade do mercado interno arduamente construído desde a década de 1930 (PACHECO, 1998).

Finda a década de 1990, um balanço dos principais movimentos da política macroeconômica em vigência os quais visaram, ao seu modo, uma mudança no padrão de intervenção estatal com o intuito de promover uma retomada do crescimento da economia brasileira, pode ser tentado aqui. Em primeiro lugar pergunta-se: qual trajetória de desigualdade se consolidou entre as regiões no país? Adicionalmente questiona-se: quais os impactos da nova atuação (mais restringida) da esfera governamental no sentido de incentivar a localização produtiva no aspecto espacial e, por conseguinte, o desenvolvimento regional?

## 2 O QUADRO ATUAL DAS DISPARIDADES REGIONAIS

### 2.1 Mensurando as desigualdades (1947-2002)

A maioria dos historiadores econômicos concorda que, em termos mundiais, a divergência dos níveis de renda e produto *per capita* entre países somente se constituiu em problema de vulto a partir da consolidação do capitalismo industrial na Europa e, particularmente, com o advento da Revolução Industrial na Inglaterra (KALDOR, 1970; MADDISON, 1994 e 2001). A expansão do sistema de produção em fábricas tende naturalmente a se concentrar em áreas específicas de um território nacional de modo a obter ganhos de escala e de aglomeração. Esta tem sido uma regra geral no desenvolvimento econômico dos países, hoje desenvolvidos, na Europa, na América do Norte, no Japão e, também, nos países em desenvolvimento da América Latina e Ásia, bem como nos da África.

---

1. Essa área poligonal está definida pelos municípios de Belo Horizonte; Uberlândia; Londrina/Maringá; Porto Alegre; Florianópolis; São José dos Campos; Belo Horizonte. A hipótese central do trabalho de Diniz (1993) é a de que os estados de Minas Gerais, São Paulo (excluída a sua área metropolitana), Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul têm, conjuntamente, aumentado – ao invés de diminuir – sua participação na produção industrial nacional de 32% para 51% entre 1970 e 1990; assim, as perspectivas para o desenvolvimento das regiões periféricas (Norte e Nordeste) seriam, nesse cenário, pessimistas.

O Brasil não fugiu à regra. A expansão e consolidação do complexo agro-exportador da cafeicultura no estado de São Paulo desde fins do século XIX engendrou um processo de industrialização localizado, concentradamente, no município da capital de São Paulo, o qual viria a definir nas décadas posteriores o próprio crescimento do mercado interno nacional e também uma redefinição, em escala nacional, de que regiões ficariam com quais atividades produtivas. Com o parque industrial mais relevante – seja de bens de consumo não-duráveis, seja de bens duráveis e de bens de capital – tendendo a se concentrar na área metropolitana de São Paulo, as demais regiões do país perderam inicialmente posição relativa no contexto da produção econômica nacional.

Segundo Cano (1998), a participação relativa do estado de São Paulo no PIB industrial nacional avançou aceleradamente desde 1919 (com 31,5% do total) até 1970, quando atingiu 58% da indústria nacional. Um claro processo de divergência nas taxas de crescimento econômico entre regiões do país se estabeleceu como resultado do maior dinamismo da economia industrial paulista. Deve-se, no entanto, registrar, conforme apontou Cano em sua clássica análise da questão regional brasileira, que não somente efeitos negativos o crescimento de São Paulo impôs às demais economias regionais. A expansão industrial paulista também exerceu efeitos de estímulo sobre o conjunto da atividade econômica das regiões brasileiras, pois o mercado de São Paulo passou a demandar crescentemente bens e serviços e, de modo mais conspícuo, recursos naturais das demais regiões.

O quadro de disparidades regionais em exacerbação por volta de fins dos anos 1950, quando o país entra no processo de implantação acelerada de setores industriais de bens de capital, bens de consumo duráveis sofisticados (a indústria automobilística) e de insumos estratégicos (Petrobras) durante o governo JK, levou a um amplo debate político sobre o destino em curso para as regiões que ficavam para trás, pois não foram aquinhoadas com pacotes de investimentos industriais tão significativos quanto aqueles destinados à região Sudeste.

É desse período que se começa a pensar de modo organizado a idéia de políticas de desenvolvimento regional. O documento elaborado por uma equipe chefiada por Celso Furtado – Grupo de Trabalho para o Desenvolvimento do Nordeste (GTDN) – fez um amplo diagnóstico das causas do atraso desta região e elaborou proposições que viriam a ser o núcleo da intervenção governamental na região. A criação da Superintendência para o Desenvolvimento do Nordeste (Sudene) em 1959 foi o principal instrumento de compromisso institucional para conduzir as políticas de promoção do desenvolvimento equitativo.

A década de 1960 representa uma guinada, portanto, na questão regional, pois foi quando se assistiu à instituição de mecanismos governamentais voltados para o estímulo à transferência de capitais das regiões mais para as menos desenvolvidas do país. O Mecanismo 34/18, o qual posteriormente, na década

de 1970, viria a se transformar no Fundo de Investimento do Nordeste (Finor), conduzido pela Sudene e, também, o Fundo de Investimentos da Amazônia (Finam) administrado pela Sudam, se propunham a tornar mais rentável a aplicação de capitais de investimento em setores industriais nas regiões Nordeste, inicialmente, e Norte algum tempo depois.

Os impactos sobre a desconcentração da atividade produtiva no território nacional, no entanto, só viriam a se fazer notar entre o breve período de 1970 a 1985. Contribuiu para este desempenho favorável à reversão do longo processo nacional de concentração espacial da atividade produtiva (principalmente da atividade industrial) o ciclo de crescimento econômico sob égide do I e II PNDs, quando a decisiva intervenção estatal – seja na forma de gastos federais em infra-estrutura econômica e social, seja na forma dos elevados investimentos do sistema produtivo estatal – logrou a desconcentração industrial em direção às regiões periféricas.

Os dois Planos em relevo representavam para os governos militares as estratégias para conduzir o país à trajetória de superação de sua condição de subdesenvolvimento. No aspecto espacial, a componente geopolítica de criar contrapesos à excessiva concentração industrial no eixo Rio/São Paulo/Belo Horizonte, com investimentos em plantas produtoras de insumos básicos – em particular, a petroquímica – nas demais regiões, teve importância crucial para o processo de desconcentração regional no país (LESSA, 1998).

A trajetória das disparidades de PIBs para as regiões e para os estados no último meio século, isto é, entre 1947 e 2002, pode ser captada na figura representada no gráfico 1. Ela permite cotejar o comportamento das disparidades lado a lado com as etapas de crescimento da economia nacional ao longo do período. A medida de desigualdade utilizada é o índice de entropia de Theil.<sup>2</sup> A figura permite visualizar o conturbado período entre 1947 e 1969 quando o país industrializou-se aceleradamente e as desigualdades interestaduais e inter-regionais estiveram em patamares bastante superiores ao que viria a seguir. Somente a partir de 1970 é que os índices mostram uma trajetória de firme e acelerada diminuição das disparidades, a qual teve fim por volta de 1985. A partir de 1986 o movimento dos índices se torna errático, com momentos curtos de ascensão seguidos de diminuição também bastante breves.

---

2. A mensuração das desigualdades é feita via utilização do índice de Theil, que é uma medida de entropia e pode ser usado para representar a desigualdade na renda *per capita* entre os estados. Esse índice é descrito como:  $L = \pi \cdot \ln(\pi/y_i)$  onde  $\pi$  e  $y_i$  são, respectivamente, as participações do estado  $i$  no total da população ( $P_i/P_n$ ) e no total da renda ( $Y_i/Y_n$ ) nacional, e  $\ln$  é o logaritmo natural. Essa medida de desigualdade não assume valores negativos e uma distribuição igualitária ocorre quando  $L = 0$ , isto é, quando a participação da população de cada estado  $i$  e sua respectiva participação na renda total do país são iguais. De fato, o limite inferior desse índice é zero e seu limite superior não é 1, mas quando o índice atinge a unidade, a desigualdade é considerada alta. Uma vantagem da utilização desse índice é que ele é independente de variações de tamanho entre estados (ou regiões) e a entropia capta todos os momentos da distribuição, enquanto que as demais medidas usadas, tais como, entre outros, os coeficientes de variação, são baseadas apenas na média e na dispersão. Para mais detalhes sobre as propriedades e qualidades específicas deste índice (e suas aplicações) ver Bourguignon (1979), Theil (1989) e Ram (1992). Os dados calculados para o período de 1947-2002 podem ser apreciados na tabela A-1 do anexo.

GRÁFICO 1  
**Brasil – Disparidades interestaduais e inter-regionais no PIB (1947 a 2002)**  
 (Índices de Theil)



Fonte: Dados brutos da FGV e IBGE.

Calculando-se taxas médias de crescimento (ou involução) dos índices de Theil para três subperíodos anteriores: *i*) 1947-1969; *ii*) 1970-1985; e *iii*) 1986-2002, confirma-se que foi de 1970 até meados de 1980 a existência de um padrão regular e efetivo de desconcentração produtiva no plano regional (tabela 1).

Os resultados obtidos apontam para redução – à taxa de -1,0% ao ano – das disparidades nos coeficientes de Theil ao longo do período 1947-2002; no entanto, considerando que o processo de queda se deu num quadro geral de fortes oscilações com o índice de instabilidade da série de dados,  $I = 414,3$ , revelando-se muito elevado. Ou seja, em conjunto, ao longo do período de 55 anos sob análise (1947-2002), houve queda no nível de concentração interestadual do Produto Interno Bruto que, entretanto, não foi linear: houve períodos de aumentos (em 1947-1953 e 1965-1969) seguidos por fases de quedas (1954-1964 e 1970-1985).

O período de maior destaque é aquele que compreende os anos de 1970 a 1985. É nele que a taxa de redução dos coeficientes de desigualdade foi mais acelerada, chegando a atingir -2,9% ao ano. Taxas associadas, simultaneamente, à baixa instabilidade da série de dados ( $I = 83,4$ ). Este período particular tornou-se especial no conjunto da questão regional brasileira, pois esteve marcado por sinais inequívocos de convergência de Produtos entre estados e regiões. Em todos os demais períodos as taxas de desempenho da série de coeficientes de desigualdade (Theil) foram inferiores à do período 1970-1985 e mais: os índices de instabilidade também se apresentaram sempre mais elevados.

TABELA 1  
**Brasil – Evolução dos índices de Theil para desigualdades interestaduais (1947 a 2002)**

Períodos escolhidos	Taxa média anual de crescimento <sup>1</sup>	Índice de instabilidade <sup>2</sup>
1947-2002	-1,0	414,3
1947-1969	-1,5	551,5
1970-1985	-2,9	83,4
1986-2002	-1,0	484,6

Fonte: Dados brutos da FGV e IBGE.

Nota: <sup>1</sup> Taxas de crescimento obtidas por meio de ajustamento de funções exponenciais em regressão de mínimos quadrados.

<sup>2</sup> O índice de instabilidade é definido como  $I = [1 - R^2] \times 1000$ . Quanto maior o valor do índice I, mais instável é a série de dados.

Dito de outro modo, nas fases anteriores e ou posteriores a 1970-1985, quando ocorreu redução de disparidades inter-regionais/interestaduais, esta redução não se mostrou como inequívoca. Este é o caso do período mais recente, isto é, após 1986, em que a taxa de redução de -1% ao ano é a mais fraca dos três subperíodos investigados, mas o índice de instabilidade que lhe está associado,  $I = 484,6$ , é comparável àquele do início da série.

Os índices de Theil para desigualdades têm uma qualidade muito importante para a avaliação de que forças espaciais estão contribuindo para a desigualdade total. Os índices para disparidades interestaduais podem ser decompostos nas suas componentes inter-regional e intra-regional, permitindo, desse modo, mensurar a contribuição relativa destes últimos para a desigualdade total observada.

Os resultados para alguns anos selecionados compreendidos entre o período de 1947-2002 são exibidos no gráfico 2. À medida que os valores absolutos dos coeficientes de Theil diminuem, isto é, os níveis de desigualdades se reduzem, as disparidades intra-regionais diminuíram mais fortemente que as inter-regionais.

Por um lado, o significado disso é que os desníveis *dentro* das grandes regiões brasileiras estão sendo minorados e cada região estaria, portanto, promovendo uma tendência para a convergência entre seus próprios estados componentes. Por outro lado, como o componente inter-regional da desigualdade tem ficado mais relevante, conclui-se que as regiões (ou algumas delas) estão se tornando relativamente mais distantes umas das outras.<sup>3</sup>

A tabela A-2 no anexo traz os dados que deram origem ao gráfico anterior. Nela se pode verificar que as desigualdades intra-regionais estão aumentando nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, mas o mesmo não ocorre nas regiões Sudeste e Sul. Esse comportamento é um elemento indicativo de que é nas primeiras que o processo de convergência nacional das rendas *per capita* encontra barreiras

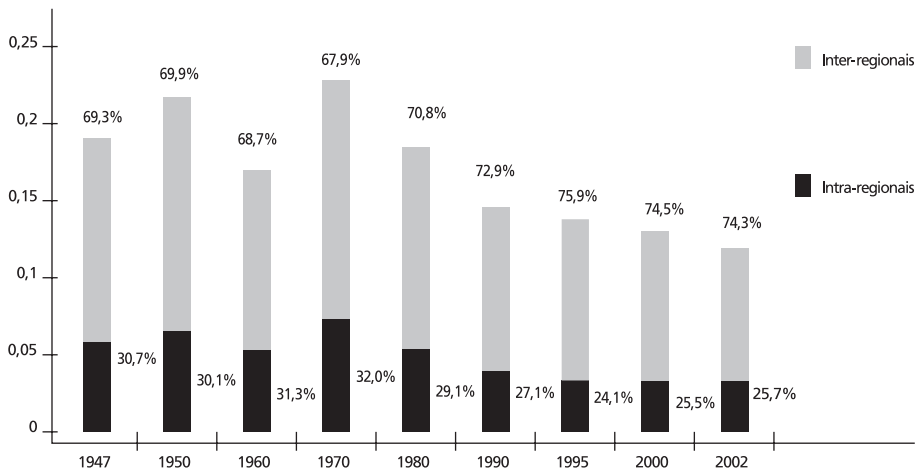
3. Em linguagem neoclássica, a diminuição do componente de desigualdades intra-regionais no total das disparidades interestaduais (medidas pelo índice de Theil) significa que cada uma das grandes regiões brasileiras tende mais fortemente a convergir para um estado estacionário próprio. Contrariamente, o aumento de importância relativa do componente inter-regional sinaliza para a dificuldade em convergirem as cinco grandes economias regionais para uma média geral do país.

para se materializar. Em particular, pode-se avultar que as áreas “problema” da questão regional continuam a ser o Norte e o Nordeste.

GRÁFICO 2

### Brasil – Proporção das desigualdades intra-regional e inter-regional na desigualdade total interestadual

(Anos selecionados entre 1947 e 2002)



Fonte: Dados brutos da FGV e IBGE.

## 2.2 Convergência ou divergência dos produtos *per capita*? O tradicional teste de Kuznets

Em seus trabalhos acerca dos desníveis no crescimento econômico entre países, Simon Kuznets propôs que o comportamento mais freqüente observado no longo prazo era que a concentração da renda era baixa para baixos níveis de renda dos países; em seguida, quando estes logravam se industrializar e atingiam certos níveis intermediários de PIB *per capita*, as disparidades tendiam a aumentar. Somente depois da consolidação e maturação dos seus perfis produtivos é que a renda ocorria de se reduzir. Em outras palavras, o fenômeno da concentração da renda consubstanciava-se numa regularidade histórica bastante aceitável, pois acontecia como um “caminho natural” na trajetória de desenvolvimento dos países. Na maturidade econômica – representada pela consolidação da atividade industrial e pela diminuição do peso relativo dos setores agrícolas no produto total – os benefícios do crescimento tenderiam naturalmente a se espalhar para o conjunto do espaço territorial de uma nação, beneficiando evidentemente todos os seus estados/regiões.

Essa proposição teórica vem sendo testada para diversos países em vários períodos e os resultados têm sempre gerado controvérsias. Dependendo do recorte



temporal utilizado ou do conjunto de países envolvidos, pode-se encontrar ou não convergência das rendas *per capita* (BAUMOL, 1986; DE LONG, 1988). Ademais, a hipótese de que a convergência seja uma regularidade no processo de desenvolvimento dos países é vista como muito discutível, uma vez que está (a hipótese) baseada na existência de livre movimentação, no espaço econômico nacional, dos recursos produtivos capital e trabalho, os quais são empregados nas regiões (de um dado país) que apresentam maiores retornos marginais. Sendo assim, o recurso capital tenderia a migrar para as regiões de menor nível de desenvolvimento onde, por ser mais escasso, seu retorno marginal seria maior. O contrário ocorrendo com a mão-de-obra.

A comprovação empírica para esta proposição de Kuznets é feita por meio de uma análise de regressão estatística de duas variáveis fundamentais: o nível inicial da renda (ou produto) *per capita* dos estados ou regiões e a taxa de crescimento da renda (ou produto) *per capita* ao longo do período sob análise. Espera-se que a regressão apresente coeficiente negativo uma vez que para o processo de convergência se efetivar os estados/regiões que têm menor nível de renda *per capita* no ano inicial da análise deveriam apresentar as mais elevadas taxas de expansão da renda (ou produto) *per capita*. A situação oposta ocorrendo para as regiões mais desenvolvidas.

As regressões obtidas para os estados brasileiros (tabela 2) mostram que há sinais confirmadores de um processo de convergências entre as rendas *per capita* nos períodos de 1960-2002 e 1960-1985, mas não para a última fase de 1985-2002. O ano de 1985 foi aqui escolhido como divisor dos períodos, de modo a explicitar a trajetória de convergência ao longo da fase de maior desconcentração da atividade produtiva no país (conforme visualizado no gráfico 1). Os ajustamentos das regressões, no entanto, parecem muito débeis (medidos pelo  $R^2$ ), alertando para o fato de que o processo está ocorrendo muito fracamente. Foi mais forte até 1985 e tornou-se menos robusto no período subsequente.<sup>4</sup>

Duas regressões adicionais são realizadas com o intuito de avaliar a existência de sinais de convergência dos PIBs *per capita* interestaduais. Uma para o período 1960-1989, correspondendo à fase de maior intervenção governamental na questão regional (fase “desenvolvimentista”) e outra para o período 1990-2002, quando ocorre um esgotamento das formas de intervenção públicas

---

4. A literatura sobre convergência de renda entre países, bem como a que aborda regiões e estados de um mesmo país, é abundante e tem proliferado desde o início da década de 1990 – o texto de Barro e Sala-i-Martin (1991) sobre convergência entre estados nos EUA, regiões europeias e províncias do Japão é um exemplo paradigmático; outro importante trabalho sobre o tema é o de Baumol *et al.* (1994) – por conta de avanços ora na produção de estatísticas de PIBs em nível subnacional, ora na técnica econométrica. No Brasil, a produção sobre o tema também foi prolífica – ver Azzoni (1994, 1995), Ferreira e Ellery (1996), Vergolino e Monteiro Neto (1996) entre outros. No entanto, não é objetivo deste artigo dar contribuições adicionais ao debate sobre a convergência no contexto da literatura neoclássica (a economia do *supply side*). Por este motivo, as regressões calculadas anteriormente para a hipótese do U-invertido de Kuznets não tem preocupações em estar no ápice do estado da arte da econometria, mas tão-somente indicar a relação inversa esperada para as variáveis envolvidas.

para minorar as disparidades entre estados e regiões (fase de “reformas liberais”). Confirmou-se a existência de convergência para o primeiro período, mas não para o segundo. Para os períodos posteriores ao ano de 1985, na verdade, as regressões não são estatisticamente confiáveis. Novamente, esse comportamento observado pode ser tomado como um elemento adicional de que os sinais para a convergência se tornaram mais raros desde meados dos anos 1980.

TABELA 2  
Teste de convergência dos PIBs *per capita* estaduais

Período	Equação de regressão	Qualidade do ajustamento
1960 a 2002	$\Delta Y_{1960/2002} = 12,515 - 1,316 \ln Y_{1960} + \varepsilon$ (3,77)* (-2,99)*	$R^2 = 0,249$ ; $F = 8,95$
1960 a 1985	$\Delta Y_{1960/1985} = 17,390 - 1,805 \ln Y_{1960} + \varepsilon$ (3,28)* (-2,56)*	$R^2 = 0,223$ ; $F = 6,59$
1985 a 2002	$\Delta Y_{1985/2002} = 4,884 - 0,470 \ln Y_{1985} + \varepsilon$ (1,31)** (-1,07)**	$R^2 = 0,006$ ; $F = 1,14$
1960 a 1989	$\Delta Y_{1960/1989} = 12,883 - 1,281 \ln Y_{1960} + \varepsilon$ (2,79)* (-2,09)*	$R^2 = 0,124$ ; $F = 4,40$
1990 a 2002	$\Delta Y_{1990/2002} = 2,522 - 0,212 \ln Y_{1990} + \varepsilon$ (1,04)** (-0,74)**	$R^2 = 0,023$ ; $F = 0,54$
Variáveis <i>dummy</i> para estados do Norte e Nordeste		
1960 a 2002	$\Delta Y_{1960/2002} = 18,698 - 1,990 \ln Y_{1960} - 1,856 D$ (7,10)* (-5,91)* (-4,98)*	$R^2 = 0,632$ ; $F = 21,57$
1960 a 1985	$\Delta Y_{1960/1985} = 24,533 - 2,583 \ln Y_{1960} - 2,144 D$ (4,70)* (-3,87)* (-2,91)*	$R^2 = 0,388$ ; $F = 8,59$
1985 a 2002	$\Delta Y_{1985/2002} = 16,072 - 1,655 \ln Y_{1985} - 2,0211 D$ (4,44)* (-4,05)* (-4,67)*	$R^2 = 0,468$ ; $F = 12,01$
1960 a 1989	$\Delta Y_{1960/1989} = 19,597 - 2,013 \ln Y_{1960} - 2,015 D$ (4,47)* (-3,59)* (-3,25)*	$R^2 = 0,382$ ; $F = 8,41$
1990 a 2002	$\Delta Y_{1990/2002} = 9,553 - 0,961 \ln Y_{1990} - 1,173 D$ (3,29)* (-2,94)* (-3,36)*	$R^2 = 0,296$ ; $F = 6,047$

Fonte: Dados brutos do IBGE (1999 e 2003).

Obs.: \* Significante em 5%.

\*\* Não significante.

Um conjunto adicional de regressões é elaborado com a introdução de uma variável *dummy* para captar o comportamento dos estados das regiões Norte e Nordeste – de menor nível de produto *per capita* – sobre a convergência. O ajustamento, nessas novas regressões, melhora e os coeficientes são todos estatisticamente significantes no nível de 5%. Ressalte-se que os coeficientes da variável *dummy*

têm sinal negativo indicando que são os estados dessas regiões que atrasam o processo geral de convergência.

Em suma, o aspecto mais relevante obtido pelo conjunto de regressões é que os sinais de convergência dos PIBs interestaduais tendem ao enfraquecimento desde meados dos anos 1980. Correspondem, portanto, esses resultados, em adição aos elementos já explicitados nas seções anteriores, às expectativas pessimistas da manutenção – num nível elevado – das disparidades regionais no atual estágio do desenvolvimento brasileiro.

### 2.3 Crescimento econômico nas economias regionais: tendências recentes

Do ponto de vista da aceleração das taxas de crescimento econômico, está mais evidente que o período que vai de 1960 até 1989 mostrou-se mais propício à expansão econômica que a fase posterior (e mais recente) de 1990-2002. Os patamares médios de crescimento dos PIBs *per capita* regionais e nacionais são quase o dobro da performance pós-1990. Visto retrospectivamente, o panorama das taxas de crescimento econômico para o país e para suas economias regionais aponta para uma exaustão da tendência de longo prazo – pelo menos dos últimos quarenta e dois anos – de expansão do Produto total e *per capita* (tabela 3).

Na fase desenvolvimentista, 1960-1989, o ímpeto expansionista foi muito vigoroso com taxas médias do PIB total de 6,23% ao ano para o Brasil; e as regiões periféricas (Norte, Nordeste e Centro-Oeste) também apresentaram performance elevada, crescendo, respectivamente, a taxas anuais de 9,31%, 5,73% e 8,33%. Ao caminhar-se para a década de 1980, inicia-se o período de desaceleração econômica que, embora sendo geral para o país, atinge as regiões diferenciadamente. Entre 1980-1989, as taxas de expansão do PIB já são mais baixas que os períodos pretéritos em todas as regiões, mas no Norte (8,8% ao ano), Nordeste (3,5% ao ano) e no Centro-Oeste (5,4% ao ano), ainda estão em nível mais alto que nas regiões mais desenvolvidas do Sudeste e Sul.

A partir dos anos 1990, a trajetória de crescimento para as economias do país e as regionais não consegue reverter a tendência recessiva. As taxas observadas para o conjunto dos anos 1990-2002 são sempre menores que as da fase desenvolvimentista; são inferiores até mesmo as da “década perdida” dos anos 1980-1989.

O ambiente macroeconômico de adoção generalizada de reformas – portanto, de rupturas institucionais e reconstrução de novos aparatos de regulamentação econômica – ao longo da última década viria a permitir a estabilidade de preços, ao debelar o processo inflacionário, e colocar o país numa rota de retomada da atividade produtiva. No entanto, teve efeitos pouco positivos sobre a trajetória de crescimento do país visto pelas suas economias regionais. Regra geral, o comportamento observado foi de perda de ímpeto expansionista à medida que os

anos evoluíam: no período inicial de 1990-1994, correspondendo ao governo Collor/Itamar Franco, as regiões tiveram mais crescimento que no período dos mandatos FHC (1995-1998 e 1999-2002).

TABELA 3

**Brasil e regiões – Taxas anuais de crescimento<sup>1</sup> do PIB total e do PIB *per capita* (período de 1960 a 2002: antes e depois das reformas liberais)**  
(Em %)

Regiões	Era desenvolvimentista <sup>2</sup>			Reformas liberais <sup>3</sup>		
	Reformas com cresc.	Fase I Auge	Fase II Declínio	Reformas sem cresc.	Governo Collor/Itamar	Governo FHC (I e II)
	1960-1989	1960-1979	1980-1989	1990-2002	1990-1994	1995-2002
Taxas de crescimento do produto total						
Norte	9,31	8,42	8,80	2,50	4,40	2,97
Nordeste	5,73	5,60	3,50	2,92	2,20	2,44
Sudeste	6,05	7,75	2,40	2,48	1,90	1,48
Sul	6,29	7,53	3,40	2,48	3,90	1,79
Centro-Oeste	8,33	11,24	5,40	5,25	5,60	5,24
Brasil	6,23	7,57	3,10	2,70	2,70	2,00
Taxas de crescimento do produto <i>per capita</i>						
Norte	4,60	4,10	3,48	0,02	1,59	0,58
Nordeste	3,47	3,23	1,49	1,76	1,07	1,27
Sudeste	3,46	4,90	0,41	1,04	0,42	0,07
Sul	4,20	4,89	1,85	1,21	2,55	0,53
Centro-Oeste	4,00	6,06	2,41	3,11	3,27	3,15
Brasil	3,64	4,72	1,00	1,29	1,12	0,62

Fonte: Dados brutos do IBGE.

Notas: <sup>1</sup> Taxas de crescimento obtidas por ajustamento de uma função exponencial.

<sup>2</sup> O modelo desenvolvimentista de transformação da economia e da sociedade brasileira teve seu início na década de 1930 e, grosso modo, perdurou até fins dos anos 1980. Para as reflexões compreendidas neste trabalho, aceita-se uma quebra no rigor conceitual associado àquele termo e utiliza-se correntemente o período que vai de 1960 a 1989 – a fase de “ouro” da intervenção estatal na questão regional – como representativa do desenvolvimentismo no seu aspecto espacial.

<sup>3</sup> Considera-se o “modelo liberal” como a experiência - em certo sentido, ainda em curso - iniciada pelo governo Fernando Collor de Melo de ampliação da abertura comercial e financeira da economia brasileira. Com políticas macroeconômicas voltadas para maior integração da economia nacional aos fluxos de comércio e de capitais do exterior, os governos pós-1990 promoveram uma guinada radical na rota definida pelo ‘desenvolvimentismo’ como estratégia de crescimento nacional.

Se se concentrar no fato de que a economia mais desenvolvida é a Sudeste, por conter uma estrutura setorialmente mais integrada e mais dinâmica e possuir um elevado potencial de reverberação de estímulos de crescimento sobre as demais economias regionais, pode-se perceber que a crise geral da economia brasileira tem seu epicentro nessa região. Suas taxas de crescimento econômico nos anos recentes são sempre mais baixas que as das demais regiões. Essa característica específica de sofrer mais agudamente os impactos das mudanças que se processam no ambiente macroeconômico tem algumas implicações importantes. De um lado, permitiu que as desigualdades regionais não se agudizassem demasiado, uma vez que as regiões periféricas continuaram a se expandir em ritmo superior. Porém,

de outro lado, o “núcleo” dinâmico em crise perdeu capacidade de direção sobre o comando – o qual se dá, em geral, pela compra de insumos, matérias-primas e maquinários – da periferia econômica nacional, provocando efeitos de retardo sobre estas últimas, as quais desaceleraram suas taxas médias de crescimento.

Desde, pelo menos, 1960 que o elevado crescimento econômico na região Sudeste foi capaz de imprimir estímulos também poderosos sobre as demais economias periféricas. Daí que, mesmo quando a região Sudeste crescia acima das demais, todas expandiam suas atividades produtivas muito rapidamente (CANO, 1998). Pós-1990, o ajustamento da economia brasileira a um ambiente de maior concorrência com o exterior e maior volatilidade de capitais impactou severamente a economia mais industrializada (a do Sudeste) e reduziu sua performance econômica em ritmo superior ao das demais. Para a região Sudeste como um todo, as taxas de crescimento do PIB *per capita* entre 1990-2002 foram de 1% ao ano; para 1990-1994 foi de 0,4% ao ano e por fim no período 1995-2002 o produto por habitante estagnou. Nos mesmos períodos temporais, todas as demais regiões brasileiras tiveram performance mais elevada na expansão do PIB *per capita*.

No que se refere à promoção do fenômeno da convergência e da desconcentração produtiva, o desempenho mais fraco no Sudeste parece ter sido, em certa medida, benéfico para a diminuição das diferenças entre as várias regiões. No entanto, essa redução das distâncias ocorreu apenas porque, num ambiente geral muito recessivo para todas regiões, o setor produtivo do Sudeste cresceu menos que o das demais regiões.

Em geral, numa trajetória de desenvolvimento em que a convergência de renda *per capita* entre regiões e estados se verifica, é sempre desejável – e produz resultados qualitativamente superiores – quando associada ao crescimento econômico positivo, firme e generalizado nas regiões (ou estados) do país. Porém, se a convergência ocorre num quadro também generalizado de recessão econômica, ela pode significar apenas uma redução momentânea e não permanente das disparidades, ao invés de configurar um fenômeno robusto e durável.

### 3 A CRISE DA INTERVENÇÃO GOVERNAMENTAL E REBATIMENTOS SOBRE A QUESTÃO REGIONAL

A discussão relacionando a intervenção estatal num plano geral da economia com a atuação para minorar ou mesmo reverter desequilíbrios regionais será conduzida de maneira a apresentar a desfiguração de um padrão de intervenção governamental – nas economias desenvolvidas, o estado do bem-estar social; nas economias subdesenvolvidas, o estado desenvolvimentista – o qual tinha como fundamentos, com graus para mais e para menos: *i*) a regulamentação dos espaços da produção privada; *ii*) a administração de política de rendas; *iii*) a produção

direta de bens econômicos; e *iv*) a elaboração de políticas setoriais de estímulo à atividade produtiva.

Sob esses vetores de intervenção estatal, a desconcentração espacial da produção se materializou, em especial no Brasil, destacadamente entre 1970-1985. No entanto, posteriormente, o consenso nacional sobre a efetividade e benignidade da atuação governamental desfez-se, vindo o Estado a ser redefinido em sua capacidade de ação. Passando a caracterizar-se na última década, predominantemente, por:

- diminuição dos espaços de regulamentação sobre a atividade empresarial privada;
- redução da capacidade de efetivar políticas de rendas;
- eximir-se da produção direta de bens e serviços econômicos;
- minimização do seu papel na elaboração de políticas setoriais e regionais; e
- restrições sobre o dispêndio governamental e vetos à intervenção estatal na administração da economia.<sup>5</sup>

Biasoto Jr. (2004) identifica a desmontagem da capacidade de intervenção do Estado na economia brasileira como sendo construída em duas fases:

1) A primeira fase corresponde a:

“O longo período de vinte anos que nos separa do início das negociações com o FMI durante a crise da dívida dos anos 80 foi responsável pela substituição da concepção do papel jogado pelo Estado na economia brasileira. Segundo essa concepção, era crucial que o alcance da intervenção estatal devesse ser minimizado. A partir de 1982, uma sucessão de medidas de política, inspiradas pela abordagem de ajuste do FMI, passou a enfatizar a necessidade absoluta de reduzir o déficit público, privatizar empresas estatais, abandonar as políticas de direcionamento de crédito, reduzir incentivos fiscais e cortar subsídios.” (p. 75).

2) A segunda fase, mais recente:

“..foi vivida nos anos noventa e teve como principal evento o processo de privatização que transferiu do setor produtivo estatal ao setor privado o comando sobre setores com amplo potencial irradiador sobre a dinâmica econômica.” (idem).

Em que pese o quadro de grave crise do problema fiscal do estado brasileiro vigente já desde o final da década de 1980 e que, portanto, precisaria ser adequadamente solucionado por meio da configuração de restrições ao gasto público, as estratégias adotadas em meados da década de 1990 (Plano Real) para a obtenção

5. Bonelli (1995) e, em particular, o debate resenhado recentemente por Sochaczewski (2002) trazem excelentes notas para se apreender os elementos com os quais a estabilização macroeconômica pós-Plano Real viria a imprimir para reconfigurar o tamanho e a ação do Estado brasileiro nas linhas apontadas anteriormente.

da estabilidade macroeconômica lastreadas numa política de câmbio sobrevalorizado contaminaram a dívida pública com parcela crescente de títulos públicos atrelados à moeda externa (no caso, o dólar americano). Quando sobrevieram as crises externas em 1997, 1998 e 1999, a dívida pública se expandiu, resultando no contrário dos objetivos restritivos apontados pela política fiscal. A estabilidade fiscal pretendida não se materializou e, na verdade, a política monetária (via juros altos para conter a saída de capitais do país) tem colocado o país num impasse profundo: vem desarticulando sistematicamente os instrumentos da política fiscal – que se tornou subordinada – no seu papel essencial de potencializar o crescimento econômico (DELFIN NETTO, 2002; TAVARES; BELLUZZO, 2002).

Em termos espaciais, a perda de raio de ação do Estado sobre instrumentos de política econômica tem sido muito evidente: implicou em deterioração de sua capacidade para imprimir uma trajetória benigna para o crescimento da economia do país e em estancamento da desconcentração produtiva.<sup>6</sup>

Tomando-se como pano de fundo os elementos anteriormente reunidos, relacionados com a mudança operada na idéia de intervenção estatal, pode-se avaliar: *i*) se a experiência de política macroeconômica e de reformas desde 1990 foi capaz de expandir os níveis de investimento da economia numa trajetória sustentada; *ii*) como se operou a reorganização da variável investimento público como ativadora da atividade produtiva em nível regional; *iii*) de que maneira e com que intensidade o mecanismo de oferta de crédito público para o investimento privado tem sido utilizado para fortalecer as economias regionais; e *iv*) quais foram os impactos das medidas de política que visavam ao estímulo do investimento privado sobre a configuração produtiva no espaço brasileiro.

A análise centra-se, pois, na trajetória do investimento como elemento que reúne condições para alterar o perfil da atividade produtiva no espaço, impulsionar a demanda agregada e criar trajetórias benignas de crescimento econômico nas regiões. Em especial, a investigação é conduzida no sentido de obter elementos que caracterizem o papel da intervenção governamental na questão regional brasileira na última década. Seja no rumo tomado pela ação *direta* do governo no

---

6. O alerta sobre o enfraquecimento da intervenção governamental no aspecto espacial do desenvolvimento brasileiro recente vem sendo posto em debate de modo crescente desde meados da década de 1990 – ver Guimarães Neto (1997), Araújo (1999), Carvalho (2001) e Cano (2002) – motivado pela configuração da política macroeconômica vigente, a qual visaria, conforme anunciado à larga pelo presidente Fernando Henrique, encerrar a Era Vargas, isto é, romper com o período de mais intensa intervenção estatal na economia e fazê-la transitar para um novo tempo no qual a iniciativa privada teria seu primado e o Estado seria contido para realizar apenas funções básicas (saúde, educação e segurança). Como resultante da maneira em que se processa o crescimento nacional, a questão regional – e este é um ponto sempre bastante acentuado pelos autores citados – está diretamente ligada ao próprio caráter nacional que se pretende para o desenvolvimento; desse modo, políticas regionais não podem e não devem estar dissociadas de políticas nacionais de desenvolvimento. Por esta razão, pode-se dizer que a questão regional foi pensada no período recente sob inspiração liberal para: *i*) ficar relegada a plano secundário ao longo do período inicial de tentativa de estabilização macroeconômica; e *ii*) como o Estado deixaria – ao longo e após a estabilização – de ser um ator relevante na definição de políticas (setoriais, de infra-estrutura etc.) para atuar apenas como parceiro eventual do capital privado nacional e estrangeiro, a questão regional também deveria resultar automaticamente das forças de mercado operando em clima de estabilidade de preços.

investimento (administrações públicas e empresas estatais), seja pela capacidade que o setor público tem como ofertante de crédito ao setor privado (incluindo-se aqui os instrumentos de política regional representados pelos fundos constitucionais e os fundos fiscais) e, por este meio *indireto*, induzir o investimento total da economia.

### 3.1 O investimento na economia brasileira: configuração de uma trajetória de baixo dinamismo

O conjunto de reformas levado adiante pelos governos eleitos na década de 1990 – reformas na regulamentação do comércio exterior, liberalização financeira, reformas fiscal, tributária, trabalhista, sindical etc. – visavam fundamentalmente à diminuição dos entraves à entrada (e saída) do investimento externo no país, e sinalizando, por esse meio, a efetivação de estímulos à elevação da formação de capital em complemento à poupança doméstica privada.

A *rationale* da política econômica pós-1990 baseava-se na análise de que o padrão de intervenção desenvolvimentista tinha se exaurido na década de 1980. Sua falência, segundo a literatura corrente, estava dada, essencialmente, de um lado, pelo elevado endividamento externo da economia brasileira, o qual passou a forçar a economia a gerar expressivos montantes para pagamentos do serviço da dívida e, de outro lado, pela perda de controle sobre o processo inflacionário, o qual passou a deteriorar o horizonte de planejamento para as inversões privadas. Em meio a essa crise, o setor público passou de elemento dinâmico da economia para ser visto como um entrave à transformação da poupança privada em investimento produtivo.

Controlar o endividamento público, privatizar empresas estatais e abrir a economia nacional aos fluxos de comércio e de investimento externos foram algumas das principais saídas propostas para a crise. A redução do papel do setor público, via equacionamento de sua dívida, deveria exercer uma liberação da poupança privada sugada pelo governo e, paralelamente, a entrada de Investimentos Externos Diretos (IED) – num clima internacional de bonança de capitais – complementar o esforço da poupança privada nacional para imprimir um novo ciclo de crescimento econômico.

Os resultados gerados podem ser lidos, entretanto, como desapontadores. As estimativas da Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) ao longo da década não confirmaram o esperado *crowding in* do investimento. As taxas se mantiveram em patamares médios inferiores aos verificados na década anterior de 1980 e muito aquém daquelas necessárias a uma expansão auto-sustentada do nível de atividade interno (gráfico 3).

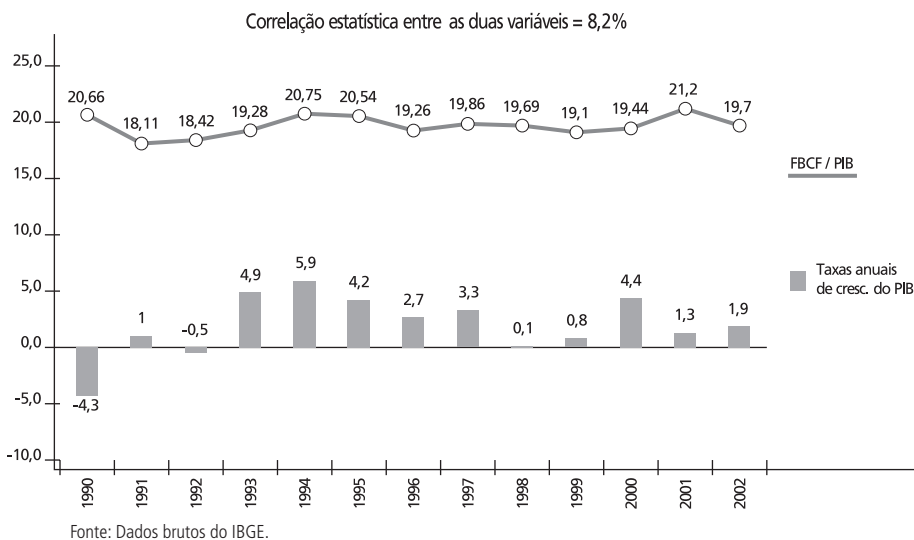
A FBCF ao longo do período 1990-2002 esteve, em média, em 19,7% do PIB (em termos nominais) e nos dois governos FHC – quando as chamadas



reformas estruturais avançaram mais celeremente, incluindo aqui o esforço de privatizações de empresas públicas que renderam cerca de US\$ 100 bilhões entre 1990 e 1999 (PINHEIRO, 1999) – não se alterou significativamente, permanecendo, em média, em 19,8% do produto nacional.

GRÁFICO 3

**Brasil – Indicadores de performance do Produto Interno Bruto (PIB) e da Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF/PIB) - 1990 a 2002**



As informações de valores nominais da FBCF não contam toda a história. Na verdade, quando se considera a proporção de investimento no PIB, medida em valores constantes de 1980, a performance da década de 1990 evidencia-se como sofrível. Bielschowsky *et al.* (2002) mostraram que, calculada em preços de 1980, a FBCF ficou na média de 17,2% ao ano entre 1995 e 1998, caindo para a média anual de 16,2% entre 1999-2001. Esses patamares estão visivelmente abaixo daqueles verificados na década de 1970, quando a média anual foi de 23,3% do PIB (em valores de 1980), e também dos da década de 1980 com média de 18,6% do PIB (IPEA, 1997).

Como pode ser depreendido pelos dados do gráfico, não foi por outra razão que as taxas de crescimento econômico foram tão baixas, relativamente à performance obtida nas décadas anteriores, e, ao mesmo tempo, tão instáveis. Uma estratégia de crescimento lastreada na consolidação de reformas estruturais que visam apenas criar expectativas positivas para a entrada de capitais externos num quadro de predominância da finança globalizada – altamente instável e volátil – resultou num quadro de semi-estagnação. Nesse “modelo” de inserção na globalização, os

instrumentos para gerar crescimento econômico se localizam, preferencialmente, fora do sistema econômico nacional, advindo daí que o país perde capacidade e autonomia para construir suas próprias trajetórias de crescimento.

Para se avaliar mais claramente o significado dos rumos tomados pela economia brasileira desde 1990, uma breve incursão na análise econômica comparada pode ser pinçada. A investigação entre experiências históricas de países (ou regiões) fornece elementos esclarecedores acerca da variedade de caminhos que os países (seus governos) podem tomar no sentido de colocar-se (ou manter-se sempre que possível) numa trajetória de crescimento sustentado. Nesse sentido, pode-se imputar como exemplar a experiência brasileira de desenvolvimento a partir da década de 1990 quanto às escolhas de política econômica, as quais, em certa medida, produziram um afastamento do país das rotas virtuosas do crescimento.

De maneira a compreender a magnitude com que este afastamento ocorreu são apresentados dois pontos de vista sobre política econômica para se tentar um balanço das idéias presentemente discutidas. O primeiro refere-se a um olhar de longo prazo da economia brasileira visando à sua inserção numa trajetória de emparelhamento (*catching up*) com as economias desenvolvidas. O segundo questiona a adoção de um modelo unilateral para promover o crescimento por meio de reformas estruturais liberalizantes. Com isto, não se pretende chegar a conclusões definitivas acerca do papel da intervenção estatal numa tão estruturalmente desbalanceada – em termos setoriais, mas, principalmente em termos regionais – como a brasileira, mas visa ampliar e alargar o nível do debate acerca de erros e acertos que a experiência passada pode fornecer para a construção do futuro.

Veja o longo prazo em primeiro lugar. Quando se compara a performance histórica da economia brasileira *vis-à-vis* a da economia norte-americana, torna-se claro que o caminho trilhado pela economia nacional desde a recente década de 1990 desvirtuou a trajetória brasileira em direção a um *catching up* com o país líder do capitalismo contemporâneo. Desde o início do século XIX, ainda no Brasil Império entre 1820-1890, e durante a formação da República até a eclosão da crise de 1929 que a economia dos Estados Unidos andava a passos largos, enquanto que o Brasil – uma nação cuja economia era fundamentalmente agro-exportadora e pouco urbanizada – apresentava taxas de expansão econômica muito reduzidas: o produto *per capita* brasileiro ficou praticamente estagnado durante a centúria de 1820 a 1929 (tabela 4).

A partir do início da década de 1930, quando uma trajetória de condução da política econômica viria, paulatinamente, reforçar o papel do mercado interno como elemento de impulso endógeno do crescimento da economia nacional, teve início uma caminhada longa e sustentada de desenvolvimento, a qual somente arrefeceria seus elementos basilares na década de 1980. Os dados coligidos na

tabela permitem avaliar que foi somente no período do desenvolvimentismo que as taxas de crescimento nacionais foram superiores às da economia dos EUA, significando que o país intentou, durante os anos de 1930-1980, aproximar-se, isto é, convergir para o nível de renda *per capita* americano. Em plena Grande Depressão (1929) o Produto nacional correspondia a 4% do Produto dos EUA, fração que se elevou excepcionalmente para 15% do total americano em 1980. O mesmo ocorrendo com o Produto *per capita*, que saltou de 16% em 1929 para 28% do PIB *per capita* do EUA em 1980. Esta mesma relação Brasil/EUA, seja para o PIB total seja para o por habitante, envolveu na fase pós-desenvolvimentismo.

TABELA 4

**Brasil e Estados Unidos – Performance econômica comparada em quatro fases do desenvolvimento brasileiro (1820-2001)**

(Valores absolutos em US\$ de 1990)

Fases históricas escolhidas	PIB total (em milhões)			PIB <i>per capita</i> (em US\$ 1,00)		
	Brasil	EUA		Brasil	EUA	
	(A)	(B)	(A)/(B)	(C)	(D)	(C)/(D)
1820	2.912	12.548	23%	646	1.257	51%
1890	11.267	214.714	5%	794	3.392	23%
1929	37.415	843.335	4%	1.137	6.899	16%
1980	639.093	4.239.558	15%	5.199	18.575	28%
2001	990.076	7.965.795	12%	5.570	27.948	20%
Taxas médias anuais de crescimento (%)						
1820-1890	Brasil Império	2,0	4,1	0,3	1,4	
1890-1929	República oligárquica	3,1	3,6	0,9	1,8	
1929-1980	Desenvolvimentismo	5,7	3,2	3,0	2,0	
1980-2001	Ajustamento	2,1	3,0	0,3	2,0	

Fonte: Maddison (2001 e 2003).

Desde 1990 que o rumo foi, em larga medida, perdido – nem abertura, nem privatizações, nem investimentos diretos externos foram capazes de impulsionar os deprimidos níveis de formação bruta de capital – e a renda *per capita* brasileira praticamente estagnou, ficando sua taxa média de expansão em 0,3% anuais nos anos 1990-2001, ao passo que os EUA continuaram seguindo sua trajetória de longo prazo de aproximadamente 2% ao ano de crescimento no PIB por habitante.

Segundo questionamento: um modelo único de reformas estruturais liberais – preconizando limites estreitos para a intervenção estatal – para o crescimento é a alternativa? Sobre este ponto lança-se mão do estudo de Hausmann; Pritchett e Rodrik. (2004). Os autores investigam para um painel de 110 países, entre os anos 1957 e 1992, entre outras questões, duas que interessam ao presente debate: *i*) se teria ocorrido aquilo que eles chamaram de acelerações no crescimento, que se refere a um aumento no crescimento *per capita* de, no mínimo, dois pontos percentuais anuais de maneira sustentada por, no mínimo, oito anos; e *ii*) que elementos são capazes de explicar tais arroubos de crescimento: choques externos, mudanças políticas e reformas econômicas.

Seus resultados são, em certo sentido, surpreendentes. Primeiro porque mostram que as acelerações no crescimento são muito freqüentes: encontraram 83 episódios de rápida aceleração; além do que a probabilidade de que estes eventos venham a ocorrer para qualquer país numa década qualquer é de 25%: *“...achieving rapid growth over the medium term is not something that is tremendously difficult and it is well within most countries’ reach. This is a useful antidote to the pessimism that often pervades policy discussion on growth.”* (HAUSMANN; PRITCHETT; RODRICK, 2004, p. 21). Em termos econômicos, isso pode ser lido como a possibilidade de um país entrar numa rota de crescimento ser bastante plausível; se isso não ocorre é porque a política econômica em curso pode estar vetando essa trajetória.

E segundo porque as acelerações parecem ser altamente imprevisíveis quanto aos fatores que a condicionam: a maioria delas não está relacionada com a adoção de reformas econômicas *ex ante*: *“In particular, standard economic reform packages have marginal effects on the probability that a growth transition will be initiated.”* (HAUSMANN; PRITCHETT; RODRIK, 2004, p. 16).

Essas conclusões vão, portanto, no sentido contrário ao pensamento vigente hoje no Brasil (mesmo no governo Lula) acerca das possibilidades de o país ingressar numa trajetória de crescimento acelerado e contrapõem-se também ao receituário liberal preconizado pelo Consenso de Washington – e amplamente aplicado pela política macroeconômica brasileira nos anos 1990 – o qual propôs um conjunto de medidas destinadas a produzir mais liberalização comercial e de fluxos de capitais e impôs mais restrições à intervenção governamental como instrumentos necessários a se atingir – se, e somente se, as reformas fossem implementadas – uma trajetória virtuosa de crescimento.

### **3.2 O investimento público como elemento de impulso à demanda agregada: aspectos regionais**

Um dos elementos mais importantes para a ativação da formação de capital na economia brasileira da última metade do século XX foi, sem dúvida, o investimento público. Tanto do ponto de vista quantitativo, isto é, dos volumes empregados para dinamizar a atividade produtiva, quanto do ponto de vista qualitativo. O gasto público em investimento sempre esteve à frente da demanda agregada provocando, desse modo, sinalizações inequívocas para a construção de uma trajetória de crescimento geral e para a estruturação de setores produtivos nos quais o investimento privado teve pouco interesse ou não possuía os montantes de capital requeridos em determinadas plantas industriais.

A intervenção estatal teve papel crucial, na etapa “desenvolvimentista” de crescimento, para a implantação e consolidação de setores na economia brasileira que, de outro modo, não poderiam se instalar somente pela ação do capital

privado. A sua participação no investimento total foi muito relevante na década de 1970 e ainda nos anos 1980, mas deteriorou-se a olhos vistos desde 1990.

A contribuição do setor público para o investimento agregado, (...) caiu substancialmente: a partir de uma participação média de 36,3% no período 1970-1975, observa-se um aumento para 50% no período que corresponde ao II PND (1976-1979), e um declínio, a partir daí, como reflexo direto da crise fiscal, para 30,8%, em média, no período 1980-1986, e para 25,5%, entre 1987 e 1995. Em 1995, o investimento público teria representado apenas 19,4% do investimento total. (IPEA, 1997, p. 49).

Do ponto de vista espacial, a queda do investimento público se fez notar em todas as grandes regiões com efeitos deletérios sobre as taxas de crescimento do Produto total e *per capita* e, evidentemente, contribuiu, como parte da explicação, para que a desconcentração produtiva no país fosse paralisada. A tabela 5 traz as participações do investimento total do governo (administração pública e empresas estatais) nos Produtos regionais. A trajetória de queda é quase que uma constante nas regiões no período observado. Regra geral, para quase a totalidade das regiões, o investimento como proporção do PIB no ano de 2000 é o menor da série desde 1970.

TABELA 5  
**Brasil e regiões – Gasto total em investimento do governo, como percentual do PIB regional<sup>1</sup>**  
 (Em %)

	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	C. Oeste	Brasil
1970	17,0	11,0	9,4	10,0	15,6	10,0
1975	19,7	14,1	11,7	7,3	24,4	11,9
1980	18,0	13,5	12,7	10,6	18,2	12,8
1985	20,3	8,2	5,4	5,3	14,0	6,7
1991	9,5	7,4	6,8	4,8	15,9	7,2
1995	5,7	5,4	4,2	4,0	8,6	4,7
2000	6,2	4,5	2,5	2,2	7,7	3,2

Fonte: IBGE, Regionalização das transações do setor público (atividade de administração pública e atividade empresarial do governo). Vários números.

Nota: <sup>1</sup> O investimento é composto pela rubrica de "Despesas de Capital Fixo" para as administrações públicas e pela rubrica "Despesas de Capital" para as empresas estatais, nos três níveis de governo.

Para se avaliar, introdutoriamente, o impacto da redução do investimento público sobre as taxas de crescimento, na década de 1990, pode-se empreender uma comparação dos comportamentos sucessivos – e para cada região – da média da relação investimento público/PIB regional com as respectivas taxas de crescimento dos PIBs.<sup>7</sup> Três recortes temporais são avaliados: 1991-2000, 1991-1995 e 1996-2000. Quando a variável  $I_G/PIB$  é calculada para a média de um período

7. Esse exercício apenas pôde ser feito para os anos posteriores a 1991, uma vez que o IBGE disponibilizou uma série anual de dados de investimento público (administração pública e empresas estatais) daquele ano até 2000. Para as décadas de 1970 e 1980, apenas os dados pontuais de 1970, 1975, 1980 e 1985 existem.

$t$  (por exemplo 1991-1995), a taxa média de crescimento do PIB será calculada em  $t+1$  (isto é, 1992-1996). Desse modo, é considerado um efeito de defasagem temporal entre o momento em que o investimento público foi realizado e aquele em que o Produto regional reagiu ao investimento realizado. A tabela 6 traz os números relevantes para apreciação.

TABELA 6

**Brasil e regiões – Performance comparada entre Razão Investimento Público/PIB<sup>1</sup> (em  $t$ ) e taxas – taxas médias anuais de crescimento<sup>2</sup> do PIB (em  $t+1$ )<sup>3</sup>**  
(Anos escolhidos entre 1991 e 2000)

	1991-2000		1991-1995		1996-2000	
	$I_G / PIB_{(t)}$	TXCresc PIB <sub>(t+1)</sub>	$I_G / PIB_{(t)}$	TXCresc PIB <sub>(t+1)</sub>	$I_G / PIB_{(t)}$	TXCresc PIB <sub>(t+1)</sub>
Norte	2,72	2,31	3,32	4,75	2,11	3,59
Nordeste	2,93	3,12	3,82	4,91	2,05	1,90
Sudeste	1,69	2,74	2,20	4,45	1,18	1,25
Sul	1,31	2,28	1,67	3,92	0,95	2,02
Centro-Oeste	11,36	5,47	14,35	6,36	8,36	4,92
<b>Brasil</b>	<b>5,23</b>	<b>2,85</b>	<b>6,36</b>	<b>4,53</b>	<b>4,09</b>	<b>1,82</b>
Grau de correlação entre as variáveis		0,94		0,92		0,78

Fonte: Dados brutos do IBGE.

Notas:<sup>1</sup> Média aritmética do período em relevo, onde investimento público corresponde à formação bruta de capital das administrações públicas e das empresas estatais.

<sup>2</sup> Taxas médias anuais de crescimento do PIB obtidas por ajustamento de uma função exponencial.

<sup>3</sup> Considera-se aqui que o efeito do investimento público no ano  $t$  repercutirá nas taxas de crescimento do Brasil. do PIB em  $t+1$ , de modo que aos períodos 1991-2000, 1991-1995 e 1996-2000 para  $I_G / PIB$  correspondem, respectivamente, os períodos 1992-2001, 1992-1996 e 1997-2001 para as taxas de crescimento calculadas para o PIB das regiões e do Brasil.

Verifica-se, inicialmente, que a razão média Investimento Público/PIB cai entre o período 1991-1995 e 1996-2000, para todas as regiões e para o país como um todo. Em segundo lugar, as taxas de crescimento do PIB para as respectivas regiões e para o país também lhe seguem na trajetória de redução.

Em termos teóricos, as implicações dessas conexões entre as variáveis podem ser melhor exploradas. Sendo o investimento público ( $I_G$ ) um componente do Produto total de uma economia, então, necessariamente quando ocorre uma redução da parcela de  $I_G$  no investimento total também o PIB deverá reduzir-se, mantida a parcela do investimento privado constante, pelo mesmo montante. As taxas de crescimento num e noutro período deveriam, então, mostrar certa cumplicidade na proporção da queda havida (pois supõe-se que a elasticidade  $I_G$ : PIB se manteria). Para este caso, se ele tivesse, de fato, ocorrido entre os períodos de 1991-1995 e 1996-2000, então os coeficientes de correlação num e noutro período deveriam manter-se, em nível absoluto, aproximadamente idênticos.

Entretanto, como o coeficiente de correlação diminuiu no período após 1995 relativamente ao período anterior (de 0,92 para 0,78) pode-se concluir que a queda do investimento público implicou numa redução do PIB – porque de fato as taxas de crescimento diminuíram – mais que proporcional ao efeito

sobre o Produto no período remanescente. Para exemplificar: no caso do Brasil como um todo, a média do investimento público no período 1996-2000 equivale a 64% do investimento público no período anterior. Por outro lado, a taxa média de crescimento atingida nos anos 1997-2001 corresponde a apenas 40% da mesma taxa atingida pela economia brasileira entre 1992-1996.

Sumariando esse ponto, há elementos indicativos de que as reduções no gasto em investimento governamental, entre os períodos de 1991-1995 e 1996-2000, tiveram efeitos propagadores sobre a queda no nível geral de atividade mais que proporcionais ao que se poderia esperar. Este comportamento alerta para o potencial expansivo que os investimentos públicos são capazes de exercer sobre a atual trajetória de crescimento da economia brasileira caso a política macroeconômica optasse por realizá-los ao invés de suprimi-los.

Por fim, pode-se objetar que essa relação discutida anteriormente contém um viés pró-intervenção estatal, uma vez que ao não se fazer considerações sobre a parcela do investimento privado no total da formação bruta de capital, não se ficaria sabendo os mecanismos causais entre o investimento privado e o investimento total. Entretanto, o fato de que a redução da parcela do investimento público no total da FBCF não foi acompanhada pelo aumento, em ritmo superior, do investimento privado, aponta para a existência de conexões qualitativamente muito importantes entre o gasto governamental em investimento e o crescimento econômico, as quais não têm sido devidamente tomadas em consideração pela política econômica. Uma mais evidente é que, no Brasil dos anos recentes, a mera diminuição do gasto de investimento do governo não conduziu necessariamente ao efeito *crowding in*, isto é, ao aumento do investimento privado tal como previsto nos manuais correntes de macroeconomia.

Secundariamente, os efeitos da redução do investimento público sobre as taxas de crescimento podem ser captados pela diminuição das inversões das empresas estatais – em parte, pelo processo de privatização conduzido ao longo da década – nas economias regionais. A montagem de um amplo sistema de empresas estatais no país desde a década de 1960 trouxe benefícios consideráveis à economia nacional porque contribuiu para: *i*) a criação de aparatos produtivos novos em regiões de baixo nível de desenvolvimento, modificando as estruturas setoriais prevaletentes; e *ii*) intensificação das inter-relações entre as várias regiões – mas, principalmente, com o núcleo dinâmico representado pela economia da região Sudeste – via compra e venda de insumos, de máquinas e equipamentos e bens finais. A transferência de ativos públicos para o setor privado traz, como não poderia ser diferente, modificações nas interconexões regionais: em muitos casos, as conexões, em ambiente de globalização e de mais intensas relações com o exterior, se perdem completamente. A tabela 7 contém dados relevantes para aprofundar o assunto.

TABELA 7

**Brasil e regiões – Gastos do governo em investimento como proporção dos PIBs nacional e regionais**

(Anos escolhidos entre 1970 e 2000)

	1970	1975	1980	1985	1991	1994	1998	2000
Região Norte								
Administração pública (1)	12,3%	13,2%	4,2%	3,6%	5,0%	4,4%	5,6%	4,6%
Empresas estatais (2)	4,6%	6,5%	13,8%	16,8%	4,5%	3,1%	1,8%	1,6%
<b>Total</b>	<b>17,0%</b>	<b>19,7%</b>	<b>18,0%</b>	<b>20,3%</b>	<b>9,5%</b>	<b>7,5%</b>	<b>7,4%</b>	<b>6,2%</b>
(2) / (1)	0,4	0,5	3,3	4,7	0,9	0,7	0,3	0,3
Região Nordeste								
Administração pública (1)	7,2%	4,4%	3,2%	4,0%	2,8%	3,4%	4,8%	3,2%
Empresas estatais (2)	3,8%	9,7%	10,3%	4,1%	4,6%	3,8%	2,3%	1,3%
<b>Total</b>	<b>11,0%</b>	<b>14,1%</b>	<b>13,5%</b>	<b>8,2%</b>	<b>7,4%</b>	<b>7,2%</b>	<b>7,1%</b>	<b>4,5%</b>
(2) / (1)	0,5	2,2	3,2	1,0	1,6	1,1	0,5	0,4
Região Sudeste								
Administração pública (1)	4,5%	4,2%	2,0%	1,9%	2,1%	2,6%	1,7%	1,4%
Empresas estatais (2)	4,8%	7,5%	10,7%	3,5%	4,7%	2,2%	1,5%	1,0%
<b>Total</b>	<b>9,4%</b>	<b>11,6%</b>	<b>12,7%</b>	<b>5,4%</b>	<b>6,8%</b>	<b>4,8%</b>	<b>3,2%</b>	<b>2,5%</b>
(2) / (1)	1,1	1,8	5,4	1,8	2,3	0,8	0,9	0,7
Região Sul								
Administração pública (1)	5,0%	3,0%	1,9%	1,7%	1,6%	2,1%	3,3%	1,3%
Empresas estatais (2)	5,0%	4,3%	8,7%	3,6%	3,1%	1,9%	1,7%	1,0%
<b>Total</b>	<b>10,0%</b>	<b>7,3%</b>	<b>10,6%</b>	<b>5,3%</b>	<b>4,8%</b>	<b>4,0%</b>	<b>5,0%</b>	<b>2,2%</b>
(2) / (1)	1,0	1,4	4,6	2,1	1,9	0,9	0,5	0,7
Região Centro-Oeste								
Administração pública (1)	10,9%	17,7%	7,0%	10,6%	10,3%	12,5%	5,5%	6,2%
Empresas estatais (2)	4,7%	6,7%	11,2%	3,4%	5,6%	4,2%	0,4%	1,5%
<b>Total</b>	<b>15,6%</b>	<b>24,4%</b>	<b>18,2%</b>	<b>14,0%</b>	<b>15,9%</b>	<b>16,7%</b>	<b>5,9%</b>	<b>7,7%</b>
(2) / (1)	0,4	0,4	1,6	0,3	0,5	0,3	0,1	0,2
Brasil								
Administração pública (1)	5,3%	4,8%	2,4%	2,6%	2,8%	3,3%	2,8%	2,1%
Empresas estatais (2)	4,7%	7,1%	10,4%	4,1%	4,5%	2,5%	1,6%	1,1%
<b>Total</b>	<b>10,1%</b>	<b>11,9%</b>	<b>12,9%</b>	<b>6,8%</b>	<b>7,3%</b>	<b>5,8%</b>	<b>4,4%</b>	<b>3,2%</b>
(2) / (1)	0,9	1,5	4,3	1,6	1,6	0,8	0,6	0,5

Fonte: FGV para dados de 1970 a 1985. IBGE (Regionalização das transações do setor público) para dados pós-1991.

Quanto aos montantes de inversões de empresas estatais, foi muito comum entre 1970 e início dos anos 1990 que as estatais realizassem mais gastos em investimento que as administrações públicas (União, estados e municípios). Ao longo da última década, a regra geral foi a perda relativa de sua importância *vis-à-vis* as administrações públicas. O sistema empresarial estatal deixou, portanto, de imprimir efeitos dinâmicos nas economias nacional e regionais. Isso, em parte como já se afirmou, deve-se à transferência de ativos empresariais estatais para o setor privado, a qual, no caso dos estados, foi realizada centrando-se nos bancos e companhias energéticas estaduais, como cláusula obrigatória para a renegociação junto ao governo federal das dívidas estaduais; e, de outra parte, é resultante das pressões da política econômica para que as estatais remanescentes passassem a dar maior contribuição à geração de superávits fiscais.



A preponderância de uma política nacional que visava à consolidação da estabilidade macroeconômica exigiu seu preço sobre as economias regionais/estaduais: os governos estaduais passaram a ter um raio de ação muito mais reduzido para atuar sobre as trajetórias de crescimento de suas economias.

### **3.3 A oferta governamental de crédito para o investimento privado**

O Estado brasileiro tem se caracterizado por uma orientação de intervenção, a qual utiliza um conjunto relativamente amplo de fontes de crédito para impulsionar o nível de investimento privado. Historicamente, o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) tem sido o veículo mais importante, com sua atuação ocorrendo já desde o início da década de 1950. Também, os recursos orientados para a política regional, relacionados com as instituições regionais de desenvolvimento (Sudene e Sudam), apresentam papel importante para o deslocamento de capitais produtivos das regiões desenvolvidas para as regiões periféricas no Brasil. Ademais, os recursos orientados para o crédito rural e para o crédito habitacional são fontes relevantes do crédito para o estímulo à atividade empresarial privada nas regiões brasileiras.

Essas quatro fontes de crédito representam os principais instrumentos de crédito governamental, cujos rebatimentos sobre o desenvolvimento regional são notórios. Em face disso, cabe então avaliar como se comportaram nessa última década de 1990 frente aos sinais emitidos pelas políticas macroeconômicas adotadas. Inicialmente, os recursos para investimento do sistema bancário – BNDES, crédito rural e crédito habitacional – são analisados. Em seguida, apresenta-se os instrumentos clássicos de política regional: os fundos constitucionais e os fundos fiscais (Finam, Finor e Funres). Os primeiros, apesar de representarem fonte importante para a ativação do investimento regional, não são operados com o objetivo explícito de promoverem a redução das disparidades regionais. Os demais são, por seu turno, os mecanismos que visam precipuamente reduzir as desigualdades de níveis de renda entre as regiões.

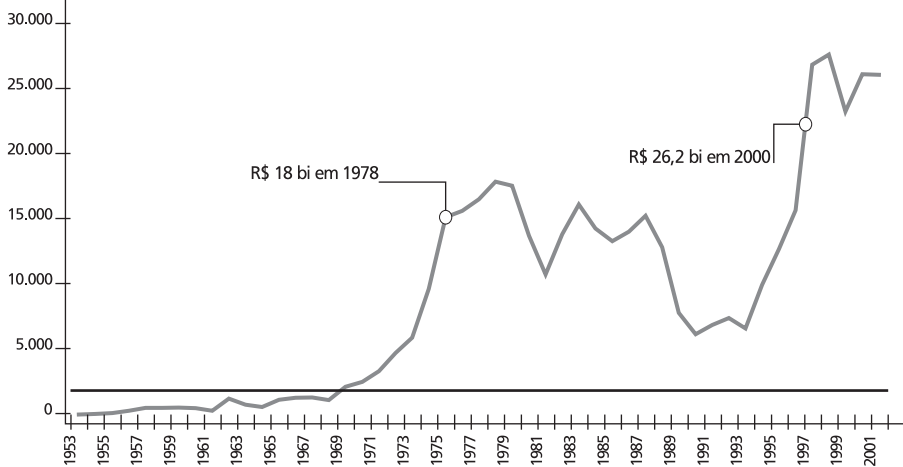
#### **3.3.1 Créditos do Sistema Bancário sem Caráter Explícito de Política Regional**

##### **3.3.1.1 O crédito do sistema BNDES**

São considerados os desembolsos de recursos do Sistema BNDES, por grande região brasileira, para o período de 1970 a 2001. Os recursos emprestados pelo BNDES não se limitam apenas ao crédito ao investimento (criação e ampliação de capacidade produtiva; aquisição e substituição de equipamentos; modernização tecnológica), mas também provêem as empresas de recursos para capital de giro, financiamento à exportação, e através do mecanismo do BNDESPAR, compras/vendas de participações acionárias, operam o fortalecimento contábil-financeiro da empresa.

Uma série histórica dos desembolsos do BNDES é apresentada a seguir (gráfico 4 e tabela A-3 no anexo) de modo a ilustrar a trajetória de crescimento da oferta de fundos ao sistema empresarial brasileiro, notadamente ao parque industrial, de 1953 até 2001. O Banco tem se constituído na principal agência de oferta de fundos públicos para o aparelhamento industrial no país desde o período do Plano de Metas até o presente. Os créditos ao investimento se expandiram, em termos reais, firmemente desde o início de funcionamento do Banco até 1980. A partir desse último ano sua evolução passou a se comportar de modo muito instável e perdeu sustentação em meio a um ambiente de esgarçamento das finanças do Estado e do descontrole inflacionário que foram marca da macroeconomia brasileira desde então. Houve clara tendência de redução de sua capacidade de ofertante de recursos creditícios ao setor produtivo desde então e até, pelo menos, 1993.

GRÁFICO 4  
**Brasil – Evolução dos desembolsos do BNDES de 1953 a 2001**  
 (Em R\$ milhões de 2001)



Fonte: Relatório Anual de Atividades do BNDES (2001).

Em 1994 observou-se uma retomada da função emprestadora do Banco, que de um nível de R\$ 10 bilhões em 1994 atingiu R\$ 27,8 bi em 1998 e R\$ 26,2 bilhões em 2001. Esse novo ímpeto de crescimento, concomitante à implementação do Plano Real de estabilização macroeconômica, teve um papel muito diferenciado do que vinha ocorrendo até a década de 1980. É que, ao invés de orientar-se eminentemente para a ampliação da capacidade produtiva, a estratégia do Banco, na última década, pautou-se por uma agenda composta por um *mix* diferente quanto aos setores eleitos para os créditos da instituição – o setor industrial passou a ter menor atenção e, relativamente, mais recursos foram alocados para a agropecuária voltada para exportação, infra-estrutura e serviços

(principalmente *shopping centers* e turismo)<sup>8</sup> – e também para o financiamento da transferência de ativos produtivos estatais ao setor empresarial privado.

A orientação do Banco, portanto, passou a privilegiar formas de atuação que resultaram num baixo crescimento da formação de capital fixo e, conseqüentemente, em baixas taxas de crescimento econômico. Plattek (2001) deu uma contribuição importante para esclarecer esse ponto ao evidenciar, do conjunto dos desembolsos realizados pelo BNDES entre 1990 e 1999, apenas aqueles que se destinaram diretamente para a expansão do investimento fixo. Esse autor chamou esses recursos de “desembolsos em investimento fixo” para a FBCF. A contribuição para expansão real da fronteira de produção esteve bem aquém daquela possível contribuição que a totalidade dos desembolsos insinua ter.

A tabela 8 consolida dados que avançam a compreensão dessa discussão. A relação desembolsos totais/FBCF teve um percurso de crescimento bastante forte entre 1990 (4,07%) e 1999 (14,33%). No entanto, o mesmo não se verificou para os desembolsos direcionados para o investimento fixo, os quais foram, respectivamente nos mesmos anos, de 3,25% para 5,93%. Na verdade, a razão desembolsos em investimento fixo/desembolsos totais (na terceira coluna da tabela) torna explícito que a expansão dos desembolsos totais foi canalizada para caminhos outros que não o do crescimento do investimento fixo, entre os quais esteve o processo de privatização de ativos públicos largamente financiado pelo BNDES.

TABELA 8  
Crédito do Sistema BNDES – Participação dos desembolsos totais e em investimento fixo para a FBCF (1990 a 1999)

	Razão desembolsos totais/ FBCF (A)	Razão desembolsos inv fixo/ FBCF (B)	Razão desembolsos inv. fixo/ desembolsos totais
1990	4,07%	3,25%	80,4%
1991	5,09%	4,20%	82,4%
1992	5,53%	4,42%	80,0%
1993	4,74%	4,04%	85,3%
1994	6,68%	4,58%	68,6%
1995	7,77%	4,22%	54,3%
1996	9,41%	4,30%	45,6%
1997	15,11%	5,20%	34,4%
1998	15,51%	6,26%	40,4%
1999	14,33%	5,93%	41,4%

Fonte: Para desembolsos totais do sistema BNDES: Relatório Anual de Atividades, BNDES (vários números). Para dados de desembolsos exclusivos em investimento fixo para a FBCF *apud* Plattek (2001).

O descolamento dos recursos creditícios ofertados pelo Banco do sistema produtivo real veio a termo com força a partir de 1994 em concomitância com o

8. Para uma resenha das fases de expansão dos recursos do BNDES, bem como da atuação do banco como braço da política econômica, ver Ana Cláudia AlêM (1998).

programa de estabilização (Plano Real). A desejada expansão da oferta de crédito que viesse a reverter o quadro de penúria e instabilidade no financiamento à produção instalado no país desde início da década de 1980, ao ser canalizada, em grande parte, para as reestruturações patrimoniais que o processo de privatizações exigia, vetou uma outra trajetória para o fortalecimento do sistema produtivo nacional: a do crescimento sustentado do emprego e do produto real.

Para avaliar a contribuição do BNDES à expansão das economias regionais foram calculadas taxas de crescimento dos volumes de crédito ao setor privado para vários períodos compreendidos entre os anos de 1970 e 2001 (tabela 9). Nota-se inicialmente que a oferta de crédito por parte desta instituição teve elevado crescimento nas décadas de 1970 e 1990 em todas as grandes regiões brasileiras. Nos anos 1980, ao contrário, a performance negativa predominou para todas as regiões (com exceção da região Norte) e para o país como um todo, como já tinha sido apontado antes no gráfico.

TABELA 9

**Brasil e regiões – Taxas médias<sup>1</sup> anuais de crescimento do crédito do BNDES ao setor produtivo**

(Períodos compreendidos entre 1970 e 2001)

	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	C. Oeste	Brasil
1970/2001	8,7	2,3	2,9	4,6	9,6	3,5
Década de 1970	24,7	27,7	19,4	28,1	19,3	23,0
Década de 1980	5,7	-5,1	-2,2	0,7	-3,1	-2,3
Década de 1990	16,3	12,0	25,4	17,2	22,0	20,5
Convergência regional <sup>2</sup> (1970-1985)	31,3	14,1	7,3	9,2	15,5	9,9
Divergência regional <sup>3</sup> (1985-2001)	2,3	1,4	7,3	6,3	12,0	6,4
Collor/Itamar (1990-1994)	-0,7	-6,1	4,9	16,8	46,8	9,5
1º mandato FHC (1995-1998)	35,1	17,2	28,9	14,5	37,6	33,0
2º mandato FHC (1999-2002) <sup>4</sup>	22,4	27,2	3,2	0,6	6,9	5,9
1995-2001	19,6	7,4	13,9	6,2	12,9	11,4

Fonte: Dados brutos: Relatório Anual de Atividades do BNDES (vários números).

Notas: <sup>1</sup> Taxas calculadas por ajustamento (análise de regressão) de uma função exponencial do tipo  $y = a \cdot x^e$ .

<sup>2</sup> Período em que os sinais de convergência de rendas *per capita* estaduais no Brasil foram mais evidentes.

<sup>3</sup> Período em que os sinais de divergência de rendas *per capita* estaduais no Brasil são evidentes.

<sup>4</sup> As taxas foram calculadas para o período 1999-2001.

Um recorte temporal que ressalta o papel do BNDES ao longo do período de maior convergência das rendas *per capita* estaduais no Brasil – entre os anos 1970 e 1985 – foi apresentado e traz indícios de que essa instituição deu contribuições positivas para que as inversões empresariais se realizassem e também para certa desconcentração regional. As taxas anuais de crescimento do crédito nas regiões periféricas – Norte (31,3%), Nordeste (14,1%) e Centro-Oeste (15,5%) – foram superiores às mesmas taxas observadas para o Sudeste (7,3%) e Sul (9,2%).

Essa contribuição benéfica à desconcentração na oferta de crédito arrefeceu no período seguinte de 1985-2001 e a oferta de crédito do BNDES tende

a privilegiar as regiões de maior desenvolvimento econômico, adicionando elementos para a efetivação da divergência das rendas *per capita* regionais. As taxas de crescimento são muito menos intensas que as do período anterior para o país e para todas as regiões. As regiões periféricas, regra geral, passaram a ter taxas mais tímidas de expansão do crédito que as taxas das regiões mais desenvolvidas: as regiões Norte e Nordeste apresentaram taxas, respectivamente, de 2,3% e 1,4% e as regiões Sudeste e Sul apresentaram performance superior: de 7,3% e 6,3% respectivamente. A exceção ficou por conta da região Centro-Oeste, cuja taxa foi de 12,0% ao ano, portanto, mais elevada que a das regiões mais dinâmicas.

No período recente, pós-1990, nota-se a recuperação do Banco como instrumento de oferta de crédito, principalmente no primeiro governo FHC (1995-1998). Nesse quadriênio, os efeitos regionais são mais positivos para as regiões Norte e Centro-Oeste do que para o Nordeste. No entanto, a região Sudeste teve expansão expressiva, sinalizando que o núcleo dinâmico da economia brasileira continuou à frente na tomada de crédito ao investimento.

No segundo mandato do governo FHC, a oferta de crédito arrefeceu em seu conjunto – e isto tem muito a ver com a finalização do ciclo de privatizações levado a termo pelo governo; no entanto, em termos regionais, as áreas menos desenvolvidas, Norte e Nordeste e mesmo o Centro-Oeste, apresentaram crescimento superior às regiões Sudeste e Sul. Nesse breve período, a ação desta instituição de crédito foi, portanto, a favor da desconcentração em termos regionais.

De modo conclusivo, pode-se afirmar que o papel do BNDES na oferta de recursos para o sistema empresarial brasileiro, ao menos na questão espacial, não tem sido tão efetivo quanto se esperaria dado o grau de desigualdade da atividade produtiva vigente. Somente na década de 1970 o Banco contribuiu mais claramente para a convergência das rendas entre regiões. Nas décadas de 1980 e 1990 seu papel operou no sentido contrário, tendendo a reforçar divergências.

### 3.3.1.2 Crédito rural ao investimento

As operações de crédito para o setor rural são correntemente discriminadas quanto a sua destinação como crédito para custeio, comercialização e investimento. Para este trabalho somente será considerado o crédito rural para investimento. A razão para esse recorte é a duplicação dos registros de crédito fornecido pelas várias fontes consideradas. Por exemplo, sabe-se que o BNDES, no conjunto de suas operações também destina recursos para o setor agropecuário, o que estaria captado nas estatísticas de crédito rural. Como, entretanto, não é possível fazer a retirada nas estatísticas de crédito rural dos valores operados pelo BNDES ou outras fontes que serão tratadas mais adiante, optou-se por minimizar o problema ao considerar apenas os valores relacionados com a rubrica investimento rural.

No sistema de financiamento do crédito rural, os bancos oficiais federais são os principais instrumentos da política de crédito quanto ao número de contratos realizados e quanto ao valor financiado respondendo, em geral, por cerca de 60% a 70% do total na década de 1990. Em 1990 eles realizaram 65% do total financiado, em 1994 foram 69,3% e em 1999 foram 61,8% do total. Os bancos públicos estaduais, por sua vez, têm diminuído sua parcela no financiamento, muito em função das privatizações do sistema bancário estadual, o que terminou por reduzir a sua importância no conjunto do sistema bancário nacional. Esses bancos estaduais operaram 9,1% do total financiado em 1990, reduziram sua participação para 5,2% em 1994 e apresentaram outra queda em 1999 com apenas 2,3% do total (BACEN, vários números).

O sistema bancário privado e as cooperativas são responsáveis pelo restante do crédito rural brasileiro. Os bancos privados com, respectivamente, 21,1% em 1990, 22,9% em 1994 e 30,9% em 1999. As cooperativas com 3,8% em 1990, 2,5% em 1994 e 3,8% em 1999.

Os financiamentos são concedidos ora a produtores ora a cooperativas. As atividades às quais os financiamentos se referem, neste trabalho, são as agrícolas e pecuárias. Para a presente análise não serão feitas considerações acerca do tipo de produtor e/ou da atividade predominante em que ele está envolvido. A atenção principal desta investigação é verificar a trajetória temporal bem como o impacto que o investimento rural tem no PIB nacional e das macrorregiões.

O gráfico 5 apresenta a trajetória do crédito rural total e de sua parcela destinada ao investimento nos trinta anos entre 1970 e 2000. O crédito rural total no Brasil tem passado por uma grave crise de oferta. Desde início da década de 1980 sua trajetória é de queda depois de ter apresentado um pico de oferta em 1979 com o montante de R\$ 54 bilhões. A instabilidade do crédito tem sido a regra geral para o conjunto do período.

Na década de 1990 podem ser notados dois movimentos. O primeiro ocorreu no início do governo Collor que, com a sua política inicial de um choque de restrição do crédito na economia, reduziu os recursos do Tesouro para o setor rural e impediu que outros fundos tradicionalmente voltados para o setor canalizassem seus recursos. A contração abrupta no crédito rural levou a problemas de oferta na agricultura brasileira, sinalizando que as metas de inflação planejadas para 1991 não seriam alcançadas. O governo, ainda em fins de 1991, tenta outras saídas para aumentar o crédito rural, e dentre elas está o novo papel designado ao BNDES, que passaria também a financiar o setor agrícola e a agroindústria.

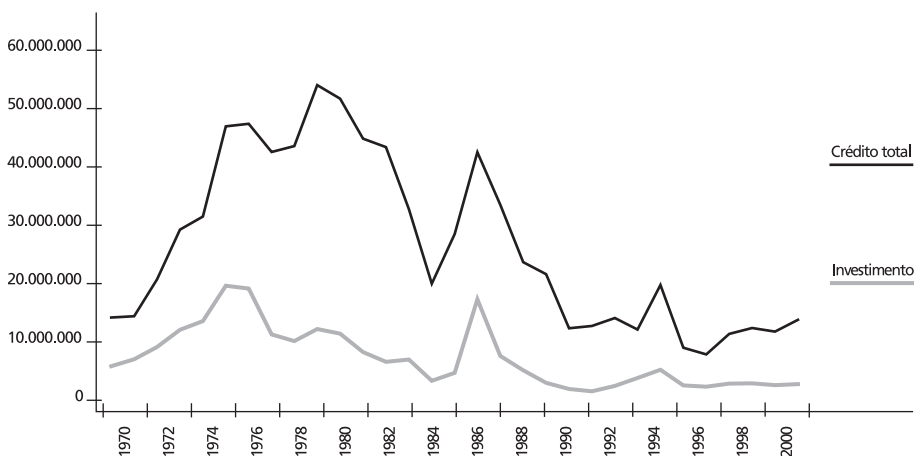
O segundo movimento ocorre a partir de 1994 com a implementação do Plano Real. Segundo Rezende (2003), como este Plano teria sido implementado pouco a pouco e seus passos foram anunciados previamente, o setor agropecuário

teria decidido aumentar seus investimentos em 1994 por conta do aumento de renda que a estabilização provocaria na economia brasileira. Isso explica a expansão do crédito rural naquele ano que, no entanto, não se sustentou no ano seguinte. A partir de 1996, por conta de aportes de recursos do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) para o crédito rural, a oferta total de fundos passou a apresentar tendência ascendente.

GRÁFICO 5

**Brasil – Evolução do crédito rural para investimento e total (1970 a 2000)**

(Em R\$ mil de 2000)



Fonte: Bacen.

No entanto, nem mesmo os efeitos da estabilidade macroeconômica parecem ter afetado positivamente o crédito rural de modo a restaurar os níveis de recursos ofertados durante a década de 1980. Os valores médios alocados para o crédito rural entre 1990 e 2000, cerca de R\$ 13 bilhões, são os mais baixos de toda a série observada, isto é, desde 1970.

Com o crédito para a modalidade investimento a performance é muito similar, sendo que essa rubrica atinge seu máximo nos anos de 1975-1976 quando os montantes atingiram cerca de R\$ 19 bilhões em cada ano; portanto, seu pico é anterior ao do crédito total que foi em 1979. Na última década de 1990 os investimentos escassearam e limitaram-se aos montantes médios de R\$ 3 bilhões anuais.

Quanto aos aspectos espaciais do impacto do crédito rural, a tabela 11 evidencia as taxas anuais de crescimento para vários períodos entre 1970 e 2000 dos montantes canalizados para o investimento nas macrorregiões brasileiras. No conjunto do período 1970-2000 predominaram taxas negativas de expansão desta modalidade crédito rural para o Brasil (-5,9% ao ano) e para suas regiões,

expressando, desse modo, a trajetória configurada pelo gráfico anterior. Há, entretanto, nuances importantes sobre o crédito nas regiões. As regiões Norte e Centro-Oeste, apesar de apresentarem também valores negativos, foram menos atingidas pela redução geral operada no investimento rural: a região Norte com -0,5% anuais e o Centro-Oeste com -2,8% também anuais. A região Nordeste, com taxas anuais de -5% no período, manteve-se em patamar um pouco abaixo da queda verificada para o país como um todo. As regiões Sudeste e Sul é que sofreram mais, pois suas taxas de redução são as mais expressivas. Esse quadro generalizado de depressão no crédito rural para o investimento, ainda assim, tem implicações para a concentração/desconcentração regional, uma vez que as regiões de menor nível de desenvolvimento – Norte, Nordeste e Centro-Oeste – aparentam ter sofrido relativamente menos que as duas economias regionais mais robustas, o Sudeste e o Sul. Esse movimento pode ter, é claro, algum rebatimento positivo para a convergência da atividade agropecuária no país.

Desagregada a análise pelo recorte em décadas, os resultados adicionam outros elementos importantes para a trajetória geral do crédito nas regiões. Houve expansão generalizada do crédito na década de 1970; chegando aos anos 1980 o quadro transforma-se em crise também generalizada, e há certa retomada nos anos 1990.

Na década de 1970, as economias regionais periféricas tiveram expansão superior no crédito em investimento rural à verificada nas regiões Sudeste e Sul do país. Nesse sentido, o crédito aqui operou a favor de certa convergência regional.

Nos anos 1980, os raios de manobra para a convergência regional se perdem: as regiões Norte e Nordeste, com respectivamente -13,5% e -12,9% ao ano, sofreram maior impacto negativo que todas as demais economias regionais. O Sudeste teve taxa negativa de crescimento de -9,4% ao ano, na região Sul a taxa foi de -6,3% ao ano. Somente a região Centro-Oeste apresentou um aumento positivo na obtenção de crédito rural: sua taxa de expansão foi de 5% anuais, portanto, ao contrário da trajetória de penúria de crédito que atingia o restante do país.

Ao começar a década de 1990, o crédito rural se restabeleceu de sua tendência recessiva e a sua taxa de expansão, em termos reais, foi de 3,5% anuais para o país como um todo. O caráter potencializador da convergência volta, a princípio, a operar num quadro de estabilidade macroeconômica. Dessa vez, as regiões Norte e Nordeste saem na frente com taxas muito superiores às verificadas nas demais regiões: Norte (17,2%), Nordeste (8,9%), Sudeste (-0,2%), Sul (1,8%) e Centro-Oeste (-1,1%).

Observado o crédito rural para investimento sob a perspectiva das fases em que a convergência regional da atividade produtiva ocorreu no país, entre 1970 e 1985, os dados tornam-se, em certo sentido, contraditórios com o movimento



mais geral da economia brasileira. É que as taxas de crescimento do crédito rural nessa fase são negativas para o país como um todo e foram positivas apenas para as regiões Norte (4%) e Nordeste (1%). Dessa feita, pode-se afirmar que, se o crédito rural deu alguma contribuição para o movimento geral de desconcentração regional da atividade, isso ocorreu muito mais por consequência da queda mais expressiva havida nas regiões de maior desenvolvimento.

No período seguinte, chamado de “divergência regional” entre 1985-2000, predominou o clima de estagnação na fonte dos recursos. Com exceção das taxas positivas de 5,5% anuais para a região Norte, nas demais macrorregiões houve redução na obtenção do crédito rural. De novo, as regiões de menor ritmo de desenvolvimento foram mais preservadas da crise que as economias mais fortes, Sudeste e Sul.

TABELA 10

**Brasil e regiões – Taxas geométricas<sup>1</sup> anuais de crescimento do crédito governamental ao investimento rural (1970 a 2000)**

	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	C. Oeste	Brasil
1970-2000	-0,5	-5,0	-8,9	-7,6	-2,8	-5,9
Década de 1970	25,9	13,0	3,1	5,9	13,6	7,5
Década de 1980	-13,5	-12,9	-9,4	-6,3	5,0	-6,8
Década de 1990	17,2	8,9	-0,2	1,8	-1,1	3,5
Convergência regional <sup>2</sup> (1970-1985)	4,0	1,0	-7,3	-5,2	-3,5	-4,2
Divergência regional <sup>3</sup> (1985-2000)	5,5	-6,0	-9,4	-8,3	-6,5	-6,4
1º mandato FHC (1995-1998)	-24,0	14,3	3,8	16,3	8,2	6,5
1995-2000	10,6	-12,5	2,3	14,4	2,1	2,3

Fonte: Dados brutos: Anuário Estatístico do Crédito Rural. Banco Central do Brasil (vários números).

Notas: <sup>1</sup> Taxas calculadas por ajustamento (análise de regressão) de uma função exponencial do tipo  $y = a \cdot x^b$ .

<sup>2</sup> Período em que os sinais de *convergência* de rendas *per capita* estaduais no Brasil foram mais evidentes.

<sup>3</sup> Período em que os sinais de *divergência* de rendas *per capita* estaduais no Brasil são evidentes.

De modo geral, pode-se concluir que, com exceção da década de 1980, quando as regiões periféricas apresentaram taxas negativas superiores às regiões Sudeste e Sul, em todos os outros momentos desde 1970 o crédito rural aponta como elemento favorável à desconcentração regional na tomada de recursos para investimento. Esse ponto precisa, no entanto, ser qualificado. Na década de 1970, a expansão do crédito foi bem generalizada entre as regiões e a suposta convergência se dá paralelamente a uma economia nacional em crescimento; mas o mesmo não se verifica na década de 1990. Nesta última, as taxas positivas para as regiões Norte e Nordeste se deparam com taxas negativas nas regiões Sudeste e Centro-Oeste e com uma taxa positiva, mas, ainda assim baixa, na região Sul.

Há ainda limites a serem considerados para o que sugerem esses dados aludidos anteriormente. É que as magnitudes (e os sinais) das taxas de crescimento não podem ser automaticamente transpostas para a análise da desconcentração setorial da agropecuária no espaço nacional. Para que tal pudesse ser realizada, seria preciso

qualificar para que atividades – de maior ou menor valor agregado – o crédito está sendo canalizado. Uma maior quantidade de recursos de crédito canalizada para atividades de baixo valor agregado em economias regionais de menor desenvolvimento pode ter um impacto muitíssimo reduzido sobre a desconcentração produtiva se o crédito alocado na região mais desenvolvida gerar um valor agregado muito superior. Não é objeto deste trabalho aprofundar este aspecto, o qual, no entanto, deve ser ressaltado, merece atenções em pesquisas posteriores.

### 3.3.1.3 Crédito habitacional

O financiamento do crédito para o setor habitacional no Brasil tem como fontes principais o Tesouro Nacional, os recursos do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS), que representam uma poupança compulsória da coletividade, e o Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimo (SBPE) que deveria utilizar os recursos das cadernetas de poupança do público em geral (poupança voluntária). Quando foi instituído o Sistema Financeiro da Habitação (SFH) na década de 1960, cabia ao Tesouro financiar a habitação para populações de baixa renda; o FGTS, por sua vez, deveria financiar a população de renda média; e o SBPE cobriria os estratos mais altos de renda da população.

Os dados aqui reunidos para investigação foram obtidos no trabalho de Roberto Zamboni (2004). A base de estatísticas habitacionais é muito precária no país, segundo o autor, que enfrentou dificuldades para arregimentar dados para a década de 1990 (até 2002) e não teve êxito em obter dados para os períodos anteriores. Em função dos vários obstáculos para a definição de uma série de tempo, aquele autor somente pode apresentar seus dados de forma agregada por alguns períodos de tempo correspondentes a fases de gestão da política habitacional (1990-1992; 1993-1994; 1995-1998; e 1999-2002).

Com base nas informações disponíveis, foram calculadas médias anuais em cada período em que os dados estavam agregados de modo a se obter uma série anual para os recursos do financiamento habitacional. As tabelas 11 e 12 apresentam as informações relevantes para a presente investigação.

TABELA 11  
**Brasil e regiões – Estimativas anuais (média aritmética do período) do financiamento federal para habitação 1990 a 2002**  
 (Em R\$ mil de 2002)

Médias do período	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	C. Oeste	Brasil
1990 a 1992	391.210	1.616.041	3.242.151	1.116.383	503.507	<b>6.869.292</b>
1993 e 1994	211.847	873.404	1.754.242	605.808	271.313	<b>3.716.614</b>
1995 a 1998	210.386	1.076.273	3.247.234	1.047.474	476.343	<b>6.057.710</b>
1999 a 2002	147.792	922.975	3.418.995	778.940	339.218	<b>5.607.920</b>

Fonte: Caixa Econômica Federal/Ministério das Cidades/Banco Central. Apud Zamboni (2004).

Obs.: Médias anuais calculadas com base nos agregados dos períodos 1990-1992; 1993-1994; 1995-1998; e 1999-2002, fornecidos por Zamboni (2004).

TABELA 12

**Brasil e regiões – Estimativas do financiamento federal para habitação\* como proporção dos PIBs regionais e nacional (1990, 1993, 1995, 1999 e 2002)**  
(Em %)

	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	C. Oeste	Total
1990	0,79	1,25	0,55	0,61	0,97	<b>0,68</b>
1993	0,38	0,64	0,29	0,31	0,44	<b>0,35</b>
1995	0,39	0,72	0,47	0,50	0,68	<b>0,52</b>
1999	0,27	0,56	0,47	0,35	0,42	<b>0,45</b>
2002	0,24	0,53	0,45	0,33	0,36	<b>0,42</b>

Fonte: Caixa Econômica Federal/Ministério das Cidades/Banco Central. Apud Zamboni (2004).

Obs.: \* Com base nos dados apresentados na tabela 10.

O volume total de crédito para habitação estagnou completamente entre 1990 e 2001. Em termos médios não ocorreram incrementos significativos na oferta de recursos e, na verdade, no final da década (pós-1999) a oferta sofreu um recuo. Está claro que, ao longo do programa de estabilização macroeconômica por que passou o país depois de 1994, a demanda por recursos deve ter aumentado, pois inicialmente, entre 1994 e 1997, houve ganhos de renda real para a maior parte da população, no entanto, o setor público mostrou-se incapaz de atender aos requerimentos da demanda por crédito habitacional.

Do ponto de vista da importância do crédito habitacional sobre a demanda agregada nas regiões brasileiras, pode-se afirmar que, com exceção do quadro positivo na região Sudeste, em todas as demais regiões o volume de crédito ofertado sofreu uma pronunciada diminuição relativamente à sua participação relativa no PIB regional. As reduções havidas significaram uma queda de mais da metade (regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste) na posição relativa ao PIB do ano inicial (1990) e do ano final (2002) e de cerca da metade na região Sul (de 0,61% em 1990 para 0,33% em 2002). Na região Sudeste houve uma clara manutenção do patamar de oferta de crédito durante a década, cuja importância relativa no PIB regional sofreu uma queda de menor monta comparativamente às experiências nas outras regiões brasileiras: foi de 0,55% em 1990, passando para 0,47% em 1995 e para 0,45% em 2002 (tabela 10).<sup>9</sup>

Essa performance de maior êxito na região Sudeste não deixou de ter implicações sobre a distribuição do conjunto de recursos entre as cinco regiões brasileiras.

“A análise da distribuição espacial do gasto público com recurso do FGTS e do Tesouro, desagregada por gestão, revela que a maior parcela dos recursos foi destinada à região Sudeste, que teve sua participação aumentada de 41% para 62% entre a primeira gestão estudada – 1990-1994 – e a última – 1999-2002 – [...] À exceção do

9. Zamboni (2004, p. 11) também apontou para esse decréscimo de importância relativamente ao PIB. Usando os dados agregados por períodos relevantes, esse autor afirmou: “Assim, comparado ao PIB ou à Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), o valor dos financiamentos contratados mais as respectivas contrapartidas, viu sua proporção diminuir no mesmo período (referindo-se, respectivamente aos anos de 1990-1992 e 1998-2002) de 0,75% para 0,48% com relação ao PIB e de 3,32% para 2,17% com relação à FBCF.”

Sudeste, todas as demais regiões tiveram sua participação reduzida. Na região Norte a redução foi de 6% para 3%, na região Nordeste de 24% para 16%, na Sul de 16% para 14% e na Centro-Oeste de 7% para 6%.[...]” (ZAMBONI, 2004, p. 18).

Fato muito representativo do impacto que os financiamentos habitacionais durante a última década tiveram sobre a expansão da atividade produtiva foi a constatação de que a maior parte do crédito destinou-se à comercialização de moradias e não à construção de unidades novas. No conjunto dos recursos do FGTS, durante os anos de 1995 e 2002, cujo montante foi de R\$ 22,8 bilhões, aproximadamente R\$ 12,6 bilhões, isto é, 56,0%, foram alocados para a aquisição de moradias prontas, isto é, para a comercialização. Apenas R\$ 7,3 bilhões ao longo daquele mesmo período foram destinados para a produção de imóveis novos.

Duas conseqüências negativas resultam desse quadro: uma está diretamente relacionada com o fato de que a limitada oferta de crédito habitacional – a qual sofreu contração ao longo do tempo analisado –, ao tender a privilegiar recursos para a comercialização de moradias em detrimento da construção de unidades novas, teve impacto reduzido sobre a formação de capital do país, agravando o quadro geral de baixo crescimento econômico que já estava instalado em função da estabilidade macroeconômica. Outra, que impediu o enfrentamento da redução do déficit habitacional no país (ZAMBONI, 2004).

Em suma, concentrando-se na esfera puramente mercantil, numa conjuntura de ampla financeirização da riqueza capitalista, o crédito habitacional fornecido pelo governo obstruiu o desenvolvimento de atividades produtivas reais no setor habitacional ao colocar empecilhos à construção de novas moradias.

### 3.3.2 Instrumentos Clássicos de Política Regional

#### 3.3.2.1 Fundos constitucionais (FNO, FCO e FNE)

Criados em 1988 pela nova Constituição do país, os fundos constitucionais são formados por uma fração de 3% do montante do IPI e IRPJ arrecadados em cada ano. Desse total, 60% destinam-se aos estados da região Nordeste (e parte de Minas Gerais), e o restante de 40% é dividido igualmente entre as regiões Norte e Centro-Oeste.

A administração dos fundos é feita pelas superintendências de desenvolvimento regional (atualmente, agências de desenvolvimento: Agência de Desenvolvimento do Nordeste - Adene e a Agência de Desenvolvimento da Amazônia - ADA) e por instituições financeiras governamentais nas regiões: no Nordeste o Banco do Nordeste (BNB), na Amazônia o Banco da Amazônia (Basa), e na região Centro-Oeste o Banco do Brasil.

Os números relevantes dos repasses do Tesouro Nacional para os fundos constitucionais para o período de 1989 a 2001 estão indicados nas tabelas 13 e 14. Embora com valores, em termos reais, crescentes, pois a base de sustentação dos

fundos – os impostos federais IPI e IR – teve performance positiva ao longo da última década, fica claro que sua evolução se dá a taxas muito reduzidas.

**TABELA 13**  
**Repases da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) aos fundos**  
**constitucionais regionais**  
 (Em R\$ de 2002)

	FCO	FNO	FNE	Total
1989	165.478	165.478	496.433	<b>827.389</b>
1990	377.737	377.737	1.133.211	<b>1.888.685</b>
1991	308.794	308.794	926.383	<b>1.543.971</b>
1992	307.437	307.437	922.312	<b>1.537.187</b>
1993	342.217	342.217	1.026.651	<b>1.711.084</b>
1994	335.378	335.378	1.006.137	<b>1.676.893</b>
1995	389.327	389.327	1.167.985	<b>1.946.639</b>
1996	375.115	375.115	1.125.346	<b>1.875.576</b>
1997	388.902	388.902	1.166.703	<b>1.944.506</b>
1998	413.125	413.125	1.239.376	<b>2.065.627</b>
1999	432.896	432.896	1.298.688	<b>2.164.481</b>
2000	461.387	461.387	1.384.160	<b>2.306.933</b>
2001	528.394	528.394	1.585.183	<b>2.641.971</b>

Fonte: Dados brutos: Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Dados reelaborados pela Secretaria de Desenvolvimento Regional do Ministério da Integração Nacional. "Sistema de Informações Gerenciais" em julho de 2003. Obtidos no site: <[www.integracao.gov.br](http://www.integracao.gov.br)>.

**TABELA 14**  
**Repases da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) aos fundos constitucionais como**  
**proporção dos PIBs regionais**  
 (Em %)

	FCO	FNO	FNE	Total *
1989	0,33	0,32	0,38	<b>0,36</b>
1990	0,73	0,76	0,88	<b>0,82</b>
1991	0,50	0,65	0,68	<b>0,63</b>
1992	0,54	0,71	0,71	<b>0,67</b>
1993	0,56	0,62	0,76	<b>0,68</b>
1994	0,49	0,59	0,70	<b>0,62</b>
1995	0,56	0,72	0,78	<b>0,71</b>
1996	0,51	0,67	0,71	<b>0,65</b>
1997	0,50	0,71	0,72	<b>0,66</b>
1998	0,49	0,74	0,77	<b>0,68</b>
1999	0,54	0,78	0,79	<b>0,72</b>
2000	0,51	0,77	0,81	<b>0,72</b>
2001	0,56	0,84	0,91	<b>0,80</b>

Fonte: Dados brutos: Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Dados reelaborados pela Secretaria de Desenvolvimento Regional do Ministério da Integração Nacional. "Sistema de Informações Gerenciais" em julho de 2003. Obtidos no site: <[www.integracao.gov.br](http://www.integracao.gov.br)>.

Obs.: \* Somatório dos três fundos constitucionais sobre somatório dos PIBs regionais.

Como proporção dos PIBs regionais, os repases aludidos anteriormente não ultrapassaram a marca de 1% do PIB regional. No caso do Nordeste se chegou mais perto em 2001 com 0,9%. Na média, como proporção do PIB, os repases

estão na faixa dos 0,7% a 0,8 % em todas as regiões. Embora se constituindo numa oferta segura de créditos para as regiões, pois está vinculada constitucionalmente à arrecadação nacional de impostos (IPI e IR), seu crescimento foi, indiretamente, detido nos anos 1990 em razão da preponderância que as Contribuições Sociais (que não precisam ser divididas com estados e municípios) passaram a ter na carga tributária federal face aos impostos tradicionais.

### 3.3.2.2 Fundos fiscais (Finor, Finam e Funres)

Com o objetivo de promover o desenvolvimento econômico nas regiões Norte e Nordeste, o governo federal criou ainda no início da década de 1960 o “Sistema 34/18” de incentivos fiscais que operaria, desde então, uma significativa transferência inter-regional de poupança ao tornar rentáveis possibilidades de inversões, por parte de empresas do Centro-Sul do país, nas regiões menos desenvolvidas. Posteriormente, em 1969, também o estado do Espírito Santo passou a ser beneficiado pelo sistema de incentivos fiscais sob administração do Grupo Executivo para Recuperação Econômica do Estado do Espírito Santo (Geres). Somente em meados da década de 1970 que, no âmbito de uma reformulação institucional no sistema de incentivos fiscais, foram criados os Fundos de Investimento do Nordeste, da Amazônia e do Espírito Santo (Finor, Finam e Funres).<sup>10</sup>

Por meio desses instrumentos de apoio à inversões produtivas nas referidas regiões, o governo brasileiro promoveu, de modo mais marcante nos estados do Nordeste, uma exitosa recuperação e renovação do parque industrial, processos sobre os quais a literatura especializada denominou de “nova indústria” estimulada pelos mecanismos de incentivos fiscais e caracterizada pela consolidação de novos ramos industriais especializados em bens de consumo não-duráveis e intermediários (GUIMARÃES NETO, 1989).

Os fundos de investimento foram cruciais para a alavancagem da taxa de inversão das regiões Norte e Nordeste de modo que estas pudessem atingir taxas de crescimento econômico inéditas nas suas histórias recentes, em alguns períodos das décadas de 1970 e 1980 até mesmo superiores ao que ocorria no restante do país; o que veio a permitir que a desconcentração da atividade econômica vingasse entre 1970 e 1985.

Em função da expansão dos mecanismos de incentivos fiscais para outras atividades que não as do Finor/Finam, entretanto, a importância destes diminuiu consideravelmente. Bezerra (1990) demonstrou que já a partir do início da década de 1970 a participação relativa desses dois fundos no total dos incentivos fiscais do Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ) esteve em 76,1% em 1970,

---

10. Criados pelo Decreto-Lei nº 1.376 de 12 de dez. 1974, que criou também os fundos setoriais (Fiset-Pesca, Fiset-Turismo e Fiset-Reflorestamento). Para uma análise sintética do papel dos incentivos fiscais desde o início de implementação até final dos anos 1980, ver: Bezerra (1990), o qual incorpora os julgamentos das avaliações técnicas realizadas por especialistas na década de 1970 – Goodman e Albuquerque (1974) e Mahar (1978) – e também as feitas pela Comissão de Avaliação de Incentivos Fiscais (Comif) em 1986.

quando em 1963 teria sido de 100%. Em 1975, os dois fundos eram responsáveis por 35,8% do total dos incentivos do país e em 1980 a participação relativa caiu ainda mais, para apenas 28,9% do total. Essa trajetória declinante foi concommitante à expansão dos recursos destinados aos fundos setoriais (pesca, turismo e reflorestamento) e ao PIN e Proterra.

TABELA 15

**Repasses da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) aos fundos fiscais regionais de investimento (1970 a 2001)**

(Em R\$ de 2002)

	Finam	Finor	Funres	Total
1970	769.647	1.659.712	n.d.	<b>2.429.359</b>
1971	608.702	1.649.170	n.d.	<b>2.257.871</b>
1972	478.130	1.284.891	n.d.	<b>1.763.021</b>
1973	410.874	905.730	n.d.	<b>1.316.604</b>
1974	421.406	1.208.998	n.d.	<b>1.630.405</b>
1975	688.151	1.846.600	n.d.	<b>2.534.751</b>
1976	408.728	1.180.770	n.d.	<b>1.589.498</b>
1977	393.463	1.152.284	n.d.	<b>1.545.747</b>
1978	364.819	938.107	n.d.	<b>1.302.927</b>
1979	359.826	817.786	n.d.	<b>1.177.611</b>
1980	410.659	955.844	n.d.	<b>1.366.504</b>
1981	448.393	1.126.117	n.d.	<b>1.574.510</b>
1982	532.919	1.278.665	n.d.	<b>1.811.584</b>
1983	420.723	1.041.510	n.d.	<b>1.462.233</b>
1984	334.686	966.030	n.d.	<b>1.300.715</b>
1985	321.988	1.077.023	n.d.	<b>1.399.011</b>
1986	1.372.466	2.472.965	n.d.	<b>3.845.430</b>
1987	688.084	1.170.668	n.d.	<b>1.858.752</b>
1988	918.011	847.273	n.d.	<b>1.765.284</b>
1989	n.d.	n.d.	n.d.	<b>0</b>
1990	n.d.	n.d.	n.d.	<b>0</b>
1991	n.d.	n.d.	n.d.	<b>0</b>
1992	n.d.	n.d.	n.d.	<b>0</b>
1993	n.d.	n.d.	n.d.	<b>0</b>
1994	n.d.	n.d.	n.d.	<b>0</b>
1995	599.491	607.156	21.493	<b>1.228.139</b>
1996	241.023	618.636	23.061	<b>882.720</b>
1997	365.664	665.260	32.410	<b>1.063.333</b>
1998	469.200	556.533	18.076	<b>1.043.809</b>
1999	515.498	422.724	23.825	<b>962.047</b>
2000	650.585	507.476	19.723	<b>1.177.783</b>
2001*	117.819	131.679	4.488	<b>253.985</b>

Fonte: Dados brutos: STN/Sudam/Basa para Amazônia Legal; STN/Sudene/BNB para região Nordeste; e STN/Geres/Bandes para o estado do Espírito Santo. Dados obtidos no *site* do Ministério da Integração Nacional: <[www.integracao.gov.br/fundos/fundos\\_fiscais/](http://www.integracao.gov.br/fundos/fundos_fiscais/)>.

Dados de 1970 a 1975: a) Sudam: desembolsos de fundos de crédito fiscal por Mahar (1978, p. 118).

b) Para Nordeste, as liberações de recursos fiscais de 1970 a 1975 por Albuquerque e Cavalcanti (1976, p. 126).

Dados de 1976 a 1988: Finor e Finam durante o período de 1976 a 1988 por Bezerra (1990).

Dados de 1995 a 2001: Sistema Gerencial de Informações de nov. 2003, Ministério da Integração Nacional.

Obs.: \*Dados de janeiro a maio.

A longa jornada de crise das contas públicas com processo inflacionário em descontrole ocasionada, entre outros fatores, pelo ajustamento imposto pela crise

do endividamento externo na década de 1980 e, posteriormente, na década de 1990 pelas tentativas de retomada da estabilidade com um processo radical de abertura comercial e financeira do país para o exterior, levou a um enfraquecimento da ação do Estado no desenvolvimento regional. De um lado, o amplo leque de instrumentos e recursos montado entre as décadas de 1960 e 1970 passou a ser fragilizado pela crise macroeconômica; de outro, a internacionalização passiva da estrutura produtiva brasileira na década de 1990 tornou em muitos sentidos obsoletos os instrumentos e as instituições voltados para o desenvolvimento regional.

Trespasado por problemas de menor efetividade e eficácia da aplicação dos incentivos e por um processo de má gestão das instituições regionais (Sudam e Sudene), o governo FHC considerou extintos, por meio da Medida Provisória nº 2.146-1 de 04 de maio de 2001, o Finam e o Finor, dando assim um basta a instrumentos que durante cerca de quatro décadas deram importantes contribuições para a transformação das economias do Nordeste e da Amazônia.

### 3.3.3 Síntese da Oferta de Crédito do Governo ao Setor Privado

#### 3.3.3.1 Fontes de recursos como proporção do PIB nacional

Reunidas todas as principais fontes de crédito do governo ao setor privado já se tem elementos mais substantivos para o dimensionamento da atuação pública como provedor de recursos para a expansão da atividade produtiva no país. As tabelas 16 e 17 e o gráfico 5 reúnem os dados relevantes para o período 1970-2000.

Está claro que a década de 1970 foi aquela em que o Estado brasileiro reuniu as condições mais propícias para fomentar estímulo no setor privado nacional. O gráfico 6 evidencia a trajetória da razão Crédito Governamental/ PIB Total (1980 = 100). Particularmente entre os anos 1974-1976 a proporção “crédito/PIB” foi mais alta, atingindo, respectivamente, 4,4%, 6,32% e 5,6% do PIB em 1974, 1975 e 1976. A partir de 1980, a trajetória dos recursos mostrou efetiva queda relativamente ao PIB total – com exceção do ano de 1986 (Plano Cruzado), quando a proporção de 3,68% do total representou um salto isolado na tendência declinante.

Considerando-se que para a rubrica do crédito habitacional não foi possível obter as estimativas de crédito governamental entre 1970 e 1989, pode-se imputar que o volume total de recursos ofertados deve ter sido ainda maior entre os anos 1970 e 1980. De fato, os recursos do Sistema Financeiro de Habitação foram substancialmente mais elevados entre 1970 e 1985 que no período posterior.<sup>11</sup>

---

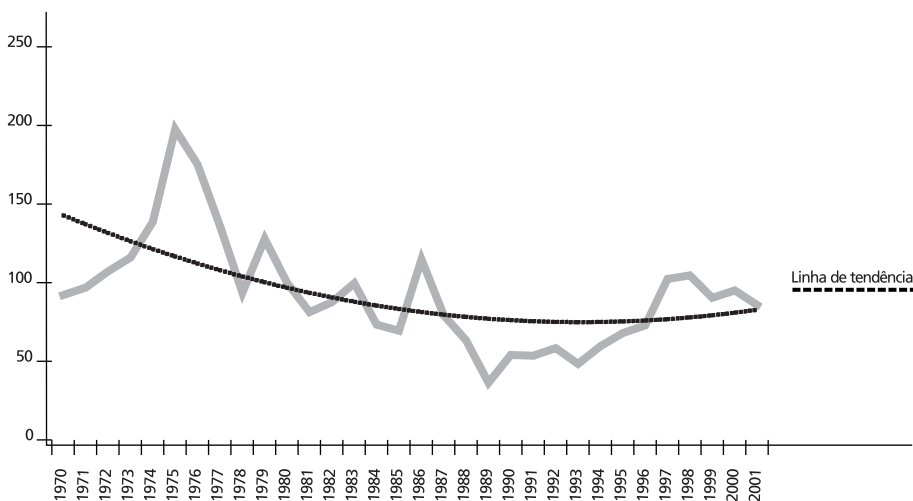
11. Zamboni (2004, p. 22), contrastando os recursos médios anuais para financiamento do período 1999-2002 com valores atingidos na década anterior, observou que no período recente o patamar encontra-se em cerca de metade àquele observado no início dos anos 1980: “Mesmo observando-se uma tendência crescente no valor anual dos financiamentos, a média do último período de R\$ 3,5 bilhões anuais ainda representa pouco menos de 50% das contratações anuais em habitação entre 1980 e 1982, período em que o FGTS obteve o melhor desempenho historicamente em termos de valor financiado e unidades contratadas.”



Entre 1989 e 1994, os recursos estiveram em seu patamar histórico mais baixo, somente se recuperando a partir de 1995. Mesmo admitindo-se a ausência de estimativas para os fundos fiscais Finor e Finam nos anos 1989-1994, cuja trajetória de perda de importância como fonte de recursos, no entanto, era clara, isso não alteraria substancialmente o resultado geral dos fundos públicos para crédito à atividade produtiva.

A recuperação da capacidade governamental na oferta geral de crédito melhora pós-1995; no entanto, seus níveis ficaram mais próximos do que se via no início dos anos 1980 (já um período em que a crise se instala no país) que os patamares ocorridos na década de 1970. Em suma, está evidente que essa forma de atuação governamental foi mais forte em meados da década de 1970 e desde então sofreu certa involução até atingir seus valores mínimos entre final dos 1980 e início dos 1990 (ver linha de tendência no gráfico). A recuperação pós-Plano Real permitiu que, entretanto, somente em alguns poucos anos a razão Crédito Governamental/PIB se igualasse ou ultrapassasse aquela observada em 1980: foi o que aconteceu apenas em 1997 e 1998.

GRÁFICO 6  
Brasil – Índice da Razão Crédito Governamental / PIB (1970 a 2001)  
(1980 = 100)



Fonte: Dados brutos: Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Dados reelaborados pela Secretaria de Desenvolvimento Regional do Ministério da Integração Nacional. "Sistema de Informações Gerenciais" em julho de 2003. Obtidos no site: <[www.integracao.gov.br](http://www.integracao.gov.br)>.

Em face da adoção de uma moldura macroeconômica de forte restrição fiscal como pressuposto para que a estabilização tomasse curso efetivo, desde 1993 a contenção do crédito tornou-se um objetivo a ser perseguido. Com a Resolução 2.008 de 28 de julho de 1993 do Banco Central um forte contingenciamento do

crédito veio a termo. Essa resolução buscava o seguinte, conforme o artigo 1º: “Manter limitadas aos saldos existentes em 31.12.89... as operações de empréstimos e financiamentos, títulos descontados... realizadas pelas instituições financeiras...com: Administração Direta, Empresas Públicas... Autarquias e Fundações... ou demais órgãos ou entidades da União, Estados, DF e Municípios”. Uma flexibilização das restrições ao crédito estabelecidas pela Resolução nº 2.008 seria feita somente anos mais tarde, em 14 e 26 de dezembro de 1997, com, respectivamente, as Resoluções nº 2.444 e nº 2.461, também do Banco Central. A primeira visava restabelecer um nível superior para empréstimos ao tomar, como referência, os saldos apurados em 30/09/1997 e a segunda relaxou as restrições impostas pelas resoluções anteriores apenas para o BNDES e permitiu que as operações aprovadas pelo Comitê de Crédito desse Banco até 14 de novembro de 1997 não estariam mais limitadas.

São essas limitações ao crédito que vigoraram durante o governo FHC que explicam parte importante da fraca performance das fontes públicas de crédito ao investimento privado ao longo da última década. Os elementos de retardo das taxas de crescimento da economia estavam sendo pouco a pouco consolidados pela autoridade monetária e, em maio de 2000, com a aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal, os impedimentos à tomada de recursos para investimento tomaram forma definitiva.

No que toca, em particular, à composição relativa das várias fontes de crédito (tabela 16), observa-se nitidamente a importância que o Sistema BNDES logrou assumir nestas últimas três décadas. Saindo de 25% do total calculado do crédito oficial em 1970, atingiu 70% do total em 2000. Perderam fôlego ao longo do percurso da análise os recursos do crédito rural destinados exclusivamente ao investimento (sem contar, portanto, os recursos do custeio e da comercialização) que respondiam por metade do crédito governamental aqui analisado no início dos anos 1970, mas em nítida involução nas décadas subseqüentes (em 2000 apenas 6,9% do total). O mesmo se verificou para os recursos dos fundos regionais de investimento, que assomaram patamares relativos bem elevados nos anos iniciais da década de 1970 (21,9% em 1970, 17,4% em 1971 e 11,0% em 1972), declinando acentuadamente até atingir 2,9% do total das fontes de crédito em 2000.

As informações obtidas permitem especular por um processo de substituição interna de fontes de crédito governamentais no decorrer da longa crise econômica das últimas duas décadas no país: o Sistema BNDES assumindo a liderança da oferta de fundos públicos ao setor empresarial; o crédito rural e o habitacional em crise aberta não puderam recompor sua capacidade de empréstimo; e, por último, a perda de importância do sistema de incentivos fiscais para o desenvolvimento regional que tem sido contrabalançada, entretanto, em parte pelos aportes de recursos dos fundos constitucionais.

**TABELA 16**  
**Brasil – Principais fontes públicas de crédito ao investimento privado**  
**como proporção do PIB total**  
 (Anos escolhidos entre 1970 e 2000)

	Sistema de crédito bancário			Recursos da política regional			Total geral (H=D+G)	
	BNDES (A)	Crédito rural (B)	Crédito habitacional (C)	Total (D=A+B+C)	Fundos constitucionais (E)	Fundos fiscais (F)		Total (G=E+F)
1970	0,74	1,56	n.d.	<b>2,30</b>	---	0,65	<b>0,65</b>	<b>2,95</b>
1975	2,67	3,24	n.d.	<b>5,91</b>	---	0,42	<b>0,42</b>	<b>6,33</b>
1980	1,71	1,33	n.d.	<b>3,04</b>	---	0,16	<b>0,16</b>	<b>3,20</b>
1985	1,55	0,51	n.d.	<b>2,06</b>	---	0,15	<b>0,15</b>	<b>2,21</b>
1991	0,73	0,15	0,68	<b>1,56</b>	0,15	n.d.	<b>0,15</b>	<b>1,71</b>
1995	1,16	0,22	0,52	<b>1,90</b>	0,17	0,11	<b>0,28</b>	<b>2,18</b>
2000	2,13	0,21	0,43	<b>2,77</b>	0,18	0,09	<b>0,27</b>	<b>3,04</b>

Fontes: Relatório Anual do BNDES (vários números); Anuário Estatístico do Crédito Rural - Bacen (vários números); Secretaria do Tesouro Nacional (STN) para dados de fundos constitucionais; STN/Sudam/Basa para os recursos do Finam; STN/Sudene/BNB para os recursos do Finor; e STN/Geres/Bandes para os recursos do Funres.

Obs.: As fontes de crédito governamental para o estímulo ao investimento privado consideradas aqui são as seguintes:

- 1) Valores referentes a desembolsos do Sistema BNDES (operações diretas e indiretas) e subsidiárias (Finame e BNDESPAR).
- 2) Fundos constitucionais (FNO, FNE e FCO). Instituídos no âmbito da Constituição de 1988, entraram em funcionamento em 1989.
- 3) Financiamentos de crédito rural apenas para investimento. Sem considerar, portanto, o crédito a custeio e à comercialização.
- 4) Crédito habitacional. Os valores totais (FGTS, Tesouro e SBPE) dos quatro subperíodos entre 1990-2002 foram distribuídos igualmente, ano a ano da série a partir de 1990.
- 5) Fundos fiscais de investimento: Finam para Amazônia Legal; Finor para os estados do Nordeste e semi-árido de Minas Gerais; e Funres para o estado do Espírito Santo.

**TABELA 17**  
**Brasil – Composição relativa das principais fontes governamentais de crédito**  
**ao investimento privado**  
 (Anos escolhidos entre 1970 e 2000)

	Sistema de crédito bancário			Recursos da política regional			Total geral (H=D+G)	
	BNDES (A)	Crédito rural (B)	Crédito habitacional (C)	Total (D=A+B+C)	Fundos constitucionais (E)	Fundos fiscais (F)		Total (G=E+F)
1970	25,1%	52,9%	n.d.	<b>78,0%</b>	---	22,0%	<b>22,0%</b>	<b>100%</b>
1975	42,2%	51,2%	n.d.	<b>93,4%</b>	---	6,6%	<b>6,6%</b>	<b>100%</b>
1980	53,4%	41,6%	n.d.	<b>95,0%</b>	---	5,0%	<b>5,0%</b>	<b>100%</b>
1985	70,1%	23,1%	n.d.	<b>93,2%</b>	---	6,8%	<b>6,8%</b>	<b>100%</b>
1991	42,7%	8,8%	39,8%	<b>91,2%</b>	8,8%	n.d.	<b>8,8%</b>	<b>100%</b>
1995	53,2%	10,1%	23,9%	<b>87,2%</b>	7,8%	5,0%	<b>12,8%</b>	<b>100%</b>
2000	70,1%	6,9%	14,1%	<b>91,1%</b>	5,9%	3,0%	<b>8,9%</b>	<b>100%</b>

Fontes: Relatório Anual do BNDES (vários números); Anuário Estatístico do Crédito Rural - Bacen (vários números); Secretaria do Tesouro Nacional-STN para dados de fundos constitucionais; STN/Sudam/Basa para os recursos do Finam; STN/Sudene/BNB para os recursos do Finor; e STN/Geres/Bandes para os recursos do Funres.

Obs.: As fontes de crédito governamental para o estímulo ao investimento privado consideradas aqui são as seguintes:

- 1) Valores referentes a desembolsos do Sistema BNDES (operações diretas e indiretas) e subsidiárias (Finame e BNDESPAR).
- 2) Fundos constitucionais (FNO, FNE e FCO). Instituídos no âmbito da Constituição de 1988, entraram em funcionamento em 1989.
- 3) Financiamentos de crédito rural apenas para investimento. Sem considerar, portanto, o crédito a custeio e à comercialização.
- 4) Crédito habitacional. Os valores totais (FGTS, Tesouro e SBPE) dos quatro subperíodos entre 1990-2002 foram distribuídos igualmente, ano a ano da série a partir de 1990.
- 5) Fundos fiscais de investimento: Finam para Amazônia Legal; Finor para os estados do Nordeste e semi-árido de Minas Gerais; e Funres para o estado do Espírito Santo.

Desse modo, os instrumentos com caráter eminentemente regional, como os fundos fiscais (Finor, Finam e Funres) e os fundos constitucionais (FNE, FNO e FCO), de forma agregada representam patamares relativos inferiores a 10% do total das fontes analisadas. O caráter de excepcionalidade que emergia desses instrumentos para atacar especificidades do atraso relativo das regiões Norte e Nordeste tem se tornado cada vez mais insignificante no contexto da crise da política regional brasileira. Por outro lado, são os instrumentos cujo caráter de institucionalidade “supra-regional”, como o BNDES, a política agrícola e a habitacional, que passaram a assumir papel relevante como fonte de estímulo à atividade empresarial.

### 3.3.3.2 A composição regional das fontes de recursos

A preocupação com a dimensão espacial do desenvolvimento tem ficado mais enfraquecida nesse contexto de maior transcendência dos instrumentos que não têm preocupação explícita de promover a redução de desequilíbrios regionais. Não é por outro motivo que tanto o crédito rural quanto o crédito habitacional apresentaram tendência a se concentrar nas regiões de maior desenvolvimento.

O efeito dinâmico que o crédito governamental opera sobre as economias regionais tem diminuído muito nos últimos trinta anos. No ano de 1991, o crédito público como parcela do PIB regional atingiu o teto mais baixo da série em todas as regiões. Houve, como se pode notar, uma recuperação na década de 1990; entretanto, com exceção da região Sudeste, as magnitudes atingidas em 2000 são menores que as de vinte anos atrás, em 1980 (tabela 18).

TABELA 18  
**Brasil e regiões – Crédito governamental ao setor privado\* como proporção (%) do produto regional**  
(Anos escolhidos entre 1970 e 2000)

	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	C. Oeste	Brasil
1970	10,6	6,5	1,8	3,7	3,9	<b>3,0</b>
1975	9,5	11,8	4,6	7,7	10,1	<b>6,3</b>
1980	5,3	7,4	2,1	3,3	5,7	<b>3,2</b>
1985	3,3	4,0	1,7	2,3	2,4	<b>2,2</b>
1991	2,6	3,6	1,2	1,7	2,3	<b>1,7</b>
1995	3,7	3,7	1,5	2,3	3,6	<b>2,2</b>
2000	4,9	3,8	2,6	2,9	4,3	<b>3,0</b>

Fonte: Relatório Anual do BNDES (vários números); Anuário Estatístico do Crédito Rural - Bacen (vários números); Secretaria do Tesouro Nacional (STN) para dados de fundos constitucionais; STN/Sudam/Basa para os recursos do Finam; STN/Sudene/BNB para os recursos do Finor; e STN/Geres/Bandes para os recursos do Funres.

Obs.: \* As fontes de crédito governamental para o estímulo ao investimento privado consideradas aqui são as seguintes:

- 1) Valores referentes a desembolsos do Sistema BNDES (operações diretas e indiretas) e subsidiárias (Finame e BNDESPAR).
- 2) Fundos constitucionais (FNO, FNE e FCO). Instituídos no âmbito da Constituição de 1988, entraram em funcionamento em 1989.
- 3) Financiamentos de crédito rural apenas para investimento. Sem considerar, portanto, o crédito a custo e à comercialização.
- 4) Crédito habitacional. Os valores totais (FGTS, Tesouro e SBPE) dos quatro subperíodos entre 1990-2002 foram distribuídos igualmente, ano a ano da série a partir de 1990.
- 5) Fundos fiscais de investimento: Finam para Amazônia Legal; Finor para os estados do Nordeste e semi-árido de Minas Gerais; e Funres para o estado do Espírito Santo.

Ora, sabendo-se que o investimento direto governamental ( $I_G$ ) tem diminuído de modo considerável, o papel de indutor do crédito público para o setor privado não tem contrabalançado a contento a queda no primeiro. Essa afirmação pode ser corroborada com os dados da tabela 18, que reúne ambas as formas (direta e indireta) de atuação do governo para ativar o nível de atividade da economia brasileira.

Se for considerado como plausível que a montagem da infra-estrutura econômica e social brasileira foi consolidada no período desenvolvimentista, poderia se esperar que nesta fase posterior (a década de 1990) a intervenção estatal não seria mais necessária na magnitude em que ocorreu no passado. Somente se esse cenário tivesse se materializado é que a hipótese para a aceitação de menor participação relativa do investimento público no Produto total seria aceita. Mas esse não parece ser o caso brasileiro: a carência de oferta de serviços públicos ainda é notória e desigualmente distribuída, requerendo, portanto, que a intervenção do governo, direta ou indiretamente, não cesse ainda.

TABELA 19

**Brasil e regiões – Investimento público total mais crédito governamental ao setor privado\* como proporção (%) do PIB regional**

(Anos escolhidos entre 1970 e 2000)

	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	C. Oeste	Brasil
1970	27,6	17,5	11,2	13,7	19,5	<b>13,0</b>
1975	29,2	25,9	16,3	15,0	34,5	<b>18,2</b>
1980	23,3	20,9	14,8	13,9	23,9	<b>16,0</b>
1985	23,6	12,2	7,1	7,6	16,4	<b>8,9</b>
1991	12,1	11,0	8,0	6,5	18,2	<b>8,9</b>
1995	9,4	9,1	5,7	6,3	12,2	<b>6,9</b>
2000	11,1	8,3	5,1	5,1	12,0	<b>6,2</b>

Fontes: Relatório Anual do BNDES (vários números); Anuário Estatístico do Crédito Rural - Bacen (vários números); Secretaria do Tesouro Nacional (STN) para dados de fundos constitucionais; STN/Sudam/Basa para os recursos do Finam; STN/Sudene/BNB para os recursos do Finor; e STN/Geres/Bandes para os recursos do Funres.

Dados de gastos em investimento do setor público: regionalização das transações do setor público. FGV para os anos de 1970, 1975, 1980 e 1985; e IBGE para 1991 a 2000.

Obs.: \* As fontes de crédito governamental para o estímulo ao investimento privado consideradas aqui são as seguintes:

- 1) Valores de desembolsos do Sistema BNDES (operações diretas e indiretas) e subsidiárias (Finame e BNDESPAR).
- 2) Fundos constitucionais (FNO, FNE e FCO). Instituídos pela Constituição de 1988, entraram em funcionamento em 1989.
- 3) Financiamentos de crédito rural apenas para investimento. Sem considerar, portanto, o crédito a custo e à comercialização.
- 4) Crédito habitacional. Os valores totais (FGTS, Tesouro e SBPE) dos quatro subperíodos entre 1990-2002 foram distribuídos igualmente, ano a ano da série a partir de 1990.
- 5) Fundos fiscais de investimento: Finam para Amazônia Legal; Finor para os estados do Nordeste e semi-árido de Minas Gerais; e Funres para o estado do Espírito Santo.

Nesse contexto, a política econômica ao produzir vetos sobre o gasto fiscal – necessários à contenção do endividamento público –, em investimento poderia ter, em contrapartida, operado elementos de ampliação do crédito em investimento de maneira que o nível de atividade não entrasse em trajetória de baixo crescimento. Essa mudança no *mix* da intervenção estatal, a ver pelos dados para a década de 1990, não foi implementada com esta finalidade.

A trajetória final das duas formas de intervenção, tomadas em conjunto, é de declínio firme entre 1970 e 2000, para o país como um todo e também para suas economias regionais. Uma exceção à regra é a região Norte, que contou com mais recursos em 2000 que em 1995: respectivamente, de 11,1% e 9,4% do seu PIB regional.

### 3.4 Ainda sobre a ação distributiva dos mecanismos de intervenção estatal: recurso governamentais *per capita* para investimento

Se a preocupação do Estado brasileiro na questão regional fosse a busca de maior equalização por habitante do conjunto das inversões, isto é, do seu investimento (administrações públicas e empresas estatais) mais o componente de crédito ao setor privado, o que se poderia dizer dos resultados alcançados até o momento para atender esse objetivo? Informações das inversões totais por habitante mostram que a ação governamental está longe de atingir essa meta. Os dados das tabelas 20 e 21 mostram que os recursos alocados para a região Nordeste, em termos *per capita*, estão permanentemente abaixo da média *per capita* brasileira: em 1970 foi equivalente a 52% do total nacional, em 1980 foi de 54% chegando ao máximo de 66% em 1985, em 1991 foi de 57% e atingiu em 2000 a participação de 62%.

TABELA 20

**Mecanismos de intervenção no desenvolvimento regional – valor por habitante relativo do gasto direto em investimento + crédito ao investimento**  
(Brasil = 100)

		1970	1975	1980	1985	1991	1995	2000
Norte	Crédito	201	73	100	103	104	107	98
	Investimento	94	80	84	207	90	78	116
	<b>Total</b>	<b>118</b>	<b>77</b>	<b>87</b>	<b>181</b>	<b>93</b>	<b>87</b>	<b>107</b>
Nordeste	Crédito	85	71	96	88	96	76	58
	Investimento	42	45	44	59	48	52	65
	<b>Total</b>	<b>52</b>	<b>54</b>	<b>54</b>	<b>66</b>	<b>57</b>	<b>60</b>	<b>62</b>
Sudeste	Crédito	95	108	95	106	90	97	117
	Investimento	142	146	144	112	130	123	104
	<b>Total</b>	<b>132</b>	<b>133</b>	<b>134</b>	<b>110</b>	<b>122</b>	<b>115</b>	<b>110</b>
Sul	Crédito	118	132	111	116	114	127	112
	Investimento	94	67	88	86	75	104	83
	<b>Total</b>	<b>99</b>	<b>89</b>	<b>93</b>	<b>93</b>	<b>83</b>	<b>111</b>	<b>97</b>
C. Oeste	Crédito	93	116	126	79	128	147	144
	Investimento	110	149	99	149	208	167	243
	<b>Total</b>	<b>106</b>	<b>138</b>	<b>105</b>	<b>131</b>	<b>193</b>	<b>160</b>	<b>194</b>

Fonte: Dados brutos: para investimento: regionalização das transações do setor público (administração pública - União, estados e municípios - e empresas estatais). IBGE. Para crédito público ao setor privado: Relatório Anual do BNDES (vários números); Anuário Estatístico do Crédito Rural - Bacen (vários números); Secretaria do Tesouro Nacional (STN) para os fundos constitucionais; STN/Sudam/Basa para os recursos do Finam; STN/Sudene/BNB para os recursos do Finor; e STN/Geres/Bandes para os recursos do Funres; e Zamboni (2004) para dados de crédito habitacional.

Essa performance inferior para a região Nordeste ainda pode ser melhor qualificada. De fato, a situação do gasto público em investimento é ponto mais frágil para a região: ficou em torno dos 44% da média nacional entre 1970 e 1980

e somente depois melhorou um pouco para a média de 50% do total nacional por habitante. Em 2000 atingiu sua melhor posição, com 65% da média nacional. Para esta região os volumes de crédito público à atividade privada têm tido papel preponderante para o aumento do valor *per capita* das inversões totais. Quando se agregam os valores de crédito público aos investimentos diretos do governo, a média regional por habitante tende a melhorias sem, no entanto, se igualar às médias nacionais. No entanto, é ainda preciso explicitar: esta região é a única em que os recursos totais de inversões públicas, em termos *per capita*, caem sistematicamente desde 1985. Neste caso específico, uma vez que os estados da região são os que apresentam os menores Produtos por habitante no conjunto do país, a política governamental deveria atuar mais acentuadamente no sentido de aumentar a dotação de capital *vis-à-vis* as demais economias regionais e, desse modo, promover uma reversão no processo de divergência dos produtos *per capita* regionais.

TABELA 21

**Mecanismos de intervenção pública no desenvolvimento regional – valor por habitante do gasto direto em investimento, crédito ao investimento e inversão total**  
(Em R\$ de 2002)

		1970	1975	1980	1985	1991	1995	2000
Norte	Crédito	239	265	230	158	121	171	228
	Investimento	382	547	777	971	437	266	286
	<b>Total</b>	<b>620</b>	<b>812</b>	<b>1.007</b>	<b>1.130</b>	<b>558</b>	<b>437</b>	<b>515</b>
Nordeste	Crédito	101	258	220	135	111	122	135
	Investimento	172	309	404	275	232	179	161
	<b>Total</b>	<b>273</b>	<b>567</b>	<b>624</b>	<b>410</b>	<b>344</b>	<b>301</b>	<b>296</b>
Sudeste	Crédito	113	395	220	163	104	155	273
	Investimento	578	998	1.337	527	631	421	256
	<b>Total</b>	<b>691</b>	<b>1.393</b>	<b>1.557</b>	<b>689</b>	<b>738</b>	<b>577</b>	<b>528</b>
Sul	Crédito	140	480	256	179	132	203	262
	Investimento	381	455	820	402	367	355	204
	<b>Total</b>	<b>521</b>	<b>935</b>	<b>1.075</b>	<b>580</b>	<b>499</b>	<b>558</b>	<b>466</b>
C.Oeste	Crédito	111	422	290	122	149	235	335
	Investimento	448	1.019	922	698	1.013	569	599
	<b>Total</b>	<b>559</b>	<b>1.441</b>	<b>1.212</b>	<b>820</b>	<b>1.162</b>	<b>804</b>	<b>934</b>
Brasil	Crédito	119	364	231	154	116	160	233
	Investimento	406	683	927	470	487	341	247
	<b>Total</b>	<b>525</b>	<b>1.048</b>	<b>1.158</b>	<b>624</b>	<b>603</b>	<b>501</b>	<b>481</b>

Fonte: Dados brutos: para investimento: regionalização das transações do setor público (administração pública - União, estados e municípios - e empresas estatais). IBGE. Para crédito público ao setor privado: Relatório Anual do BNDES (vários números); Anuário Estatístico do Crédito Rural - Bacen (vários números); Secretaria do Tesouro Nacional (STN) para os fundos constitucionais; STN/Sudam/Basa para os recursos do Finam; STN/Sudene/BNB para os recursos do Finor; e STN/Geres/Bandes para os recursos do Funres; e Zamboni (2004) para dados de crédito habitacional.

Não é o que ocorre para a região Sudeste, a qual tem inversões por habitante sempre em nível superior à média nacional em cada ano levantado. Em 1970 o total de inversões era 32% acima da média nacional, em 1980 ficou 34% superior, em 1991 caiu um pouco para apenas 15% acima do nacional e em 2000 continuou em 10% acima da média nacional das inversões por habitante.

A região Centro-Oeste é aquela que conta com os melhores níveis de inversões por habitante realizadas pelo setor público brasileiro. Está, sistematicamente, desde 1985, com médias de gastos totais acima das médias da região Sudeste. E mesmo antes de 1985 seus patamares foram sempre superiores à média nacional.

Entre as duas posições extremas – a pior situação relativa para a região Nordeste e a melhor para o Centro-Oeste – encontram-se as regiões Norte e Sul. Em particular, no Norte brasileiro, as inversões públicas totais estiveram acima das médias nacionais em três anos: em 1970, 1985 e 2000. Nos demais anos sua média relativa *per capita* situa-se, no mínimo, perto de 80% do total nacional. Na região Sul, a situação média esteve ao longo do período de forma muito constante em torno de 90% do total nacional; foi somente em 1995 que sua média chegou a se tornar maior que a nacional.

Desse modo, pode-se concluir que, caso o objetivo da intervenção estatal fosse o de buscar maior equilíbrio no gasto público total em inversões por habitante, a ação concreta do governo tem tido dificuldades para realizar tal intento. As regiões Norte e Nordeste, que apresentam os maiores problemas de nível de renda da federação, receberam, em termos *per capita*, sistematicamente menos dos recursos públicos sob investigação que as demais regiões. A região de maior nível de renda *per capita*, Sudeste, por seu turno, apresentou sempre inversões por habitante em nível acima da média nacional.

A contar com esses mecanismos de intervenção governamental para minorar os desequilíbrios regionais, pode-se especular que a convergência nas rendas regionais demorará muito a ocorrer. De um lado, por que os recursos totais destinados para as inversões públicas (na forma aqui considerada) no país têm diminuído ano desde 1980 quando atingiu um total *per capita* nacional de R\$ 1.158,00 (valores de 2002); no ano de 2000 esse valor chegou a apenas R\$ 481,00 (tabela 21). De outro porque a distribuição regional por habitante está consolidando a posição mais avançada das regiões Sul, Sudeste e também do Centro-Oeste no conjunto daqueles gastos que são mais representativos para operar mudanças nas estruturas produtivas regionais: o gasto total em investimento.

#### **4 INTENÇÕES DE INVESTIMENTO DO SETOR PRIVADO NA DÉCADA DE 1990: ASPECTOS ESPACIAIS**

Os formuladores da política econômica pós-Plano Real concentraram esforços para garantir que a estabilização macroeconômica com câmbio valorizado aliada à abertura comercial seria capaz de, ao tornar mais barata a importação de bens de capital, promover a retomada dos níveis de investimento privado e estimular a modernização do parque produtivo nacional. Do ponto de vista regional, os impactos positivos sobre as economias estaduais mais frágeis deveriam ser quase



automáticos: dados os baixos preços relativos dos bens de capital, assegurados pela política cambial, os investimentos deveriam se deslocar para as regiões com custos de mão-de-obra mais baixos. A *rationale* do modelo neoclássico para uma economia aberta em regime de acirrada concorrência induziria os empresários a realizar seus gastos em investimento – promovendo, se preciso, a realocação de plantas industriais – nas regiões onde o retorno do capital se mostrasse mais alto.

Nesse suposto modelo ideal de funcionamento de uma economia aberta, a intervenção governamental com o intuito de reduzir os desníveis de desenvolvimento entre regiões de um mesmo país torna-se desnecessária. O mercado, conforme os pressupostos neoclássicos, ao alocar mais eficientemente o uso dos fatores produtivos disponíveis nas várias regiões, tenderia a deslocar recursos para os espaços que oferecem mais rentabilidade. No Brasil dos anos 1990, pós-Real – face à universalização das condições para o barateamento da compra de maquinários e equipamentos importados no exterior – do empresariado nacional (nas várias regiões) se esperaria que procurassem investir em regiões onde o custo de mão-de-obra fosse menor de maneira a maximizar o retorno sobre o investimento realizado.

Esse cenário idealizado e, ardentemente, esperado pelos formuladores de política à época, no entanto, não se confirmou como se tem alertado. Em vista dessas colocações, procura-se apontar a seguir alguns dos resultados espaciais das decisões sobre os investimentos privados resultantes dos estímulos produzidos pela política macroeconômica em vigor.

O BNDES realizou vários estudos que mapeavam a geografia das intenções de investimento do setor privado. Lançando mão desse acervo, ficará evidente que, de fato, os estímulos da política macroeconômica sobre a decisão de planejamento do investimento privado não seguiram um padrão que resultasse em ampla desconcentração produtiva. Pelo contrário, houve um movimento tendente à manutenção do padrão de concentração prevaiente, com as intenções de investimento seguindo os critérios de instalar-se em mercados de maior renda. A tabela 22 apresenta os montantes absolutos das intenções de investimento bem como sua distribuição relativa por região e Unidade da Federação para os anos de 1996 a 2000.

As observações conclusivas desse esforço de investigação – Rodrigues (1998, 1999, 2000) e Rodrigues e Melo (2001) –, que buscou mapear a distribuição espacial (e setorial) das intenções declaradas de investimento do empresariado radicado no país, mostram que o ciclo de investimento que se projetava na segunda metade da década de 1990 não ofereceria elementos concretos (para a existência) de que um novo processo de desconcentração espacial da atividade produtiva estivesse em curso.

TABELA 22  
**Intenções de investimento, por estados, anunciadas em 1996, 1997, 1998, 1999  
 e 2000**

Estados/regiões	Anúncios de investimentos (US\$ milhões)					Distribuição relativa (%)				
	1996	1997	1998	1999	2000	1996	1997	1998	1999	2000
São Paulo	23.681	24.534	19.154	19.418	22.448	30,7%	29,0%	27,0%	32,7%	31,8%
Rio de Janeiro	7.407	10.650	12.915	10.319	9.170	9,6%	12,6%	18,2%	17,4%	13,0%
Minas Gerais	12.935	11.451	8.583	6.088	4.915	16,8%	13,5%	12,1%	10,2%	7,0%
<b>SP+RJ+MG</b>	<b>44.023</b>	<b>46.635</b>	<b>40.652</b>	<b>35.825</b>	<b>36.533</b>	<b>57,1%</b>	<b>55,0%</b>	<b>57,2%</b>	<b>60,3%</b>	<b>51,7%</b>
Espírito Santo	2.770	845	1.734	1.970	1.254	3,6%	1,0%	2,4%	3,3%	1,8%
<b>Sudeste</b>	<b>46.793</b>	<b>47.480</b>	<b>42.386</b>	<b>37.795</b>	<b>37.787</b>	<b>60,7%</b>	<b>56,0%</b>	<b>59,7%</b>	<b>63,6%</b>	<b>53,5%</b>
Paraná	5.119	13.116	4.092	4.751	6.557	6,6%	15,5%	5,8%	8,0%	9,3%
R.G. do Sul	5.164	8.420	7.930	2.188	3.228	6,7%	9,9%	11,2%	3,7%	4,6%
Santa Catarina	4.104	768	662	869	1.893	5,3%	0,9%	0,9%	1,5%	2,7%
<b>Sul</b>	<b>14.387</b>	<b>22.304</b>	<b>12.684</b>	<b>7.808</b>	<b>11.678</b>	<b>18,7%</b>	<b>26,3%</b>	<b>17,9%</b>	<b>13,1%</b>	<b>16,5%</b>
Bahia	3.858	7.270	5.791	4.883	4.941	5,0%	8,6%	8,2%	8,2%	7,0%
Ceará	1.915	2.382	3.702	2.067	913	2,5%	2,8%	5,2%	3,5%	1,3%
Pernambuco	1.948	440	1.160	824	2.220	2,5%	0,5%	1,6%	1,4%	3,1%
AL, MA, PB, SE e RN	1.510	569	903	792	1.749	2,0%	0,7%	1,3%	1,3%	2,5%
<b>Nordeste</b>	<b>9.231</b>	<b>10.661</b>	<b>11.556</b>	<b>8.566</b>	<b>9.823</b>	<b>12,0%</b>	<b>12,6%</b>	<b>16,3%</b>	<b>14,4%</b>	<b>13,9%</b>
Amazonas	1.319	2.125	424	446	327	1,7%	2,5%	0,6%	0,8%	0,5%
PA, RO, RR, AC e TO	3.099	219	214	3.506	7.056	4,0%	0,3%	0,3%	5,9%	10,0%
<b>Norte</b>	<b>4.418</b>	<b>2.344</b>	<b>638</b>	<b>3.952</b>	<b>7.383</b>	<b>5,7%</b>	<b>2,8%</b>	<b>0,9%</b>	<b>6,6%</b>	<b>10,5%</b>
GO e DF	1.061	1.037	1.791	698	733	1,4%	1,2%	2,5%	1,2%	1,0%
MT e MS	1.231	915	1.961	624	3.203	1,6%	1,1%	2,8%	1,0%	4,5%
<b>Centro-Oeste</b>	<b>2.292</b>	<b>1.952</b>	<b>3.752</b>	<b>1.322</b>	<b>3.936</b>	<b>3,0%</b>	<b>2,3%</b>	<b>5,3%</b>	<b>2,2%</b>	<b>5,6%</b>
<b>Total (definidos)</b>	<b>77.121</b>	<b>84.741</b>	<b>71.016</b>	<b>59.443</b>	<b>70.607</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>
<b>Sudeste/Sul</b>	<b>61.180</b>	<b>69.784</b>	<b>55.070</b>	<b>45.603</b>	<b>49.465</b>	<b>79,3%</b>	<b>82,3%</b>	<b>77,5%</b>	<b>76,7%</b>	<b>70,1%</b>
<b>Norte/Nordeste/C.Oeste</b>	<b>15.941</b>	<b>14.957</b>	<b>15.946</b>	<b>13.840</b>	<b>21.142</b>	<b>20,7%</b>	<b>17,7%</b>	<b>22,5%</b>	<b>23,3%</b>	<b>29,9%</b>
Vários (simultâneos)	24.109	27.969	22.464	44.529	48.297	--	--	--	--	--
Não-definidos	8.643	9.649	13.497	12.583	8.923	--	--	--	--	--
<b>Total geral</b>	<b>109.873</b>	<b>122.359</b>	<b>106.977</b>	<b>116.555</b>	<b>127.827</b>	--	--	--	--	--

Fontes: Gazeta Mercantil, O Estado de S. Paulo, Folha de S. Paulo, O Globo e Jornal do Brasil. Tabela adaptada de original elaborada por Rodrigues (2000) e Rodrigues e Melo (2001).

Em todos os anos, amparados pela análise, mais de metade das intenções de investimentos se endereçaram para as três economias estaduais mais importantes do país: São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais. Em seguida, a destinação mais provável ficou por conta dos estados da região Sul. É claro que essa visão macrorregional obscurece transformações relevantes que ocorreram dentro das regiões, mas essa perspectiva abrangente permite observar que o padrão mais geral da distribuição concentrada espacialmente da produção econômica não mostra sinais expressivos de reversão.

Na verdade, as intenções de investimento mostraram seguir, grosso modo, o rastro da distribuição geográfica das economias de urbanização e da oferta de infra-estrutura econômica e social pré-existente: perseguiram a localização em municípios brasileiros que se incluem dentro da grande área poligonal sugerida por Diniz (1993) a qual se localiza nas regiões Sudeste e Sul do país. Em média, entre 1996 e 2000, às regiões Sudeste/Sul seriam aquinhoados mais de 75% do

total do investimento previsto no estudo. Não se confinando, contudo, exclusivamente a este “polígono” mais desenvolvido.

Investimentos relevantes intencionaram se dirigir para os estados da Bahia e Ceará na região Nordeste – com participações no total nacional de, respectivamente, 5,0% e 2,5% em 1996; 8,2% e 5,2% em 1998; e 7,0% e 1,3% em 2000 – estimulados por incentivos fiscais oferecidos pelos governos estaduais; e também para o estado do Amazonas (Zona Franca de Manaus), que se destaca por oferecer importantes isenções fiscais e de importações.

O estado de Goiás, no Centro-Oeste, despontou como destino de importantes intenções de investimento com destaque para o *agrobusiness*. Foram anunciados para este estado, conforme Rodrigues (2000) declarou, durante o período 1996-1999 investimentos nos seguintes setores: “(...) têxtil (Vicunha, Hering e Pingo de Gente), de alimentos (Perdigão, Parmalat, Sakura, Bombril e Unilever), mecânico e eletroeletrônico (Mitsubishi, Thermodéc e Haier), de fertilizantes (Copebrás) e de serviços de turismo (Pousada do Rio Quente e White Water).” (*op. cit.*, p. 129-130).

Uma razão explicativa para o porquê de as desigualdades regionais não terem se acentuado ainda mais, a despeito das intenções de investimento se encaminharem para a concentração espacial, tem a ver com a incapacidade do quadro macroeconômico no Plano Real – no período pré-Plano Real, (1990-1993), foi sobejamente muito instável e contraproducente ao investimento – em criar a estabilidade necessária para que os empresários desengavetassem seus planos de investimento em expansão de capacidade produtiva. As pesquisas realizadas ao longo de toda a década de 1990, junto a empresários, pela Cepal/CNI, captaram bem este fenômeno e respondem à nossa indagação: “Em todo o período [referindo-se aos anos de 1990 a 2002], apesar da recuperação dos investimentos a partir de meados da década, a tônica geral foi de uma baixa da propensão a investir.” (BIELSCHOWSKY *et al.*, 2002, p. 50).

Em suma, considerando-se, de um lado, as turbulências e instabilidades inerentes aos parâmetros da atual política macroeconômica que privilegia a acumulação financeira em detrimento da produção real e, de outro lado, as taxas de crescimento da FBCF e do PIB observadas durante a década, pode-se imputar que o setor empresarial esteve, de fato, bastante cauteloso na tomada de decisões sobre seus investimentos e, por esta razão, as intenções planejadas – devidamente captadas pelos estudos feitos no âmbito do BNDES – não vieram a se concretizar plenamente. O quadro revelado para as intenções privadas de investimento, no entanto, servem de alerta indicando que, se a macroeconomia vigente ao longo da década tivesse sido propícia à efetivação dos projetos de investimento, a configuração espacial resultante apontaria para, se não o aumento

das desigualdades na hipótese mais pessimista, a manutenção do quadro atual, o qual é, por certo, não mais otimista.

## 5 ESBOÇANDO CONCLUSÕES

A discussão realizada ao longo deste trabalho procurou apresentar o panorama geral em que se constituiu, na última década, o problema das desigualdades regionais no Brasil. A sua trajetória dos últimos cinquenta anos foi devidamente perscrutada e um confronto das realizações positivas/negativas da sociedade brasileira no sentido de minorar os desníveis históricos nos padrões de desenvolvimento de suas macrorregiões foi evidenciado. O problema, quando visto sob uma perspectiva do desenvolvimento no longo prazo, afigura-se complexo. Foi, sem dúvida, no decorrer da fase desenvolvimentista que as regiões apresentaram taxas de crescimento mais robustas para o PIB total e *per capita*, significando que o crescimento econômico, ao longo dessa quadra histórica conducente ao desenvolvimento, foi capaz de incorporar um alto contingente de novas populações ao sistema produtivo. Mesmo na década de 1980, quando o intervencionismo estatal debuta com sua crise e o país irrompe em convivência com processos hiperinflacionários crônicos e elevadas saídas de capitais para fazer face ao serviço da dívida externa (crise da dívida), a performance econômica ainda foi superior a do período posterior.

A mudança no modelo de crescimento operado a partir da década de 1990 – fundada em mais intensa integração à economia mundial (abertura comercial, produtiva e financeira) e menos intervenção governamental – e preconizada como saída para a crise dos anos 1980 – não teria sido capaz de elevar as taxas de crescimento em níveis satisfatórios. Ficando, na verdade, em patamares médios inferiores ao período prevalecente. A estabilização econômica, como tem-se visto, não trouxe crescimento econômico e sem conseguir imprimir dinamismo à economia como um todo, tampouco foi capaz de garantir que a desconcentração produtiva em caráter espacial em curso até 1985 pudesse ser retomada com vigor: o processo tornou-se mais instável e os meios para a intervenção governamental foram consideravelmente perdidos.

Sob o ponto de vista dos desequilíbrios espaciais da federação brasileira, os desafios para a minoração das disparidades entre estados e regiões ainda são, no início deste século XXI, de grande monta. Primeiro, porque a experiência de desconcentração da atividade produtiva dos últimos cinquenta anos, se logrou ser efetiva de modo mais contundente até pelo menos 1985, perdeu fôlego em meio à crise da intervenção estatal que se instaurou nas duas últimas décadas. Segundo, porque as tentativas de ataque à crise por meio da institucionalização de um quadro “liberal” de ajuste macroeconômico – levado mais organizadamente a partir

de 1994 com a adoção do Plano Real e das reformas que lhe sucederam – não têm permitido, satisfatoriamente, a reativação de mecanismos para o enfrentamento das desigualdades de níveis de desenvolvimento entre as regiões.

De um lado, por conta da continuidade da crise fiscal do Estado brasileiro e de sua exacerbação no período recente, a capacidade governamental de realização de gasto em investimento com objetivos de minorar desigualdades regionais tem sido obstada e, de outro lado, os arranjos macroeconômicos configuradores da decisão de investimento pelo setor privado têm estimulado a localização do empreendimento privado nas regiões de maior potencial de mercado e de mais alta renda, os quais se concentram na região Sudeste e, adicionalmente, na região Sul do país.

Em termos objetivos, relacionando-se com os quatro itens para investigação colocados na seção 3, conclui-se pelo seguinte:

1. os níveis de investimento (em relação ao PIB) atingidos na década de 1990 não foram suficientes para gerar uma trajetória sustentada de crescimento no país: mantiveram-se abaixo, em valores reais, dos níveis prevalentes na década de 1980;
2. o investimento público direto (administrações públicas e empresas estatais) perdeu seu papel de ativador do crescimento econômico regional sem que, por outro lado, o investimento privado viesse substituí-lo;
3. o crédito público não se restabeleceu suficientemente para compensar a queda no investimento governamental e, ademais, no conjunto das fontes de crédito analisadas, os instrumentos explícitos de política regional perderam importância relativa; e
4. o quadro de maior liberalização econômica e de queda no investimento público, prevalente desde início dos anos 1990, tem contribuído para o conservadorismo na decisão do setor privado em investir de modo desconcentrado no espaço nacional: aproximadamente 75% do volume de recursos associado às intenções privadas de investimento – investigadas entre os anos de 1996, 1997, 1998, 1999 e 2000 – destinar-se-iam preferencialmente para as regiões Sudeste e Sul.

Sobre esses aspectos ressaltados anteriormente, vale recorrer às proposições levantadas por Biasoto Jr. (2004, p. 76), o qual alerta para o caráter contracionista sobre a dinâmica da economia operado pela política fiscal atual e que, neste trabalho, ficou evidente em seus aspectos regionais:

No campo real, o superávit primário se encarrega de contrair a demanda global. No campo financeiro, a restrição de crédito ao setor público e a gestão da oferta de crédito oficial sob óticas privadas segue travando a presença dinâmica do crédito

público. Mais além, o Estado usa o conjunto de seus instrumentos de intervenção na demanda efetiva e na criação de crédito no sentido contracionista, enfraquecendo ainda mais a demanda corrente.

A intervenção estatal, para finalizar esta discussão, não deveria ser vista como uma panacéia para a resolução de todos os problemas da sociedade e da economia brasileiras. Na verdade, a crise estrutural por que passa o Estado brasileiro – que se remete a suas órbitas política, fiscal, tributária, administrativa etc. – sugere o contrário: que sua instrumentalização excessiva e não-coordenada tende a exacerbar conflitos entre grupos sociais e regionais pela captura de rendas.

No entanto, dever-se-ia evitar, para efeito de políticas de desenvolvimento, raciocínios binários do tipo, uma vez a intervenção estatal em crise propor o seu oposto, isto é, a sua minimização e o desaparelhamento institucional. Para economias que precisam crescer acelerada e sustentadamente no tempo de modo a superar os obstáculos do subdesenvolvimento, a atuação governamental assume um papel decisivo na condução de trajetórias não recessivas, bem como na execução daquelas que visam ao um maior equilíbrio espacial da atividade produtiva.

## REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, R. C.; CAVALCANTI, C. de V. *Desenvolvimento regional no Brasil*. Brasília: Ipea/Iplan, 1976.
- ALÉM, A. C. O desempenho do BNDES no período recente e as metas da política econômica. *Revista do BNDES*, v. 5, n. 9, p. 51-76, 1998.
- ARAÚJO, T. B. de. Por uma política nacional de desenvolvimento regional. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 30, n. 2, p. 144-161, 1999.
- AZZONI, C. R. Crescimento econômico e convergências das rendas regionais: o caso brasileiro à luz da nova teoria do crescimento. *Anais da Anpec*. Florianópolis, SC, p. 185-205, 1994.
- \_\_\_\_\_. *Economic growth and regional income inequalities in Brazil: 1939-92*. São Paulo: FEA-USP, 1995. Mimeografado.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BACEN). *Anuário Estatístico do Crédito Rural*. Brasília, DF. (Vários números).
- BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (BNDES). *Relatório Anual de Atividades*. Rio de Janeiro, RJ. (Vários números).
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 107-182, 1991.
- BAUMOL, W. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show. *American Economic Review*, v. 76, n. 5, p. 1.072-1.085, 1986.
- BAUMOL, W. *et al.* *Convergence and productivity – cross-national studies and historical evidence*. New York: Oxford University Press, 1994.
- BEZERRA, A. F. Os incentivos fiscais regionais: Finor e Finam. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 21, n. 1, p. 9-66, 1990.
- BIASOTO Jr., G. O Estado acorrentado e obstáculos à retomada. *Política Econômica em Foco*, Campinas, São Paulo: IE-Unicamp, n. 3, 2004.
- BIELSCHOWSKY, R. *et al.* *Investimento e reformas no Brasil – indústria e infra-estrutura nos anos 1990*. Brasília: Ipea/Cepal, 2002.
- BONELLI, R. A estabilidade econômica e o financiamento do desenvolvimento. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 26, n. 4, p. 459-469, 1995.

BOURGUIGNON, F. Decomposable Income Inequality Measures. *Econometrica*, v. 47, n. 4, p. 901 - 920, 1979.

CANO, W. Auge e inflexão da desconcentração econômica regional no Brasil. *Anais da Anpec*. Salvador, BA, p. 628-644, 1995.

\_\_\_\_\_. *Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil, 1930-1995*. Campinas, SP: Unicamp, Instituto de Economia, 1998. (Primeira edição em 1985).

\_\_\_\_\_. *Questão regional e política econômica nacional*. Texto apresentado no Seminário “Painéis sobre o Desenvolvimento Brasileiro”, organizado pelo BNDES. (23/9/2002).

CARVALHO, O. de. *Nordeste: a falta que o planejamento faz*. Texto apresentado no Seminário “Regiões e cidades, cidades nas regiões – a espacialidade do desenvolvimento brasileiro”. Promovido pela Anpur em Campinas, São Paulo, 2001.

DE LONG, B. Productivity growth, convergence and welfare: comment. *American Economic Review*, v. 78, n. 5, p. 1.138-1.154, 1998.

DELFIN NETTO, A. A economia política do desenvolvimento. In: BIELSCHOWSKY, R.; MUSSI, C. (Orgs.). *Políticas para a retomada do crescimento – reflexões de economistas brasileiros*. Brasília, DF: Ipea/Cepal, 2002.

DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração, nem contínua polarização. *Nova Economia*, v. 3, n. 1, p. 35-64, 1993.

FERREIRA, A.; ELLERY JR. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

GOODMAN, D.; ALBUQUERQUE, R. C. de. Incentivos à Industrialização e Desenvolvimento no Nordeste. Ipea/INPES. Rio de Janeiro: 1974. Relatório de Pesquisa n. 20.

GRUPO DE TRABALHO PARA O DESENVOLVIMENTO DO NORDESTE (GTDN). *Uma política de desenvolvimento econômico para o Nordeste*. 3. ed. Recife, PE: Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene), 1978.

GUIMARÃES NETO, L. *Introdução à formação econômica do Nordeste*. Recife, PE: Fundação Joaquim Nabuco, Editora Massangana, 1989.



\_\_\_\_\_. Desigualdades e políticas regionais no Brasil: caminhos e descaminhos. *Planejamento e Políticas Públicas*, Brasília, DF: Ipea, n. 15, p. 41-95, 1997.

HAUSMANN, R.; PRITCHETT L.; RODRIK D. *Growth accelerations*. Cambridge, Massachusetts, 2004 (NBER Working Paper, n. 10.566).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Sistema de Contas Nacionais – Brasil*. Resultados Preliminares, 1998. n. 2. DP/DCN. Rio de Janeiro, 1999.

\_\_\_\_\_. *Contas Regionais do Brasil, 1985-2001*. DP/DCN. Rio de Janeiro, 2003. CD-ROM.

\_\_\_\_\_. *Regionalização das transações do setor público, 2000* (Atividade de Administração Pública). Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2003a.

\_\_\_\_\_. *Regionalização das transações do setor público, 2001* (Atividade Empresarial do Governo). Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2003b.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). *O Brasil na virada do milênio: trajetória do crescimento e desafios do desenvolvimento*. Brasília, DF, 1997.

KALDOR, N. The case for regional policies. *Scottish Journal of Political Economy*, v. 17, n. 3, 1970.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, n. 1, v. 45, p. 1-28, 1955.

LESSA, C. *A estratégia de desenvolvimento, 1974-1976: sonho e fracasso*. Campinas: Unicamp/IE, 1998.

MADDISON, A. Explaining the economic performance of nations, 1820-1989. In: BAUMOAL, W.; NELSON, R.; WOLFF (Eds.). *Convergence and productivity – cross-national studies and historical evidence*. New York: Oxford University Press, 1994.

\_\_\_\_\_. *The World Economy – a millennial perspective*. Development Centre Studies. OCDE. Paris, 2001.

MAHAR, D. *Desenvolvimento econômico: uma análise das políticas governamentais*. Rio de Janeiro: Ipea, 1978. (Série Pesquisa).

MONTEIRO NETO, A. *Desenvolvimento regional em crise: políticas econômicas liberais e restrições à intervenção estatal no Brasil nos anos 90*. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, Unicamp, 2005.

PACHECO, C. *Fragmentação da Nação*. Campinas, SP: Unicamp, Instituto de Economia, 1998.

PINHEIRO, A. C. Privatização no Brasil: por quê? até onde? até quando? *In: GIAMBIAGI, F.; MESQUITA MOREIRA, M. (Orgs.). A economia brasileira nos anos 90*. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

PLATTEK, M. Contribuição dos desembolsos do BNDES para a formação bruta de capital fixo: uma análise para a década de 90. *Revista do BNDES*, v. 8, n. 15, p. 103-124, 2001.

RAM, R. Interstate income inequality in the United States: measurement, modeling and some characteristics. *Review of Income and Wealth*, n. 1, p. 39-47, 1992.

REZENDE, G. C. *Estado, macroeconomia e agricultura no Brasil*. Porto Alegre: Editora da UFRGS/Ipea, 2003.

RODRIGUES, D. A. Os novos investimentos no Brasil: aspectos setoriais e regionais. *Revista do BNDES*, v. 5, n. 9, p. 169-191, 1998.

\_\_\_\_\_. A distribuição setorial e estadual dos novos investimentos no Brasil: 1996/98. *Revista do BNDES*, v. 6, n. 11, p. 79-96, 1999.

\_\_\_\_\_. Os investimentos no Brasil nos anos 90: cenários setorial e regional. *Revista do BNDES*, v. 7, n. 13, p. 107-136, 2000.

RODRIGUES, D.; MELO, L. P. A. *Uma análise dos anúncios de investimentos em 2000: aspectos setoriais e regionais*, 2001. Disponível em: <[www.bndes.gov.br/conhecimento/especial/aspset.pdf](http://www.bndes.gov.br/conhecimento/especial/aspset.pdf)>.

SOCHACZEWSKI, A. C. Políticas de crescimento e o futuro do Brasil. *In: BIELSCHOWSKY, R.; MUSSI, C. (Orgs.). Políticas para a retomada do crescimento – reflexões de economistas brasileiros*. Brasília, DF: Ipea/Cepal, 2002.

TAVARES, M. da C.; BELLUZZO L. G. de M. Desenvolvimento no Brasil – relembando um velho tema. *In: BIELSCHOWSKY, R.; MUSSI, C. (Orgs.). Políticas para a retomada do crescimento – reflexões de economistas brasileiros*. Brasília, DF: Ipea/Cepal, 2002.

THEIL, H. The Development of International Inequality, 1960-1985. *Journal of Econometrics*, n. 42, p.145-155, 1989.

VERGOLINO, J. R.; MONTEIRO NETO A. Crescimento econômico e convergência da renda nos estados do Nordeste brasileiro. *Anais da Anpec*, p. 440-458, 1996.

ZAMBONI, R. *O financiamento habitacional pelo setor público federal: 1990/2002*. Brasília, DF: Dirur/Ipea, 2004. Mimeografado.

## ANEXO

TABELA A-1

## Brasil – Índices de Theil para desigualdades regionais (1947 a 2002)

Período	Interestaduais	Inter-regionais
1947	0,1902	0,1319
1948	0,2013	0,1406
1949	0,2221	0,1554
1950	0,2170	0,1516
1951	0,2195	0,1565
1952	0,2337	0,1673
1953	0,2294	0,1716
1954	0,2300	0,1664
1955	0,2290	0,1677
1956	0,2085	0,1477
1957	0,1982	0,1415
1958	0,2168	0,1478
1959	0,1785	0,1242
1960	0,1697	0,1166
1961	0,1656	0,1134
1962	0,1616	0,1103
1963	0,1578	0,1073
1964	0,1543	0,1043
1965	0,1442	0,1015
1966	0,1582	0,1117
1967	0,1726	0,1224
1968	0,1869	0,1332
1969	0,2011	0,1441
1970	0,2278	0,1548
1971	0,2260	0,1546
1972	0,2244	0,1545
1973	0,2230	0,1545
1974	0,2217	0,1547
1975	0,2153	0,1550
1976	0,2102	0,1498
1977	0,2050	0,1444
1978	0,1996	0,1387
1979	0,1942	0,1328
1980	0,1845	0,1307
1981	0,1779	0,1248
1982	0,1716	0,1191
1983	0,1656	0,1136
1984	0,1598	0,1083
1985	0,1392	0,0952
1986	0,1298	0,0884
1987	0,1482	0,1052
1988	0,1535	0,1101
1989	0,1573	0,1162
1990	0,1426	0,1060
1991	0,1334	0,0979
1992	0,1420	0,1068
1993	0,1350	0,1005
1994	0,1275	0,0992
1995	0,1366	0,1048
1996	0,1275	0,0983
1997	0,1321	0,1012
1998	0,1341	0,0994
1999	0,1307	0,0996
2000	0,1288	0,0971
2001	0,1266	0,0942
2002	0,1185	0,0859

Fonte: Dados brutos: para PIBs: FGV e IBGE; para população, IBGE.

TABELA A-2

**Brasil e regiões – Desigualdades interestaduais, inter-regionais e intra-regionais no PIB, (1947-2002)**

(Decomposição dos índices de Theil)

Tipos de desigualdade	1947	1950	1960	1970	1980	1990	1995	2000	2002
Índices em valores absolutos									
Intra-regionais (A)	0,0584	0,0654	0,0531	0,0730	0,0538	0,0395	0,0333	0,0333	0,0335
Norte	0,0010	0,0007	0,0005	0,0008	0,0014	0,0060	0,0052	0,0051	0,0048
Nordeste	0,0098	0,0115	0,0087	0,0128	0,0133	0,0122	0,0103	0,0101	0,0124
Sudeste	0,0458	0,0515	0,0412	0,0470	0,0218	0,0172	0,0115	0,0099	0,0103
Sul	0,0007	0,0015	0,0009	0,0047	0,0014	0,0004	0,0010	0,0005	0,0005
Centro-Oeste	0,0011	0,0002	0,0018	0,0077	0,0159	0,0037	0,0052	0,0076	0,0056
Inter-regionais (B)	0,1319	0,1516	0,1165	0,1548	0,1307	0,1060	0,1047	0,0971	0,0859
Intra-regionais (A) + (B)	0,1903	0,2169	0,1696	0,2278	0,1844	0,1426	0,1366	0,1288	0,1185
Participação relativa (%)									
Intra-regionais (A)	30,7	30,1	31,3	32,1	29,2	27,1	24,1	25,5	25,7
Norte	0,5	0,3	0,3	0,4	0,8	4,2	3,8	4,0	3,6
Nordeste	5,1	5,3	5,1	5,6	7,2	8,5	7,6	7,9	9,5
Sudeste	24,1	23,7	24,3	20,6	11,8	12,0	8,4	7,7	7,9
Sul	0,4	0,7	0,5	2,0	0,8	0,3	0,8	0,4	0,4
Centro-Oeste	0,6	0,1	1,1	3,4	8,6	2,6	3,8	5,9	4,3
Inter-regionais (B)	69,3	69,9	68,7	67,9	70,8	72,9	75,9	74,5	74,3
Intra-regionais (A) + (B)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Dados brutos do IBGE.

TABELA A-3

**Brasil – Evolução dos desembolsos do BNDES, (1953 a 2001)**(Em R\$ milhões<sup>1</sup>)

Ano	Valores	Ano	Valores	Ano	Valores
Década de 1950 <sup>2</sup>		Década de 1970		Década de 1990	
1950	--	1970	2.626	1990	6.281
1951	--	1971	3.439	1991	6.990
1952	--	1972	4.839	1992	7.524
1953	113	1973	6.022	1993	6.734
1954	155	1974	9.783	1994	10.093
1955	229	1975	15.288	1995	12.847
1956	397	1976	15.782	1996	15.833
1957	612	1977	16.665	1997	27.030
1958	617	1978	18.022	1998	27.792
1959	644	1979	17.713	1999	23.416
Acumulado	2.766	Acumulado	110.179	Acumulado	144.541
Década de 1960		Década de 1980		2000-2001	
1960	606	1980	13.874	2000	26.283
1961	395	1981	10.895	2001	26.251
1962	1.326	1982	13.983	Acumulado	52.533
1963	871	1983	16.258		
1964	693	1984	14.430		
1965	1.242	1985	13.437		
1966	1.392	1986	14.170		
1967	1.424	1987	15.390		
1968	1.225	1988	12.983		
1969	2.251	1989	7.934		
Acumulado	11.425	Acumulado	133.355		

Fonte: Relatório Anual de Atividades do BNDES, 2001.

Notas: <sup>1</sup> Valores calculados a partir do valor em IGP-DI, segundo a cotação de dezembro de 2001.<sup>2</sup> O BNDE, atual BNDES, foi criado em 1952. Não houve desembolsos neste primeiro ano.

## **EXTERNALIDADES LOCAIS, GANHOS DE AGLOMERAÇÃO E POLÍTICAS DE DESENVOLVIMENTO REGIONAL \***

Bruno de Oliveira Cruz\*\*

### **RESUMO**

O objetivo deste trabalho é fazer uma revisão na literatura sobre a relação entre crescimento da economia, inovação e externalidade local das inovações. Procura-se estudar como a literatura econômica tem tratado a produção de inovações, quais os principais argumentos para justificar externalidades limitadas no espaço e as suas conseqüências para políticas regionais e tecnológicas. Modelos na chamada nova economia geográfica permitem o estudo dos impactos da distribuição espacial da economia sobre o custo de se obter uma inovação e o estudo da distribuição espacial das atividades com o crescimento econômico. Tais externalidades locais teriam, portanto, conseqüências claras para a política de desenvolvimento regional. Trabalhos tanto teóricos como empíricos auxiliariam a formulação de políticas regionais.

### **1 INTRODUÇÃO**

A teoria econômica tem enfatizado a inovação tecnológica como motor do crescimento econômico. Os modelos de crescimento endógeno tentam descrever quais variáveis poderiam influenciar o progresso tecnológico. Várias hipóteses foram aventadas, como a existência de gastos de pesquisa e desenvolvimento, a criação de instituições que protegessem as inovações, estoque de capital e laboratórios disponíveis para pesquisa, educação, dentre outros. Portanto, o objetivo maior desta linha de pesquisa seria o de encontrar as variáveis-chaves para a determinação do

---

\* O autor agradece os comentários de Luis Fernando Tironi, Alexandre Ywata de Carvalho e Carlos Wagner Albuquerque de Oliveira.

\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

crescimento da produtividade e da renda *per capita*. Os teóricos da chamada nova teoria do crescimento vêm fortemente argumentando que externalidades ligadas a atividades de pesquisa e desenvolvimento influenciariam a taxa de crescimento da renda *per capita* de longo prazo.

No entanto, uma tradição, que remonta a pelo menos Marshall (1890), argumenta que tais externalidades (transbordamento de conhecimento) seriam limitadas no espaço. Alguns autores da economia geográfica argumentam que externalidades positivas limitadas no espaço afetariam não apenas o custo de se inovar, mas também o crescimento da economia como um todo. Deste modo, a distribuição espacial da economia teria um impacto não trivial sobre a atividade econômica e sobre o crescimento da economia.

Os modelos em geral de economia geográfica têm descrito a dinâmica da distribuição no território das atividades econômicas; no entanto, alguns desses modelos têm negligenciado a acumulação de capital e, em última instância, o crescimento econômico. Baldwin e Martin (2004) apresentam modelos que tentam juntar estas duas linhas de pesquisa, crescimento e distribuição espacial da economia. Boucekkine, Camacho e Zou (2004) desenvolvem um modelo neoclássico de Ramsey, no qual o capital se distribui no espaço. Estes autores conseguem analisar tanto a dinâmica espacial como a dinâmica ao longo do tempo.

O objetivo deste trabalho é fazer uma revisão da literatura sobre a relação entre crescimento da economia, inovação e externalidade local das inovações. Procura-se estudar como a literatura econômica tem tratado a produção de inovações, quais os principais argumentos para justificar externalidades limitadas no espaço e as suas conseqüências. Certamente, tal discussão pretende balizar algumas sugestões de política para o campo da economia regional. Em especial, argumenta-se que duas linhas de pesquisa que explicam o adiamento na adoção de novas tecnologias poderiam ser estendidas de modo a incluir a dimensão espacial. O principal foco desses trabalhos será o de contrastar argumentos teóricos com a realidade brasileira. Em grande parte, esses trabalhos podem utilizar a Pesquisa Industrial e Tecnológica (Pintec) do IBGE.

O trabalho está dividido em quatro seções, além desta introdução. A seção seguinte discute o conceito de inovação tecnológica e a chamada função de produção de inovações. Na seção 2 discutem-se os argumentos teóricos explicando uma limitação espacial das externalidades das inovações. Na seção 3 são apresentadas as conseqüências para a economia das externalidades locais. Na seção 4 tenta-se desenvolver argumentos teóricos para esclarecer um aparente paradoxo: por que as firmas não inovam se o retorno privado de uma nova tecnologia é muitas vezes superior ao ganho no mercado financeiro? Ou seja, por que firmas não adotam novas tecnologias mesmo sabendo que estas possuem um valor presente positivo? Dois argumentos são apresentados, o primeiro que discute a relação entre incerteza,



obsolescência e *sunk cost*. O argumento é que haveria uma opção para se adiar a adoção da nova tecnologia à espera de uma tecnologia mais avançada. O segundo argumento levanta a hipótese de custos de adoção não desprezíveis. Adotar uma nova tecnologia implicaria gastos adicionais em treinamento, redesenho da linha de montagem, dentre outros. O interessante, no que concerne à economia regional, seria incluir a dimensão espacial nestes modelos, tanto em termos teóricos como em testes empíricos. Por fim, apresentam-se algumas conclusões e sugestões de pesquisa.

## 2 TEORIA: INOVAÇÃO, QUAIS *INPUTS*? QUAIS OS FATORES QUE LEVAM À INOVAÇÃO?

### 2.1 Função de produção de inovação

Nesta seção, busca-se entender de onde vêm as inovações. Para a definição de políticas públicas, tal questão é de fundamental importância, uma vez que se acredita que o crescimento econômico estaria fortemente relacionado a inovações e à difusão de novas tecnologias. A principal hipótese na literatura econômica é a de que existe uma função de produção para inovações; assume-se que os insumos prováveis são educação e pesquisa e desenvolvimento (GRILICHES, 1979). Basicamente, supõe-se que a função de produção poderia ser representada por:

$$I_{RD} = RD^{\gamma} HC^{\varphi}$$

onde  $I_{RD}$  é uma medida de inovações,  $RD$  gastos em pesquisa e desenvolvimento e  $HC$  o nível de capital humano.

No entanto, alguns tipos de inovação necessitariam de grandes recursos em capital para prover os laboratórios de máquinas e computadores eficientes, o que fez surgir uma segunda linha de pesquisa que inclui o estoque de capital físico dedicado a pesquisa e desenvolvimento como insumo na obtenção de uma inovação. Formalmente, esta visão argumenta que a função de produção de inovações deveria incluir  $K$ , o estoque de capital da unidade de observação (seja a firma, uma indústria, uma região ou um país):

$$I_K = RD^{\gamma} HC^{\varphi} K^{\lambda}$$

onde  $I_k$  representa as inovações pela abordagem “Laboratório-Equipamento”.

Tem-se ressaltado a importância de fluxos de conhecimentos além dos limites das firmas. Deste modo, a função de produção de inovações deveria incluir algum tipo de externalidade. As idéias transitarium entre as firmas por meio de:

1. Contatos sociais dos pesquisadores.
2. Mudança de emprego dos trabalhadores qualificados.

3. Compra de equipamentos e máquinas que incorporariam novas tecnologias.
4. Presença de pesquisa básica em institutos e universidade na região.

O fato é que o gasto em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) não se limitaria aos portões das firmas, haveria um transbordamento para as demais. O gasto em P&D seria importante não somente para a firma que o realiza, mas também para as demais firmas. Os gastos e atividades inovadoras externas à firma poderiam afetar diretamente a probabilidade de sucesso na obtenção de uma nova tecnologia.<sup>1</sup> Formalmente, os economistas têm definido a função de produção estendida para as externalidades como:

$$I_s = RD^\gamma HC^\phi RDU^\sigma$$

onde  $I_s$  é a medida de inovações da função de produção “estendida”, e  $RDU$  gastos e/ou atividades inovadoras realizadas fora da firma ou unidade de observação. O  $RDU$  poderia representar o gasto em pesquisa em ciência básica, ou gasto de outros institutos de pesquisa ou firmas da mesma indústria.

Em resumo, pode-se definir três tipos de função de produção:

1. Função de produção baseada em R&D e capital humano, o chamado *Human capital approach*.
2. Função de produção baseada em capital físico, o chamado *Physical capital approach* ou *lab-equipment approach*.
3. Função de produção que incluisse algum tipo de externalidade.

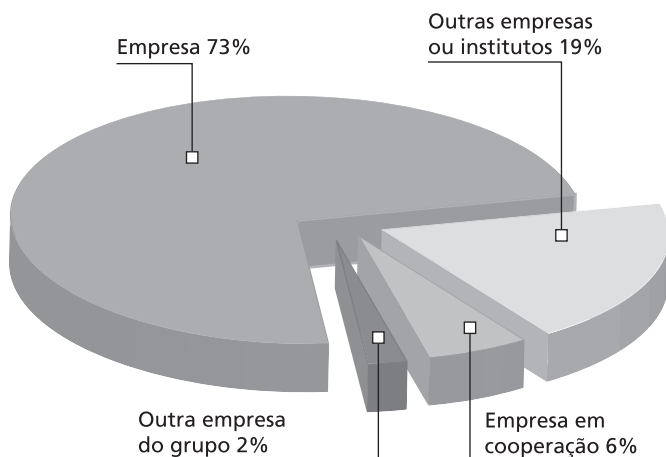
Como ressaltado em Audretsch e Feldman (2004), a abordagem mais tradicional para a função de produção de inovações é a do primeiro tipo, que inclui alguns insumos como capital humano e gastos com R&D. Outra vertente que inclui o estoque de capital como um insumo relevante foi estudada, por exemplo, por Rivera-Batiz e Romer (1999). Interessante notar, no entanto, que a relação entre insumos, como capital humano e gastos com P&D, é tanto mais forte quanto maior o grau de agregação. Por exemplo, a correlação entre inovação e pesquisa e desenvolvimento é mais forte entre países do que indústrias, e ficando esta relação muito menor no nível de firmas. Lerderman e Saenz (2003) encontram uma forte correlação entre o nível de PIB *per capita* e o percentual de gastos em P&D. No entanto, quanto menor o grau de agregação menos evidente fica a relação entre P&D e o crescimento da economia e/ou da produtividade. Como ressaltado por Auderstch e Feldman (2004), pequenas empresas apresentam uma taxa de inovação padronizada (número de inovações por empregado) muito alta, entretanto uma pequena taxa de inovação total comparada com grandes empresas.

1. Interessante observar que tal idéia remonta pelo menos ao século XIX, com Alfred Marshal. Veja seção 3, na qual se argumenta que tais externalidades seriam limitadas no espaço, o que explicaria a aglomeração. Para uma revisão sobre externalidades limitadas no espaço ver Fujita e Thisse (2002) ou Audretsch e Feldman (2004).

O caso brasileiro, expresso na Pintec do IBGE, mostra que nos anos 1998-2000 o principal responsável pela obtenção da inovação em produto para pequenas empresas foi a própria empresa.<sup>2</sup> Para grandes empresas, essa taxa foi de 59%, ainda que 20% de grandes empresas tenham obtido a inovação de produto em cooperação com outra empresa ou instituto. Tal fato parece evidenciar algum tipo de externalidade na inovação de produto.

No caso das inovações em processo, no entanto, a presença de externalidades parece ser mais clara. Grande parte das novas tecnologias adotadas pela empresa vêm de outras empresas ou institutos. Das pequenas empresas que obtiveram uma inovação em processo, o principal responsável, em 86% dos casos, foi uma outra empresa ou instituto. O quadro se altera no caso de grandes empresas: a própria empresa, coligada ou não com outros institutos são os principais responsáveis pela inovação. Apenas em 39% das grandes empresas que inovaram em processo o principal responsável foi outra empresa ou outro instituto. Tais dados parecem indicar que a presença de externalidades estejam presentes no caso brasileiro. Pequenas empresas se beneficiariam de atividades inovadoras realizadas em outras empresas ou institutos,<sup>3</sup> tanto em produto quanto em processo, pois seriam feitas em parceria com outras empresas ou institutos.

FIGURA 1  
Brasil 1998-2000 – Pequenas empresas: principal responsável pela inovação em produto



Fonte: Pintec/IBGE (2000).

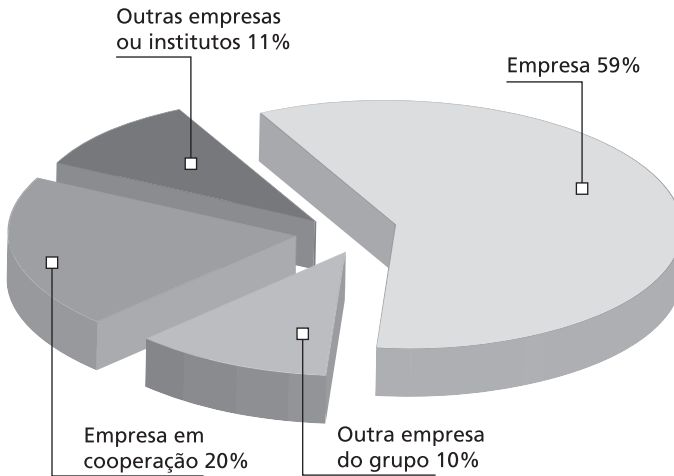
Nota: Pequenas empresas até cem empregados.

Grandes empresas > 500 empregados.

2. Este percentual atinge 73% das pequenas empresas que inovaram em produto.

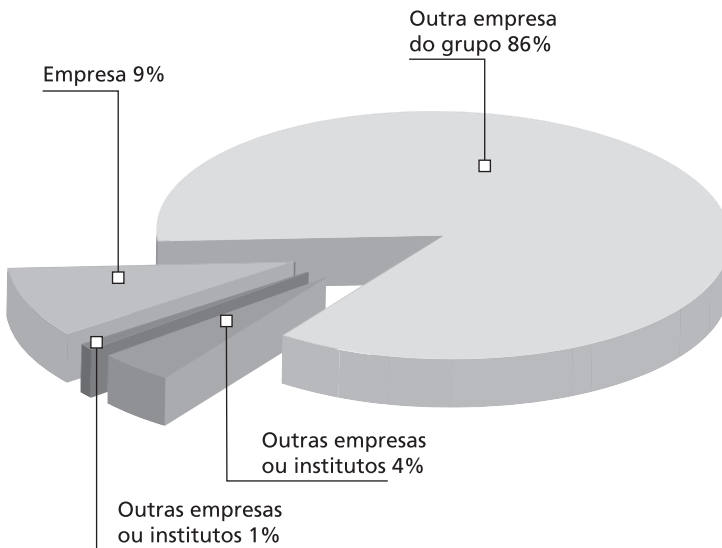
3. Também para grandes empresas uma parcela não desprezível das inovações seriam obtidas fora dos portões da própria firma.

**FIGURA 2**  
**Brasil 1998-2000 – Grandes empresas: principal responsável**  
**pela inovação em produto**



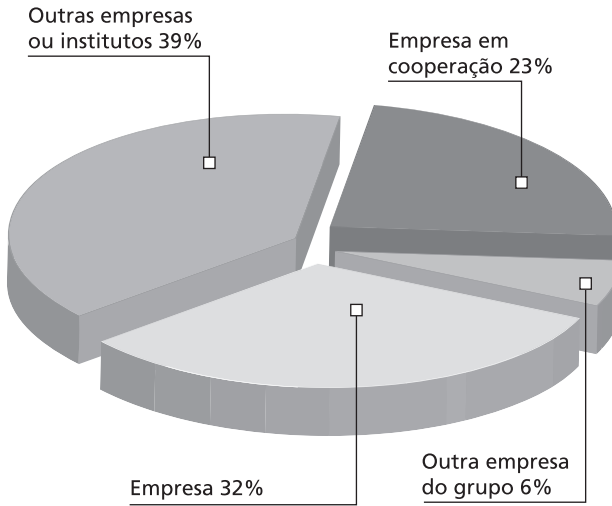
Fonte: Pintec/IBGE (2000).

**FIGURA 3**  
**Brasil 1998-2000 – Pequenas empresas: principal responsável**  
**pela inovação em processo**



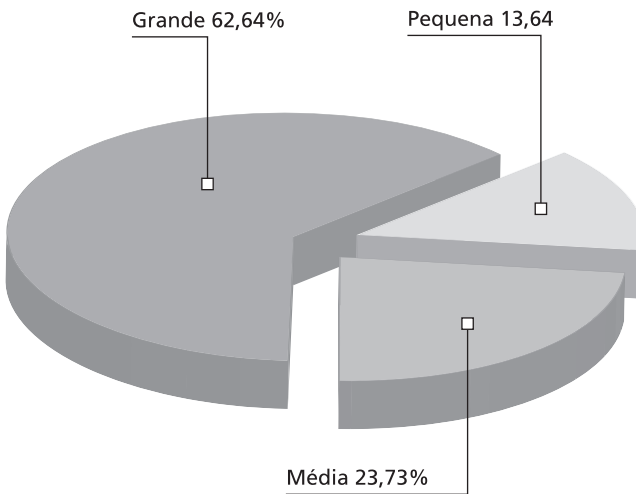
Fonte: Pintec/IBGE (2000).

**FIGURA 4**  
**Brasil 1998-2000 – Grandes empresas: principal responsável pela inovação em processo**



Fonte: Pintec/IBGE (2000).

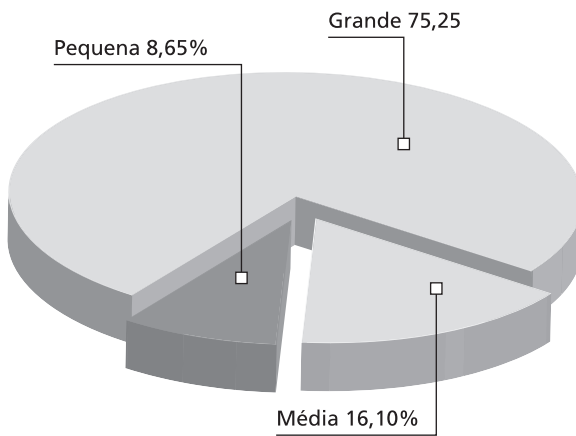
**FIGURA 5**  
**Tamanho da empresa e participação no faturamento**



Fonte: Pintec/IBGE (2000).

Outra evidência interessante no caso brasileiro se refere ao faturamento e aos gastos com pesquisa e desenvolvimento. Enquanto as grandes empresas participam em 62,5% do faturamento total das empresas que inovaram, estas empresas representam 75,25% dos gastos em pesquisa em desenvolvimento. As pequenas empresas, por outro lado, representam 13,6% do total do faturamento, e apenas 8,65% do total dos dispêndios em pesquisa e desenvolvimento.

FIGURA 6  
Tamanho da empresa e participação nos gastos em pesquisa e desenvolvimento



Fonte: Pintec/IBGE (2000).

O que tais fatos evidenciam é que pequenas empresas podem se beneficiar de esforços tecnológicos feitos por outras empresas. Portanto, haveria evidências de que apenas os “insumos tradicionais” da função de produção não seriam suficientes para explicar a inovação. Os recursos utilizados em pesquisas e desenvolvimento em outras instituições teriam impacto importante na adoção e implementação de inovações, seja por meio de cooperação e redes de pesquisa, seja pela adoção de tecnologias desenvolvidas por outras empresas. Assim, ao se analisar a função de produção num nível mais desagregado (por exemplo, firma ou planta), a introdução de externalidades parece ser relevante.<sup>4</sup>

Vários trabalhos têm dado ênfase a este fator. Duguet (2003), por exemplo, mostra que no caso francês externalidades seriam um fator com grande poder explicativo. Tauebe (2004) utiliza essa hipótese, de existência de externalidades para explicar por que a indústria de software se desenvolveu em algumas regiões

4. Certamente, as evidências aqui apresentadas são apenas indicativas; estudos econométricos mais rigorosos contribuiriam para elucidar tal questão. Neste sentido, veja, por exemplo, De Negri e Salerno (2004) para algumas evidências no caso brasileiro.

da Índia. Van Leeuwen (2002), utilizando o chamado *Community Innovation Survey*, também confirma a validade da função de produção estendida, ou seja, que inclua fatores externos a firma.

### 3 EXTERNALIDADES LOCAIS, AGLOMERAÇÃO E CRESCIMENTO

*When an industry has thus chosen a location for itself, it is likely to stay there long: so great are the advantages which people following, the same skilled trade get from near neighborhood to one another. The mysteries of the trade become no mysteries; but are as it were in the air, and children learn many of them unconsciously. Good work is rightly appreciated, invention and improvements in machinery, in processes and the general organization of the business have their merits promptly discussed: if one man starts a new idea it is taken up by others and combined with suggestions of their own and thus it becomes the source of further new ideas.* (MARSHALL, 1920, chapter X, *apud* FUJITA; THISSE, 2002).

Economistas regionais e geógrafos têm observado que a transmissão e o fluxo de idéias seriam mais intensos quanto mais próximos, geograficamente, estivessem os indivíduos. Como se pode apreender da citação de Marshall, tal noção de que externalidades estariam limitadas espacialmente não é nova. O autor argumenta que as idéias “estariam no ar” e as pessoas aprenderiam inconscientemente tais idéias. A limitação geográfica das externalidades parece ser uma idéia intuitiva, mas muitos têm sido céticos quanto à possibilidade de se medir ou mesmo se definir os mecanismos pelos quais a transferência de conhecimento se daria de uma firma a outra. Fujita e Thisse (2002), por exemplo, chamam tais externalidades de caixas-pretas. A despeito da desconfiança de alguns pesquisadores, a literatura tem identificado alguns mecanismos de transmissão de conhecimento e os motivos para a limitação espacial deste impacto:<sup>5</sup>

1. Mercados de trabalho agrupados (*Pooled Labor Markets*).
2. Externalidades pecuniárias e aglomeração em geral forneceriam uma gama de serviços não-comercializáveis que serviriam de insumo para as firmas localizadas naquela região.
3. Transmissão ou transbordamento de informações e tecnologias por meio de interações não realizadas no mercado, por intermédio, por exemplo, de contatos sociais, redes sociais etc.

Ainda que de maneira rudimentar se possa definir alguns mecanismos pelos quais se dariam a transmissão de conhecimento, a literatura tem debatido a questão de como medi-las. Krugman (1991), por exemplo, argumenta que os fluxos

---

5. Fujita e Thisse (2002) argumentam que a introdução de externalidades locais permite aos pesquisadores a manutenção de modelos de concorrência perfeita, ainda que o motivo para aglomeração venha de interações fora do mercado, como, por exemplo, transbordamento tecnológico. No entanto, no caso de externalidades via mercado, como externalidades pecuniárias, deve-se abandonar o paradigma de concorrência perfeita.

de conhecimento não deixam rastros em papel ou qualquer outra forma que se possa mensurá-los. Ainda que razoáveis e intuitivas, não seria possível medir tais externalidades, segundo o mesmo autor. A principal questão para pesquisadores em economia regional seria a de determinar por que as externalidades espaciais importam? Como elas funcionam? E quais variáveis poderiam ser utilizadas?

Uma primeira fonte de explicação da relação das externalidades locais e a inovação seria por meio da chamada externalidade Marshall-Arrow-Romer (MAR). Firms aglomeradas poderiam se beneficiar de um mercado de trabalho agrupado, o que significaria uma minimização de custos de transação e comunicação para firmas na mesma indústria. Assim, a externalidade MAR diria que quanto maior o grau de especialização de uma região, maiores seriam as externalidades e, portanto, menor o custo de se inovar. Por outro lado, a chamada externalidade do tipo Jacobs-Porter ressalta que a existência de uma gama de serviços em grandes cidades ou grandes aglomerações facilitaria a transmissão de conhecimentos. Este segundo tipo de externalidade privilegia a diversificação como motor da transmissão de idéias e tecnologia.

As duas abordagens também diferem quanto ao impacto do grau de competição local ao qual uma indústria estaria exposta. Glaeser *et al.* (1992) argumentam que somente lucros monopolistas gerariam incentivos suficientes para se inovar. As demais empresas sabem que outras poderão se beneficiar da inovação por meio de externalidades, assim as firmas ficariam mais reticentes em investir em P&D. A existência de lucros monopolistas permitiria às empresas remunerarem o gasto em P&D. Por outro lado, Jacobs (1969) e também Porter (1990) argumentam que a competição local estimularia as empresas a buscarem a inovação como forma de sobrevivência no mercado. Caso as empresas não invistam em novas tecnologias, neste ambiente competitivo, iriam certamente à falência devido aos produtos de maior qualidade dos concorrentes.

Interessante notar que Aghion *et al.* (2005) une as duas visões afirmando que haveria uma relação de U invertido entre inovação e grau de competição. A externalidade viria do fato que firmas retardatárias em termos tecnológicos poderiam se beneficiar do grau de gastos em pesquisa e desenvolvimento. Estes gastos estariam relacionados de forma não monotônica com o grau de competição. Aghion *et al.* (2005) testam empiricamente as hipóteses do modelo, confirmando-as para o caso de empresas inglesas.

Uma outra fonte possível de transmissão de conhecimento seria por intermédio de trabalhadores qualificados. Empregados em firmas de intensa atividade de pesquisa e desenvolvimento incorporariam o conhecimento adquirido na empresa intensiva em tecnologia e o levaria para a nova empresa. O conhecimento estaria incorporado nestes trabalhadores altamente qualificados e, ainda que estes não tivessem acesso a crédito ou laboratórios sofisticados, poderiam se



engajar ou mesmo iniciar uma nova firma com o conhecimento adquirido em uma grande empresa.

### 3.1 Evidências empíricas

No Brasil, as empresas que inovaram em 2000 estavam presentes em apenas 465 municípios dos 5.507 existentes naquele ano, sendo que os municípios que inovaram possuem indicadores sociais e de infra-estrutura muito superiores aos demais municípios.<sup>6</sup> Estes municípios representavam em 2000 70% da renda nacional. A principal questão seria então entender por que as atividades inovadoras tenderiam a se concentrar mais em alguns locais. Obviamente, existe um problema de endogeneidade, dado que, se a atividade industrial é concentrada, a atividade inovadora também seria. Todavia, mesmo depois de se controlar pela concentração industrial, o que explicaria o diferencial de inovação entre as indústrias?

Claramente, uma forma de explicar a concentração industrial é por meio da chamada externalidade de conhecimento local. Admite-se que estes *knowledge spillovers* decresceriam com a distância, gerando aglomerações inovativas, ou maior concentração espacial da inovação. Como descrito na seção anterior, argumenta-se na literatura que as externalidades seriam maiores em indústrias intensivas em pesquisa e desenvolvimento. Outra fonte de concentração de externalidade de conhecimento são os trabalhadores qualificados. Estes incorporariam conhecimento específico da firma, portanto firmas que possuem maior percentual de pessoal qualificado tenderiam a apresentar maiores ganhos na concentração espacial, uma vez que se beneficiariam de conhecimentos externos. Certamente, os *knowledge spillover* não são a única fonte de explicação para concentração espacial. Krugman (1991) ressalta, por exemplo, a importância dos custos de transporte, indústrias extrativas que estariam sujeitas também à localização de riquezas naturais para desenvolver suas atividades.<sup>7</sup> A chamada externalidade pecuniária estaria por trás da motivação da concentração espacial da indústria.

Audretsch e Feldman (1996) tentam explicar o coeficiente de Gini das inovações nos municípios americanos. Os autores controlaram a concentração espacial, via coeficiente de Gini das indústrias, e tentaram explicar a concentração espacial das inovações por variáveis como universidades e gastos em pesquisa e desenvolvimento. O objetivo dos autores é verificar se, após controlados os efeitos de concentração espacial, haveria alguma outra variável que pudesse explicar a concentração espacial das inovações. Mesmo controlando para variáveis locais, como custo de transporte para o centro, recursos naturais e concentração industrial, o grupo de variáveis utilizadas como *proxies* para se medir as externalidades seriam significativas e relevantes para se explicar a concentração espacial

6. Veja Lemos *et al.* (2005, p. 331).

7. A esse respeito, ver Fujita e Thisse (2002).

das inovações. Albuquerque *et al.* (2002) reproduzem o trabalho de Audretsch e Feldman (1996) e concluem que fatores locais, em especial universidades com alta produtividade, afetam a distribuição espacial da indústria brasileira.

Bertinelli *et al.* (2006) utilizam métodos não paramétricos e dados em nível de firma para calcular a distância territorial das externalidades locais. Os autores mostram a presença de externalidades locais para o caso da Irlanda, mas a distância de tais impactos seria limitada a 20 km. Os autores ainda calculam o impacto de firmas multinacionais sobre a economia local. Mostra-se que os gastos em P&D no setor da empresa no país de origem têm um impacto positivo e significativo sobre as demais empresas multinacionais. No entanto, o efeito de multinacionais sobre a economia como um todo é bastante restrito.

Uma segunda questão subjacente é que se as externalidades locais são importantes na redução do custo de se obter uma inovação, qual seria o impacto dessas externalidades sobre o crescimento da economia como um todo? Quais as conseqüências para a política regional? Caso externalidades locais sejam realmente relevantes, a distribuição espacial das atividades terá um impacto não trivial sobre o bem-estar e sobre a dinâmica da economia como um todo. Na próxima seção descrevem-se alguns trabalhos que trataram da questão da inter-relação entre distribuição espacial da atividade econômica e do crescimento econômico agregado.

### 3.2 Crescimento econômico e aglomeração: qual implicação das externalidades locais?

Os modelos da nova economia geográfica em geral dividem-se em dois grupos: o primeiro, que ressalta a importância de externalidades pecuniárias, rendimentos crescentes e concorrência imperfeita para estudar a dinâmica espacial da economia, e uma segunda linha, que ressalta a presença de externalidades locais e dinâmicas espaciais.<sup>8</sup> No primeiro tipo de abordagem, estuda-se o papel da mobilidade dos fatores de produção para a convergência ou divergência de rendas *per capita*, o papel das políticas de redução do custo de transporte sobre a alocação espacial das atividades, dentre outros. No entanto, na maioria dos casos, em tais modelos, não há crescimento da renda *per capita*, pois não existe nenhuma forma de acumulação de capital. Apesar de apresentarem uma rica dinâmica em termos de distribuição espacial das atividades, estes modelos negligenciam uma característica fundamental das economias modernas, o crescimento sustentado do nível da renda *per capita*.<sup>9</sup> Por outro lado, os teóricos que enfatizam externalidades informacionais ou tecnológicas podem estudar de forma ampla o crescimento econômico, mas a análise espacial se torna ingênua ou mesmo está ausente destes modelos.

8. Krugman (1991) é um exemplo deste primeiro tipo de literatura para uma abrangente apresentação destes modelos Fujita e Thisse (2002). Ver Baldwin e Martin (2004) para uma revisão de modelos no segundo tipo de trabalhos.

9. A esse respeito ver, por exemplo, Boucekkine, Camacho e Zou (2004) e Baldwin e Martin (2004).

Uma nova linha de pesquisa tem surgido na economia que seria tentar utilizar essas duas visões, quais sejam externalidades de conhecimento, limitadas no espaço, e modelos de economia geográfica que incorporem a noção de rendimentos crescentes e concorrência imperfeita. Boucekkine, Camacho e Zou (2004) desenvolvem um modelo de crescimento econômico baseado no modelo de Ramsey, no qual existe um *continuum* de regiões para as quais é possível estimar a distribuição espacial do capital e o crescimento da renda *per capita*. No entanto, para esses autores não há nenhuma externalidade de conhecimento, tampouco rendimentos crescentes. Assim, a concentração da atividade econômica numa região não tem nenhum impacto positivo sobre outras regiões, no sentido de transmissão de conhecimentos e tecnologias. O mérito do trabalho seria o de estudar dinamicamente tanto a distribuição espacial das atividades como o crescimento econômico.

Baldwin e Martin (2004) fazem uma revisão de modelos que unem a noção de externalidade local, rendimentos crescentes e concorrência imperfeita. O modelo de Baldwin e Martin (2004) supõe a existência de três setores: moderno, tradicional e de inovações. O primeiro setor apresentaria concorrência monopolística, os demais estariam em concorrência perfeita. Além disso, supõem-se custos de transporte não nulos e a existência de duas regiões, Norte e Sul. Os autores analisam o impacto sobre a economia como um todo da presença ou não de externalidades locais. Na ausência de externalidades locais, somente o mecanismo de “causalidade circular” estaria presente, ou seja, se os custos de transporte forem suficientemente baixos, haveria uma concentração catastrófica da atividade econômica em uma única região, dependendo da mobilidade ou não de capitais. Assim, haveria uma relação direta do crescimento para a concentração espacial de atividades. A concentração espacial seria mais consequência de rendimentos crescentes e concorrência monopolística do que o contrário; ou seja, a distribuição espacial da economia seria resultado da atividade econômica, não tendo um impacto direto sobre o crescimento da economia.

No entanto, na presença de externalidades locais, a distribuição espacial irá certamente influenciar o crescimento da economia, pois as externalidades e, em última instância, o crescimento da economia, estariam fortemente correlacionados ao espaço. Quais seriam as consequências em termos de bem-estar e de políticas tanto regionais como tecnológicas?

Em primeiro lugar, Baldwin e Martin (2004) mostram que a concentração espacial da atividade econômica, na presença de externalidades locais, pode ter impactos dinâmicos positivos para as regiões menos desenvolvidas. O fato das atividades se aglomerarem em uma região faz com que a economia como um todo se beneficie de forma mais eficiente das externalidades locais. O produto agregado da economia crescerá a taxas mais elevadas, levando-se em consideração o fato de que o centro econômico crescerá a taxas elevadas, a periferia poderia se beneficiar

deste crescimento, tanto em termos de exportações como na transferência de renda. É relevante ressaltar que os modelos na linha de Baldwin e Martin (2004) permitem análises de bem-estar e, assim, tem-se claras recomendações de políticas. A primeira recomendação é que a ampliação espacial do impacto das externalidades teria um efeito de redução das desigualdades regionais, aumento do bem-estar e elevação do crescimento da economia. A ampliação espacial da economia leva as duas regiões a se beneficiarem de forma mais eficiente das externalidades geradas pelas inovações. Uma segunda recomendação de política seria sobre a redução dos custos de transportes. No caso de externalidades locais a redução de custos de transportes levaria a uma aglomeração catastrófica. A presença de retornos crescentes e concorrência imperfeita levariam a concentração das atividades espaciais, caso o custo de transporte esteja abaixo de um valor-limite. Este é o caso, também, dos modelos nos quais não há externalidade local. O interessante é que os autores mostram que este valor-limite seria menor na presença de externalidades locais.

Seguindo esta linha de pesquisa, com a inclusão de externalidades locais das novas tecnologias, Fratesi (2003) constrói um modelo para explicar como a inovação e a difusão de novas tecnologias afetariam desigualdades regionais. A difusão de inovações tem papel importante para as regiões menos desenvolvidas, enquanto a taxa de inovação afeta positivamente regiões mais desenvolvidas. O autor utiliza a hipótese de que a distribuição das atividades possui efeitos positivos sobre a difusão e a inovação de atividades. Assim, dependendo de quão atrasada estaria a região menos desenvolvida, a política regional deveria focar na adoção de tecnologias já estabelecidas ao invés de tentar estimular a inovação. Quanto mais longe a região estiver da fronteira tecnológica, mais importante seria o estímulo para que esta região se aproximasse da fronteira tecnológica.

Os modelos de Baldwin e Martin (2004) têm como grande utilidade a formulação de políticas e a possibilidade de se estudar o impacto sobre o bem-estar de uma miríade de políticas. Na discussão de economia regional, tem-se ressaltado o impacto dos ciclos econômicos agregados sobre as economias regionais. No entanto, desconhece-se a tentativa de se estudar o impacto sobre o crescimento econômico agregado da distribuição das atividades.

A figura 7 mostra a relação entre crescimento real do PIB brasileiro *versus* indicadores de desigualdades medidos por Theil. Parece haver uma correlação positiva entre crescimento do PIB e aumento de desigualdades.<sup>10</sup> Um ajuste de uma regressão simples apresenta um  $R^2$  de 0,33. Obviamente, a questão de causalidade deve ser questionada, pois como demonstrado por Baldwin e Martin (2004) pode existir uma relação positiva entre crescimento agregado e a

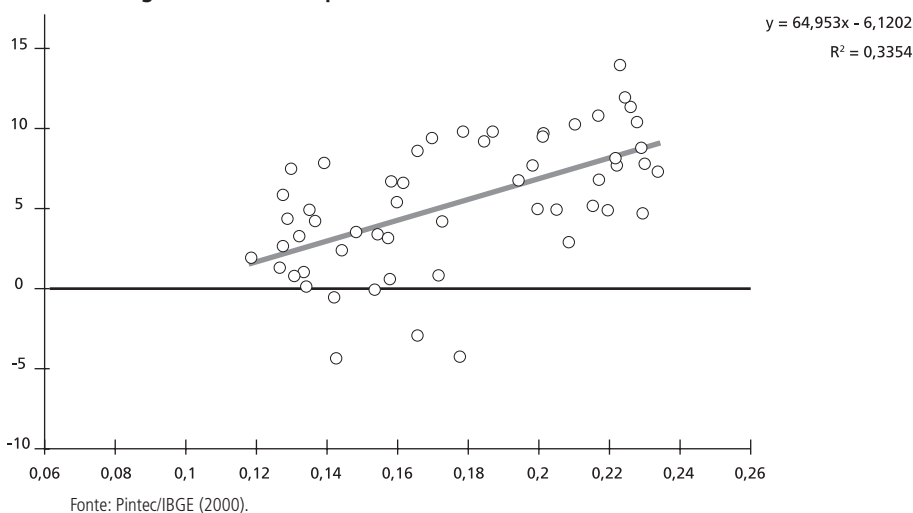
---

10. Guimarães Neto (1996) sugere a existência de tal relação ao descrever o processo dinâmico das economias estaduais e regionais no Brasil. Pessoa (2001) desconsidera a questão regional, argumentando sobre um modelo neoclássico que existiriam regiões pobres, mas não necessariamente haveria uma questão regional. A consideração de externalidades locais, rendimentos crescentes e concorrência imperfeita mostra que a questão regional tem relevância tanto para o crescimento agregado como sobre o bem-estar dos agentes.

concentração de atividades, mesmo que não haja externalidades locais. No entanto, caso a economia apresente externalidades locais, a concentração de atividades causaria uma elevação na taxa de crescimento da economia como um todo. A concentração espacial seria mais eficiente para se desfrutar de externalidades de conhecimento local.<sup>11</sup> Também há que se verificar quão afetada estaria a correlação pela definição de índice de Theil.

Interessante notar que a relação parece ser menos evidente no caso das desigualdades intra-regionais, o que pode sugerir que externalidades locais possam ser efetivamente a fonte destas desigualdades.

FIGURA 7  
Brasil – Relação entre a taxa de crescimento agregada e o índice de desigualdade de Theil para os estados brasileiros

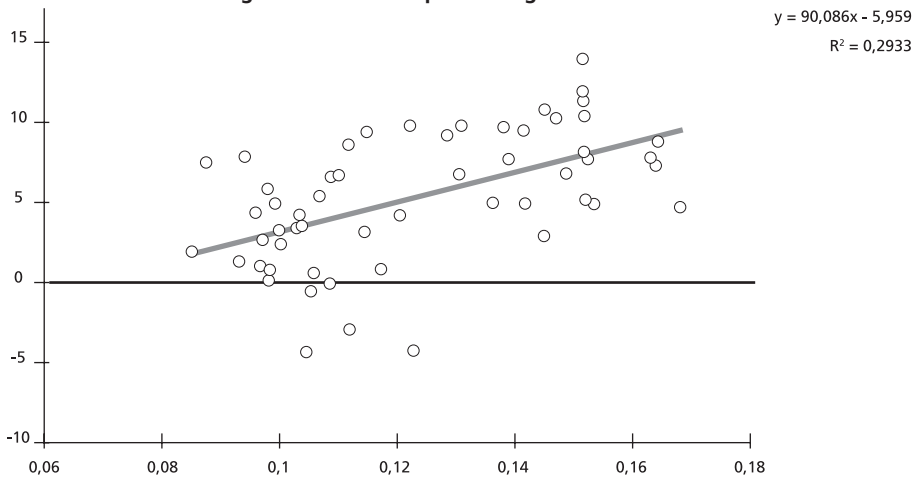


Na literatura econômica explorou-se a possibilidade da relação entre desigualdades regionais e concentração espacial de atividades, seguindo a tradição de Kuznets (1955), na qual haveria uma relação não-linear entre níveis de desenvolvimento e desigualdades regionais. Como ressaltado em Ottaviano e Thisse (2003), a nova economia geográfica tem formalizado essa noção de relação não-linear. Barrios e Strobl (2006) realizam regressões não-lineares e confirmam a hipótese de curva em formato de U invertido para o caso europeu.<sup>12</sup> Para o caso brasileiro, mais testes são definitivamente necessários para se confirmar a relação linear ou não.

11. Também há que se verificar quão afetada estaria a correlação pelo uso do índice de Theil, como medida da correlação espacial. Talvez o uso de outras medidas de concentração possa ser um indicativo da robustez da relação entre concentração espacial e crescimento agregado.

12. A relação entre inovação e concentração também foi estudada em Bruijn (2003). O autor utiliza dados da CIS (*Community Innovation Survey*) e matriz insumo produto para estudar o impacto das aglomerações inovadoras sobre a atividade econômica. Para mais detalhes da literatura empírica veja Barrios e Strobl (2004) e Fujita e Thisse (2002).

FIGURA 8  
**Brasil – Relação entre a taxa de crescimento agregada  
 e o índice de desigualdade de Theil para as regiões brasileiras**



Fonte: Pintec/IBGE (2000).

#### 4 INCERTEZA E INOVAÇÃO E CUSTOS DE ADOÇÃO

Um grande paradoxo levantado na literatura é que o retorno privado de uma inovação é muitas vezes mais elevado do que o retorno médio do mercado financeiro. Então a questão seria por que as empresas não investem em pesquisa e desenvolvimento e em atividades inovadoras, se aparentemente o retorno seria tão elevado? Ou seja, por que as empresas não se utilizam de arbitragem tomando emprestado no mercado e investindo num ativo com um retorno elevado como seria a atividade inovadora? Na literatura, tem-se reportado valores que variam de 9% a 43% para a taxa de retorno privado de uma inovação.<sup>13</sup>

Uma primeira resposta seria o fato de que a adoção de uma inovação estaria sujeita a um elevado grau de incerteza, sendo que o custo da inovação incluiria não apenas os valores gastos em pesquisa e desenvolvimento, mas também o custo de oportunidade de se adiar o gasto para um momento futuro, quando mais informações sobre a tecnologia e as condições de mercado estariam disponíveis. Na linguagem da chamada opção real, as firmas teriam uma opção para investir em tecnologia no futuro e o valor dessa opção seria tanto maior quanto maior a incerteza sobre a tecnologia e as condições de mercado.

Grenadier e Weiss (1996) mostram num modelo de opção real por que firmas tenderiam a adiar o investimento ou a adoção de uma tecnologia mesmo

13. A taxa de retorno de invenções também foi calculada por Asterbo (2003), que mostra que essa taxa possui uma distribuição assimétrica, com um grande desvio-padrão. No entanto, algumas inovações teriam uma taxa de retorno muito superior à média dos ativos da economia.

que esta tenha um valor presente positivo. Estes autores conseguem identificar quatro tipos de empresas:

- 1) Empresas compulsivas em tecnologia: que adotariam a inovação assim que esta estivesse no mercado, bem como as demais atualizações dessa tecnologia.
- 2) Empresas defasadas: somente quando a atualização estiver disponível é que esta firma investe em adoção de novas tecnologias, mas comprando apenas a tecnologia antiga.
- 3) Empresas *leapfrogging*: empresas que não comprariam a tecnologia imediatamente, mas esperariam uma atualização e aí sim fariam a inovação.
- 4) Empresas Buy and Hold: compram a tecnologia assim que estiver disponível, mas não comprariam atualizações ou *upgrades* dessas tecnologias.

Os autores mostram que tais comportamentos são gerados mesmo sabendo que uma inovação possui um valor presente positivo. A firma teria um custo a mais para investir em uma nova tecnologia, pois saberia que num futuro próximo esta tecnologia estaria obsoleta. Estes são os chamados, custos de obsolescência que também devem ser computados na decisão de se investir em novas tecnologias.<sup>14</sup>

Grenadier e Weiss (1996) argumentam que quanto maior a taxa de inovação em um setor, menor a probabilidade de se encontrar empresas compulsivas em tecnologia, pois o valor da opção de esperar por uma tecnologia melhor aumentaria. Assim, mais provavelmente, haveria empresas do tipo *leapfrogging*. O resultado seria o inverso para setores com uma menor taxa de inovação. Testes empíricos para este tipo de afirmação seriam bastante interessantes e a literatura empírica nesse ponto é escassa. Desconhece-se qualquer tentativa de se espacializar o modelo de Grenadier e Weiss (1996). Poder-se-ia estimar a distribuição espacial dos diferentes tipos de empresas identificados por Grenadier e Weiss (1996). Algumas questões cruciais para política regional poderiam ser respondidas: regiões menos desenvolvidas apresentariam com mais frequência qual tipo de empresa? Frente a esta distribuição espacial das empresas, qual o desenho ótimo de políticas regionais e tecnológicas? A resposta a tais questões certamente aumentaria a eficácia da política regional e tecnológica, uma vez que se pode estimar a probabilidade de firmas adotarem novas tecnologias. Também, de posse do perfil destas empresas, poder-se-ia estimar o impacto de subsídios.

Interessante notar que, para a economia brasileira, segundo a Pintec, riscos excessivos e “elevados custos para inovar” seriam alguns dos maiores empecilhos

---

14. Boucekkine, Licandro e Del Rio (2003), por exemplo, argumentam que o aumento na taxa de progresso tecnológico incorporado em novas máquinas, por exemplo novos computadores, também afetaria negativamente a taxa de crescimento da economia, pois elevaria o custo de uso de uma inovação. O custo de uso, no sentido de Jorgeson, seria a taxa de retorno menos a depreciação e a valorização da máquina. No caso de bens de tecnologia, esta depreciação seria negativa, o que levaria a um aumento no custo. Para mais detalhes, veja também Boucekkine e Cruz (2006).

para uma empresa investir em uma inovação. A tabela a seguir mostra os resultados semelhantes para firmas que inovaram e que não inovaram. Por exemplo, 73,6% das firmas que não obtiveram sucesso consideram “riscos econômicos excessivos” como um obstáculo relevante para se implementar uma inovação, um percentual que se mantém quase inalterado no caso das empresas que obtiveram ou implementaram uma inovação, 76,4%. Por outro lado, elevados custos da inovação também são considerados como relevantes para as firmas que não implementaram, bem como para aquelas que implementaram inovações; respectivamente 84,5% e 82,8% consideram este item como relevante. Aqui, novamente fica patente a necessidade de estudos econométricos mais aprofundados para testar a importância e o impacto da incerteza e dos custos de inovação sobre a difusão de novas tecnologias e inovação.

Implementar e adotar uma inovação não é uma atividade livre de custos, existem gastos associados à nova tecnologia, como treinamento de mão-de-obra, redesenho da linha de montagem, dentre outros. Esses custos de adoção foram extensamente documentados na literatura econômica. Jovanovic (1997) estima que tais custos de adoção possam atingir 10% do PIB americano. Para países em desenvolvimento pode-se supor que tais custos sejam ainda mais elevados e relevantes para o crescimento econômico. A Pintec novamente possui alguns indicadores de quão oneroso seria a adoção de uma nova tecnologia. A figura 9 mostra que outros custos associados à atividade inovadora são quase da mesma magnitude dos gastos com pesquisa e desenvolvimento. Ainda que sejam uma forma muito rudimentar de medir os custos para adoção de uma tecnologia, os mesmos parecem ser relevantes na discussão da decisão de inovar e adotar novas tecnologias.

O mecanismo que liga inovação a ganhos de produtividades pode, portanto, ser bem mais complexo do que se supõe, devido a estes custos de adoção, aos mecanismos de aprendizagem de novas tecnologias<sup>15</sup> e à forma como uma inovação se difunde na economia.

Greenwood e Yorokuglu (1997) utilizam esses custos de adoção como um fator crucial para explicar a queda de produtividade observada nos EUA após o choque do petróleo. Cruz (2005), por exemplo, analisa o impacto sobre crescimento econômico de políticas públicas destinadas à redução deste custo de adoção de novas tecnologias. O modelo proposto em Cruz (2005) supõe a existência de custos de adoção não negligível, tecnologia incorporada em novas máquinas e uma taxa de aprendizado e difusão. Assim, a economia ao adotar uma nova tecnologia, além de uma queda de produtividade devido aos custos de adoção, a economia somente iria se beneficiar completamente da tecnologia, adotada no longo prazo. Somente após aprender, e depois que a tecnologia tenha se difundido

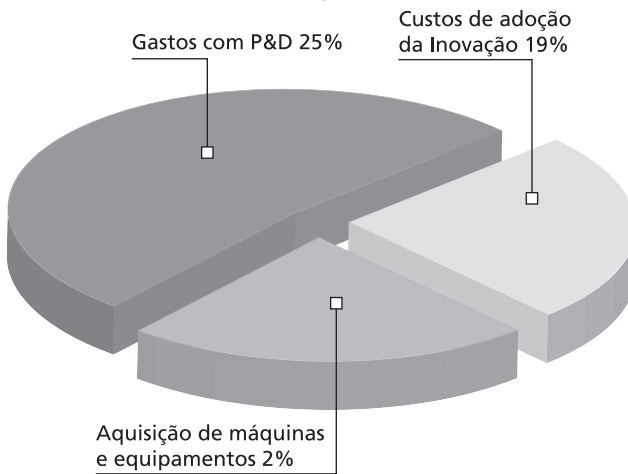
---

15. A existência de curvas de aprendizagem favoreceriam os inovadores tardios ou firmas que adiariam a adoção de uma tecnologia, pois esta já estaria madura o suficiente, para que custos de adoção sejam bem reduzidos.



na economia é que o país poderia utilizar todo o potencial daquela tecnologia. Mostra-se no modelo é que políticas públicas que visem à redução dos custos de adoção podem ter um impacto positivo sobre o bem-estar dos agentes. Além disso, mostra-se que a presença de custos de adoção, tecnologia incorporada em novas máquinas e difusão/aprendizado levam a economia a apresentar uma taxa de crescimento da economia não-linear; mesmo na presença de modelo AK, existiria uma dinâmica de transição.

FIGURA 9

**Brasil 1998-2000 – Total dos dispêndios da indústria em atividades inovadoras**

Fonte: Pintec/IBGE (2000).

Notas: <sup>1</sup> Gastos com P&D: inclui atividades internas de P&D, aquisição externa de P&D e aquisição externa de outros conhecimentos.

<sup>2</sup> Custos de adoção da inovação: treinamento, introdução das inovações no mercado, projeto industrial e outras preparações técnicas.

Em termos de políticas públicas, o tema se torna relevante na medida que a redução de custos de adoção de novas tecnologias pode ter maior impacto sobre o crescimento da produtividade total do que um aumento na inovação de novos produtos. Com relação às políticas regionais, o tema se torna relevante, pois poderia ser estimada a taxa de difusão de tecnologias e tentar se estudar características locais importantes para o aprendizado e a difusão de novas tecnologias. Ademais, os custos de adoção podem ser diferenciados entre as regiões, o que teria conseqüências sobre a taxa de crescimento de longo prazo. Finalmente, poder-se-ia estender tais modelos para a inclusão de externalidades locais, como em Fratesi (2003). Certamente, a espacialização desta linha de pesquisa é fundamental para se entender como as novas tecnologias são difundidas pelo território. As características locais afetariam ou não a adoção de uma nova tecnologia? Quais seriam as possíveis variáveis de política para acelerar a adoção de uma inovação em determinada região?

## 5 CONCLUSÃO

A existência de externalidades de conhecimento faz com que a unidade relevante para o estudo de inovação passe para além dos limites da firma. A função de produção de inovação relevante para o caso mais desagregado seria a função de produção estendida. Vários autores, desde pelo menos Marshall (1920), argumentam que tais externalidades se limitadas no espaço, a transmissão de conhecimento decairia com a distância. Assim, a unidade relevante para o estudo da função de produção passa a ser a região e não a firma.

São necessários mais estudos nesta linha de pesquisa para o caso brasileiro para se construir um quadro mais claro, se tais externalidades estão presentes ou não, e de como se dariam tais transbordamentos de conhecimento.

Teoricamente, tem-se mostrado que externalidades locais levariam à distribuição espacial da atividade a ter um impacto sobre o crescimento agregado da economia e sobre o bem estar dos agentes. No caso brasileiro, tem-se discutido bastante os impactos de ciclos econômicos sobre a atividade econômica nas regiões periféricas; alguns autores chegam mesmo a afirmar a completa irrelevância da questão regional, uma vez que existiriam pessoas pobres e o que se deveria combater era questão da desigualdade e o espaço não teria relevância neste tipo discussão. Tal interpretação abstrai a possibilidade de existência de externalidades locais, nas quais a distribuição espacial das atividades certamente importa para o crescimento agregado. Ademais, modelos de economia geográfica, como o de Baldwin e Martin (2004), permitem não somente a análise da distribuição espacial das atividades, como uma análise dinâmica da economia. É possível, portanto, derivar sugestões de políticas, uma vez que facilmente podem-se calcular os impactos sobre bem-estar. A relação empírica entre crescimento agregado da economia e concentração espacial das atividades é um campo aberto para novas pesquisas e trabalhos. Aparentemente há uma relação linear e positiva mostrada neste trabalho que deve, certamente, ser melhor estudada, para esclarecer problemas de endogeneidade ou mesmo de não-linearidade entre crescimento e distribuição espacial das atividades econômicas.

Finalmente, a teoria econômica tem buscado uma explicação para um aparente paradoxo que é a não adoção de novas tecnologias mesmo se o retorno privado é bastante elevado. Duas hipóteses foram aventadas neste sentido: a primeira, ligada a opções reais, as firmas adiariam a adoção de novas tecnologias, pois saberiam que no futuro esta tecnologia se tornaria obsoleta, então a decisão de se adotar uma nova tecnologia tem um custo de oportunidade a mais que seria o de queimar a opção de esperar uma tecnologia mais avançada. A extensão desta literatura em nível regional seria de grande relevância, pois assim os formuladores de política poderiam focalizar políticas públicas no sentido de aumentar

sua eficácia. Se, por exemplo, as firmas em regiões menos desenvolvidas são do tipo do *leapfrogging* ou defasadas, os desenhos de política seriam completamente diferentes. Fica clara a necessidade de se estender tais modelos e compatibilizá-los com a noção de externalidades locais e adoção de novas tecnologias.

Uma segunda linha de pesquisa é a da chamada abordagem dos custos de adoção. Esta literatura enfatiza que a adoção de novas tecnologias implica custos adicionais, como o redesenho de linha de montagem, treinamento, redesenho de projetos industriais etc. Aqui também existe uma completa ausência da dimensão espacial e se tais custos seriam diferenciados para empresas aglomerados em uma região. Novamente, estudos tanto em nível teórico como empírico auxiliariam a formulação de políticas públicas com intuito de se elevar a produtividade local e difundir novas tecnologias.

Espera-se que a presente resenha tenha deixado claro a necessidade de se estudar inovações, levando-se em conta a dimensão espacial, pois se externalidades locais realmente forem uma característica da economia brasileira, a distribuição espacial terá impactos não triviais sobre o crescimento econômico e, em última instância, ao bem-estar dos agentes. Políticas de desenvolvimento regional deveriam, portanto, levar em conta esta dimensão para que possam afetar positivamente o bem-estar dos agentes.

## REFERÊNCIAS

- AGHION, P. *et al.* Competition and innovation: an inverted U relationship. *Quarterly Journal of Economics*, v. 120, n. 2, p. 701-728, May 2005.
- ALBUQUERQUE, E. *et al.* A distribuição espacial da produção científica e tecnológica brasileira: uma descrição de estatísticas de produção local de patentes e artigos científicos. *Revista Brasileira de Inovação*, v. 1, n. 2, p. 225-251, jul./dez. 2002.
- ASTERBO, T. The return to independent invention: evidence of unrealistic optimism, risk seeking or skewness loving? *Economic Journal*, v. 113, p. 226-239, jan. 2003.
- AUDRETSCH, D. B.; FELDMAN, M. P. Knowledge spillover and the Geography of innovations. In: THISSE, J.; HENDERSON, J. *Handbook of regional and urban economics*, North Holland, v. 4, 2004.
- \_\_\_\_\_. R&D spillovers and the Geography of innovation and production. *American Economic Review*, v. 86, n. 4, p. 253-273, jun. 1996.
- BALDWIN, R.; MARTIN, P. Agglomeration and regional growth. In: HENDERSON, V.; THISSE, J-F. (Eds.). *Handbook of regional and urban economics cities* cap. 60, 2004.
- BARRIOS, S.; STROBL, E. *The dynamics of regional inequalities*. Espanha: FEDEA, 2006 (Documentos de Trabajo, 2006-010).
- BERTINELLI, L. *et al.* Local to global: a study of R&D Spillovers Using Plant-Level Data. SEMINÁRIO INTERNACIONAL PRODUTIVIDADE E IMPACTOS LOCAIS DA INOVAÇÃO TECNOLÓGICA, Brasília: Ipea, 2006.
- BOUCEKKINE, R.; CRUZ B. *Technological progress and investment: microeconomic foundations and macroeconomic implications*. Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.170).
- BOUCEKKINE, R.; CAMACHO, C.; ZOU, B. *Bridging the gap between growth theory and economic Geography: the spatial Ramsey model*. 2006. (CORE Discussion Paper 2006/72).
- BOUCEKKINE, R.; LICANDRO, O.; DEL RIO, F. Embodied technological progress, learning and the productivity slowdown. *Scandinavian Journal of Economics*, n. 105, p. 87-98, Mar. 2003.

CRUZ, B. *Adoption costs, technological gap and public policies in a model with diffusion and embodied technology*. Tese (Doutorado). Capítulo 4, Universidade Católica de Louvain, Bélgica, 2005.

DE NEGRI, J. *et al.* Tipologia das firmas integrantes da indústria brasileira. cap. 19. *In: DE NEGRI, J.; SALERNO, M. Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras*. Ipea, 2005.

DUGUET, E. *Innovation height, spillovers and TFP growth at the firm level Evidence from French Manufacturing*. *Economics of Innovation and New Technology*, v. 13 (1-2), 2003.

FRATESI, U. *Innovation diffusion and the evolution of regional disparities*. European Regional Science Association Conference Papers, Ago. 2003.

FUJITA, M.; THISSE, J. *Economics of agglomeration: cities, industrial location and regional growth*. Cambridge University Press, 2002.

GLAESER, E. *et al.* Growth in cities. *Journal of Political Economy*, n. 100, p. 1.126-1.152, Dec. 1992.

GREENWOOD, J.; YORUKOGLU, M. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 46, p. 49-95, 1974.

GRENADIER, S.; WEISS, A. Investment in technological innovations: an option pricing approach. *Journal of Financial Economics*, n. 44, p. 397-416, Jun. 1996.

GRILICHES, Z. Issues in assessing the contribution of R&D to productivity growth. *Bell Journal of Economics*, n. 10, p. 92-116, mar./maio, 1979.

GUIMARÃES NETO, L. Ciclos econômicos e desigualdades regionais no Brasil, 14º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, *Anais*. Campinas, dez. 1996.

JACOBS, J. *The Economy of cities*. New York: Random House, 1969.

JOVANOVIC, B. Learning and growth. *In: KREPS, D.; WALLIS, K. (Eds.). Advances in Economics*, v. 2, p. 318-339, 1997.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 483-499, jun. 1991.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, mar. 1955.

LEDERMAN, M.; SAENZ, D. *Innovation and development around the world*. Banco mundial, nov. 2005. World Bank (Working Paper, n. 3.774).

LEMOS, M. *et al.* Organização territorial da indústria. Capítulo 9. *In: De NEGRI, J.; SALERNO, M. Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras*. Ipea, 2005.

MARSHALL, A. (1890) *Principles of Economics*. London: Macmillan, 8 ed. Published in 1920.

OTTAVIANO, G. P.; THISSE, J. F. Agglomeration And economic Geography. *In: HENDERSON, J. V.; THISSE, J-F. (Eds.) Handbook of urban and regional economics*. North Holland, 2004.

PESSOA, S. Existe um problema de desigualdade regional no Brasil? 29º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. ANPEC, 2001.

PORTER, M. E. *The comparative advantage of Nations*. New York: Free Press, 1990.

RIVERA-BATIZ, L. A.; ROMER, P. M. Economic integration and endogenous growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 531-555, maio 1991.

VAN LEEUVEN, G. *Linking innovation to productivity growth: two waves of the community innovation survey*. 2002, OCDE (Working paper 2002/8).

TAUEBE, F. *Proximities and innovation: evidence from the Indian IT industry in Bangalore*. 2004, DRUID (Working Paper, n. 04-10).



## **Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

### **Editorial**

#### **Coordenação**

Iranilde Rego

#### **Supervisão**

Aeromilson Mesquita

#### **Revisão**

Luís André Barreto Gomes da Silva (revisor)

Sílvia Maria Alves (revisora)

Ângela Pereira da Silva de Oliveira (estagiária)

Camila de Paula Santos (estagiária)

Melina Karen Silva Torres (estagiária)

Nathalia Martins Peres Costa (estagiária)

#### **Editoração Eletrônica**

Jeovah Szervinsk Junior

Rosa Maria Banuth Arendt

#### **Capa**

Rosa Maria Banuth Arendt

#### **Brasília**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Tel.: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)

#### **Rio de Janeiro**

Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar - Grupo 609

20044-900 - Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 2215-1044 R. 234

Fax: (21) 2215-1043 R. 235

Correio eletrônico: [editrj@ipea.gov.br](mailto:editrj@ipea.gov.br)

### **Comitê Editorial**

#### **Secretário-Executivo**

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9º andar, sala 912

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: [madp@ipea.gov.br](mailto:madp@ipea.gov.br)





Composto em Adobe Garamond 11/13 (texto)  
Frutiger 47 light condensed (título dos  
gráficos e tabelas; nota de rodapé)  
Frutiger 67 bold condensed (título e entretítulo)  
Impresso em papel AP/90 g/m<sup>2</sup> (miolo)  
Supremo 250 g/m<sup>2</sup> (capa)  
em Brasília, Capital Federal