

Desigualdades e Políticas Regionais

Desigualdades e Políticas Regionais

Fundação Konrad Adenauer

Fortaleza, Ceará – 2007

© Copyright – 2007 by FUNDAÇÃO KONRAD ADENAUER

EDITORES RESPONSÁVEIS

Ronaldo A. Arraes
Klaus Hermanns

COORDENAÇÃO EDITORIAL

Miguel Macedo

PROJETO GRÁFICO e CAPA

Wiron Teixeira

D456 Desigualdades e políticas regionais / organizadores, Klaus Hermanns, Ronaldo A Arraes. - Fortaleza : Fundação Konrad Adenauer, 2007.
302 p.

Inclui referências bibliográficas.
ISBN 978-85-99995-08-2

- 1 Desenvolvimento regional 2. Desigualdade social
3. Economia – Brasil 4. Política regional 5. Política Edu-
cacional 6. Renda – distribuição I. Hermanns, Klaus – org.
II. Arraes, Ronaldo A – org. III. Fundação Konrad Adenauer

CDU: 332.146.2
304.3

As opiniões externadas nas contribuições deste livro são
de exclusiva responsabilidade de seus autores

Todos os direitos desta edição reservados à
FUNDAÇÃO KONRAD ADENAUER

Av. Dom Luís, 880 – Salas 601/602 – Aldeota 60160-230 – Fortaleza – CE – Brasil
Telefone: 0055 – 85 –3261.9293 / Telefax: 0055 – 85 – 3261.2164
www.sustentavel.inf.br - e-mail: kas-fortaleza@adenauer.com.br

Impresso em papel reciclado
Impresso no Brasil – *Printed in Brasil*

SUMÁRIO

OS AUTORES	07
APRESENTAÇÃO	11
ESTRATÉGIAS PARA O DESENVOLVIMENTO DE REGIÕES METROPOLITANAS EUROPÉIAS NA ALEMANHA	13
Henning Walcha (Konrad Adenauer, Sankt Augustin, Alemanha)	
DESIGUALDADE E POLARIZAÇÃO: TENDÊNCIAS DA ECONOMIA BRASILEIRA	31
Jairo Eduardo de Barros Álvares (UFRGS) Sabino Porto Júnior (UFRGS)	
COMO A DESIGUALDADE DE RENDA E OS NÍVEIS DE PO- BREZA AFETAM O CRESCIMENTO DE UMA ECONOMIA? EVIDÊNCIAS PARA AS REGIÕES BRASILEIRAS	63
Flávio Ataliba (CAEN) Américo Barros (Banco Central – Porto e Príncipe) Carlos Manso (CAEN)	
KRUGMAN E A NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA: DESIGUALDADE E CONVERGÊNCIA DE RENDIMENTO DO TRABALHO PRINCIPAL DOS ESTADOS NORDESTINOS	87
Túlio Chiarini (UFRGS)	

THE ROLE EXTERNALITIES ON RIO GRANDE DO SUL
REGIONAL INEQUALITIES: A SPATIAL PAINEL DATA APPROACH .. 109
Cristiano Aguiar de Oliveira (UFPPF)

CONTRASTES DA POLÍTICA EDUCACIONAL BRASILEIRA
ENTRE ESCOLAS PÚBLICAS E PRIVADAS 137
Leandro Oliveira Costa (IPECE)
Ronaldo Arraes (CAEN)

O IMPACTO DOS GASTOS PÚBLICOS SOBRE
A CRIMINALIDADE NO BRASIL 165
André Oliveira Loureiro (IPECE)
José Raimundo Carvalho (CAEN)

RACIAL DISPARITIES IN THE RECENT BRAZILIAN ECONOMY:
A QUANTITATIVE ANALYSIS OF DISCRIMINATION IN ITS
DIFFERENT LEVELS 195
Edgard Almeida Pimentel (USP)
Juliana Domingues Zucchi (USP)

TRANSFERÊNCIAS GOVERNAMENTAIS E PARTICIPAÇÃO
NA FORÇA DE TRABALHO: UM ESTUDO DO CASO BRASILEIRO
BASEADO NOS DADOS DO CENSO 223
Dílson J. Sena Pereira (UFAL/CAEN)
Flavio Ataliba (CAEN)
Edinaldo Tebaldi (UFC/University of New Hampshire)

O IMPACTO DO SIMPLES NA GERAÇÃO
DE EMPREGOS NA CADEIA TÊXTIL 251
Sebastião Carlos da Rocha Filho (CAEN)
Manoel Bosco de Almeida (CAEN)
Francisco de Assis Soares (CAEN)

AGLOMERAÇÕES INDUSTRIAIS BRASILEIRAS
SOB O ENFOQUE DA CONCENTRAÇÃO GEOGRÁFICA 281
Francisco de Assis Soares (CAEN)
Sandra Maria Santos (DEA/UFC)

OS AUTORES

Henning Walcha

Arquiteto; Doutor pela Universidade de Aachen, Alemanha e ex-coordenador de Políticas Municipais da Fundação Konrad Adenauer, na Alemanha

Jairo Eduardo de Barros Alvares

Mestrando do Mestrado Profissionalizante do Curso de Mestrado Profissional em Economia Universidade Federal do Rio Grande do Sul; jalvares@rge-rs.com.br

Sabino da Silva Porto Júnior

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRGS; Doutor pela UFRGS; sabino@ppge.ufrgs.br

Flávio Ataliba F. D. Barreto

Professor do CAEN/UFC; Doutor pela EPGE/FGV; ataliba@ufc.br

Américo Barros

Analista do Banco Central de Santo Tomé e Príncipe; Mestre pelo CAEN/UFC

Carlos Alberto Manso

Mestrando pelo CAEN/UFC; calbertomanso@yahoo.com.br

Túlio Chiarini

Mestrando em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS); tuliochiarini@yahoo.com.br

Cristiano Aguiar de Oliveira

Professor da Universidade Federal de Passo Fundo; Mestre pelo CAEN/UFC; cristiano.oliveira@upf.br

Leandro Oliveira Costa

Pesquisador do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE; Mestre pelo CAEN/UFC; leandro_itap@yahoo.com.br

Ronaldo A. Arraes

Professor do CAEN/UFC; PhD pela University of Geórgia; ronald@ufc.br

André Oliveira Loureiro

Pesquisador do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE; Mestre pelo CAEN/UFC; andre@ipece.ce.gov.br.

José Raimundo Carvalho

Professor do CAEN/UFC; PhD pela Pennsylvania State University; josecarv@ufc.br.

Edgard Almeida Pimentel

Economista formado pela USP; Pesquisador no Instituto de Matemática e Estatística da USP; pimentelea@yahoo.com.br.

Juliana Domingues Zucchi

Doutoranda em Economia Aplicada na Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ/USP; jdzucchi@hotmail.com;

Dilson José de Sena Pereira

Professor da Universidade Federal de Alagoas; Doutorando pelo CAEN/UFC; dilsonsena@yahoo.com.br.

Flávio Ataliba F. D. Barreto

Professor do CAEN/UFC; Doutor pela EPGE/FGV; ataliba@ufc.br.

Edinaldo Tebaldi

Professor do CAEN/UFC; PhD pela University of New Hampshire; tebaldi@caen.ufc.br.

Sebastião Carlos da Rocha Filho

Mestre pelo CAEN/UFC; sebasleide@ig.com.br.

Manoel Bosco de Almeida

Professor do CAEN/UFC ; PhD pela Rice University; bosco@ufc.br

Francisco de Assis Soares

Livre Docente, professor do Mestrado em Controladoria e Pesquisador do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará; soares@ufc.br.

Sandra Maria Santos

Professora do Curso de Mestrado em Controladoria e do Departamento de Economia Aplicada da FEAAC/UFC; Doutora em Economia pelo PIMES/UFPE; smsantos@ufc.br

APRESENTAÇÃO

Este livro é a tradução da experiência exitosa dos debates ocorridos por ocasião do III Encontro patrocinado pelo Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN e a Fundação Konrad Adenauer – FKA, realizado nos dias 31 de outubro e 1º de novembro em Fortaleza. Similarmente ao que ocorreu nos dois encontros anteriores, este também serviu para congregar acadêmicos, técnicos, cientistas, políticos e estudantes em debates promissores dentre as quatro sessões ordinárias, gerando contribuições com novas idéias ao tema central do Encontro – Desigualdades e Políticas Regionais. Destarte, duas palestras contribuíram para enaltecer o evento. Na primeira, o Dr. Henning Walcha, Diretor da Konrad Adenauer, Sankt Augustin, Alemanha, abordou o tema Política Regional da União Européia e as Regiões Metropolitanas. Na segunda, o Professor Francisco Pinheiro, do Departamento de História da Universidade Federal do Ceará e Vice-Governador eleito do Ceará, discorreu sobre Desigualdades e Políticas de Ação para o Estado do Ceará.

A coletânea de trabalhos científicos aqui publicados passou por um processo de chamada de trabalhos nos centros de Pós-Graduação e Departamentos das Universidades brasileiros, Órgãos Públicos e Agências voltadas ao estudo de Economia. A seleção dos trabalhos que compôs a programação do Encontro adotou a sistemática do tipo blind review para resguardar o anonimato dos autores, estando a cargo deste processo os professores Emerson Marinho e Roberto Tatiwa.

Dentro da temática do Encontro alguns trabalhos mostraram antagonismos de idéias metodológicas e resultados. Enquanto em um trabalho foi demonstrado que o crescimento da economia brasileira no período 1987-2003 é justificado em parte pelo aumento da desigualdade de renda com tendência à convergência condicional entre os estados, em

outro trabalho foi concluído que, neste mesmo período, a desigualdade brasileira permaneceu inalterada e a classe média cresceu. Neste tema, um terceiro estudo realça que, no período 1981-2003, as desigualdades, medidas pela renda do trabalho principal, mostram-se com tendência à redução entre estados de uma mesma região brasileira, porém, divergentes se comparadas regiões em desenvolvimento com as desenvolvidas. Este resultado também é atestado em outro trabalho ao analisar regiões Norte e Sul do Rio Grande do Sul, concluindo haver convergência condicional entre os municípios de cada região.

Nesta coletânea, quatro trabalhos estão voltados ao enfoque de políticas e gastos governamentais. Dois deles abordam questões sociais de extrema relevância: educação e segurança pública. No primeiro, ao serem confrontados os rendimentos cognitivos dos estudantes do ensino fundamental entre escolas públicas e privadas e regionalizadas, os autores comprovam haver sérias divergências, tanto em relação à defasagem das escolas públicas em quantidade e qualidade dos seus educadores, bem como a performance estudantil estar diretamente relacionada ao grau de desenvolvimento onde as escolas estão inseridas. No segundo, ao questionarem sobre a eficácia dos gastos públicos em segurança e assistência social para redução da criminalidade no Brasil, os autores concluem que, além das desigualdades de renda serem relevantes para explicar o problema, o Governo deveria despender mais recursos na área de assistência social para conter a elevada taxa de criminalidade no país. Os dois outros trabalhos nesta área de políticas enfocam o mercado de trabalho e comprovam, por um lado, que as transferências de renda do Governo para os municípios são indutoras para um aumento da oferta de trabalho e, por outro lado, ratificam a existência de discriminação por raça à entrada no mercado de trabalho, embora tal discriminação não se manifeste nos rendimentos do trabalho.

Cabe registrar que na sessão de encerramento do Encontro houve um apelo generalizado de congratulações entre os presentes para que esta iniciativa do CAEN e da FKA seja marcada em calendário anual futuro, em virtude do produto de idéias gerado para contribuir com novas políticas para o Brasil.

Ronaldo A. Arraes (CAEN/UFC)
Klaus Hermanns (FKA)

ESTRATÉGIAS PARA O DESENVOLVIMENTO DE REGIÕES METROPOLITANAS EUROPÉIAS NA ALEMANHA

Henning Walcha



A política metropolitana está em alta na era da globalização

O debate sobre metrópoles e regiões metropolitanas é extremamente atual. Na Alemanha, pode-se comprovar esse fato tanto através de inúmeras publicações quanto de atividades realizadas nas diferentes áreas urbanas

e de resoluções políticas já estabelecidas nas esferas federal e estadual. De acordo com uma decisão da Conferência do Ministério de Ordenamento Territorial e das respectivas Secretarias Estaduais de Ordenamento Territorial (MKRO), existem atualmente na Alemanha 11 regiões metropolitanas européias: Hamburgo, Berlim-Brandemburgo, Região dos Rios Reno e Ruhr, Região dos Rios Reno e Meno, Stuttgart, Munique, Triângulo Saxão, Hannover-Braunschweig-Göttingen, Bremen, Região dos Rios Reno e Neckar, Nurembergue.



Predominância crescente da economia sobre a política metropolitana

Não são mais os Estados nacionais que promovem a concorrência global, mas as diversas cidades e regiões em que se concentram funções universais. No âmbito nacional, essa convicção compromete a meta de equilíbrio defendida pela Lei Fundamental (= Constituição) da República Federal da Alemanha, em que se reivindica, de maneira explícita, “uma igualdade de condições de vida” em todo o território alemão. Trata-se de um objetivo cada vez mais difícil de ser realizado.

Nos níveis regional e municipal, aumentam-se mais e mais as exigências visando-se a um planejamento integrado. Que importância os aspectos sociais e ecológicos do desenvolvimento urbano possuem no seio de um

debate claramente econômico que é realizado no campo da política metropolitana? Como se podem integrar regiões sem nenhuma relevância econômica às áreas metropolitanas?

A política metropolitana deixa claro que entre o ordenamento territorial e o desenvolvimento urbano surgiu uma zona de tensão quase insuperável, para a qual não mais convém que se faça uma divisão de tarefas e competências por pastas ministeriais. Os limites das pastas já estão ficando obsoletos.

As definições permanecem sem efeito

Na Alemanha, a Conferência do Ministério de Ordenamento Territorial e das respectivas Secretarias Estaduais de Ordenamento Territorial (MKRO) tem enfatizado a importância das regiões metropolitanas: “enquanto motores do desenvolvimento comunitário, econômico, social e cultural, elas deverão manter a capacidade produtiva e a competitividade da Alemanha e da Europa”.

No Esquema de Desenvolvimento do Espaço Comunitário (EDEC), sublinha-se a especial importância das regiões metropolitanas para uma integração coerente e equilibrada do território da União Européia. Fazendo-se uma analogia ao ordenamento territorial alemão, o EDEC também acentua a função destacada das regiões metropolitanas. À guisa de exemplo, o EDEC ressalta o seguinte: “para melhorar o equilíbrio territorial dentro da Europa, será de extrema importância que se criem várias zonas dinâmicas de integração da economia mundial, bem distribuídas no seio da União Européia e compostas tanto de áreas metropolitanas interligadas e com bom acesso internacional quanto de cidades e regiões rurais adjacentes de diferentes tamanhos”.



Não obstante, tanto a Alemanha quanto a Europa não dispõem, no presente, de programas de fomento elaborados especificamente para metrópoles ou regiões metropolitanas.

Em todo caso, não se pode negar que a Estratégia de Lisboa proposta pela UE (2000) e especialmente as diretrizes estratégicas daí decorrentes (verão europeu de 2005) estão voltadas para o crescimento e para o fomento de cidades enquanto pólos de desenvolvimento. Todavia, vale lembrar que esses instrumentos regem-se pelo princípio de que se promovam 'os fortes dentre os fracos'. Por esse motivo, metrópoles e regiões metropolitanas situadas em áreas economicamente dinâmicas acabam sendo deixadas de lado. A situação é outra quando as resoluções referentes à expansão de redes transeuropeias geram programas de fomento e financiamento, pois, neste caso, também essas regiões - ou justamente elas - são levadas em consideração como áreas de aglomeração muito intensa.

Surgem regiões metropolitanas europeias

Estratégias da União Europeia

Estratégia de Lisboa 2000 – 2010

Meta:

Área econômica competitiva, dinâmica e com base em conhecimentos no âmbito da meta global de desenvolvimento sustentável

Modelo para o progresso econômico, social e ecológico

O círculo de iniciativas “Regiões metropolitanas europeias na Alemanha”

Em 2001, as regiões denominadas pela MKRO formaram um círculo de iniciativas, com o intuito de defenderem seus interesses comuns na República Federal da Alemanha e na União Européia. Acompanhados por um “técnico” (Prof. Rudolf Schäfer, da Universidade Técnica de Berlim), os membros do círculo de iniciativas elaboraram um documento-estratégia. Segundo tal documento, as metas mais importantes do círculo de iniciativas abrangem os seguintes aspectos: “uma definição da auto-imagem das regiões metropolitanas na Alemanha e suas reivindicações junto à política de ordenamento e desenvolvimento territorial, o aprimoramento da competitividade e da capacidade de ação das áreas metropolitanas em nível europeu, a evolução e aplicação do conceito de rede metropolitana viável e operante na Alemanha, bem como a manutenção e expansão do trabalho de parceria, visando à formação de uma rede”. Ademais, os representantes das diferentes regiões formularam oito reivindicações que têm como destinatários “os responsáveis públicos e privados nas regiões metropolitanas, bem como as autoridades competentes na área da política de ordenamento e desenvolvimento territorial dos Estados, da Federação e da União Européia, bem como o público especializado interessado nessa matéria”.

Surgem regiões metropolitanas europeias

Importância e papel no sistema urbano

Motor do desenvolvimento comunitário, econômico, social e cultural

Boa acessibilidade nos níveis internacional e europeu

Irradiação nas áreas adjacentes:

- Grandes cidades
- Municípios da área rural

Oito reivindicações das regiões metropolitanas:

Cada vez mais, a política de todos os níveis e de todas as pastas específicas deverá estar voltada para os assuntos de interesse das regiões metropolitanas.

Formas viáveis de cooperação regional precisam ser legitimadas politicamente e asseguradas financeiramente.

As mais importantes áreas de atividades das regiões metropolitanas encerram o planejamento supralocal, a disponibilização de infra-estrutura e o fomento econômico regional.

As regiões metropolitanas precisam estabelecer parcerias nos âmbitos nacional e internacional, a fim de elevarem seu nível de eficiência e fortalecerem seus interesses comuns.

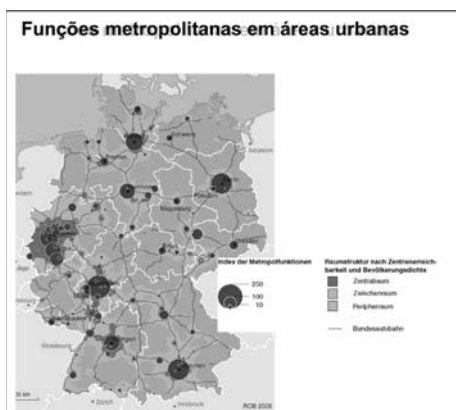
Cada região metropolitana precisa elaborar coerentemente seu perfil local específico.

As regiões metropolitanas precisam aspirar a uma divisão de tarefas e competências.

As regiões metropolitanas precisam criar uma identidade regional e promover a participação da sociedade.

As regiões metropolitanas alemãs precisam revigorar suas atividades relacionadas à Europa e harmonizá-las entre si.

Como é que uma “região metropolitana” se qualifica?



Basta lançar um olhar sobre as 11 regiões metropolitanas europeias existentes na Alemanha para se ver como o campo das definições é amplo ou até mesmo difuso. Em sua classificação, Blotevogel (2002) propõe três áreas de funções subordinadas:

Surgem regiões metropolitanas europeias

Funções das regiões metropolitanas

A. Função de deliberação e controle

B. Função de inovação e competitividade

C. Função de *gateway*

- Análise dos pontos fortes visando à escolha de regiões metropolitanas
- simultaneamente:
Analisar os pontos fracos
Desenvolver uma contra -estratégia
(através da política ou de parcerias público -privadas)

Funções de deliberação e controle (p.ex. sedes fiscais de empresas líderes no mundo inteiro, centrais de poder)

Surgem regiões metropolitanas europeias

Funções das regiões metropolitanas

A. Função de deliberação e controle:

- Número e significado de
- centrais de deliberação
- do Poder Público
- da Economia
- do mundo das Finanças

Função de inovação e competitividade (p.ex. instituições de pesquisa reconhecidas, vida cultura diversificada)

Surgem regiões metropolitanas europeias

Funções das regiões metropolitanas

B. Função de inovação e competitividade

- Gerar inovações técnico -científicas, sociais e culturais
- Medida:
 - Número de estudantes universitários
 - Número das áreas de pesquisa
 - Freqüentadores de teatros

Funções de *gateway* (p.ex. qualidade de acessibilidade internacional, telecomunicações, feiras e exposições, congressos)

Surgem regiões metropolitanas europeias

Funções das regiões metropolitanas

C. Função de *gateway*

- Integração em fluxos de mercadorias, recursos humanos e informações em nível nacional e internacional
- Indicadores:
 - Movimento de trens de alta velocidade
 - Passageiros em aeroportos
 - Circulação de mercadorias
 - Visitantes de feiras e exposições
 - Editoras

Uma profusão de pequenos Estados na Alemanha?

O número de áreas metropolitanas e sua dimensão oscilam de país para país. A Alemanha tem toda uma série de áreas metropolitanas, mas nenhuma comparável a Paris ou a Londres. De um modo geral, o federalismo e a estrutura descentralizada caracterizam o perfil da Alemanha. Todavia, somando-se todos os valores, a Alemanha ficaria atrás dos Estados Unidos e à frente da França e da Grã-Bretanha.

Abrindo-se um parêntese: Berlim como região metropolitana?

No ano de 1900, Berlim ocupava a quarta posição, figurando na lista das 10 maiores cidades do mundo, atrás de Londres, Nova Iorque e Paris. Cem anos mais tarde, o grupo das maiores cidades não ostenta nenhuma cidade europeia. Numa publicação recente contendo a classificação dos oitenta pólos metropolitanos mais importantes (segundo os critérios de área, rede infra-estrutural, equipamentos aeroportuários e de telecomunicações etc.), incluem-se, dentre as áreas metropolitanas e grandes cidades alemãs, apenas Frankfurt, Hamburgo e a região do Reno-Ruhr.

Há muitos fatores que apontam para uma certa parcimônia no tocante ao emprego do atributo “região metropolitana europeia”, a fim de que o valor da imagem desejada junto aos investidores estrangeiros não venha a sofrer danos. Para a Alemanha, trata-se de uma tarefa política de importância central imaginar e realizar com brevidade um conceito convincente e estável de metrópole, que possa servir à Alemanha enquanto centro de vida e de economia. Uma vez alcançada essa meta, as controvertidas discussões em torno do estabelecimento de limites e de valores estruturais discutíveis acabam assumindo uma posição secundária.

“No momento, torna-se a discutir nessa cidade se ela é ou não uma metrópole, se ela está em vias de se tornar uma metrópole, se ela é uma megacidade, uma megalópole ou uma região metropolitana. Já que os berlinenses, como é do conhecimento geral, às vezes têm como marca uma especial modéstia, eles acabam também discutindo intensamente se já estão mesmo vivendo em uma grande metrópole.” Essas palavras foram pronunciadas por Eberhard Diepgen, prefeito-governador da cidade-Estado de Berlim, em discurso proferido por ocasião da conferência “Metrópoles em Competição” realizada naquela cidade pela Fundação Konrad Adenauer em junho de 1998.

“Em um país cuja capital é vista como um sublocatário instável, a metrópole acaba por transformar-se na mais ferrenha inimiga de si mesma. Será que Berlim é mesmo digna de ser capital? Da ala federalista, provém, às escondidas, mas com entusiasmo, um grande ‘não’. No resto do país, já é uma rotina xingar Berlim. Todavia, não seria difícil comprovar que todos os preconceitos também saem da própria Berlim.” (Jornal *Die Zeit*, datado de 2.5.2001)

Durante a conferência da Fundação Konrad Adenauer em Berlim, já havia ficado muito claro que Berlim precisa reconhecer e usar de modo coerente suas capacidades e seus potenciais, pois é grande a concorrência nacional na lotação dos espaços regionais de primeiro escalão.

Fortalecer a região metropolitana

No tocante a decisões inovadoras nas regiões metropolitanas e com base no catálogo de reivindicações das regiões metropolitanas, destacam-se como relevantes os seguintes pontos centrais:

Devido a mudanças estruturais nos âmbitos político, econômico e social, as grandes cidades e os municípios em geral necessitam, em meio a uma competitividade cada vez mais dura, de redes regionais enquanto zonas de cooperação integrativa para além dos níveis municipal, nacional e europeu.

Não é aconselhável impor aos municípios, de cima para baixo, uma gestão reformada com enfoque regional. Da mesma forma, recomenda-se que se evite uma nova maneira de pensar institucional que seja calcada em hierarquias. Metas a serem alcançadas são, antes de tudo, estruturas informais fortalecidas e baseadas em atos espontâneos, em que haja o engajamento dos diferentes atores envolvidos *in loco*, enquanto partícipes, sobretudo as autoridades constituídas pela via eleitoral.

No futuro, a tendência é que as fronteiras percam, mais e mais, o sentido de separação. Não obstante, a prática ensina que muitas fronteiras permanecem insistentemente nas cabeças das pessoas e nas instituições. Urge, pois, que sejam ultrapassados esses limites por meio de um trabalho de parceria.

Não havendo verbas, também não há progresso: é dramática a situação de muitos municípios alemães, ao mesmo tempo em que não há uma perspectiva de melhoria básica para eles. Em municípios onde se trabalha com gastos que excedem às receitas, reduz-se muito o campo de ação das autoridades eleitas constituídas. Por esse motivo, faz-se mister retomar com urgência o debate, iniciado há anos, sobre o futuro da auto-responsabilidade municipal, principalmente no seio das Câmaras Municipais, conduzindo-o por vias que o levem a um bom termo.

Tendo em vista a situação de concorrência europeia, é preciso que a política municipal na Alemanha seja viabilizada tanto material quanto financeiramente, a fim de poder analisar problemas que influenciam o desenvolvimento e, a partir daí, elaborar e também realizar planos eficazes e realmente voltados para mudanças necessárias em tempo hábil. Para se atingir esse objetivo, faz-se necessário o concurso de parcerias público-privadas eficientes, justamente devido ao surgimento de tarefas cada vez mais complexas. São necessárias estratégias claras para o desenvolvimento e a realização de soluções viáveis para a futura transformação estrutural das regiões.

Nessa evolução, a cooperação municipal e regional deverá ser o carro-chefe. Para se realizar tal tarefa, é de vital importância uma maior conscientização de que os municípios na Europa não devem ser entendidos como “ilhas”, mas que têm principalmente uma importância na respectiva região e para a respectiva região. Dando-se atenção a esses contextos de cunho transregional, será possível superar os desafios futuros e encontrar não apenas soluções, como também estabelecer acordos estáveis. Para os ocupantes de cargos públicos municipais, abre-se aqui um novo leque de tarefas desafiadoras.

A tarefa principal das autoridades eleitas para funções públicas será dotar os municípios e as regiões de competitividade e de boa qualidade de vida. Citem-se, dentre outros fatores, a garantia permanente de forças financeiras, econômicas, culturais e sociais. Para tornar essa meta cada vez mais próxima de ser atingida, necessita-se mormente de fontes de financiamento fidedignas para competências municipais, bem como um forte engajamento dos cidadãos em prol de sua cidade e de sua região. Dentre as principais tarefas da política municipal, deve ser realizado um amplo diálogo voltado para o futuro dessas áreas de tão vital importância.

Aprender com os parceiros

Enquanto membros do círculo de iniciativas “Regiões Metropolitanas na Alemanha”, as regiões metropolitanas desfrutam, há anos, da possibilidade de tomar um posicionamento no seio das regiões parceiras. No entanto, devido a existência de fatores institucionais ou jurídicos, as metas elaboradas em conjunto dificilmente podem ser postas em prática.

Até o momento, não se logrou dar uma resposta a uma pergunta decisiva: a região “constituída” (ou seja, uma região com fronteiras e competências

claramente definidas) facilita a realização dos ambiciosos objetivos sonhados ou acaba impedindo uma ação mais eficaz na concorrência europeia? Muitos indícios apontam para que se busquem procedimentos dotados da maior flexibilidade possível e ações marcadas pela competência e perspicácia dos atores envolvidos, confiando-se menos em hierarquias.

Idéias e experiências colhidas na prática, que servem como indicadores de caminhos a serem seguidos, podem ser debatidas das mais diferentes formas, como p. ex. no âmbito de “fóruns para ações exemplares *in loco*”. O “Discurso Municipal 2006” promovido pela Fundação Konrad Adenauer também é uma fonte de afirmações feitas por personalidades da esfera municipal oriundos das mais diversas áreas sobre a política de desenvolvimento urbano e sobre os ideais a serem seguidos.

Para as regiões metropolitanas europeias, recomenda-se, além disso, lançar mão de parcerias/concorrências estrangeiras (exemplo atual: “Conferência de Prefeitos Metropolitanos M4” em Berlim com os prefeitos de Londres, Paris, Moscou e Berlim). A título de ilustração, recomenda-se que se incluam nos debates as experiências feitas por Londres com o plano de ações “Westminster – one city”.

Na *City of Westminster*, uma parte considerável da região metropolitana de Londres, as autoridades responsáveis elaboraram um amplo e ambicioso projeto, que foi então exposto ao crivo da população-alvo. O maior número possível de temas que preocupam os cidadãos são ali tratados de forma realista e competente. O leque temático inclui desde as preocupações cotidianas com a terceira idade, com jovens famílias ou minorias étnicas, até problemas profissionais de pequenos ou jovens empresários. Dentre os temas abordados, figuram tanto uma rápida solução para problemas de estacionamento quanto vias limpas e seguras para transeuntes inclusive durante a madrugada.

Uma base para o sucesso do plano de ação é a comunicação constante entre os participantes e o “grau de preocupação” demonstrado pelas autoridades responsáveis. Uma “boa governança”, nesse sentido, cria condições de garantias duradouras para a qualidade de vida de um bairro, de uma área urbana ou de toda uma cidade ou região.

O olhar interessado e “curioso” para ver o que se encontra do lado do vizinho não deve ser encarado como um mero ato de copiar as soluções alheias, mas sim, muito mais, como uma forma de dar múltiplos impulsos para decisões e estratégias pessoais.

Resumo acerca do intercâmbio de idéias e experiências teuto-brasileiras

“Advento” (do latim: chegada) na metrópole Fortaleza

Nessa cidade localizada no Nordeste do Brasil e com 2,5 milhões de habitantes, reina um clima de “advento” o ano todo. As pessoas oficialmente envolvidas com a cidade louvam essa evolução, pois o desenvolvimento da metrópole Fortaleza cada vez mais contribui para que ela se torne um atraente pólo econômico e turístico. Mas esse “advento” também presenteia Fortaleza com um aumento das disparidades e dos problemas sócio-econômicos: não se tem conseguido conter a migração para as favelas e, apesar de grandes esforços, também não se tem logrado estabilizar os focos de desigualdades sociais. A presente situação, que já é muito complexa, torna-se ainda mais complicada com a atuação de turistas estrangeiros que, de forma desavergonhada, aproveitam-se da vida de miséria em que se encontra inserida uma parte da população infanto-juvenil. Diante disso, Fortaleza pode ser considerada um laboratório de desenvolvimento urbano, onde se trabalha com vistas à satisfação das “metas do milênio” que foram acordadas no ano 2000 por uma grande maioria dos Estados-Membros da ONU.

Mudanças estruturais mediante cooperação regional – conjunto de valores e estratégias

Em intervalos cada vez mais reduzidos, as mudanças estruturais e as rupturas de desenvolvimento no seio dos países e das sociedades vão dando novas feições a países, regiões e cidades. Por conseguinte, instala-se um novo desafio central para os quadros responsáveis pelas decisões nas esferas política e econômica. As grandes e dramáticas transformações de cunho demográfico, administrativo, econômico, social e ecológico, que não podem ser atendidas a contento através das estruturas de gestão e organização atualmente existentes, demandam estratégias de soluções profissionais, integradas e voltadas para o futuro.

Por essa razão, um foco do trabalho no campo da política municipal está voltado para a seguinte área temática: “mudanças estruturais e cooperação

regional”. No bojo de debates com especialistas e eventos técnicos, faz-se uma análise de problemas e competências no setor de desenvolvimento em conjunto com autoridades e agentes nacionais e internacionais, e também se desenvolve e publica um plano de ações para aquela determinada área em que realmente se faz mister uma mudança.

Cooperação transatlântica no nível municipal

Os processos políticos de regionalização no âmbito da integração europeia e o efeito das resoluções de Bruxelas sobre o desenvolvimento registrado em regiões e cidades são temas muito relevantes e um desafio também para os responsáveis pelas tomadas de decisão em outros países industrializados e nos chamados países emergentes. Essa afirmação também vale para o Brasil, uma federação com uma área territorial comparável à extensão de toda a União Europeia. Por esse motivo, no terceiro encontro promovido em conjunto pela Fundação Konrad Adenauer e pelo CAEN (Universidade Federal do Ceará) no final de novembro de 2006, também figuravam, entre os temas essenciais ali debatidos, análises e avaliações de diferentes políticas regionais, bem como a evolução de disparidades e seu combate.



Idéias e planos europeus

No início do mencionado encontro, os nossos olhos estiveram voltados para o outro lado do Atlântico, para o Velho Mundo – um direcionamento um tanto incomum a partir da ótica europeia. Vista da América do Sul, a Europa mais parece um “fenômeno à margem”. Todavia, com o tema “política regional da União Europeia e o desenvolvimento de regiões metropolitanas”, rapidamente se conseguiu transpor o longo caminho entre ambas as dimensões espaciais e entre claras diferenças de cunho cultural e sócio-econômico. Quanto mais a discussão e o debate abordavam a dura realidade dos problemas concretos, mais nitidamente se percebia como as tarefas a serem enfrentadas na área de desenvolvimento regional e urbano, para os atores responsáveis no Brasil e na Europa, estão estreitamente ligadas.

Desafios cotidianos devido a situações de desigualdade e polarização: corrupção, discriminação racial, pobreza, falta de instrução básica, degradação ambiental

A mesma afirmação pode ser feita no tocante à eliminação de disparidades e desigualdades. No encontro entre a KAS e o CAEN, essa temática foi tratada no âmbito de análises e debates esclarecedores envolvendo os seguintes tópicos: “corrupção e competência de planejamento deficiente”, “efeitos dos gastos públicos sobre a criminalidade no Brasil”, “contrastes entre escolas públicas e privadas na política educacional brasileira”, “situação atual da discriminação racial na economia brasileira”, bem como “influência da desigualdade na distribuição de renda e no nível de pobreza de uma economia – realidade para regiões brasileiras”.

Intercâmbio de experiências “sem estresse”

Esse encontro demonstrou mais uma vez como é importante o intercâmbio de experiências para a construção de um único mundo e que contribuição positiva a Fundação Konrad Adenauer pode prestar para a consecução de tal objetivo. Dessa maneira, os responsáveis pelas tomadas de decisão da Alemanha e do país-parceiro podem aprender, de modo in-

formal e livre de imposições hierárquicas, de que modo as metas contidas nas políticas regionais e municipais podem ser realizadas na prática e de que forma ilusões ou fracassos podem ser evitados.

Competência municipal

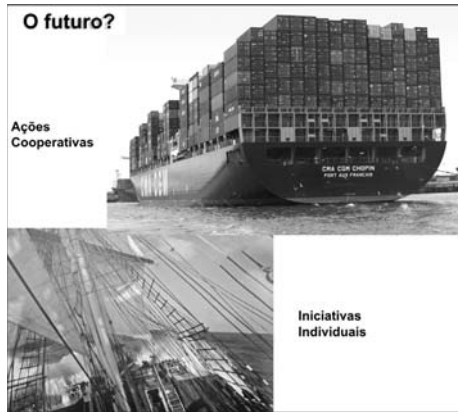
Por meio de encontros como o realizado entre a KAS e o CAEN, podem-se iniciar ou consolidar parcerias internacionais duradouras entre municípios e regiões. O interesse por tais parcerias é mais um indicador da importante contribuição que a esfera municipal/regional pode ou deve prestar na difícil consecução de uma globalização justa.

Infelizmente, a competência municipal, com suas atribuições voltadas para determinadas soluções de problemas, geralmente é menosprezada, ao contrário do que se afirma em “discursos políticos eleitorais”.

Comunicar de maneira efetiva: “faça boas ações e fale sobre seus feitos”

Encontros como esse realizado em Fortaleza são de grande valor, pois funcionam como comunicação efetiva e parte integrante das atividades promovidas pela KAS em uma área muito promissora no futuro (“regiões e municípios em um mundo único”) e são realmente percebidos por autoridades e atores de grande relevância.

Em Estados nacionais, parecem impor-se, de maneira cada vez mais forte, as seguintes idéias: a globalização somente pode produzir êxito com o apoio ativo de cidades e regiões; a rubrica de tarefas “desenvolvimento municipal e regional sustentável” não pode ser ignorada de forma irresponsável; além disso, deve-se ter como divisa: “sem cidade, não se faz nenhum país”.



Referências bibliográficas:

Europäische Metropolregionen in Deutschland

Materialien für die Arbeit vor Ort Nr. 34, KAS

Blotevogel, H.H., Deutsche Metropolregionen in der Vernetzung, Informationen zur Raumentwicklung 6/7.2002

City of Westminster, Westminster – onecity, 2006

Diskurs kommunal 2006, KAS 2006

DESIGUALDADE E POLARIZAÇÃO: TENDÊNCIAS DA ECONOMIA BRASILEIRA¹

**Jairo Eduardo de Barros Alvares
Sabino da Silva Porto Junior**

Introdução

Na última década do Século XX e início do século XXI o Brasil sofreu uma série de mudanças econômicas e sociais. Entre essas podemos citar: abertura comercial, estabilidade monetária e melhora de índices sociais. Apesar das melhoras ocorridas, os índices de desigualdade permaneceram praticamente os mesmos. Dados recentes mostram que a desigualdade brasileira é a segunda pior do mundo, superando apenas Serra Leoa.

A manutenção de altos índices de desigualdade e de taxas elevadas de desemprego tem contribuído para deteriorar o padrão de vida das pessoas. Isso tem gerado na classe média a sensação de perda de espaço dentro do contexto econômico e social nacional. Este movimento é conhecido como polarização, caracterizando-se por um achatamento da classe média e um distanciamento maior entre os pobres e os ricos.

A polarização ou desaparecimento da classe média começou a ser estudado na década de 80 do século passado, nos Estados Unidos. Os primeiros trabalhos tinham como objetivo compreender o processo de mudanças

1 Os autores agradecem os comentários pertinentes apresentados por Edgar Almeida Pimentel, isentando-o, contudo, dos eventuais erros e equívocos do artigo.

que estavam ocorrendo naquele país, através do acelerado processo de uma nova revolução industrial, introduzida pelo desenvolvimento da microeletrônica e da informática.

Na época todos os trabalhos chegaram a mesma conclusão, qual seja, a de que a classe média americana estava desaparecendo. Além de mudanças no mercado de trabalho, alterações sociais como o rejuvenescimento da população, causado pelo baby boom e a inserção das mulheres no mercado de trabalho, eram apontadas como causa do desaparecimento da classe média.

Recentemente as análises sobre o tema evoluíram e uma das principais contribuições é a de Michael Wolfson. Os seus dois principais trabalhos são “When Inequalities Diverge” e “Divergent Inequalities – Theory and Empirical Results”. O objeto das análises de Wolfson não são as causas da polarização, mas sim distinguir o conceito de polarização do conceito de desigualdade. Wolfson argumenta que, apesar de serem próximos, não é apenas uma questão conceitual que diferencia desigualdade de polarização. Pois, mesmo quando a desigualdade diminui, a polarização pode aumentar, e vice-versa. Este fato foi observado para o Canadá entre 1973 e 1981.

No caso do Brasil o tema polarização, apesar de ser estudado há alguns anos, ainda é incipiente. As observações empíricas e as evidências apontadas por alguns estudos sinalizam que a classe média brasileira está se deteriorando. Entretanto, essas observações e estudos não estão baseados em uma parametrização científica adequada e, consequentemente, são vulneráveis.

Dessa forma, o objetivo central do presente estudo é verificar se na economia brasileira está ocorrendo a polarização entre os anos de 1987 e 2003. Procura-se ainda diferenciar os conceitos de polarização e desigualdade, pois apesar de estarem correlacionados são distintos e verificar a evolução desses dois conceitos entre 1987 e 2003.

Além disso, procurar-se-á, no decorrer do trabalho, fazer o paralelo entre a economia brasileira e gaúcha, procurando destacar as semelhanças e diferenças das tendências regional e nacional.

Contudo, não será abordado no trabalho a discussão existente entre os diferentes tipos de medida de desigualdade e polarização. O pressuposto é de que o índice de Wolfson e o índice de Gini são as formas mais adequadas para medir polarização e desigualdade, respectivamente.

Para atender aos objetivos propostos, o trabalho está estruturado em três seções. A primeira tratará das questões conceituais sobre os dois temas, desigualdade e polarização, procurando distingui-los. A segunda seção apresenta os métodos de mensuração das medidas de desigualdade e polarização. Por fim, na terceira seção defini-se a amostra a ser analisada e demonstrar-se-á os resultados obtidos para o Brasil fazendo-se um paralelo com os resultados para o Rio Grande do Sul, buscando-se também identificar os principais fatores que influenciaram nos resultados observados.

Polarização e Desigualdade: uma análise conceitual

O Brasil é um dos países mais desiguais do mundo. Este é um fato evidenciado em estudos e pesquisas constantemente divulgados. Apesar de profundas mudanças econômicas e sociais que o país presenciou, como, por exemplo: abertura comercial, estabilidade monetária e melhora de índices sociais, não foi possível reverter o quadro de desigualdade no qual a nação brasileira está inserida.

Ricardo Paes de Barros ratifica esta observação afirmando que, “apesar das diversas transformações e flutuações macroeconômicas ocorridas no período, a desigualdade exibiu uma estabilidade surpreendente” (2000, pp. 33).

Esta preocupação com a desigualdade não é recente. No início da década de 70 esta já estava presente, quando o então Ministro da Fazenda, Delfim Netto, afirmou que, “era necessário fazer primeiro o bolo crescer para depois repartir”, rebatendo as críticas feitas à política econômica adotada por aquele Governo.

No entanto, além da desigualdade econômica, recentemente surgiu a preocupação com a polarização da renda. Este tema apareceu no início da década de 80 do século XX nos Estados Unidos, com o artigo escrito por Bob Kuttner em julho de 1983, na revista *Atlantic Monthly*, intitulado “The Declining Middle”. Atualmente este tema tem sido abordado por Michael Wolfson.

A principal preocupação de Wolfson (2004) é distinguir o conceito de polarização do conceito de desigualdade. Ele afirma que mesmo reduzindo a desigualdade de um país, a polarização pode aumentar. Isso foi eviden-

ciado no Canadá onde no período de 1973 até 1981 todas as medidas de desigualdade declinaram ou permaneceram constantes; ao mesmo tempo em que, quase todas as medidas de polarização aumentaram.

A seguir definem-se os conceitos de desigualdade e polarização. A primeira parte aborda a desigualdade e a segunda parte irá abordar a definição de polarização, distinguindo-a do conceito de desigualdade.

Desigualdade

Desigualdade pode ser definida como “a disparidade que permite um indivíduo usufruir determinada quantidade de bens materiais enquanto impede outro de usufruir dessa mesma quantidade de bens”² RAY, 1998, pp. 170).

Este conceito tem um sentido amplo, pois quando afirma “a disparidade que permite”, está assumindo um ponto de partida inicial, ou de condições adquiridas ao longo da vida, entre dois indivíduos que não precisam ser necessariamente iguais.

Desta forma, a desigualdade existente entre indivíduos é a consequência de diferenças sociais e naturais no ambiente no qual ele está inserido, além de características pessoais como: sexo, habilidades, aptidão física, entre outras. A combinação destes fatores (naturais, sociais e pessoais) permite a um indivíduo realizar uma série de ações através das quais ao longo de sua vida irá auferir uma determinada renda, ou realizar determinadas ações que deseje.

Amartya Sen corrobora com este fato afirmando que, “a desigualdade pode ser vista em termos de realizações e liberdades e elas não necessitam coincidir” (2001, pp. 69). Ou seja, o fato de uma determinada pessoa ter a liberdade para realizar um ato, não lhe assegura que o ato desejado seja realizado. Isto porque as condições do indivíduo, que Sen caracteriza como “capabilities”,³ nem sempre são suficientes para realizar o ato que ele deseja, mesmo que a sociedade lhe dê as condições necessárias para tal.

2 Obviamente o conceito de desigualdade é mais amplo e requer uma definição precisa do espaço no qual a desigualdade está sendo mensurada. Para uma introdução a esse tema ver Sen (2000).

3 Esta palavra foi traduzida para o português como capacitações, que é igual à capacidade mais ações. Ou seja, o indivíduo tem a capacidade de realizar ações que ele deseja fazer, contudo, compreende-se que esse conceito vai além, pois também está relacionado a habilidades pessoais.

Vale ressaltar que, apesar da análise focar principalmente o indivíduo, ela pode ser aplicada a regiões, estados ou nações. O Relatório sobre o Desenvolvimento Mundial de 2000/2001, do Banco Mundial, afirma isto dizendo que, “as tendências de desigualdade mundial entre indivíduos refletem tendências da desigualdade entre países e da desigualdade entre indivíduos dentro dos países” (2001, pp. 51).

O conceito de desigualdade é “escorregadio e é intimamente ligado à conceitos como vida, capacitações pessoais e liberdades políticas” (RAY, 1998, pp. 170). Por se tratar de uma abordagem “escorregadia”, definir a medida que deve ser utilizada para mensurar a desigualdade não é uma tarefa simples. As principais questões relacionadas a este tema serão tratadas a seguir.

Espaço de Análise da Desigualdade

O conceito de desigualdade está ligado a abordagens amplas tais como capacitações pessoais e liberdades políticas. Este fato traz dificuldades na mensuração da desigualdade uma vez que, está embutido no termo capacitações uma visão abrangente incluindo itens como educação, saúde, renda e tantos outros indicadores sociais E no termo liberdades políticas, considera também itens como, por exemplo, a liberdade de se expressar, a oportunidade do povo demonstrar sua vontade, entre outros tipos de liberdade.

No intuito de simplificar a análise da desigualdade, argumenta-se que a renda é a remuneração do trabalho realizado pelos indivíduos. Para realizar este trabalho os indivíduos têm suas habilidades naturais e as características adquiridas ao longo da vida e cada um é remunerado conforme estes fatores. Assim, quando se analisa a desigualdade da renda, de forma indireta, estariam sendo consideradas todas as características individuais, sejam elas sociais, naturais ou pessoais.

O estudo da desigualdade enfocando a renda pode ser feito sob dois ângulos. O primeiro é o quanto um indivíduo ganha no momento atual e o segundo é sobre o fluxo de renda que o indivíduo aufera ao longo de sua vida. Como salienta Ray, “nós podemos estar interessados na distribuição de gastos correntes ou fluxos de renda,..” (1998, pp. 171).

Esta distinção é importante, dado que analisar a distribuição de renda sob um enfoque ou outro pode trazer resultados diferentes. Analisando a desigualdade de renda em um momento estático capta-se somente a renda momentânea, não refletindo a realidade da pessoa. Ou seja, o indivíduo no período em questão pode, por exemplo, está desempregado e, por conseguinte, migrar da parte superior para parte inferior da pirâmide social, sem que essa seja a realidade na qual ele se insere.

Por outro lado, se for observado o fluxo de renda do indivíduo e, por ventura, em algum momento da sua vida ele vier a ter um período que deixou de auferir uma determinada quantia de renda, este fato não será tão impactante ou não gerará distorções na análise da desigualdade. Em razão disso, analisar a desigualdade sobre o fluxo e não sobre a renda corrente parece ser mais adequado. Mankiw ratifica este fato afirmando que, o “padrão normal do ciclo de vida provoca desigualdade na distribuição de renda anual, mas não representa uma verdadeira desigualdade nos padrões de vida” (2001, pp. 444). Ele complementa dizendo que a renda que importa para mensurar a desigualdade é a vitalícia, esta “ameniza os altos e baixos do ciclo de vida, as rendas vitalícias são, sem dúvida distribuídas de forma mais equânime na população do que as rendas anuais” (2001, pp. 444).

Ray salienta ainda outra abordagem sobre o estudo da desigualdade afirmando que, “pode também ser interessante saber (...) não somente quanto a pessoa ganha, mas como ela é remunerada” (1998, pp. 171).

Esta abordagem destaca a importância da interação entre as características pessoais e do ambiente no qual o indivíduo está inserido e de que forma a combinação destes fatores contribuem para alcançar um determinado nível de renda.

A ilustração sugerida por Ray demonstra este processo de interação (Figura 1.1). Do lado esquerdo da figura têm-se a distribuição funcional, que está relacionada aos fatores de produção, terra, habilidades dos trabalhadores e capital e como estes geram rendas de arrendamento, salários e lucros. Do outro lado há as famílias ou indivíduos demonstrando como os fatores da distribuição funcional influenciam no salário destas unidades de análise.

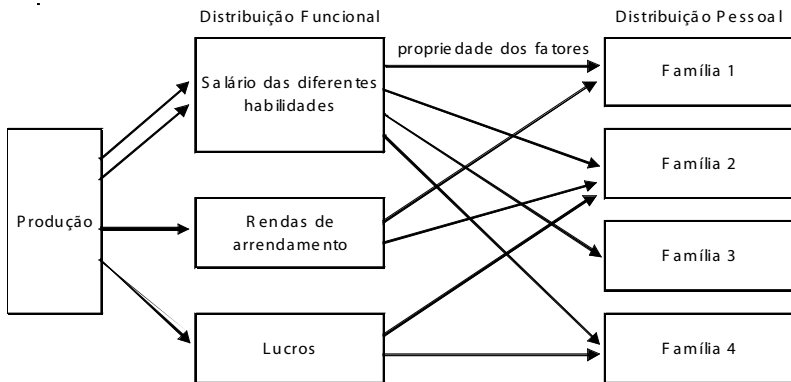
Amartya Sen inverte o problema, ao afirmar que a renda ou a riqueza “são meios admiráveis para termos mais liberdade para levar o tipo de vida

que temos razão para valorizar” (SEN, 2001, pp. 28). Ou seja, pela visão de Sen quando se mensura a desigualdade pelo critério da renda, a análise fica limitada e não explora aquilo que as pessoas buscam. Para ele, o fim são as liberdades e capabilities que as pessoas têm para levar o tipo de vida que elas desejam. Esse fato fica evidente quando ele expõe que

“A extensão da desigualdade real de oportunidades com que as pessoas se defrontam não pode ser prontamente deduzida da magnitude da desigualdade de rendas, pois o que podemos ou não fazer, podemos ou não realizar, não depende somente das nossas rendas, mas também da variedade de características físicas e sociais que afetam nossas vidas e fazem de nós o que somos” (2001, pp. 60).

Logo, medir a diferença que existe entre dois indivíduos não pode se limitar somente a renda, segundo Sen. Para ele, “as vantagens e desvantagens relativas que as pessoas têm, comparadas umas às outras, podem ser julgadas em termos de muitas variáveis diferentes” (SEN, 2001, pp. 51).

Figura 1: Análise funcional e pessoal da distribuição de renda



Enfim, segundo Sen uma abordagem mais completa da desigualdade leva em consideração a heterogeneidade dos seres humanos e os vetores sobre o qual a desigualdade pode ser avaliada, por exemplo, riqueza, renda, liberdade, capacitações, entre outros.

Polarização

Recentemente, além da preocupação existente com a desigualdade, surgiu também a preocupação com o desaparecimento da classe média, ou em termos técnicos, com a ocorrência de polarização da economia. A polarização parece estar associada com a desigualdade, no entanto, como será visto no decorrer desta seção, esses conceitos são distintos.

A relevância do tema surgiu do trabalho de Bob Kuttner de 1983 na revista *Atlantic Monthly* o artigo intitulado “The Declining Middle”. Em seguida novos artigos foram escritos em 1984 por Lester Thurow e em 1985 por Mckinley L. Blackburn e David Bloom denominados, respectivamente, “It’s not just demographics – The Dissapearance of the Middle Class” e “What is happening the Middle Class?”.

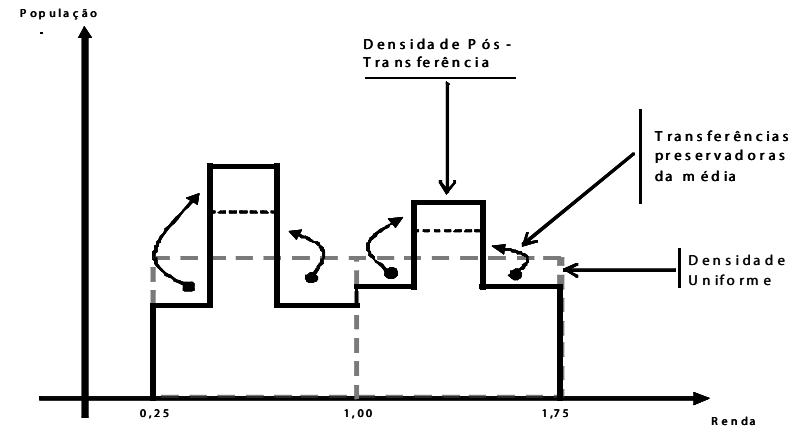
A preocupação dos três trabalhos era basicamente a mesma: entender o processo de mudanças que estava ocorrendo nos Estados Unidos com o acelerado processo de uma nova revolução industrial que foi introduzido pelo desenvolvimento da microeletrônica e da informática e de mudanças sociais que estavam ocorrendo, como o baby boom e entrada das mulheres no mercado de trabalho no p.

Segundo estes artigos o tema, desaparecimento da classe média, é relevante pois este segmento social é responsável pela estabilidade da harmonia da social, conforme afirma Bob Kuttner (1983) “a classe média é necessária para consumir os produtos; e para todos é ela quem concerne sobre a justiça e a harmonia social”. Para demonstrar que esta preocupação ainda persiste vale ressaltar Esteban (2002) apontando que, “quebrando a sociedade em ‘duas nações’ pode-se direcionar para um conflito social a níveis desconhecidos na Europa desde 1945” (pp. 2).

A análise sobre o tema de polarização evoluiu e um dos principais estudiosos do assunto na atualidade é Michael Wolfson que tem publicado

diversos estudos. Os dois principais são “When Inequalities Diverge” e “Divergent Inequalities – Theory and Empirical Results”.

Figura 2: Polarização e Desigualdade



Os trabalhos desenvolvidos sobre o tema atualmente têm se focado principalmente em distinguir o conceito de polarização do conceito de desigualdade, conforme será visto a seguir.

Diferenciação do Conceito de Desigualdade do Conceito de Polarização

Polarização preocupa-se em medir o movimento da sociedade para fora do meio da distribuição, ou seja, “uma distribuição mais polarizada é aquela que é mais distante do meio, ... Em adição, isto é no sentido que o distanciamento do meio está também associado com a tendência da bi-modalidade” (Wolfson, pp. 1, 1997). Bi-modalidade significa que uma parte da população é pobre, a outra é rica e apenas uma parte pequena fica no meio.

Desta forma, enquanto o conceito de desigualdade não distingue o movimento existente dentro dos segmentos da sociedade, a polarização preocupa-se em analisar o que acontece com o meio da distribuição de renda. Desta forma a polarização concentra sua análise na “distribuição de renda em vários modos focais ou polares, e envolve o desaparecimento

da classe média, enquanto que desigualdade centra-se na dispersão total da distribuição” (Rodriguez e Salas, 2003, pp. 7).

Sendo assim, as medidas de polarização e desigualdade não necessariamente precisam convergir, ou seja, uma sociedade pode estar reduzindo desigualdade, no entanto pode estar aumentando a polarização entre os seus membros. “A prova formal surge simplesmente do fato de que a distribuição bimodal pode ser derivada de uma distribuição uniforme” (Wolfson, pp. 353, 1994). Para visualizar melhor a diferença entre polarização e desigualdade Wolfson (1994) sugere uma interpretação da figura 2.

A figura 2 mostra que uma densidade bimodal (linha escura) pode ser construída através de uma densidade uniformemente distribuída (linha tracejada clara). Isto é, uma distribuição de renda igual pode ser transformada em uma densidade bipolarizada, mas sem a desigualdade aumentar. Ou como afirma Wolfson (1994) “pela construção, a distribuição bimodal é ao mesmo tempo mais polarizada e mais igual do que uma distribuição uniforme da qual ela é derivada” (pp. 354).

Enfim, o conceito de polarização está diretamente correlacionado ao estudo do desaparecimento da classe média. Entretanto, é importante conhecer quais os fatores que podem contribuir para o surgimento de uma densidade bimodal dentro de uma sociedade. Estes serão comentários a seguir.

Polarização e Desigualdade: formas de mensuração

Na primeira seção, fez-se uma revisão da literatura conceitual sobre a desigualdade e polarização. Percebeu-se que apesar de serem similares, ambos os conceitos são distintos e podem ter comportamentos diferenciados, ou seja, enquanto aumenta a desigualdade, a polarização pode diminuir e o inverso também é verdadeiro.

Nesta seção, o objetivo é apresentar os métodos de mensuração das medidas de desigualdade e polarização. Existem diversas formas de se mensurar tanto a desigualdade quanto a polarização. Entretanto, o foco do presente trabalho não é fazer uma discussão sobre a melhor forma de se mensurar tais medidas. O objetivo central do presente trabalho é

medir o desaparecimento da classe média e comparar com a evolução da desigualdade. Para alcançá-lo, optou-se por utilizar como medida de desigualdade, o coeficiente de Gini, e para mensurar a polarização será utilizado o Índice Wolfson..

Para apresentar estes dois índices, esta seção estará estruturada da seguinte forma: na primeira parte será abordado quatro critérios necessários para medir a desigualdade, em seguida apresentar-se-á a curva de Lorenz, na terceira parte se definirá o coeficiente de Gini e por fim será discutido como mensurar a polarização através do Índice de Wolfson.

Axiomas para Mensurar Desigualdade

Todas as medidas de mensuração, sejam elas de pobreza, desigualdade ou outra qualquer, precisam ter critérios que garantam a qualidade da medida e a coerência do resultado alcançado. Neste sentido, Debraj Ray (1998) e Gary Fields (2001) apresentam quatro propriedades ou axiomas necessários para uma boa medida de desigualdade. São eles: anonimidade, independência de escala, independência populacional e princípio de transferência.

Anonimidade: Este axioma parte do princípio ético de que não há relevância no nome da pessoa que está auferindo determinada renda, ou seja, parte-se do princípio de que para analisar a desigualdade é “suficiente olhar somente para a quantidade de renda recebida sem prestar atenção para os nomes dos indivíduos particulares” (Fields, 2001, pp. 14).

Logo, dado um indivíduo A que recebe a renda X e o indivíduo B que recebe a renda Y, se ambos permutarem suas rendas, isto não pode ser relevante para uma medida desejável de desigualdade. Como enfatiza Ray (1998), “permutações de renda entre pessoas não pode importar para a análise da desigualdade” (pp. 175).

Formalmente isso significa que: se A é obtido através de uma permutação de B, logo, A é tão desigual quanto B.

Independência de Escala: Este axioma é formalmente conhecido como homogeneidade de renda e destaca a importância de se mensurar a desigualdade através da renda relativa. Fields destaca que há três razões para se escolher a renda relativa e não a renda absoluta.

Uma razão é conceitual quando olha-se para duas distribuições, uma pode parecer mais desigual do que a outra, mas isso dar-ser-á conforme os critérios de quem está analisando a desigualdade. As outras duas razões são de ordem prática. A primeira delas, é quando se olha a desigualdade através da renda absoluta. Pode-se concluir que quando houver “crescimento sempre aumentará a desigualdade de renda e quando houver recessão econômica sempre diminuirá a desigualdade” (Fieds, 2001, pp. 16). A outra razão é quando se olha a renda real, em períodos de crescimento a distância entre ricos e pobres aumenta e no período de recessão ocorre o inverso.

Desta forma, quando se estuda a desigualdade sobre o prisma da renda relativa não há relevância quanto cada indivíduo ganha, mas quanto relativamente aos demais indivíduos ele contribui para a renda total. Enfim, “se, uma distribuição é resultante de uma outra, por meio de um escalonamento de todas as rendas superiores e inferiores pelo mesmo percentual, então desigualdade não deve ser diferente entre as duas distribuições” (Ray, 1998, pp. 176)

Independência populacional: Este axioma trata das propriedades que uma medida de desigualdade deve ter para que seja possível a comparação de populações de diferentes tamanhos. Dada, uma distribuição Y:

$$Y = (1, 3, 6, 9)$$

Se esta população for duplicada, obtendo-se a seguinte distribuição

$$X = (1, 1, 3, 3, 6, 6, 9, 9)$$

A medida de desigualdade não pode se alterar, ou seja, se X é obtido de Y pela replicação de cada renda um número integral de vezes, então X é tão desigual quanto Y. (Fields, 2001, pp. 17).

Princípio da Transferência: Este princípio está baseado nos trabalhos de Pigou (1912) e Dalton (1920) que afirmam que se uma pessoa relativamente mais rica transferir uma parte de sua renda para uma pessoa mais pobre, sem alterar a posição de cada uma, a sociedade será menos desigual. Essa transferência de renda é denominada “transferência regressiva”.

Para visualizar este princípio imagine uma população com a seguinte distribuição de renda:

$$Y = (1, 3, 6, 9)$$

E o indivíduo mais rico transfere uma unidade de renda para o mais

pobre (transferência regressiva), obtendo-se uma nova distribuição;

$$X = (2, 3, 6, 8)$$

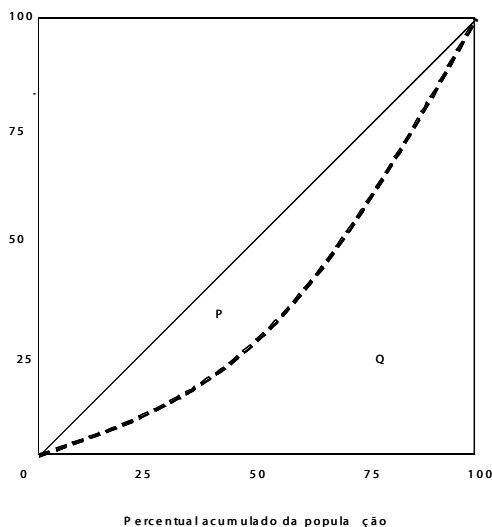
Desta forma a distribuição X tornou-se mais igual do que a primeira. E uma boa medida de desigualdade deve ser capaz de captar este movimento na distribuição de renda.

Estes quatro critérios apresentados possuem propriedades desejáveis para uma boa medida de desigualdade. Em 1905 Lorenz desenvolveu uma forma gráfica de comparar a desigualdade atendendo a estes quatro critérios.

Curva de Lorenz

A curva de Lorenz é importante, pois ela é de fácil compreensão e atende às quatro propriedades de uma boa medida de desigualdade. No entanto, existe um caso específico, que será comentado a seguir, no qual a curva de Lorenz não pode ser utilizada para comparar a distribuição de renda entre dois momentos distintos ou entre duas regiões.

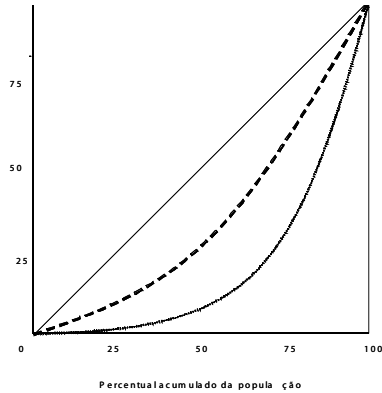
A curva de Lorenz é uma forma gráfica de se visualizar a distribuição de renda, onde no eixo horizontal tem-se a população acumulada percentualmente e no eixo vertical a renda acumulada em forma percentual. Para obter-se a curva de Lorenz propriamente dita, deve-se plotar no gráfico a participação da renda a qual uma determinada população está relacionada fazendo-se isso a partir dos níveis mais pobres até os níveis mais elevados de renda e por fim, faz-se a junção dos pontos. Logo, “a inclinação da curva em qualquer ponto é simplesmente a contribuição do indivíduo naquele ponto para parte da renda nacional acumulada” (Ray, 1998, pp. 180). Na figura 3 pode-se observar o formato final da curva de Lorenz (linha tracejada).

Figura 3: Curva de Lorenz

A linha contínua que cruza o gráfico em 45° , é o caso de uma sociedade perfeitamente igual, ou seja, 10% da população pobre tem 10% da renda, 20% da população tem 20% da renda e assim por diante. A desigualdade é medida através deste gráfico pela distância entre a linha tracejada e a linha de 45° . Quanto mais distante for a linha tracejada, mais desigual será a distribuição de renda. O caso extremo de desigualdade ocorre quando a linha tracejada encosta no eixo vertical e horizontal.

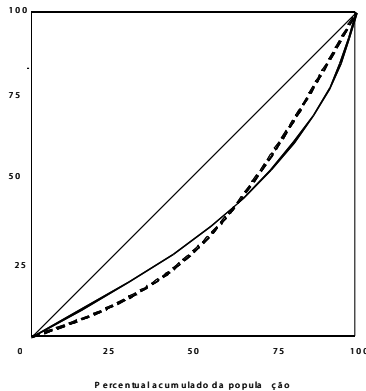
A curva de Lorenz permite comparar desigualdade entre duas amostras, pois aquela que estiver mais distante do eixo de 45° será a mais desigual, este critério de comparação é conhecido como “critério Lorenz”. Ray (1998) define o critério Lorenz da seguinte forma: “se a curva de Lorenz de uma distribuição manter todos os pontos para a direita de uma curva de Lorenz de uma outra distribuição, a primeira pode ser julgada como sendo mais desigual do que a segunda” (pp. 181). A figura 4 ilustra este caso.

Figura 4: Comparação entre Curvas de Lorenz



Pode haver o caso em que as curvas de Lorenz sejam coincidentes. Quando isto ocorre, diz-se que as duas distribuições são igualmente desiguais. A última situação que pode existir é o cruzamento das curvas, como pode ser visto na figura 5 abaixo. A análise deste caso através da curva de Lorenz é inconclusiva, havendo a necessidade de se utilizar outros métodos para afirmar qual distribuição é mais desigual, isto pode ser feito utilizando, por exemplo, o coeficiente de Gini.

Figura 5: Curvas de Lorenz Cruzada



Para concluir a análise sobre a curva de Lorenz, percebe-se que ela “incorpora automaticamente os princípios de anonimidade, população e renda relativa, por que a curva oculta todas as informações na magnitude populacional e renda” (Ray, 1998, pp.181), permanecendo somente informações sobre a participação da população e da renda.

A curva também atende ao critério de transferência regressiva, pois transferindo-se renda dos 10% mais ricos para os 10% mais pobres haverá um movimento da curva demonstrando que a distribuição ficou mais igual.

Desta forma, se uma medida de desigualdade atende aos quatro axiomas, automaticamente ela estará sendo consistente com o critério de Lorenz, como evidencia Ray, “uma medida de desigualdade é consistente com o critério Lorenz se e somente se ela é simultaneamente consistente com os princípios da anonimidade, população, renda relativa e Dalton” (Ray, 1998, pp. 181).

Dentre as medidas de desigualdade existentes, aquelas que são fortemente consistentes com o critério de Lorenz são: coeficiente de Gini, as duas medidas de Theil (T e L de Theil), o índice de Atkinson e o coeficiente de variação. Como já foi dito anteriormente, o foco do trabalho não é discutir qual dessas medidas é a melhor, portanto no tópico seguinte será apresentados o coeficiente de Gini e o método de mensurá-lo. Este foi escolhido por ser o mais conhecido das medidas de desigualdade e, principalmente, porque atende aos quatro axiomas de uma boa medida de desigualdade.

Coeficiente de Gini

O Coeficiente de Gini é igual ao dobro da área entre a curva de Lorenz e a reta de 45°. Sendo assim, é possível calcular o coeficiente de Gini através da curva de Lorenz da seguinte forma:

$$G \equiv \frac{P}{(P + Q)} \quad (2.1)$$

Onde:

P = distância entre linha de 45° e a curva de Lorenz;

Q = distância entre a curva de Lorenz e os eixos horizontais e verticais.

Além da mensuração do coeficiente de Gini através da curva de Lorenz, há uma outra alternativa com um maior rigor matemático. A fórmula de se calcular está descrita a baixo:

$$G = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m n_j n_k |y_j - y_k| \quad (2.2)$$

Onde:

n = população;

μ = renda média;

y = renda.

A equação 2.2 normaliza o coeficiente de Gini através da divisão pelo quadrado da população, bem como a média da população. A dupla soma significa que primeiro soma-se “todos os ks, mantendo constante cada j, e depois faz a soma de todos os js” (Ray, 1998, pp. 189). E por fim, como a diferença é calculada duas vezes, dividi-se a expressão por dois, já tendo a renda e a população normalizada.

O resultado dessas duas equações será um intervalo entre [0, 1]. Quanto mais próximo o resultado for de 1, mais desigual será a distribuição, por outro lado, quanto mais próximo o resultado for de 0, menos desigual será a distribuição de renda.

Através dessas duas equações apresentadas é possível verificar a consistência do índice de Gini com a curva de Lorenz, conforme segue:

- Anonimidade: este princípio é atendido, pois se houver uma permutação da renda entre indivíduos, a distribuição permanecerá a mesma e consequentemente o coeficiente de Gini também.
- Homogeneidade da renda: caso a renda de toda a população seja multiplicada por um fator, a desigualdade não será alterada, logo o coeficiente de Gini também não se alterará.
- Homogeneidade populacional: o índice de Gini atende este princípio porque se a população for clonada, a desigualdade permanecerá a mesma e o coeficiente também.

Princípio da transferência: o coeficiente de Gini capta o princípio da transferência, pois se um indivíduo relativamente rico transferir renda para

um indivíduo relativamente pobre, a diferença entre ambos irá diminuir e o índice de Gini conseguirá medir esta redução da diferença, bem como a curva de Lorenz irá se aproximar da curva de 45°.

Outra propriedade importante do coeficiente de Gini, é que ele pode ser sempre calculado e é possível “ranquear as desigualdades de duas distribuições de renda mesmo quando há o cruzamento da curva de Lorenz” (Fields, 2001, pp. 33).

Tendo em vista que desigualdade e polarização são processos distintos, baseado na idéia de que o coeficiente de Gini é fortemente consistente com a curva de Lorenz, Wolfson criou um índice de polarização análogo ao coeficiente de gini e que pode ser medido através da curva de Lorenz, conforme será visto a seguir.

Índice de Wolfson

Os primeiros trabalhos preocupados em medir a polarização estavam centrados na definição da classe média baseados em um critério de renda. Ver por exemplo, Thurow que estabeleceu o critério para famílias de classe média como aquelas que a renda situa-se 75% e 150% da mediana da renda das famílias ou Blackburn e Bloom, que estabeleceu como critério para famílias de classe média o intervalo entre 60% e 225% da mediana da renda das famílias.

No entanto, segundo Wolfson, a análise sobre polarização baseada no critério renda está equivocada, segundo ele estudos sobre o desaparecimento da classe média devem alicerçar-se na população, como ele afirma a “maior parte das estatísticas utilizaram como ponto de partida para descrever polarização o ‘espaço renda’. Todavia, será mais conveniente para desenvolver a noção formal de polarização, iniciar a análise sob o enfoque ‘espaço populacional’.” (Wolfson, 1997, pp. 4).

Outro ponto levantado por Wolfson, é quanto ao rigor científico matemático das análises realizadas por Thurow e Blackburn e Bloom, segundo ele estas análises não têm uma parametrização científica e são vulneráveis.

Desta forma, Wolfson desenvolveu um novo índice denominado P para mensurar a polarização. Este índice é obtido através da curva de Lorenz e sua fórmula de cálculo é a seguinte:

$$P = 2 (2T - Gini) / mtan. \quad (2.3)$$

Onde:

T = área do trapézio definido pela linha de 45 graus e a tangente da mediana.

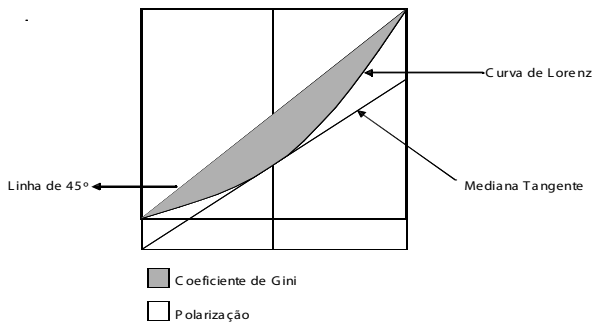
Mtan = Mediana da Tangente.

De forma similar ao coeficiente de Gini, o índice de polarização P varia entre o intervalo [0,1]. Quanto mais próximo do zero (um) é o resultado, menos (mais) polarizada é a população.

A figura 6 apresenta a forma de se calcular a polarização através da curva de Lorenz. No eixo vertical estão as rendas individuais e no eixo horizontal estão os percentis da população. Para chegar à curva de tangente mediana, deve-se mover o eixo horizontal até alcançar o ponto onde a mediana da população encontra-se com a curva de Lorenz, “este ponto é por definição a renda mediana” (Wolfson, 1994, pp. 355).

Wolfson argumenta que o gráfico “mostra, para qualquer percentil da população ao longo do eixo horizontal, quão distante sua renda está da mediana, ainda dando uma indicação de quão ‘para fora’ do meio (percentil 50) a distribuição de renda é.” (Wolfson, 1994, pp. 355).

Figura 6: Uma nova medida de Polarização baseada na curva de Lorenz



Fonte: Wolfson, 1994, pp. 355

Wolfson desenvolveu também, um conjunto de curvas visando facilitar a compreensão sobre a polarização e a comparação sobre o desaparecimento da classe média de duas distribuições. Observa-se que: “para qualquer percentil da população no eixo horizontal, quão distante está a renda, expressa como uma proporção da mediana” (Wolfson, 1997, pp.4). Neste caso, quanto menos dispersa em relação à mediana for a distribuição,

menor será a curva. Entretanto, o conceito de polarização abrange um outro aspecto que é a bipolarização e este não é capturado através do gráfico ilustrado anteriormente.

A bimodalidade e dispersão do meio são capturadas em um outro gráfico proposto por Wolfson, onde “integrou a curva de dispersão para fora em ambas as direções a partir do meio no eixo horizontal (...) com a ‘dispersão acumulada’ ou curva de polarização” (Wolfson, 1997, pp. 6). Segundo Wolfson, esta curva tem o mesmo papel para a polarização, como a curva de Lorenz tem para os índices de desigualdade.

Analizando o índice de Wolfson sob o prisma das propriedades de uma boa medida de desigualdade, percebe-se que ele é consistente com a curva de Lorenz:

- a) Anonimidade: o índice de Wolfson não leva em consideração quem são as pessoas que auferem determinada renda e se houver uma permutação de renda entre indivíduos isto não irá afetar o índice.
- b) Homogeneidade da renda: caso a renda de toda a população seja duplicada, a polarização não será alterada, logo o índice de Wolfson permanecerá o mesmo.
- c) Homogeneidade populacional: Caso a população seja replicada, isto não irá impactar no índice de Wolfson e, por conseguinte este atenderá ao critério de homogeneidade populacional.

Princípio da transferência: este princípio é atendido, pois se uma pessoa que está a cima do percentil 50, transferir renda para uma pessoa abaixo deste percentil sem alterar a distribuição, a dispersão em relação ao meio irá diminuir e conseqüentemente diminuirá o índice de polarização.

Para concluir, Wolfson levanta uma questão referente a qual deve ser a amostra utilizada. O questionamento é se devem ser utilizados apenas chefes de família na amostra ou todas as pessoas em idade economicamente ativa. A conclusão foi a de que deveria ser utilizada toda a pessoa economicamente ativa, tendo em vista que é cada vez maior a participação de mulheres na força de trabalho (Wolfson, 1997, pp 14).

Percebeu-se neste tópico que os índices de Gini e Wolfson são fortemente consistentes com a curva de Lorenz e desta forma são bons

parâmetros para se medir desigualdade e polarização. Estes indicadores serão medidos a seguir para o Brasil e para o Rio Grande do Sul, entre 1987 e 2003, e será discutida qual a tendência observada neste período para ambas as medidas.

Polarização e Desigualdade: aumentando ou diminuindo?

A desigualdade é um tema recorrente nos estudos sociais realizados no Brasil e há convergência nas opiniões de que o país tem um dos piores índices mundiais de desigualdade de renda.

Quanto à polarização ou desaparecimento da classe média a preocupação é mais recente. Análises focadas neste segmento da sociedade brasileira surgiram devido às crises econômicas entre as décadas de 1980 e 1990, as quais provocaram mudanças na estrutura social e econômica brasileira..

O método comumente utilizado para medir o desaparecimento da classe média brasileira é através da determinação da classe média por faixas de renda, forma semelhante aos primeiros estudos realizados nos Estados Unidos.

Como já foi visto anteriormente, análises de polarização focadas em faixas de renda são equivocadas. Pois, estas estão alicerçadas em critérios subjetivos quanto à determinação daquilo que se chama classe média. Desta forma, enquanto um pesquisador pode considerar classe média um determinado padrão de renda, outro pesquisador pode definir um segundo padrão de classe média. Para ilustrar essa situação repetiu-se para o caso brasileiro os critérios adotados por Thurow e Blackburn e Bloom quanto à determinação da classe média. Fazendo os cálculos utilizando os parâmetros estabelecidos pelos estudiosos americanos, para o Rio Grande do Sul, chegam-se a resultados distintos, como pode ser visto na tabela 1 abaixo. Por isso, Wolfson classificou estudos baseados em faixa de renda como vulneráveis e sem parametrização científica.

Tabela 1: Faixas de Renda da Classe Média segundo Thurow (75%-150%) e Blackburn e Bloom (60% e 225%)

Classe Média Segundo Parâmetros Thurow e Blackburn e Bloom

Decentil	Ano			
	1987	1992	1997	2003
75% < x < 150%	13,63%	20,49%	20,42%	19,67%
60% < x < 225%	24,77%	34,70%	35,86%	39,34%

Fonte: PNAD, elaboração autor

Baseado neste critério foi publicado recentemente no Brasil um estudo desenvolvido por Pochmann et al. O padrão utilizado para definir a classe média foram famílias com renda per capita entre R\$ 263,00 e R\$ 2.928,00. Diante destes parâmetros desenvolveu-se uma análise minuciosa das características da classe média e do padrão de consumo. O referido estudo chegou a conclusão de que tem ocorrido no Brasil uma deterioração da classe média.

Para medir a desigualdade será utilizado aqui o índice de Gini e para mensurar o desaparecimento da classe média o método considerado será o índice Wolfson, ambos já comentados anteriormente. Para apresentar os resultados a seção estará estruturada em três partes. A primeira parte comenta os critérios utilizados para medir desigualdade e polarização, na seção seguinte apresentar-se-ão os resultados da desigualdade e na parte final será abordado os resultados do índice de polarização.

Metodologia

A base de dados utilizada para calcular o índice de Gini e o índice de Wolfson foi a renda real dos trabalhadores correspondentes aos anos de 1987 a 2003, excluindo-se os anos de 1988 e 1996 por problemas nos dados e os anos 1991 e 2000 por serem anos censitários.

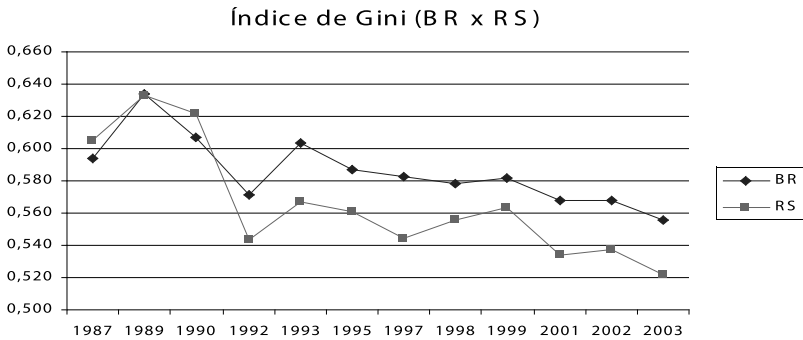
Os dados foram retirados da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios (PNAD) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), utilizando-se como base o mês de setembro dos respectivos anos.

Desigualdade

O gráfico 1 apresenta o resultado do índice de Gini calculado para o Brasil e o Rio Grande do Sul entre os anos de 1987 e 2003. Através dos

resultados apresentados pode-se perceber que o Brasil teve um desempenho modesto. O país tinha um índice de Gini de 0,594 em 1987 e encerra o período com um índice de 0,556, representando uma redução de apenas 5% em 17 anos. As conclusões deste fato corrobora Ricardo Paes de Barros quando afirma que o país vive uma estabilidade inaceitável dos índices de desigualdade. O Rio Grande do Sul apresenta um desempenho melhor do que o Brasil. Pois, em 17 anos o coeficiente de Gini caiu 16%, passando de 0,605 em 1987 para 0,556 em 2003.

Gráfico 1: Índice de Gini Brasil (BR) e Rio Grande do Sul (RS)



Fonte: PNAD, elaboração do autor

Observando o período em estudo é possível dividi-lo em duas unidades de tempo de análise. O primeiro período situa-se entre 1987 e 1993, caracterizado por grande instabilidade econômica e política, e o segundo período é entre 1993 e 2003, conhecido pela implantação e consolidação do plano real e estabilidade monetária. O ano de 1993 é utilizado como corte devido ao fato deste ano ser o que o Brasil teve o seu maior pico inflacionário, alcançando um índice de 2.708%, e encerra o período de instabilidade econômica interna.

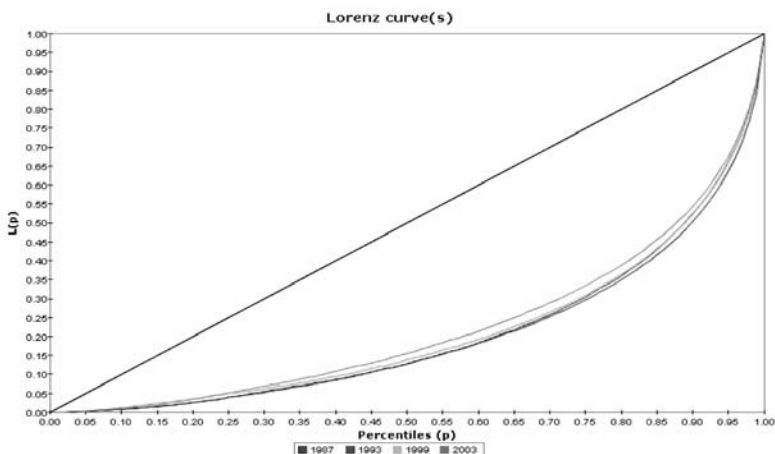
Percebe-se que para o caso do Brasil no primeiro período entre 1987 e 1993 o coeficiente de Gini aumentou, fruto do período de instabilidade. Este fato corrobora a teoria econômica, qual seja, relação inversa entre crescimento e desigualdade. Neste período o país permaneceu estagnado

enquanto isso o coeficiente de gini cresceu 1,7%. Nesse período a situação é inversa para a economia gaúcha. A região cresceu 20,6% em 7 anos e o indicador de desigualdade diminuiu 6,7%.

No segundo período (1993 – 2003), houve mudança no patamar do indicador de desigualdade e este apresenta uma tendência declinante. Neste período o comportamento tanto para o país quanto para o estado são semelhantes. Os dois presenciaram um período de crescimento econômico e redução do coeficiente de Gini. Este fato demonstra que a estabilidade econômica foi importante para melhorar a distribuição de renda tanto a nível nacional, quanto a nível regional.

No gráfico abaixo, através da curva de Lorenz, pode-se visualizar a evolução do grau de desigualdade do país. Evidencia-se que entre os períodos de 1987 e 1999 a curva permaneceu praticamente a mesma e houve uma melhora consistente entre 1999 e 2003.

Gráfico 2: Curva de Lorenz Brasil 1987 – 2003



No entanto, vale salientar que a redução do coeficiente de Gini do Brasil é lento e que para acelerar este processo é necessário melhorar o nível educacional dos brasileiros. Barros e Mendonça destacam que “o

Brasil não é somente um dos países do mundo com o mais alto grau de desigualdade, mas também é um dos países com a maior sensibilidade dos salários ao nível educacional do trabalho” (1995, pp. 48).

É importante destacar também, para a economia nacional, o período entre 2001 e 2003. Pois se percebe que entre 1995 e 2000 o coeficiente de gini permaneceu praticamente constante. Porém, no ano de 2001 ocorreu uma nova mudança de patamar. Uma das justificativas para este fato pode ser que “entre 2001 e 2004, a renda nacional dos 10% mais pobres cresceu 23% e a dos 10% mais ricos caiu 7,5%” (Durão, 2006, pp.13).

Tabela 1: Variação % do PIB e do Coeficiente de Gini no Brasil (BR) e no Rio Grande do Sul (RS)

Período	Variação %			
	PIB B r	PIB R s	Gini B r	Gini R s
1987 - 1993	5,46	20,64	1,66	-6,70
1993 - 2003	18,31	25,03	-8,63	-8,62

Fonte: PIB - Banco Central e FEE

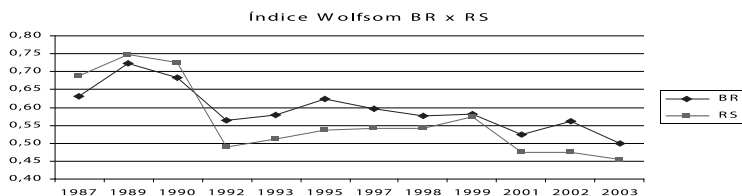
Gini - PNAD, cálculos do autor

As medidas de desigualdade não se preocupam em mensurar aquilo que ocorre dentro dos segmentos da sociedade. Esta é uma preocupação que as medidas de polarização têm, como foi enfatizado anteriormente. Logo, o que o índice de Wolfson procura medir é o que acontece no meio da distribuição de renda.

Polarização

De forma análoga ao coeficiente de Gini, o índice de Wolfson para o Brasil reduziu ao longo do período, conforme pode ser observado no gráfico 2. Em 1987 este índice era de 0,631 e em 2003 ele foi de 0,499 para a economia nacional. O Rio Grande do Sul seguiu a mesma tendência brasileira, iniciou o período com um índice de 0,689 e encerrou-o com 0,4555. Destaca-se, novamente, que a evolução do índice nacional é mais lenta do que o índice para economia regional.

Gráfico 3: Índice de Polarização Brasil (BR) e Rio Grande do Sul (RS)



Fonte: PNAD, elaboração do autor

Similarmente à análise feita para o coeficiente de Gini, pode-se dividir o período em duas partes entre 1987 e 1993 e entre 1993 e 2003. Mas, no caso do índice de Wolfson para ter uma análise mais adequada pode-se subdividir o segundo período em dois. O primeiro entre 1993 e 1999 e o segundo entre 1999 e 2003.

A tabela 4 apresenta a variação percentual dos índices de Wolfson para o Rio Grande do Sul e para o Brasil. Percebe-se que ambas apresentam os mesmos movimentos. Entre 1987 e 1993 ocorreu uma forte redução tanto para o Brasil quanto para o Rio Grande do Sul. Destaca-se, neste período, altas taxas de inflação, valorização real do câmbio, abertura comercial, crescimento das exportações em 1992 e 1993 e crescimento do PIB, com exceção de 1990, que registrou uma redução de 6,6%, devido principalmente ao plano Collor I. Como resultado desse contexto houve uma redução de 34,6% do índice de polarização para o Rio Grande do Sul.

Entre os anos de 1993 e 1999, os resultados são distintos para o Brasil e o Rio Grande do Sul. No caso brasileiro o índice permaneceu constante, da mesma forma que ocorreu com o coeficiente de Gini. Enquanto que para o Rio Grande do Sul houve forte elevação do grau de polarização. Este período é caracterizado pela implantação do plano real e forte apreciação cambial.

No período final entre 1999 e 2003, o índice volta a cair para o Brasil e Rio Grande do Sul. Sendo que para a economia gaúcha esta que é mais forte. Este período se destaca pelo crescimento das exportações, a desvalorização cambial e em nível nacional pela estagnação do PIB.

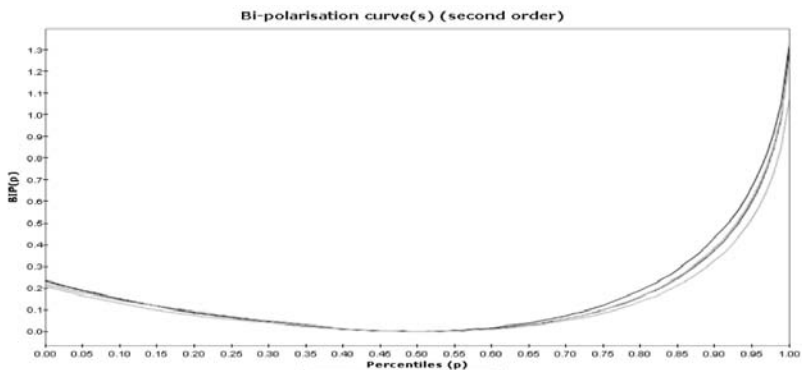
Tabela 4: Variação % do Índice de Wolfson no Brasil (BR) e no Rio Grande do Sul (RS)

Período	Variação %	
	Wolfson Br	Wolfson Rs
1987 - 1993	-8,98	-34,57
1993 - 1999	0,34	10,96
1999 - 2003	-16,43	-26,37

Fonte: PNAD, cálculos do autor

Outra forma de analisar o desaparecimento da classe média é através da curva de bipolarização desenvolvida por Wolfson. O gráfico abaixo ilustra esta curva para o caso brasileiro e demonstra a melhora apresentada pelo país. Percebe-se que as curvas referentes aos anos de 1987, 1993 e 1999 cruzam-se e assim não é possível obter uma conclusão direta da análise gráfica. Porque como foi visto na seção 2, curvas cruzadas não permitem fazer uma análise de dominância e, por conseguinte são inconclusivas. Já se compararmos o ano de 2003 com 1987 percebe-se que a linha do período final está abaixo, em todos os pontos, se comparada com o período inicial. Desta forma, pode-se afirmar que 2003 domina 1987 e assim esta é menos polarizada.

Gráfico 4: Curva de Bipolarização Brasil 1987 - 2003

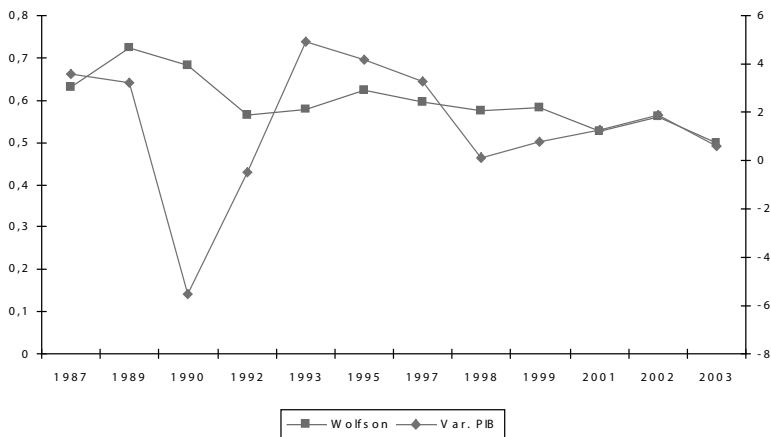


Segundo a teoria da polarização, a evolução da classe média é influenciada pelos ciclos econômicos. Isto é, em períodos de recessão espera-se que os trabalhadores menos capacitados percam seus empregos mais rapidamente, enquanto os mais capacitados tendem a manter o seu trabalho, por ser mais difícil para a empresa obter no mercado um profissional mais qualificado, e isso tende ser um fato gerador da polarização.

No caso da economia brasileira conforme pode ser observado no gráfico 3, a tendência à relação inversa entre crescimento econômico e polarização não é evidenciada. Não há de forma aparente uma explicação plausível para tal acontecimento e este pode ser foco de um novo estudo no futuro.

Para a economia gaúcha a teoria do ciclo econômico é corroborada. Conforme pode ser observado no gráfico 4, nos anos de recessão a polarização aumentou e nos anos de expansão da economia a o grau de polarização diminuiu, ou seja, a classe média aumentou.

Gráfico 4: Comparação Variação do PIB e Índice Wolfson (BR)



Fonte: Wolfson: PNAD, elaboração do autor

Var. PIB: Banco Central

O fator aparente que pode estar explicando o aumento da classe média brasileira e gaúcha pode ser a variação maior dos salários dos indivíduos dos níveis inferiores de renda superior à variação dos indivíduos no topo

da distribuição de renda. Isso pode ser evidenciado no gráfico abaixo, que demonstra a variação da renda média dos brasileiros por decis.

Considerações Finais

O presente trabalho teve como objetivo principal testar a hipótese de que a classe média brasileira está diminuindo. Trabalhos recentemente publicados sobre o tema no Brasil, apontam para a redução do segmento intermediário da sociedade brasileira. Entretanto, através do índice de Wolfson, utilizado para medir a polarização brasileira e gaúcha chega-se a conclusão de que a classe média não está diminuindo. Pelo contrário, evidencia-se que a sua participação tem aumentado, contrapondo-se à hipótese original deste trabalho, qual seja, a redução da classe média do Brasil.

Evidenciou-se que o processo de mudança brasileiro ocorre de forma lenta, tanto para a desigualdade quanto para a polarização, se comparado ao Rio Grande do Sul. No entanto, comparando-se o índice de Wolfson com o coeficiente de Gini para o Brasil, verifica-se que o primeiro tem uma evolução mais acentuada, respondendo de forma mais rápida às mudanças ocorridas na economia nacional ao longo do período analisado.

Destaca-se também, que apesar do coeficiente de Gini Brasileiro ter melhorado, isto não pode ser considerado significativo tendo em vista que ao longo de 17 anos este reduziu apenas 5%. Resultado de um aumento entre os anos de 1987 e 1993 de 1,66% e uma redução entre ao longo de 10 anos, entre 1993 e 2003, de 8,63%.

Para a economia gaúcha a evolução de ambos os índices foi mais significativa. Destaca-se, também, a maior sensibilidade do índice de Wolfson às mudanças estruturais ocorridas na economia gaúcha no período analisado.

A explicação para o resultado observado pode ser encontrada na evolução recente dos rendimentos. Como foi observado tanto para a economia nacional quanto a estadual, a variação dos rendimentos dos níveis de renda inferior foram maiores do que a variação da renda dos indivíduos que se encontram nos estratos elevados de renda. Este fator, está contribuindo para a redução da desigualdade e da polarização.

Esta observação está coerente com o modelo teórico, de que níveis maiores de educação podem melhorar a distribuição de renda e o grau de polarização. Principalmente no caso brasileiro, que como foi destacado a educação tem um papel primordial na redução das desigualdades e da polarização.

Referências Bibliográficas

- BANCO MUNDIAL. World Development Report 2000/2001. Washington. Banco Mundial, 2001.
- BARROS, Ricardo Paes de e MENDONÇA, Rosane Silva Pinto de. Os Determinantes da Desigualdade no Brasil. IPEA, Rio de Janeiro. Julho de 1995.
- BARROS, Ricardo Paes de; HENRIQUES, Ricardo; e MENDONÇAS, Rosane. A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo. Desigualdade Pobreza no Brasil. Rio de Janeiro, IPEA, 2000. pp. 21-48.
- BARROS, Ricardo Paes de; CORSEUIL, Carlos Henrique; e LEITE, Phillipe G. Mercado de Trabalho e Pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo. Desigualdade Pobreza no Brasil. Rio de Janeiro, IPEA, 2000. pp. 177-230.
- BLACKBURN, Mckinley L. e BLOOM, David E. What is Happening to the Middle Class?. American Demographcis, January 1985, pp. 18-25.
- COWELL, Frank A. Measuring Inequality. Oxford: Philip Allan, 1977.
- DUCLOS, Jean-Yves, ESTEBAN Joan e RAY, Debraj. Polarization: Concepts, Measurement, Estimantion. Obtido na internet através do site <http://www.nyu.edu/econ/user/debraj/Papers/DuclosEstebanRay.pdf>, em seis de junho de 2005.
- EICHER, Theo S. e TURNOVSKY, Stephen J. (Org.). Inequality and Growth: Theory and Policy Implications. Cambridge, Massachusetts and Londonm: MIT Press, 2003.
- ESTEBAN, Joan. The Measurement of Polarization: a Survey and an Application. Obtido na internet através do site <http://www.iae.csic.es/esteban/pub/PolSurvey&RegionalAppl.pdf>, em 20 de fevereiro de 2006.
- FIELDS, Gary S. Distribution and Development. A New Look at the Developing World. New York. The MIT Press, 2001.

FIGUEIRÊDEO, Erick Alencar de; NETTO JÚNIOR, José Luis da Silva; e PORTO JÚNIOR, Sabino da Silva. Distribuição, Mobilidade e Polarização de Renda no Brasil no Período de 1987 a 2003. Obtido na internet através do site http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2005_07.pdf, em seis dezembro de 2005.

FERREIRA, Francisco H. G. Os Determinantes da Desigualdade de Renda no Brasil: Luta de Classes ou Heterogeneidade Educacional?. In: HENRIQUES, Ricardo. Desigualdade Pobreza no Brasil. Rio de Janeiro, IPEA, 2000. pp. 131-158.

FOSTER, James E. e WOLFSON, Michael C. Polarization and the Decline of the Middle Class: Canada and the U.S. Mimeo, Vanderbilt University, 1992.

KOVACECIC, Milorad S. e BINDER, David A. Variance Estimation for Measures of Income Inequality and Polarization – The Estimating Equations Approach. Journal of Official Statistics, Vol. 13, Nº 1, 1997, pp. 41-58.

KUTTNER, Bob. The Declining Middle. The Atlantic Monthly. July, 1983.

MANKIW, N Gregory. Capítulo 20 – Distribuição de Renda. Princípios de Micro e Macroeconomia. Editora Campus. 2001, pp. 437-459.

MENEZES-FILHO, Naércio; FERNANDES, Reynaldo; e PICHETTI, Paulo. A evolução da Distribuição de Salários no Brasil: Fatos Estilizados para as Décadas de 80 e 90. In: HENRIQUES, Ricardo. Desigualdade Pobreza no Brasil. Rio de Janeiro, IPEA, 2000. pp. 21-48.

POCHMANN, Márcio; GUERRA, Alexandre; AMORIN, Ricardo; e SILVA, Ronnie (Org.). Classe Média. Desenvolvimento e Crise. São Paulo. Editora Cortez, 2006.

RAMOS, Lauro; VIEIRA, Maria Lúcia. Determinantes da Desigualdade de Rendimentos no Brasil nos anos 90: Discriminação, Segmentação e Heterogeneidade dos Trabalhadores. In: HENRIQUES, Ricardo. Desigualdade Pobreza no Brasil. Rio de Janeiro, IPEA, 2000. pp. 159-176.

RAY, Debraj. Chapter 6 – Economic Inequality. Development Economic. Princeton University Press. 1998, pp. 169-196.

RODRICK, Dani. In Search of Prosperity: Analytic Narratives on Economic Growth. Princeton. Princeton University Press, 2003.

SEN, Amartya Kumar. Desenvolvimento como liberdade. São Paulo:

Companhia das Letras, 2000.

SEN, Amartya Kumar. Desigualdade Reexaminada. Rio de Janeiro. Editora Record, 2001.

THUROW, Lester. It's not Just Demographics. The Disappearance of the Middle Class. New York Times, 1984, 5 February, pp. F3.

WOLFSON, Michael C. Inequality and Polarization: Is there a Disappearing Middle Class in Canada? . Proceedings of the Statistics Canada Symposium on Analysis of Data in Time, October 1989, Statistics Canada, Ottawa.

WOLFSON, Michael C. Divergent Inequalities – Theory and Empirical Results. Statistics Canada and Canadian Institute. Research Paper Series. Nº 66 (Revised) July, 1997.

WOLFSON, Michael C. When Inequalities Diverge. The American Economic Review, Vol. 84 Nº 2. May, 1994, pp. 353-358.

WOLFSON, Michael C. e FOSTER, James. Inequality and Polarization – Concepts and Recent Trends. Paper presented to the Winter Meetings of the American Statistical Association, Ft. Lauderdale. January, 1983.

WOLFSON, Michael C. e MURPHY, Brian B. New Views on Inequality Trends in Canada and the United States. Monthly Labor Review. April, 1998, pp. 3-23.

EFEITOS DA DESIGUALDADE DE RENDA E POBREZA SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO DAS REGIÕES BRASILEIRAS

Américo Barros
Flávio Ataliba Barreto
Carlos Alberto Manso

Introdução

Dentre os diversos temas de pesquisa na área de desenvolvimento econômico, tem crescido bastante nos últimos anos o interesse em investigar se as condições sociais de um país têm efeito sobre a trajetória de crescimento de sua economia. Uma importante revisão dessa literatura fornecida em Alesina & Perotti (1994), mostra evidências de que, de forma geral, a desigualdade da distribuição de renda possa ser considerada inversamente associada ao crescimento econômico.

De fato, tanto os argumentos teóricos quanto as evidências empíricas mais recentes, passaram em grande parte a sugerir uma relação causal negativa entre desigualdade e crescimento econômico. Os principais argumentos sustentam-se basicamente em quatro linhas de investigação: modelos com imperfeições no mercado de créditos, modelos de economia política, modelos de eficiência econômica ou estabilidade social e modelos de acumulação de capital.

O primeiro mecanismo sugerido é o das imperfeições nos mercados de créditos, os quais, a partir da análise de Galor & Zeira (1993), teriam efeito de impedir certas camadas da população de aplicar seus recursos em atividades lucrativas, seja por falta de acesso ao crédito ou por não encontrarem formas eficientes de administração de riscos inerentes ao processo produtivo. Para eles, a desigualdade de renda afetaria o crescimento de longo prazo por causa da presença de imperfeições no mercado de capitais que limitam o acesso dos agentes mais pobres ao financiamento de atividades potencialmente lucrativas, o que impede, de certa forma, que estes agentes realizem plenamente sua capacidade produtiva, resultando assim, num nível de produção abaixo do potencial da sociedade.

O segundo modelo considerado é o da economia política. A idéia básica desse modelo analisado nos trabalhos de Alesina & Rodrik (1994) e Persson & Tabellini (1994), é a de que a desigualdade de renda gera pressões por políticas redistributivas que afetam negativamente o desempenho da economia ao prejudicarem a apropriação privada dos frutos do trabalho e da acumulação de ativos, criando assim desincentivos ao investimento.

Posteriormente enfatiza-se o papel dos conflitos sociais que tratam dos objetivos da educação no processo de geração de riqueza e sua influência sobre a própria desigualdade de renda. A literatura considera que conflitos sociais decorrentes de uma forte desigualdade levam à instabilidade política, que por sua vez provocam uma redução no investimento e uma redução na capacidade da economia se ajustar a choques externos. Além disso, tem-se explorado os custos associados ao aumento da violência (Alesina & Perotti, 1996; Rodrik, 1997; Bourguignon, 2003). Em outras palavras, “a desigualdade social, ao alimentar o descontentamento social, aumenta a instabilidade sócio-político. Este último, ao criar incertezas quanto ao ambiente político-econômico, reduz o investimento tornando assim a desigualdade e o investimento inversamente correlacionados”.

O quarto e último mecanismo refere-se às taxas de poupança. Alguns economistas, talvez influenciados pela Teoria Geral de Keynes, acreditam que a propensão marginal a poupar aumenta com o nível de renda. Desta forma, uma redistribuição de renda (dos ricos para os pobres), tende a diminuir a poupança agregada da economia. Assim, através deste canal, um aumento da desigualdade tende a aumentar o investimento. Pasinetti (1962) foi um dos primeiros a analisar este tipo de situação. Partindo de

um modelo em que os capitalistas poupam mais que os trabalhadores, ele conclui que uma redistribuição de renda em favor dos capitalistas (concentração de renda) tende a aumentar a taxa de investimento e conseqüentemente o crescimento econômico.

Diante dessas possíveis janelas em que desigualdade de renda possa afetar a trajetória de crescimento de uma economia é oportuno investigar tal relação para a economia brasileira. Sabe-se que o Brasil é um dos países do mundo com mais alta incidência de pobreza e elevada desigualdade na distribuição da renda. Em 2003, por exemplo, do total de habitantes que informam sua renda, cerca de um terço (31,7%) é considerado pobre – 53,9 milhões de pessoas –, vivendo com renda domiciliar per capita de até meio salário mínimo. Quanto aos muito pobres, com renda domiciliar per capita de até um quarto de salário mínimo, a proporção é de 12,9%, ou 21,9 milhões de pessoas. Entre as unidades da Federação, Alagoas é o estado com a maior proporção de pobres, com 62,3% de sua população nessa situação, enquanto Santa Catarina com menor índice, 12,1%, (PNAD/IBGE 2003).

Diversos estudos têm apontado que a pobreza no Brasil apresenta um forte componente regional, atingindo proporções mais elevadas nas regiões Norte e Nordeste do país, reduzindo-se no Sul. A incidência da pobreza é sensivelmente mais elevada nas áreas rurais, embora nas regiões mais urbanizadas do país ela passe a ser um fenômeno preponderantemente metropolitano. Segundo Barros et al. (2001), estima-se que cerca de 10% da população brasileira pertence a famílias com renda per capita inferior à linha de indigência e 34% abaixo da linha da pobreza, totalizando assim 22 milhões de indigentes e 53 milhões de pobres. Do total de indigentes, 45% são menores de 15 anos de idade.

Em termos de desigualdade de renda e de salários, os dados apontam que o Brasil apresenta os índices mais elevados do mundo (Li e Zou, 1998), sendo o mais elevado da América Latina. Como constatação desse grave quadro, os 10% mais ricos detêm cerca de 50% da renda nacional, enquanto os 50% mais pobres detêm menos de 10% da renda (Barros et al. 2001);

Esses fatos sugerem que a pobreza no Brasil está bastante associada à péssima distribuição de renda, estando concentrada entre crianças e trabalhadores em atividades informais e em regiões menos desenvolvi-

das. Portanto, para a redução de seus níveis seria necessário programas que possam estimular simultaneamente o crescimento econômico e a distribuição de renda. Na maioria dos casos, pode-se constatar a grande dificuldade dos governos na execução de políticas que ataquem o problema em ambas as direções.

A desigualdade de renda no Brasil, medida pelo índice de Gini, após crescer de forma pronunciada durante as décadas de 1960 e 1970, permaneceu estável durante a maior parte dos anos 80, mas apresentou piora no final da década com a hiperinflação que se seguiu ao fracasso do Plano Cruzado, atingindo o pico global (0,62) da série em 1989. A partir desse alto nível, a década de 1990 foi caracterizada por uma queda na desigualdade especialmente a partir da estabilização da economia em 1994. Não obstante, o coeficiente de Gini para 1996 foi de 0,58, sendo um nível semelhante ao do começo da década anterior, mas ainda muito elevado em termos internacionais.

A comparação do número de pobres do Brasil com o de outros países é dificultada em razão dos diferentes critérios e métodos por vezes usados pelos países. No entanto, em termos de desigualdade, é possível afirmar que a distribuição de renda no Brasil é uma das piores do mundo. Considerando o índice de Gini de 130 países selecionados, o Brasil é o penúltimo colocado (0,60), superado apenas por Serra Leoa (0,62). O índice brasileiro é aproximadamente duas vezes e meia pior que o verificado na Áustria (0,23) e na Suécia (0,25), nações que estão entre as que têm renda mais bem distribuída no mundo, e também pior que o observado em países com características semelhantes às brasileiras, como o México (0,53), (PNAD/IBGE 2003).

Para Deininger e Squire (1996), considerando a distribuição da renda familiar per capita, o coeficiente de Gini teve, durante as duas últimas décadas, uma média de 0,59, o que coloca o Brasil como uma das sociedades mais desiguais do planeta. Durante o mesmo período, a média latino-americana ficou entre 0,49 e 0,50 e a africana entre 0,43 e 0,47. Como contraponto, em regiões mais igualitárias como o clube dos países ricos (OCDE), o mesmo índice médio não ultrapassou 0,34.

Assim, através desse quadro geral, este trabalho procura examinar se a desigualdade de renda e os níveis de pobreza são afetam o crescimento econômico, não apenas em termos de país como também no estabeleci-

mento de trajetórias diferenciadas nos diversos estados e regiões do Brasil, uma vez que as condições sociais nas diversas localidades são também distintas. Este artigo está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta uma resenha teórica dos principais modelos que estabelecem interações entre desigualdade, pobreza e crescimento econômico, ressaltando o papel dos diversos mecanismos de transmissão. Na seção 3, são discutidos o modelo teórico e o modelo econométrico considerado. A quarta seção, além de apresentar a descrição das variáveis utilizadas nas estimações e suas respectivas fontes, também mostra os principais resultados das estimações. Por fim, a seção 5 resume as principais conclusões.

O Modelo Teórico e Econométrico

Para que se possa investigar a relação existente entre desigualdade, pobreza e crescimento econômico para os estados brasileiros, procurou-se trabalhar com a idéia de clássica de convergência condicional, que incluirá na análise diversas variáveis, não só aquelas ditas sociais (desigualdade de renda, pobreza, etc). A idéia principal é verificar se a taxa de crescimento dos estados e regiões brasileiras, num determinado período, foi influenciada pelos seus níveis iniciais de desigualdade e pobreza. Assim, partindo da idéia de convergência condicional, verifica-se se aqueles estados que possuem maiores níveis de PIB per capita tendem a crescer menos no período subsequente. É sabido que tal comportamento pode ser condicionado a outras variáveis em estado estacionário, seguindo deste modo a tradicional hipótese de convergência condicional.

Por não existir um modelo estrutural que nos conduza ao modelo econométrico a ser estimado, utilizou-se como referência Barro (2000). Segundo esse autor, o crescimento do produto per capita pode ser tratado como uma função do nível corrente do produto per capita e do nível do produto per capita de steady state. A relação empírica tirada do modelo de crescimento neoclássico pode ser resumida em uma única equação:

$$Dy = F(y, y^*) \quad (1)$$

Nesta expressão, Dy é a taxa de crescimento do produto per capita, y é o nível atual de produto per capita e y^* é o nível em longo prazo do produto per capita, que pode ser condicionado por algumas variáveis. Sabe-se que no modelo neoclássico de crescimento, assumindo-se todas as suas hipóteses, os rendimentos decrescentes da acumulação de capital determinam que a taxa de crescimento de uma economia, Dy , esteja relacionado inversamente ao seu estágio de desenvolvimento da economia, representado por Y ; ou seja, a relação esperada entre o nível do produto per capita (Y) e a taxa de crescimento do produto per capita (Dy) é negativa.

A explicação para tal fenômeno está no fato de que quanto maior o nível do produto per capita de uma economia, menor deverá ser a sua distância em relação ao seu valor de estado estacionário e, desta forma, menor será sua velocidade de convergência a esse nível de equilíbrio. Na equação (1), esta propriedade é aplicável num sentido condicional, ou seja, para um dado valor de y^* . É importante frisar que as variáveis y e y^* tendem a ser correlacionadas positivamente entre os países ou estados de um mesmo país.

Em um modelo que possa incluir o capital humano e a mudança tecnológica, a variável será generalizada a partir do nível de produto per capita para englobar na análise os níveis de capital físico e humano e os outros fatores de produção duradouros ao processo de produção. Pode-se considerar que, em determinadas condições, a taxa de crescimento, Dy , diminui com o aumento do nível inicial do capital global per capita, mas aumenta com o aumento do capital humano.

Para um dado valor de y^* , a taxa de crescimento, Dy , cresce com y . O valor de Dy pode depender das políticas das instituições governamentais e das características da população da economia em questão. Por exemplo, uma melhor aplicação dos direitos de propriedade e uma redução das distorções do mercado tende a afetar o valor de y e, por conseguinte, aumentar para um dado y^* . Na mesma seqüência de idéias, se as pessoas são mais propensas a gastar uma maior parte de seu tempo trabalhando e desta forma economizando mais, ou por outro lado, terem menos filhos, então Dy tende a aumentar, assim como y , para um dado valor de y^* . De uma forma geral, as causas que determinam os valores de y têm uma tendência de mudarem muito pouco com o tempo. Isso significa que, se um país mantém atualmente vigorosas instituições e políticas públicas, é bem provável que ele vá continuar a fazê-lo nos anos seguintes.

Nesse sentido, decorrente desta estrutura de investigação, a melhoria permanente de certas políticas governamentais, como por exemplo, uma redução da desigualdade ou menores índices de pobreza, poderia ajudar a aumentar, num primeiro instante, a taxa de crescimento, aumentando assim, de forma gradual o nível de produto per capita, ao longo do tempo.

À medida que a produção aumenta, o aparecimento dos rendimentos marginais decrescentes faz com que a taxa de crescimento, volte a seu valor correspondente a taxa de longo prazo, dada pelo progresso tecnológico. Por conseguinte, no longo prazo, a melhoria de uma determinada política pública tem efeito apenas no nível do produto per capita, e não sobre a sua taxa de crescimento. Mas dado que este tipo de transição tem tendência, no plano empírico, de longa duração, os efeitos sobre o crescimento das variações nas políticas governamentais persistem durante muito tempo.

Assim, seguindo-se diretamente Barro (2000), Deininger & Squire (1998) e Mbabazi et al. (2001) especifica-se o modelo econométrico a ser estimado. Considera-se na análise o nível inicial do PIB per capita; é um vetor contendo os valores das taxas médias de crescimentos do estado i no período t ; e um conjunto de variáveis institucionais dada do início do período. Então, a formulação inicial a ser testada é dada por:

$$\text{TXCRESC}_{it} = \beta_0 + \beta_1 YP_{oit} + \beta_2 X_{oit} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Vamos considerar que as variáveis em são representadas por um conjunto de variáveis ditas sociais, representadas pela desigualdade de renda e índices de pobreza, além de outras variáveis de importância na literatura como abertura comercial e educação. Diversos estudos empíricos têm mostrado a importância da abertura econômica no crescimento econômico, registrando uma correlação positiva entre várias medidas de abertura econômica e de crescimento, sendo os mais destacados Dollar (1992), Edwards (1998), Frankel e Romer (1999). Por outro lado, Rodriguez e Rodrik (2002), encontraram pouca evidência de que políticas de abertura comercial, compreendidas como menores barreiras tarifárias e não-tarifárias são significativamente associadas com o crescimento econômico. Portanto, podemos observar a importância da inclusão desta

variável em nosso modelo. A variável educação, no entanto, sempre tem se colocado como uma das mais importantes no processo de crescimento econômico, como salienta Lucas (1988).

Deste modo, a equação (2) pode então ser reescrita como segue, desconsiderando os 0's, mas tendo em mente que as variáveis explicativas sempre correspondem ao seus valores iniciais de cada período e em cada estado:

$$\text{TXCRESC}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{YP}_{it} + \beta_2 \text{SOC}_{it} + \beta_3 \text{ABERT}_{it} + \beta_4 \text{H}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde ε é um vetor contendo os valores das taxas médias de crescimentos do estado i no período t ; YP é o PIB per capita do início do período; SOC consiste em uma variável social, que será representada pelos índices de GINI, de pobreza (POB) e de indigência (INDIG); ABERT representa o grau de abertura e H, o nível educacional, observando que todas as variáveis explicativas se referem ao valor inicial dessas variáveis no início de cada período. Ainda com relação à nomenclatura, os β 's são vetores de coeficientes a serem estimados e ε consiste no termo de distúrbio aleatório típico. Para uma melhor descrição das variáveis acima, além da fonte de cada informação, ver Quadro 1.

Inicialmente, restringiu-se a análise somente às variáveis de desigualdade e de pobreza, além do PIB per capita inicial, de forma a captar o efeito direto dessas variáveis sobre o crescimento econômico no Brasil. Assim, considerando as combinações entre as medidas de desigualdade e pobreza, em diferentes regiões, as estimativas a serem realizadas podem ser sintetizadas na seguinte equação:

$$\text{TXCRESC}_{it} = \beta_{1j} + \beta_{2j} \text{YP}_{it} + \beta_{3j} \text{SOC}_{vit} + \varepsilon_{jit}, \quad (4)$$

$$j = 1, \dots, 9 \text{ e } v = 1, \dots, 3.$$

isto é, temos um total de nove equações a serem estimadas, uma para cada combinação de variável social (GINI, POB e INDIG), em três regiões distintas: Brasil; Sul, Sudeste e Centro-Oeste; e Nordeste.

As regressões foram realizadas considerando os diferentes períodos e as diferentes regiões. Em um primeiro momento, estimou-se considerar 3 períodos: 1988-1992, 1993-1997, 1998-2002, realizando-se regressões tanto para o Brasil como um todo (excluindo a Região Norte e o Distri-

to Federal, totalizando 19 estados) como para as regiões Nordeste, Sul/Sudeste e Centro-Oeste, separadamente. A exclusão da Região Norte da amostra se deu em função da precariedade de algumas informações desta região, visto que os dados da PNAD se referem apenas às áreas urbanas, isto é, não é possível a comparação para a região Norte, pois não há dados disponíveis para sua zona rural.

Na análise seguinte, foram considerados 2 períodos de 8 anos: 1987-1994 e 1995-2002. Nessa segunda abordagem, utilizou-se os 19 estados mencionados, incluindo medidas de capital humano e grau de abertura, além de uma variável dummy para a região nordeste. As equações a serem estimadas quando se considera essa especificação são dadas por:

$$TXCRESC_{it} = \beta_{1j} + \beta_{2j}YP_{it} + \beta_{3j}SOC_{vit} + \beta_{4j}ABERT_{it} + \beta_{5j}H_{it} + \delta D_{-NE} + \varepsilon_{jit}, \quad (5)$$

$j = 1, \dots, 9; l = 1, \dots, 3$ e $v = 1, \dots, 3$,

isto é, temos um total de nove equações a serem estimadas, uma para cada combinação de variável social (GINI, POB e INDIG), em três diferentes níveis educacionais: (H1, H2 e H3).

Variando novamente as combinações de medidas de desigualdade e medidas de capital humano, são realizadas mais nove regressões diferentes, uma para cada combinação de variáveis, dado que além de testarmos os índices de Gini, de Pobreza e de Indigência, testou-se também para três diferentes medidas educacionais que são: H1, a razão da população com 4 a 8 anos de estudos sobre população de 0 a 3; H2 a razão da população com mais de 8 anos de estudos sobre população de 0 a 3 e H3, o número médio de anos de estudo para população com 25 anos ou mais.

Deve-se notar que os períodos não são uniformes, utilizando décadas, por exemplo, como na maioria dos trabalhos. Assim, a escolha da duração dos períodos foi feita de modo a se ter o menor intervalo de tempo possível entre cada par de observações. Essa redução do intervalo fez com que aumentássemos o tamanho da amostra e isto facilitou a separação por regiões permitindo, assim, verificar o impacto de cada variável por região. Com a estimação dessas diferentes combinações de variáveis, foi possibilitada a avaliação de quais fatores possuem maior impacto sobre o crescimento econômico, assim como observar se os coeficientes das variáveis que estão sempre nas regressões, como PIB per capita inicial

são robustos, no sentido de possuir o mesmo sinal e não haver grande variabilidade na magnitude desses coeficientes.

Um ponto importante que deve ser mencionado é que se este modelo fosse tratado como um exercício de regressão normal, o coeficiente do produto per capita em nível seria viesado se o nível do produto per capita de equilíbrio não se mantivesse constante. Para resolver este problema, os autores propõem utilizar o valor inicial das variáveis explicativas e o valor médio para um determinado período de tempo da taxa de crescimento do produto per capita (a variável dependente). Assim, como foi mencionado anteriormente, o modelo a ser estimado considerará a taxa média de crescimento do produto per capita dentro do período analisado e o valor do início de cada período acima citado para as variáveis explicativas. Em outras palavras, os valores das variáveis explicativas referem-se ao início de cada período enquanto que o valor da variável dependente refere-se ao valor médio do respectivo período.

O modelo empírico apresentado é estimado utilizando Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). A utilização do método de MQG se deve ao possível problema de heteroscedasticidade e autocorrelação dos distúrbios. Isso foi verificado com os testes de White e Durbin-Watson, respectivamente. A hipótese de homoscedasticidade foi rejeitada em todas as regressões, com o teste de White gerando valores bem superiores aos níveis críticos a 5% de significância. Da mesma forma, não se pôde rejeitar a hipótese de autocorrelação negativa de primeira ordem em nenhuma das regressões realizadas com o teste de Durbin-Watson, sendo altamente significativa em todos os casos.

Seguindo diretamente o modelo econométrico de Barro (2000), elimina-se a possibilidade da ocorrência do problema de endogeneidade, visto que as variáveis explicativas referem-se ao início de cada período, enquanto que a variável dependente refere-se à média do respectivo período. Portanto, o uso das condições iniciais como variáveis explicativas garantem a exogeneidade das mesmas, atendendo a uma das hipóteses do modelo clássico de regressão linear.

Por outro lado, neste caso, quando se modifica a especificação incluindo variáveis instrumentais com o objetivo de eliminar o viés potencialmente causado por problemas de endogeneidade, como proposto por Arellano e Bond (1991) através do método de momentos generalizado (GMM),

isso poderá tornar quase todos os coeficientes não-significativos. Além disso, o que se pretende aqui é investigar correlações condicionais e não simples relações de causalidade entre as variáveis estudadas. Portanto, a aplicação de metodologia para retirar a endogeneidade caso ela exista, torna-se menos importante relativamente aos nossos propósitos.

O modelo econométrico estimado neste trabalho considerou as observações feitas por Barro (2000). Segundo este autor, a forma funcional apropriada para se estimar a equação (1) é com a variável dependente e as variáveis explicativas transformadas aplicando-se logaritmo. Como as variáveis estão em logaritmos, os parâmetros estimados fornecerão diretamente as elasticidades. Então, conforme será observado nas regressões, houve uma redução da amostra em função da existência de algumas observações com valores negativos.

Dados e Análise dos Resultados

Para estimação do modelo proposto, utilizou-se os dados provenientes das PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do IBGE), com exceção das informações sobre abertura, que foram obtidas do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MIDC. Os dados utilizados são anuais para os estados do Brasil, com exceção da Região Norte e Distrito Federal e cobrem o período de 1987 a 2002. Como foi dito anteriormente, a exclusão da Região Norte da amostra se deu em função da precariedade de algumas informações desta região, principalmente das variáveis educacionais. Além desses dados, utilizou-se uma variável dummy, D_NE. Trata-se de uma variável binária para a região Nordeste, assumindo o valor 1 para os estados dessa região e 0 para os demais estados, para que possamos captar se existe um diferencial na relação entre as variáveis desta região com relação às demais.

O Quadro 1 sintetiza a descrição de cada variável utilizada nas estimações, além de apresentar a origem dos dados:

Quadro 1: Descrição e Fonte das Variáveis

Variável	Descrição	Fonte
TXCRESC	Taxa de crescimento médio do PIB per capita em cada período	IPEA/PNAD
YP	PIB per capita real - R\$ de 2000 (mil)	IPEA/PNAD
GINI	Coefficiente de GINI de renda	IPEA/PNAD
POB	Porcentagem de pessoas abaixo da linha de pobreza	IPEA/PNAD
INDIG	Porcentagem de pessoas abaixo da linha de extrema pobreza	IPEA/PNAD
H1	Razão da população com 4 a 8 anos de estudos sobre população de 0 a 3	IPEA/PNAD
H2	Razão da população com mais de 8 anos de estudos sobre população de 0 a 3	IPEA/PNAD
H3	Nº. médio de anos de estudo para população com 25 anos ou mais	IPEA/PNAD
ABERT	Razão entre a soma das exportações e importações e o PIB - $(X+M)/PIB$	MDIC

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 1 abaixo apresenta um resumo das estatísticas das variáveis utilizadas de acordo com a terminologia do Quadro 1:

Tabela 1: Estatísticas Descritivas das Variáveis: 1987-2002

	%Y	YP	GINI	P(O)	INDIG	H1	H2	H3	ABERT
Média	0.009	4.666	0.585	0.452	0.214	1.079	0.745	4.242	105.491
Máximo	0.033	10.941	0.656	0.776	0.582	2.980	2.500	6.680	460.666
Mínimo	-0.046	1.320	0.526	0.154	0.038	0.260	0.170	2.190	2.559
Desvio Padrão	0.015	2.492	0.031	0.193	0.142	0.749	0.547	1.096	90.654
CV	1.506	0.534	0.053	0.427	0.660	0.695	0.735	0.258	0.859

Fonte: Elaboração própria

Como pode ser observado, a taxa de crescimento média do PIB per capita nos dados utilizados é de menos de 1 %. Entretanto, deve-se ver esse valor com ressalva, dado que este é a média das taxas de crescimentos em todos os anos e estados analisados. Pode-se observar também, que o PIB per capita médio do período é de pouco mais de R\$ 4.600, com grande variabilidade entre os estados e os períodos, o que pode ser confirmado pelo elevado coeficiente de variação e a grande amplitude entre o valor mínimo (R\$ 1.320,30) e o máximo (R\$ 10.941,4).

Um outro aspecto a se destacar é o elevado índice de Gini que o Brasil possui (0.58). Este valor está bastante próximo do divulgado pela PNAD para o Brasil em 2005, valor esse que coloca o país como uma das piores distribuições de renda do mundo. Esse fato não é novidade, mas um ponto interessante a se observar é que a desigualdade dentro dos estados não varia muito, o que pode ser atestado pelo baixo coeficiente de variação, no valor de 0.0528, bem inferior aos valores das demais variáveis.

Já o índice de pobreza, medido por $P(0)$ surpreende pelo elevado valor (mais de 45%), ou seja, quase a metade da população do Brasil está abaixo da linha da pobreza. O índice de indigência, calculado aqui como a proporção das pessoas abaixo da metade da linha de pobreza tem também um valor expressivo 21,44%. As colunas seguintes mostram as estatísticas para as diferentes médias de nível educacional. Por se tratarem de diferentes medidas de educação, obviamente possuem valores médios distintos. No entanto, no que se refere à variabilidade, H1 e H2 possuem coeficientes de variação parecidos, enquanto H3 possui um coeficiente muito menor.

Para conclusão da análise descritiva, passemos então para a análise das correlações entre as variáveis utilizadas no presente estudo. A Tabela 2 ilustra essas correlações:

Tabela 2: Matriz de Correlações Simples entre as Variáveis

	TX-CRESC	YP	GINI	POB	INDIG	H1	H2	H3	ABERT
TXCRESC	1								
YP	-0.15	1							
GINI	0.07	-0.57	1						
POB	-0.09	-0.87	0.57	1					
INDIG	-0.03	-0.83	0.56	0.97	1				
H1	0.05	0.86	-0.60	-0.82	-0.77	1			
H2	0.08	0.84	-0.51	-0.77	-0.72	0.89	1		
H3	0.18	0.85	-0.50	-0.90	-0.88	0.86	0.92	1	
ABERT	-0.14	0.43	-0.04	-0.32	-0.30	0.32	0.29	0.31	1
D_NE	-0.12	-0.78	0.49	0.95	0.90	-0.76	-0.68	-0.79	-0.37

Fonte: Elaboração própria

Num primeiro momento, o que se pode observar são as baixas correlações entre a variável dependente (taxa de crescimento do PIB per capita) e as variáveis explicativas. Entretanto, sabe-se que isso não se constitui em um problema, visto que o trabalho busca investigar correlações condicionais e não simples relações de causalidade entre as variáveis estudadas. Deve-se ter em mente também que esses dados, com exceção da taxa de crescimento média, se referem aos valores iniciais das variáveis. Outro ponto que chama atenção são as altas correlações entre o PIB per capita, e as demais variáveis explicativas. Outras correlações que chamam atenção pela magnitude são as que envolvem as variáveis de pobreza e indigência e as variáveis de escolaridade entre si.

Resultados das Estimações

Os resultados das estimações das equações (4) e (5), para os estados brasileiros são apresentados, respectivamente, nas tabelas 3 e 4 a seguir. Iniciou-se a análise considerando a estimativa da equação (4) com três períodos de cinco anos. Esse maior número de períodos nos permite fazer uma análise dividindo a amostra por regiões, na medida em que esses

períodos menores aumentam o tamanho da amostra. Assim, podemos observar o impacto de cada variável em cada região, observando se existem diferenças significativas desses efeitos. Nessas estimativas, desconsiderou-se na análise, inicialmente, as variáveis educacionais e a abertura comercial e, ainda, deu-se ênfase nas variáveis de desigualdade e pobreza. Nas três primeiras equações, considerou-se a amostra de 19 estados mencionada anteriormente (Brasil exceto a Região Norte e Distrito Federal), variando-se apenas as medidas de desigualdade e pobreza. As três equações seguintes restringem-se na amostra às Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, enquanto que as três últimas equações referem-se à Região Nordeste.

Observa-se inicialmente que os coeficientes da variável PIB per capita inicial são, com exceção da região Nordeste, todos negativos e significativos, estando de acordo com a hipótese de convergência. Estes resultados estão de certa forma, próximos aos resultados obtidos na literatura nacional, onde se evidencia uma convergência a respeito dela ocorrer lentamente (Ferreira e Diniz (1995), Ellery e Ferreira (1996) e Ferreira (2000). Azzoni et al. (2000)). No entanto, como observado em Barossi e Azzoni (2003) e Gondin et al (2007), esse processo parece ser mais intenso quando se analisa a questão formando clubes de convergência, situando o Sul, Sudeste e Centro-Oeste, num grupo e o Nordeste em outro. Nesse caso, no entanto, a convergência entre os estados dessa última região, parece não ocorrer.

Tabela 3
Grupo de Intervalos (1988-1992), (1993-1997) e (1998-2002)
por Diferentes Regiões

Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB per capita									
	Brasil			S, SE, CO			NE		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
CONST	-2.58*	-2.85*	-2.95*	-2.7***	-3.81*	-4.54*	-2.48*	-3.68*	-3.73*
	(-5.82)	(-8.72)	(-6.57)	(-2.02)	(-5.30)	(-6.44)	(-5.55)	(-3.62)	(-3.74)
YP	-0.65*	-1.00*	-1.09*	-0.38	-0.98*	-1.14*	0.08	0.19	0.40
	(-3.80)	(-14.4)	(-5.49)	(-1.56)	(-5.99)	(-6.27)	(0.09)	(0.20)	(0.42)
GINI	0.75			1.22			2.75***		
	(0.74)			(0.64)			(1.92)		
POB		-0.47***			-1.2***			0.54***	
		(-1.96)			(-1.86)			(2.10)	
INDIG			-0.36**			-1.10*			0.42**
			(-2.16)			(-3.70)			(2.87)
R2	0.98	0.89	0.93	0.98	0.83	0.92	0.97	0.99	0.99
R2 Ajustado	0.98	0.89	0.92	0.98	0.81	0.92	0.96	0.99	0.99
N	39	39	39	22	22	22	17	17	17
Notas: Testes-t em parêntesis,									
(*) para valores $p \leq 0.01$; (**) para valores $p \leq 0.05$; (***) para valores $p \leq 0.1$.									

Fonte: Elaboração própria.

No que se refere à variável de desigualdade, o índice de Gini só foi significativo na regressão com a Região Nordeste, e ainda, com o sinal positivo contrariando muitos trabalhos anteriores, como Barreto et al.

(2001), Deininger & Squire (1998) e Barro (2000). Entretanto, esses mesmos autores alertam para a possibilidade de ocorrer, em dados em painel, uma relação positiva ou até mesmo ausência de relação significativa. Forbes (2000) afirma que a relação positiva é que seria a correta quando se utiliza dados em painel, que segundo esse autor, é a forma mais adequada de abordar esse problema e se corrigir os problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade (o que foi feito aqui, ao estimarmos por GLS).

Como discutido em Barro (2000), diversos são os mecanismos de transmissão pela qual a desigualdade de renda afeta negativamente o crescimento econômico. Essa relação é investigada analisando-se a relação entre o índice Gini e a taxa de crescimento médio do período em análise. Como havíamos mencionado, utilizou-se períodos de forma que possamos obter a média da taxa de crescimento em cada período, e o valor inicial das variáveis explicativas dentro desse período. Segundo ainda Barro (2000) e Mbabazi et al. (2001), somente utilizando esta metodologia pode-se captar o efeito de variáveis como PIB per capita e Gini sobre o crescimento econômico.

Já as outras medidas, como os de pobreza e de indigência mostraram-se negativas e significativas. Somente são positivas quando se considera a Região Nordeste. Este resultado de certa forma é compatível com a literatura¹ tendo em conta que na região Nordeste, a existência de altos índices de pobreza está associada à baixa produtividade e, conseqüentemente, à baixa renda per capita. Entretanto, nos estados desta região, a incidência de pobreza é maior que na maioria dos outros estados do Brasil que têm renda per capita semelhante.

Na Tabela 4, estão apresentadas as estimativas da equação (5), considerando apenas 2 períodos de 8 anos, para que possamos ter um período maior que se aproxime mais do período de uma década, que é amplamente utilizado nos trabalhos empíricos sobre o tema. Nessas estimativas, considerou-se todas as variáveis descritas na equação (5), além de se considerar todos os 19 estados da amostra. Com a utilização desses períodos mais longos, tem-se a redução da amostra, impossibilitando a análise por regiões. Assim, para se verificar se existe um diferencial na relação entre as variáveis desta região com relação às demais, incluiu-se uma variável dummy regional para o

1 de Barros et al. (2001)

Nordeste, D_NE. São realizadas nove regressões diferentes, uma para cada combinação de variáveis sociais e educacionais.

Mais uma vez, os coeficientes da variável PIB per capita inicial são (inclusive para a região Nordeste) todos negativos e a maioria significativos, estando de acordo com a hipótese de convergência. Estes resultados, mais uma vez, corroboram a maioria dos trabalhos no Brasil, já que sugerem existir, mesmo que de forma lenta, um processo de aproximação da renda per capita entre os estados brasileiros.

Por outro lado, ao contrário das evidências encontradas na Tabela 3, esses resultados apontam uma relação positiva entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico subsequente, o que pode indicar a possibilidade da concentração de renda ajudar no aumento da taxa de poupança da economia e no aumento dos investimentos. Apesar de esses resultados contrariarem algumas evidências encontradas na literatura, como em Barreto et al. (2001), Deininger & Squire (1998), e Barro (2000), esses autores alertam para que é provável que essa relação seja positiva, quando são consideradas na análise economias de baixa renda. Por exemplo, Zou e Li (1998) encontram que a relação negativa entre desigualdade de renda e crescimento desaparece em dados em painel, para uma amostra de 35 países com médias de cinco anos. Por outro lado, Forbes (2000) estimou o crescimento econômico per capita como função da desigualdade inicial, da renda inicial, do capital humano, das distorções de mercado e das variáveis dummies temporais e regionais, a fim de controlar para os efeitos fixos. Assim, como o presente trabalho, os seus resultados sugerem que no curto e no médio prazo, o aumento no nível de desigualdade de renda de um país, tende uma relação significativa e positiva com o crescimento econômico subsequente.

Já os coeficientes das variáveis de nível de pobreza e taxa de indigência, diferentemente dos resultados anteriores, se mostraram positivos e altamente significativos, seguindo a mesma tendência do efeito do índice de Gini sobre as taxas de crescimento econômico. Isto pode indicar novamente a predominância do efeito-poupança sugerido por Barro (2000). Deve-se salientar, no entanto, que quando houve a ampliação do período de análise ocorreu uma mudança no sinal dessa variável para o Brasil e as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, comparativamente aos resultados da Tabela 4, embora mantendo o mesmo sinal para o Nordeste.

Tabela 4
Grupo de 2 Períodos (1987-1994, 1995-2002)
Estados Brasileiros (exceto Norte e DF)

Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB per capita									
Variáveis	Regressões								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
CONST	1.15*	-1.46*	-3.97*	1.92*	1.95*	-3.38*	1.59*	2.28*	-3.07*
	(8.73)	(-5.75)	(-3.52)	(8.06)	(3.61)	(-8.28)	(13.41)	(21.1)	(-6.09)
YP	-1.28*	-0.58**	-0.58***	-0.94*	-0.6	-0.67**	-0.82**	-0.72**	-0.76*
	(-35.34)	(-2.25)	(-1.71)	(-3.18)	(-1.67)	(-2.07)	(-2.70)	(-2.22)	(-4.27)
GINI	4.54*			0.89**			0.28		
	(165.54)			(2.61)			(0.31)		
POB		3.02*			3.07*			2.34*	
		(18.5)			(70.3)			(9.32)	
INDIG			1.51*			1.63*			1.60*
			(8.35)			(9.54)			(7.84)
ABERT	-0.29*	-0.31*	-0.28*	-0.35*	-0.33*	-0.27*	-0.37*	-0.36*	-0.29*
	(-23.14)	(-15.7)	(-7.03)	(-24.7)	(-23.3)	(-26.8)	(-40.1)	(-14.4)	(-15.4)
H1	1.23*	1.71*	1.44*						
	(-14.09)	(-7.67)	(-11.7)						
H2				0.58**	1.32*	1.42*			
				(-2.35)	(-4.99)	(-7.99)			
H3							1.3***	2.58*	3.04*
							(-1.79)	(-6.56)	(-14.9)

D_NE	-0.05	-0.15*	-0.11**	-1.62*	-1.84*	-1.43*	-1.30*	-1.58*	-1.53*
	(-0.54)	(-3.41)	(-2.29)	(-19.7)	(-60.7)	(-22.6)	(-25.7)	(-24.8)	(-16.1)
R2	0.99	0.99	0.99	0.98	0.98	0.98	0.99	0.99	0.99
R2 Ajustado	0.99	0.99	0.99	0.98	0.97	0.98	0.98	0.98	0.99
N	32	32	32	32	32	32	32	32	32
Notas: Testes-t em parêntesis,									
(*) para valores $p \leq 0.01$; (**) para valores $p \leq 0.05$; (***) para valores $p \leq 0.1$.									

Fonte: Elaboração própria.

Quanto à influência da abertura comercial, verificou-se que em todas as regressões, o coeficiente dessa variável foi negativo e significativo. Esse resultado é previsto por Milner et al. (2001), que afirma que o grau de abertura por si só, está relacionado positivamente com o crescimento, mas quando uma variável de desigualdade também está na regressão, a interação entre essas variáveis induz uma relação negativa entre abertura e crescimento econômico. Bourguignon e Morrisson (1990) afirmam que, para regiões em desenvolvimento, o efeito do comércio atua de forma negativa sobre o crescimento e distribuição de renda para países abundantes em terras e recursos naturais, bem como para países com elevado grau de protecionismo.

Com relação às variáveis de escolaridade, que são usadas como proxy para a influência da educação no processo de crescimento, como era de se esperar, seus coeficientes foram todos positivos e significativos. Isso está de acordo com a maior parte da literatura da área, que afirma que maiores níveis educacionais iniciais teriam efeitos positivo sobre o crescimento econômico. Neste caso, conforme ainda a literatura salienta, o investimento em educação é um dos meios capazes de acelerar o crescimento econômico de longo prazo devido às externalidades que geram (Mankiw, Romer e Weil (1992) e Spiegel (1994)). Por fim, a variável dummy para a região Nordeste, incluída na regressão, se mostrou negativa e significativa na maioria dos casos, revelando que existiria um diferencial significativo nas taxas de crescimento na região caso os estados dessa região possuíssem

as mesmas condições das outras regiões. Desta forma, existem características próprias dessa região que provavelmente são obstáculos para o crescimento econômico.

Conclusão

Este trabalho teve como motivação principal verificar se para um país em desenvolvimento como o Brasil, as condições sociais teriam algum efeito em estimular ou inibir o crescimento econômico, conforme a discussão prevaemente na literatura internacional, de que países com elevada desigualdade de renda ou altos índices de pobreza teriam elementos que tanto facilitariam como prejudicariam o crescimento econômico.

Através da análise de dois grupos de intervalos de tempo, constatou-se, para a Região Nordeste, que elevados níveis de pobreza e desigualdade de renda estariam associados a maiores taxas de crescimento subsequentes. Neste caso, o efeito-poupança estaria prevalecendo em relação aos efeitos adversos da desigualdade. Esse mesmo resultado é verificado para o país como um todo, quando se considera a taxa de crescimento num intervalo de 8 anos. No entanto, para intervalos de tempo menores, como os de 5 anos analisados, verificou-se que para o Brasil e regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, os níveis de pobreza e indigência têm efeitos adversos sobre a taxa de crescimento. Neste caso, focalizando o problema do ponto de vista regional, pode-se constatar que em regiões mais ricas do país, o efeito-poupança que estimularia o crescimento é compensado pelos efeitos adversos da pobreza.

Por fim, seguindo os resultados já identificados na literatura nacional, a abertura tem um efeito adverso sobre o crescimento da renda, enquanto que a educação possui um efeito positivo. Há uma tendência de convergência entre os estados brasileiros, apesar desse efeito ocorrer de forma mais acentuada entre os estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Ademais, os estados do Nordeste apresentam uma tendência de crescimento menos acentuada quando comparado aos outros estados das outras regiões do país.

Referências Bibliográficas

AGHION, P. and BOLTON, P. A Theory of Trickle Down Growth and Development, lead article. In the Review of Economic Studies 64(2): 151-172, 1997.

ALESINA, A. and PEROTTI, R. Income Distribution, Political Instability, and Investment: European Economic Review, 40(6): 1203-1228, 1996.

ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive politics and economic growth: The Quarterly Journal of Economics, v. 109, p. 465-489, 1994

BANCO MUNDIAL. Relatório sobre o Desenvolvimento Mundial 2000/2001: - desigualdade e pobreza - [http:// www.worldbank.org/povert/inequal/](http://www.worldbank.org/povert/inequal/), 2000.

Barossi Fº, M.; Azzoni, C. A time series analysis of regional income convergence in Brazil, disponível na Internet no endereço <http://www.nemesis.org.br/azzoni6.htm>, 2003.

BARRETO, F. A. F. D.; NETO, P. M. J.; TEBALDI, E. Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Nordeste Brasileiro. 2001

BARRO, ROBERT. Inequality and Growth in a Panel of Countries. Journal of Economic Growth, 5:5-32 March, 2000.

BOURGUIGNON, F. "The Growth Elasticity of Poverty Reduction; Explaining Heterogeneity Across Countries and Time Periods," in T. Eicher and S. Turnovsky, eds. Inequality and growth. Theory and Policy Implications. Cambridge: The MIT Press, 2003.

BOURGUIGNON, F. and MORRISSON C. Inequality and development-the role of

DEININGER, K., SQUIRE, L. A new data set measuring income inequality. World Bank Economic Review, v. 10, p. 565-591, 1996.

DEININGER, K., SQUIRE, L. News ways of looking at old issues: inequality and growth. Journal of Development Economics, vol. 57, 259-287, 1998.

Dollar, D. Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-85, Economic Development and Cultural Change, pag. 523-544, 1992.dualism. Journal of Development Economics, vol. 57, 233-257, 1998.

Edwards, S. Openness, Productivity and Growth: What Do We Really

Know?, *Economic Journal*, Março, pag. 383-398, 1998.

Ferreira, A. Convergence in Brazil: Recent Trends and Long-Run Prospects, *Applied Economics*, 32, 479-489, 2000.

Ferreira, A.; Diniz, C. Convergência entre as Rendas per capita Estaduais no Brasil, *Revista de Economia Política*, vol. 15, nº 4, (60), 1995.

Ferreira, P.; Ellery Jr., R. Convergência entre a renda per-capita dos estados brasileiros, *Revista de Econometria*, v. 16, nº 1, p. 83-103, 1996.

FORBES, K. J. A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. *The American Economic Review*, v. 90, n. 4, p. 869-887, 2000.

FRANKEL, JEFFREY, and DAVID ROMER. "Does Trade Cause Growth?" *American Economic Review* 89, 1999.

GALOR, O., ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies*, v. 60, p. 35-52, 1993.

Gondin, João Luis, Flavio Ataliba Barreto, José Raimundo Carvalho: Condicionantes de Clubes de Convergência para Estados e Municípios Brasileiros . *Revista Estudos Econômicos*. 2007. Forthcoming

LI, H., ZOU, H. Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. *Review of Development Economics*, v. 2, n. 3, p. 318-334, 1998.

MBABAZI, J.; MORRISSEY, O.; MILNER, C. Are Inequality and Trade Liberalization Influences on Growth and Poverty? Discussion Paper No. 2001/132, Nov. 2001.

PASINETTI L. L. "Rate of Profit and Income Distribution in Relation to the Rate of Economic Growth". *Review of Economic Studies*, 29(4): 267-279, 1962.

PERSSON, T., TABELLINI, G. Is inequality harmful for growth? Theory and evidence. *American Economic Review*, v. 84, n. 3, p. 600-621, 1994.

PIKETTY, T. The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing. *Review of Economic Studies*, 64: 173-189, 1997.

RODRIK, D. Where did All the Growth Go?: External Shocks, Social Conflict and Growth Collapses. NBER Working Paper No. 6350, 1997.

Gondin Luis, Flavio Ataliba Barreto, José Raimundo Carvalho: CONDI-
CIONANTES DOS Clubes de Convergência para Estados e Municípios
Brasileiros . *Revista Estudos Econômicos*. 2007. Forthcoming

KRUGMAN E A NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA: CONVERGÊNCIA DE RENDIMENTO DO TRABALHO PRINCIPAL DOS ESTADOS NORDESTINOS

Túlio Chiarini

Introdução

Comparações regionais estão intrinsecamente enraizadas em uma sociedade em que há décadas vive com disparidades, contudo o debate sobre as desigualdades brasileiras só deu seu *boom* quando os dados do Censo Demográfico/IBGE de 1970 foram sendo comparados aos de 1960; não se pode negar que, entretanto, já havia certa preocupação em estudar a realidade regional, principalmente devido à influência norte-americana, já que nos Estados Unidos em 1958 foi lançada a primeira revista especializada em entender as disparidades regionais a partir de evidências empíricas. A publicação de tal revista acabou por influenciar, em 1968, a criação do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR da Universidade Federal de Minas Gerais, pioneiro em pesquisas voltadas a essa área e cujos passos foram logo seguidos pela Universidade de São Paulo. (SCHWARTZMAN, 1977).

Assim como em toda área das ciências econômicas, há uma divisão em se discutir o desenvolvimento e a realidade regional. Grosso modo, parte dos economistas acredita em leis de mercado, na convergência entre as economias e na diminuição entre o hiato de pobreza e riqueza. Para estes economistas não existem diferenças estruturais na economia que possam justificar a intervenção do estado para melhorá-la, já que esta tende ao

steady state, cuja modelagem é calcada em fundamentos microeconômicos, a partir de um enfoque mecanicista e equilibrista.

Do outro lado argumenta-se exatamente o oposto: caso as forças econômicas ajam livremente, o mercado é a pior instituição para alocar os recursos. Não há, pois, convergência, ao contrário, há um aumento do *gap* das disparidades regionais, se não houver uma instituição extramercado, no caso o Estado, que possa gerar algum tipo de intervenção para melhorar o desenvolvimento. Seguindo essa tradição MYRDAL (1957) desenvolveu sua teoria sobre a causação circular, refutando a hipótese de equilíbrio estável, tão defendida pelos neoclássicos, ao afirmar que a causação circular é um “processo acumulativo, (...) não controlado [e] promoverá desigualdades crescentes”. (MYRDAL, 1957, p. 27). É um círculo-vicioso devido ao conflito dualista, há, portanto, uma tendência à concentração de renda nas mãos dos indivíduos empenhados com o setor mais dinâmico da economia. A disparidade das rendas cria obstáculos para a aquisição de inovação tecnológica nos setores arcaicos, agravando ainda mais o desequilíbrio, formando uma verdadeira ‘bola de neve morro a baixo’.

KALDOR (1961) fundamenta-se em MYRDAL e desenvolve seu próprio modelo de crescimento. Já KRUGMAN (1990) é o primeiro autor ortodoxo de renome a afirmar que os mecanismos de mercado podem não levar a convergência das regiões, para tanto, concilia hipóteses tradicionais de concorrência monopolística e demonstra como é possível que haja divergência. Ao evidenciar preocupação com a análise regional, levando para o *mainstream* conceitos “geográficos”, Krugman inaugura a chamada Nova Geografia Econômica, a partir de um modelo dualista que servirá de ponto de partida para esse artigo. O objetivo, portanto, desse *paper* é contribuir de certa forma para essa “nova” linha de pesquisa ao apresentar um modelo empírico baseado no trabalho de Marques (2001) a qual pretende testar diretamente o modelo de KRUGMAN (1990) propondo uma aplicação às regiões européias. O modelo que será apresentado na seção 3.1 tenta comprovar se há convergência dos rendimentos dos estados nordestinos. A verificação se há convergência/divergência a partir do modelo de KRUGMAN (1990) é algo que não foi feito de forma séria para a região em análise, embora modelos de convergência a partir de modelos de crescimento econômico, fundamentados em Solow, Barro e Sala-i-Martin, já estejam espalhados por toda parte.

Este artigo está dividido em mais três seções além dessa breve introdução. A seção seguinte apresenta o modelo teórico proposto por KRUGMAN (1990) e uma exposição dos principais fundamentos da Nova Geografia Econômica e suas limitações, uma versão mais formalizada do modelo está proposta no apêndice A. O modelo empírico proposto e os dados são apresentados na seção seguinte, levando em consideração a metodologia utilizada que está no apêndice B no final deste artigo. Finalmente o artigo termina com a análise dos resultados obtidos e uma nota conclusiva.

Krugman e a nova geografia econômica

Mexendo no baú do Pensamento Econômico, depara-se com alguns estudiosos que se preocuparam com questões referentes à localização, como Johann Von Thünen, em 1826, Alfred Weber, em 1929 e finalmente August Lösch, em 1943, o qual, a partir de sua obra *The Economics of Location*, influenciou o nascimento de duas disciplinas, que embora tendo a mesma base comum, tornaram-se diversas: ciência regional e geografia econômica. Assim como afirmam MARTIM e SUNLEY (1996), MARTIM (1999) e OTTAVIANO e THISSE (2004), a ciência regional fundamentou-se em teorias abstratas e ‘matematizadas’ calcadas em equilíbrio econômico. Já a geografia econômica orientou-se para noções empíricas, abrindo mão da teoria de localização orientada pela teoria neoclássica, incorporando outros ramos da economia: modelos keynesianos, teoria da causalção circular de myrdaliana e noções de acumulação desigual marxista.

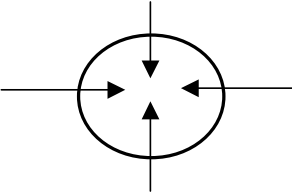
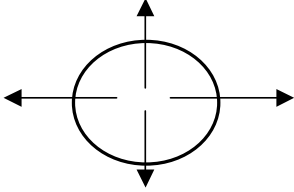
O modelo proposto por KRUGMAN (1990), inaugurando a Nova Geografia Econômica¹, tem por objetivo máximo mostrar a aplicação

1 Krugman (1990) não foi muito feliz ao ‘batizar’ o que desenvolveu como Nova Geografia Econômica. Martin (1999) afirma que “a Nova Geografia Econômica representa um caso de identidade equivocada: não é nova, e não é certamente geografia” (MARTIN, 1999, p. 67), afinal ela é apenas um rearranjo das teorias de alocação e da ciência regional, combinada aos *insights* da teoria moderna de comércio e crescimento. Ottaviano e Thisse (2004) tentaram encontrar elementos teóricos em diversos outros estudos para mostrar que a Nova Geografia Econômica não apresenta de fato nada de novo, sua grande contribuição foi juntar trabalhos de geógrafos econômicos, teóricos de localização e cientistas regionais a uma nova roupagem da teoria do *mainstream*, supondo um ambiente econômico mais realista do que o proposto pelos neoclássicos, ou seja, a partir de modelos de concorrência imperfeita, utilizando o conceito de equilíbrio geral (OTTAVIANO, THISSE, 2004). Para Krugman (1998) a Nova Geografia Econômica é uma inovação, já que para ele a diferença ‘filosófica’

de modelos e técnicas provenientes de teorias de organização industrial que permitam uma reconsideração da geografia econômica, respondendo a pergunta de por que algumas indústrias se concentram em poucas regiões, deixando outras relativamente não-desenvolvidas. Para KRUGMAN (1990,1998) as atividades são concentradas geograficamente, pois há uma guerra de forças que tendem a concentração *versus* outras que tendem a desconcentração, são essas últimas chamadas de força centrípeta e as primeiras de forças centrífugas. As forças centrípeta são as mesmas fontes de economias externas marshallianas: efeitos do tamanho do mercado (encadeamento e desencadeamento); densidade do mercado de trabalho (um mercado de trabalho denso implica que é fácil para os trabalhadores qualificados encontrarem trabalho e para os empregadores é fácil encontrar trabalho disponível); e economias externas puras (ou seja, uma concentração econômica cria mais ou menos economias externas puras *via spillovers*). Já as forças centrífugas são: imobilidade dos fatores de produção (terras, por exemplo); alugueis de terras; e deseconomias externas puras (como, por exemplo, congestionamento).

entre a Nova Geografia Econômica e a teoria de localização que a precedeu é que “a nova literatura insiste em modelos que são de *equilíbrio geral*, e na qual a estrutura espacial emerge de processos de *mão invisível*” (KRUGMAN, 1998, p. 09, grifos do autor), além disso, ele sugere que acidentes históricos podem dar forma a geografia econômica e que mudanças em certos parâmetros podem produzir mudanças descontínuas na estrutura espacial, a partir de processos envolvendo a causalção circular myrdaliana e efeitos persistentes de acidentes históricos via *path dependence*. Martim (1999) é extremamente crítico sobre a suposta preocupação de Krugman com assuntos ligados a argumentos históricos e ao *path dependence*. “(...) o foco em modelagem matemática resulta em má representação séria dos processos que são julgados importantes pelos novos ‘economistas geográficos’. (...) a ‘história’ referida [por Krugman] não é história real (...) [,] a noção de tempo empregada é de tempo lógico abstrato ou simulação. Da mesma maneira que ‘path dependence’ é simplesmente uma simulação ou solução na qual o grau e o padrão regional de ‘path dependence’ é determinado somente pelas condições e parâmetros iniciais especificados do modelo de localização, ao invés de um processo sócio-histórico real, complexo e localmente embebido da evolução tecnológica, institucional e social” (MARTIN, 1999, p. 75-76, grifos do autor, tradução nossa). “É precisamente o *embeddedness* social, institucional, cultural e político de economias locais e regionais que tem um papel chave em determinar as possibilidades ou as restrições do desenvolvimento.” (MARTIN, 1999, p. 75, tradução nossa).

TABELA 1
Forças que afetam a concentração geográfica

Forças Centrípetas	Forças Centrífugas
efeitos do tamanho do mercado (<i>linkage</i>) viscosidade do mercado de trabalho economias externas puras	imobilidade dos fatores aluguel de terras deseconomias externas puras
	

Fonte: baseado em Krugman, 1998, p. 08

O modelo², de forma genérica, é posto nos seguintes termos: à medida que a sociedade vai se tornando mais rica, seu consumo passa a se dar por bens e serviços, assim, com economias de escalas e com a diminuição dos custos de transporte a partir do desenvolvimento de estradas, ferrovias, a região com a população não-agrícola relativamente maior servirá como atrativo para produzir bens não-agrícolas devido à disponibilidade de bens e serviços de serem produzidos nesse local, assim, isso atrairá ainda mais população em busca de maiores salários e o processo se auto-alimenta até que toda população não-agrícola se concentre nessa região. O trabalho agrícola é assumido imóvel, já os trabalhadores no setor não-agrícola podem mover de uma região pra outra sem dificuldade.

Mudanças nos parâmetros, segundo KRUGMAN (1990) podem ter efeitos importantes no processo de (des) concentração geográfica. Assim, quanto mais o arranjo econômico se aproximar de concorrência perfeita, menores são as economias de escala e menores os incentivos de haver concentração; contudo, quanto menores forem os custos de transporte, menor será o incentivo de as firmas se desconcentrarem. De acordo com o efeito de dimensão de mercado é vantajoso para empresas

² Ver o apêndice A para uma versão formal proposta por Krugman (1990).

estarem próximas dos consumidores, já que se beneficiam dos ganhos de escala e minimizam os custos de transporte. A percentagem do emprego industrial também é um fator importante no modelo, já que se todos os trabalhadores estiverem na região agrícola, os bens industrializados que consomem devem ser importados, assim, quanto maior o padrão de consumo de bens industrializados, menor o incentivo para que os trabalhadores se desloquem para a região menos industrializada. A partir dessa análise vê-se que haverá convergência, segundo MARQUES (2001) se a razão entre os salários reais dos trabalhadores de ambas as regiões variar inversamente com a percentagem de trabalhadores empregados no setor industrial. Caso contrário, se a razão dos salários reais variar no mesmo sentido da percentagem de trabalhadores empregados no setor industrial, há divergência, já que a busca por maiores salários se auto-sustentam.

MARTIN (1999) é um dos menos simpatizantes ao que Krugman vem desenvolvendo, entretanto, ele reconhece seu esforço bem sucedido em (re) apresentar aos economistas, os do *mainstream*, a importância de assuntos ligados a geografia para entender as transformações econômicas, relacionadas à sua aglomeração espacial e suas dinâmicas de convergência regional, mesmo embora falhe em considerar a importância institucional, social e cultural local em dar forma a geografia do desenvolvimento local. (RUGGIERO, 2005).

Convergencia de renda dos estados nordestinos

A questão das disparidades regionais está tão presente no Brasil dos últimos anos como jamais esteve, contudo, ao se tentar encontrar soluções para a região NE, muitos incorrem em afirmar que a mesma participará naturalmente do processo de desenvolvimento que as regiões centro-sul têm experimentando³.

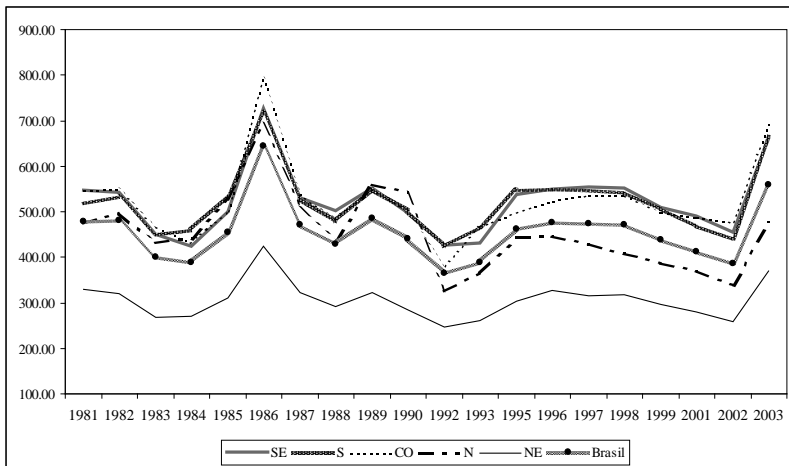
3 Por essa razão, assim como afirma Chiarini (2006) deve-se ter em mente que o (sub) desenvolvimento é um processo histórico e não aistórico, ou seja, é possível datá-lo e encontrar elementos para entendê-lo, aliás, não é uma fase pela qual todos países (ou regiões), por via de regra, devem passar para alcançar o *status* de desenvolvimento. Cada nação, cada povo, cada região apresenta sua evolução diferente, não se pode, portanto, tentar achar padrões que possam servir como regras básicas ou guias para explicar ambos o desenvolvimento e o subdesenvolvimento. É um mito acreditar que o “desenvolvimento econômico, tal qual vem sendo praticado pelos países que lideraram a revolução industrial, pode ser universalizado” (FURTADO, 1974, p.16); e o pior, como se pode admitir que a partir da observação histórica das economias contemporâneas avançadas servirá como um modelo para que outros países possam segui-lo? (FURTADO, 1974, 1983).

Comparando as remunerações do trabalho principal de todos os trabalhadores a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio⁴ (PNAD), pode-se verificar que em toda a série, a média de rendimentos do trabalho principal dos estados nordestinos sempre esteve abaixo das outras regiões brasileiras e sempre esteve abaixo até mesmo da média nacional. Isso pode ser corroborado a partir do GRAF. 1.

Analisando somente os estados nordestinos, pode-se verificar que há uma grande discrepância das rendas, ou seja, estados como Bahia e Pernambuco estão, em média, bem acima de outros estados nordestinos, como Piauí e Maranhão, os quais apresentam a menor média do rendimento do trabalho principal em toda a série histórica. Tomando, por exemplo, o ano de 1986, ano de maior rendimento médio do trabalho principal para a Bahia (R\$ 524,41, valores de 2002) se comparado com os demais anos. Nesse ano, os rendimentos médios do trabalho principal dos piauienses e dos maranhenses representavam aproximadamente 54% do rendimento baiano. Mesmo havendo essa discrepância intra-regional, os estados nordestinos parecem, como pode ser vistos pelos GRAF. 2 e GRAF. 3 estar convergindo para uma renda média, diminuindo o hiato entre as desigualdades de rendimento.

⁴ A metodologia utilizada para o cálculo da renda do trabalho principal a partir das PNADs está no anexo no final desse artigo.

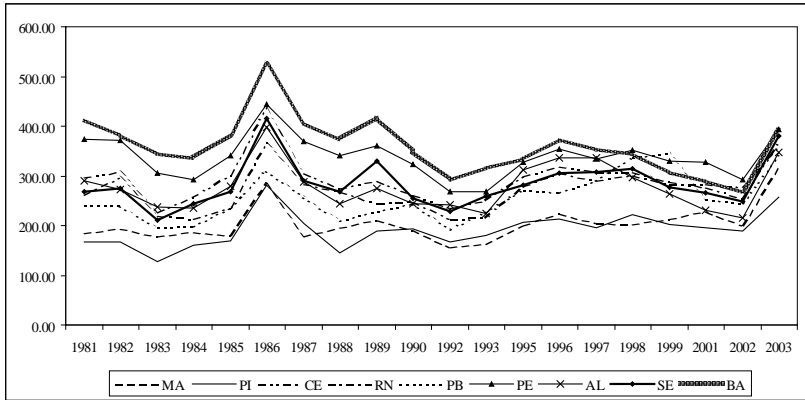
GRÁFICO 1 - Renda média em R\$ de 2002 do trabalho principal para Brasil e regiões geográficas brasileiras, 1981-1989/1991-1993/1995-1999/2001-2003



Fonte: Tabela própria a partir dos microdados das PNAD/IBGE, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.

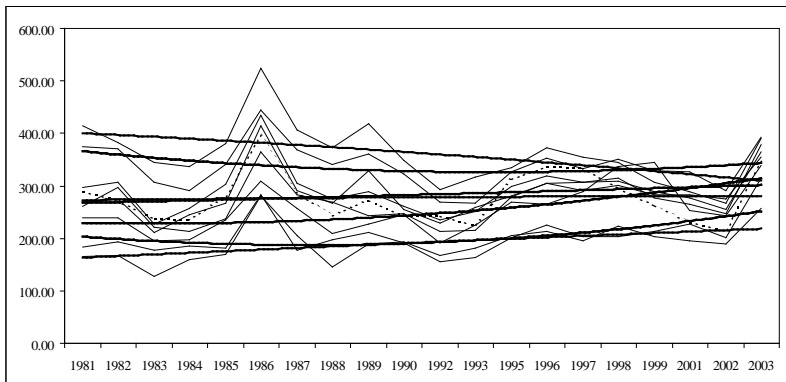
Essa seção não tem por objetivo fazer um apanhado das discussões sobre desigualdade entre os estados nordestinos, mesmo sabendo que tal tema é de tamanha relevância para se aplicar políticas públicas para a região, contudo, o objetivo é encontrar indícios se nos últimos anos a renda do trabalho principal dos trabalhadores nordestinos tem de certa forma convergido para a média do estado nordestino de maior renda média do trabalho principal.

GRÁFICO 2 - Renda média em R\$ de 2002 do trabalho principal para Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia, 1981-1989/1991-1993/1995- 1999/2001-2003



Fonte: Tabela própria a partir dos microdados das PNAD/IBGE, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.

GRÁFICO 3 – Tendência de convergência das rendas médias em R\$ de 2002 do trabalho principal para Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia, 1981-1989/1991-1993/1995- 1999/2001-2003

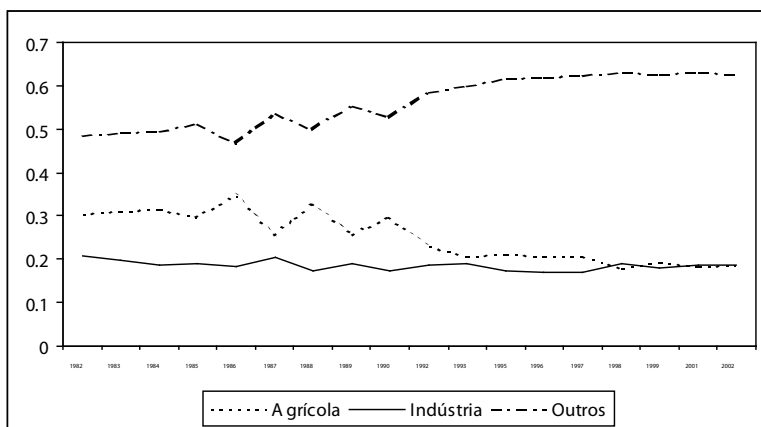


Fonte: Tabela própria a partir dos microdados das PNAD/IBGE, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.

0 Modelo

Utilizou-se o modelo proposto por KRUGMAN (1990) seguindo as sugestões empíricas de MARQUES (2001), empregando-se uma análise econométrica a partir de um agrupamento de cortes transversais ao longo do tempo (*pooled cross-section*), ao contrário de MARQUES (2001), que faz uma análise a partir do método de dados em painel⁵.

GRÁFICO 4 – Porcentagem de trabalhadores por ramo de atividade do trabalho principal, região nordeste 1982-1989/1991-1993/1995-1999/2002



Fonte: Tabela própria a partir dos microdados das PNAD/IBGE, 1982-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2002.
 Nota: Indústria corresponde aos seguintes ramos de atividade: indústria de transformação, indústria de construção e outras atividades industriais. 'Outros' corresponde aos seguintes ramos de atividade: comércio de mercadorias, prestação de serviços, transporte e comunicação, social, administração pública e outra.

Uma razão para se utilizar agrupamentos de cortes transversais é que este mecanismo aumenta significativamente o tamanho da amostra (WOOLDRIDGE, 2005), o que foi importante já que se optou por trabalhar com a série histórica da PNAD a qual não é tão longa e possivelmente haveria problemas devido aos poucos graus de liberdade. Agrupando amostras

⁵ Sabemos das limitações dessa análise e também estamos conscientes de que uma análise em painel também seria interessante, contudo, devido ao escopo desse artigo optamos pela análise apresentada.

aleatórias extraídas da mesma população, mas em períodos de tempo diversos, é possível conseguir estimadores mais precisos e estatísticas de testes mais poderosas, como afirma WOOLDRIDGE (2005).

O modelo é bem simples e segue a seguinte reta de regressão:

$$W_{it} = \alpha + \beta_1 (EI)_t + \beta_2 (TI)_t + \mu_t$$

W_{BA_t}

onde w_{BA_t} é o salário da região líder (Bahia), EI é a porcentagem da população empregue na indústria, TI é a taxa de inflação (nacional)⁶. MARQUES (2001) adiciona a reta de regressão outras variáveis⁷ que julga ser importantes, contudo devido à falta de observações para os estados nordestinos, optou-se em manter um modelo simples para que se possa verificar algumas questões propostas pela Nova Geografia Econômica.

O modelo proposto por KRUGMAN (1990) apresenta duas regiões, no entanto, tanto no modelo empírico proposto por MARQUES (2001) quanto o modelo apresentado nesse artigo há n regiões, portanto, diferentemente de KRUGMAN (1990) que define a razão dos salários entre a região 1 sobre a região 2 (líder), nesse modelo tem-se que a razão salarial é dada pela relação entre a região i no momento t sobre o salário da região líder, também no momento t , considerando a região líder como aquela que apresenta o maior índice salarial, como sugere MARQUES (2001). Historicamente a maior renda do trabalho principal do nordeste foi da Bahia, por isso essa é tratada como região líder.

A utilização da porcentagem de trabalhadores ocupados empregados no setor industrial⁸ e sua relação com a razão salarial decorrem diretamente do modelo de KRUGMAN (1990): Um coeficiente β_1 negativo significa que uma maior porcentagem de trabalho industrial conduz a um menor rácio salarial, logo há divergência das remunerações. Neste caso, o efeito

6 Sabemos das limitações em se utilizar a inflação nacional para esse modelo; o ideal seria utilizar inflação em nível estadual, contudo para toda a série histórica que desejamos não é disponível.

7 Marques (2001) acrescenta a taxa regional de desemprego, a produtividade regional do trabalho industrial (PIB regional sobre o número de trabalhadores industriais) e uma *dummy* para ciclos econômicos.

8 A porcentagem de trabalhadores ocupados empregados no setor industrial foi feito agrupando-se os trabalhadores dos seguintes ramos de atividade: indústria de transformação, a indústria de construção e outras atividades industriais.

de concorrência superioriza-se aos efeitos de dimensão do mercado e de índice de preços, levando o rácio de salários a variar negativamente com a percentagem de mão-de-obra industrial. Se pelo contrário, o coeficiente β_1 for positivo, obteremos convergência das remunerações. (MARQUES, 2001, p.10).

A utilização da inflação também decorre de Krugman (1990), já que o que interessa aos trabalhadores são os diferenciais de salários reais e não os nominais.

Resultados do modelo

Estimando a reta de regressão (1) proposta na subsecção anterior, chegou-se aos seguintes coeficientes estimados, apresentados na TAB.2. Pode-se verificar que para a série de dados apresentado, há uma correlação estatística positiva entre o percentual da população ocupada no ramo de atividade industrial e a razão das rendas, ou seja, a cada aumento de uma unidade no percentual dos trabalhadores no setor industrial, há um aumento de 2,39 unidades da razão de renda. As variáveis explicativas respondem por mais de 49% da variação da razão das rendas no período analisado, o restante não foi captado pelo modelo, o que quer dizer que 51% da razão das rendas é afetada por outros fatores que não os apresentados. Embora o coeficiente estimado da inflação seja estatisticamente significativo ao nível de 5%, ela praticamente em nada interfere no rácio de rendimento, pois é praticamente nula.

TABELA 2

Coefficientes estimados⁹ a partir da correlação entre a razão dos rendimentos médios do trabalho principal do estados nordestinos sobre os rendimentos médios do trabalho principal da Bahia, a porcentagem da população ocupada no ramo de atividade industrial e a taxa de inflação, 1982-1989/1991-1993/1995- 1999/2002

Variáveis	Coefficiente	Desvio-padrão	p-valor
% da pop. ocupada no ramo de atividade industrial	2.398795 *	0.206969	0.0000
Taxa de inflação	-0.0000593 *	0.0000234	0.0125
Intercepto	0.178183 *	0.021155	0.0000
R^2	0.499739	DW	1.671126

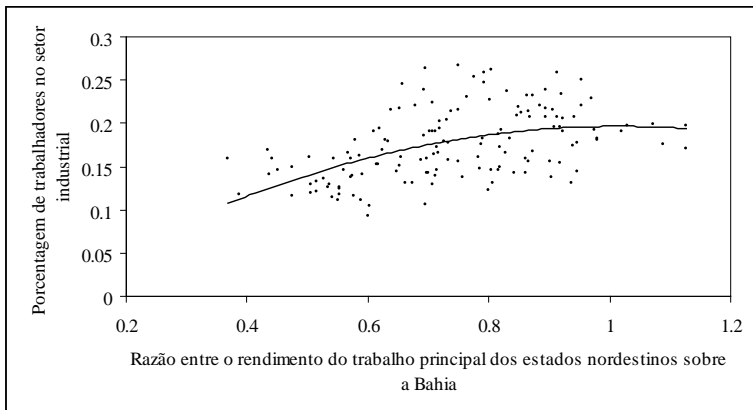
Fonte: Construção por conta-própria a partir dos microdados das PNAD/IBGE, 1982-1990/1992- 1993/1995-1999/2001-2002 e IBGE/SNIPI (IPEADATA)

Nota: (*) significa que os coeficientes são estatisticamente significantes ao nível de 5%. A Taxa de inflação é calculada a partir do índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA).

Mais importante do que os valores dos coeficientes estimados para a modelagem proposta nesse artigo é verificar o sinal de fato de cada coeficiente estimado. O coeficiente estimado β_1 apresentou sinal positivo, o que quer dizer que há uma tendência a convergência das remunerações do trabalho principal entre os estados nordestinos. Tomando por exemplo o ano de 1981, a renda do trabalho principal dos piauienses era somente 40% da renda do trabalho principal dos baianos, em 2003 esse valor passou para 60%, corroborando a tendência de convergência a partir do modelo de KRUGMAN (1990).

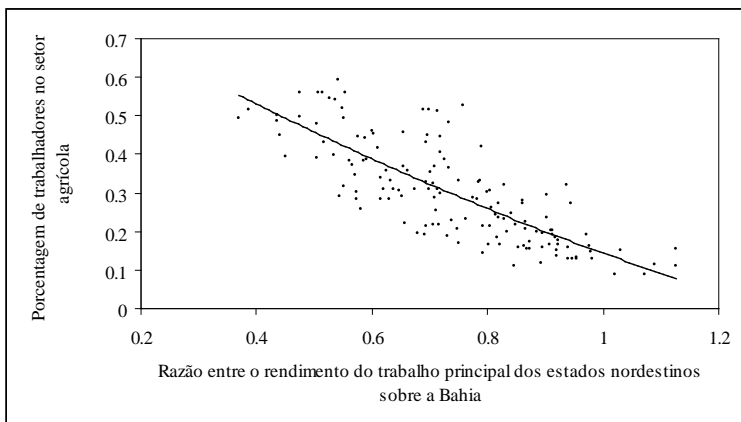
9 Os coeficientes estimados apresentam rigor estatístico. O modelo apresentou problema de heterocedasticidade, por isso foi corrigido para que se evitasse estimadores dos parâmetros ineficientes e para que os testes de hipótese fossem feitos sem problemas, depois da correção das variâncias estimadas. A verificação desse problema se deu a partir do teste de White. O modelo não teve problema de multicolinearidade, mas apresentou problema de autocorrelação dos resíduos. A verificação da presença de autocorrelação foi possível a partir do teste Durbin-Watson, comparando-se o valor estimado da estatística DW com o valor de tabela. O modelo sem a correção da autocorrelação teve um DW calculado de 0,731150, ficando na área de autocorrelação positiva. Para a correção, primeiramente incluímos no modelo a variável de tendência. Mesmo levando em conta a variável de tendência, o valor DW ainda manteve-se muito baixo, sugerindo que a equação apresenta autocorrelação pura e não necessariamente um erro de especificação. A correção a partir do método de mínimos quadrados generalizados.

GRÁFICO 5 – Correlação entre a razão dos rendimentos médios do trabalho principal dos estados nordestinos sobre a média dos rendimentos do trabalho principal da Bahia e a porcentagem da população ocupada no setor industrial, 1982-1989/1991-1993/1995-1999/2002



Fonte: Tabela própria a partir dos microdados das PNAD/IBGE, 1982-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2002.

GRÁFICO 6 – Correlação entre a razão dos rendimentos médios do trabalho principal dos estados nordestinos sobre a média dos rendimentos do trabalho principal da Bahia e a porcentagem da população ocupada no setor agrícola, 1982-1989/1991-1993/1995-1999/2002



Fonte: Tabela própria a partir dos microdados das PNAD/IBGE, 1982-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2002.

Comentários finais

O modelo de KRUGMAN (1990) afirma que, em linhas gerais, uma região com a população industrial relativamente maior que outra servirá de atrativo para produzir bens industriais devido à disponibilidade de bens e serviços de serem produzidos nesse local, assim, isso atrairá ainda mais população em busca de maiores salários e o processo se auto-alimenta até que toda população não-agrícola se concentre nessa região, gerando uma divergência de rendimentos entre as regiões. O que determina inicialmente o sucesso de uma região são suas dotações iniciais, acidentes históricos e geográficos. Esse artigo teve como objetivo aplicar esse modelo aos estados do nordeste brasileiro e verificou, seguindo a análise empírica proposta por MARQUES (2001), haver uma tendência à convergência.

Mesmo existindo uma tendência à convergência dos rendimentos nos estados nordestinos, não se pode tomar essa como uma boa notícia *stricto sensu*. A tendência de diminuição das desigualdades de rendimento do trabalho principal é de fato algo benéfico para que se consiga atingir um bem-estar social melhor. Contudo, não se pode deixar de mencionar que a análise somente de um aspecto das desigualdades é algo simplista. Outras variáveis devem ser analisadas em trabalhos futuros para que se possa realmente verificar a tendência, em última instância, da convergência, não somente da renda, mas de todo o bem-estar social. Por isso, não se pode fechar os olhos para as outras dimensões das desigualdades, como a falta das capacitações, que acabam por inibir o desenvolvimento. Quanto mais os conjuntos de capacitações forem expandidos, maior será o grau de desenvolvimento. O rendimento é apenas um desses fatores. (SEN 1992, 2000).

Além do mais, verificar que as rendas do trabalho principal estão se convergindo pode mascarar outras desigualdades, como as desigualdades de renda domiciliar e o fluxo de rendimento proveniente de transferências, especialmente nos extratos mais pobres que apresentam esse como um dos fatores mais importantes para manutenção de suas vidas.

Outra questão que chama aos olhos é que, mesmo havendo convergência de renda do trabalho principal para um certo nível de renda, este está muito aquém do nível nacional. Vale lembrar que a renda do trabalho principal para a região nordeste é a menor de todas as regiões brasileiras e mesmo

menor que a média brasileira. Muitos casos são graves se comparando com outros estados da confederação, que não os nordestinos.

Claro que o modelo aqui apresentado é muito simplista e não pretende preencher a lacuna existente em pesquisas regionais e de desigualdade. O modelo de KRUGMAN (1990) é limitado. Sabemos de suas limitações e concordamos com muitas das críticas propostas por MARTIM (1999), contudo, ele apresenta *insights* interessantes.

Referências bibliográficas

CHIARINI, Túlio. Coeficiente de Williamson e as disparidades regionais de rendimento e educação no Brasil. ANAIS XI Encontro Regional de Economia do Nordeste, Fortaleza, 2006.

CORSEUIL, Carlos Henrique; FOGUEL, Miguel N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. p. 1-8. (Textos para Discussão, 897).

FURTADO, Celso. Teoria e política do desenvolvimento econômico. 5. ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 1983.

_____. O mito do desenvolvimento econômico. 2. ed. Rio de Janeiro: Paz e Terra. 1974.

HADDAD, Eduardo; HEWINGS, Geoffrey. Regional Inequality and Structural Changes in the Brazilian Economy. Champaign-Urbana: Regional Economics Applications Laboratory, Discussion Paper REAL 97-T-4, 1997.

HOFFMANN, R. J. C. Desigualdades entre os estados na distribuição da renda no Brasil. Economia Aplicada, São Paulo, p. 281-296, abr./jun., 1997.

KRUGMAN, Paul. Increasing returns and economic geography. National Bureau of Economic Research, working paper 3275, Cambridge, 1990.

_____. What's about the new economic geography? Oxford Review of Economic Policy, vol.12 n.2, 1998.

MARTIN, Ron. The new 'geographical turn' in economics: some critical reflections. Cambridge Journal of Economics, 23, 65-91. 1999.

_____; SUNLEY, Peter. Paul Krugman's geographical economics and its implications for regional development. Economic Geography, v72, n03, p259(34), 1996.

MARQUES, Helena. A nova geografia economica na perspectiva de Krugman: uma aplicação às regiões européias. Centro de Estudos da União Européia, working paper n 07. Universidade de Coimbra, Faculdade de Economia, 2001.

MYRDAL, G. Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas. Rio de Janeiro: ISEB, 1960.

OTTAVIANO, Gianmarco; PUGA, Diego. Agglomeration in the global economy: a survey of the 'new economic geography'. Centre for Economic Policy Research. Working paper 1699, 1997.

_____; THISSE, Jacques-François. New economic geography: what about the N? Center for operations research and econometrics. Discussion paper 2004/65, 2004.

PESQUISA por Amostra de domicílio – PNAD. Rio de Janeiro: IBGE, 1981-1990/1992,1993/ 1995-1999/2001-2003.

RUGGIERO, Alessia. Paul Krugman and the NEG: na assessment in the light of the dynamics of a 'real world' local system of firms. 45th Congress of the European Regional Science Association, 2005.

SEN, AMARTYA. Inequality re-examined. Oxford: OUP. 1992.

_____. Desenvolvimento como liberdade. Companhia das Letras, 2000.

SCHWARTZMAN, Jacques (Org.) Economia Regional: textos escolhidos. Belo Horizonte, Cedeplar: Editora UFMG. p. 117-143, 1977.

STILLER, Silvia. EU regional policy in the light of the new economic geography. Research Department of European Integration, 2000.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introdução à econometria: uma abordagem moderna. Thomson Learning. 2005

ANEXO A – MODELAGEM MATEMÁTICA

Formalmente falando o modelo proposto por Krugman (1990) é estruturado da seguinte forma: a função de utilidade dos consumidores é baseada no trabalho de Dixit e Stiglitz (1977), os consumidores têm preferências por variedade, preferindo sempre uma unidade adicional do produto que já é consumido.

$$U = C_M^\mu C_A^{1-\mu} \quad (1)$$

onde μ é a parcela dos rendimentos gasta em bens industriais, C_A é consumo do bem agrícola e C_M é o consumo de um agregado de manu-

faturas dado por:
$$C_M = \left(\sum_{i=1}^N c_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$
, onde N é o número de produtos e σ é a elasticidade de substituição entre bens manufaturados ($\sigma > 1$).

Uma simplificação do modelo é que há apenas um único fator de produção na economia, o trabalho¹⁰. Esse é dividido em dois tipos: trabalhadores que produzem bens manufaturados (L_M) e trabalhadores que produzem bens agrícolas (L_A), os primeiros possuem livre mobilidade enquanto os últimos não. A oferta de trabalho é dada exogenamente e a quantidade de trabalhadores é igual a μ , ou seja, $L_M + L_A = \mu$. Como afirma Krugman (1990), há economias de escala, ou seja, a produção de uma unidade a mais do bem manufaturado i envolve custos fixos e custos marginais constantes.

$$\mu_i = \alpha + \beta x_i \quad (2)$$

onde μ_i é o trabalho utilizado na produção de i e x é o produto do i -ésimo bem, α representa os custos fixos e β , o inverso da produtividade, é o custo marginal fixo. A geografia entra no modelo na forma de duas regiões, 1 e 2.

Um dos parâmetros fundamentais do modelo é o custo dos transportes. Para modelá-lo Krugman (1990) utiliza-se do conceito de *iceberg* proposta por Samuelson (1954), que quer dizer que a fração de qualquer bem transportado simplesmente “derrete” pelo caminho, ou seja, dados os custos de transporte (τ) para os bens do setor industrial, somente $1-\tau$ unidades desse bem transportado entre as regiões chega ao destino¹¹. Assim, devido aos custos de transporte, os produtos importados são mais caros que os produzidos localmente.

O nível de preços (p) para o modelo de Krugman é dado por um *mark-up* dos custos, constituídos pelos salários (w): $p_i = \frac{\sigma}{\sigma-1} \beta w_i$, como

10 Essa é uma falha do modelo, como aponta Marques (2001), Ruggiero (2005) e outros, já que não considera o capital como fator de produção, apenas o trabalho.

11 Nas palavras de Krugman (1998) tem-se que: “in the new geography models, melting is usually assumed to take place at a Constant rate per distance covered – e.g. 1 per cent of the cargo melts away per mile” (KRUGMAN, 1998, p.11).

os lucros devem ser zero, já que não há barreiras há entrada no setor industrial, tem-se que:

$$p_i x_i = \mu_i w_i$$

$$p_i x_i = (\alpha + \beta x_i) w_i$$

$$x_i = \frac{\alpha(\alpha - 1)}{\beta} \quad (3)$$

De acordo com a equação (3) tem-se que a proporção de bens produzidos em cada região depende da proporção de trabalhadores, ou seja:

$$\frac{n_M}{n_A} = \frac{L_M}{L_A} \quad (4)$$

Assim, quando $L_M = L_A$, tem-se que $w_M = w_A$.

ANEXO B - QUESTÕES METODOLÓGICAS E ANÁLISE DE DADOS

Os microdados de rendimento analisados nesse estudo cobrem os anos 1981 a 1990, 1992, 1993, 1995 a 1999 e 2001 a 2003, a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) do IBGE. A PNAD não é realizada em anos censitários, então os anos de 1980, 1991 e 2000 não apresentam suas respectivas análises, além disso, em 1994 a pesquisa não foi realizada.¹²

12 A escolha da PNAD deu-se pois é uma fonte utilizada para estudos sobre a disparidade na renda ao longo dos anos e, portanto, dos ciclos econômicos, já que tem abrangência estatística em todas as unidades federativas, ao contrário da PME (Pesquisa Mensal do Emprego/IBGE) que cobre somente oito regiões metropolitanas (Belo Horizonte, Brasília, Goiânia, Recife, Rio de Janeiro, Porto Alegre, Salvador e São Paulo) e do Censo Demográfico que é realizado decenalmente. Poderia ter trabalho com dados da RAIS ou CAGED, contudo devido a falta de observações para um período consideravelmente razoável, para não ter perdas em graus de liberdade, optou-se por trabalhar com a PNAD.

TABELA 3

Rendimento médio do trabalho principal em R\$ de 2002 e amostra da população ocupada, Brasil, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003

	Renda Média	Amostra da População		Renda Média	Amostra da População
1980	-	-	1992	364,96	118.110
1981	479,08	163.974	1993	389,67	119.975
1982	480,43	177.172	1994	-	-
1983	401,63	177.401	1995	462,30	128.341
1984	388,42	175.301	1996	477,24	124.089
1985	454,50	190.377	1997	474,44	131.274
1986	644,23	107.800	1998	471,68	129.847
1987	470,92	112.809	1999	437,31	133.393
1988	429,61	112.894	2000	-	-
1989	486,42	115.217	2001	413,50	104.164
1990	441,70	117.142	2002	386,00	152.254
1991	-	-	2003	559,56	151.970

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD/IBGE, 1981-1990/1992-1993/1995-1999/2001-2003.

Sabe-se que pela PNAD pode-se trabalhar com o rendimento do trabalho, rendimento do trabalho principal, rendimento familiar e rendimento de todas as fontes. Utilizou-se o rendimento do trabalho principal¹³, mesmo sabendo que a renda familiar é a renda ‘mais relevante’ para a mensuração de bem estar. Assim, os microdados obtidos utilizados referem-se aos rendimentos médios mensais provenientes do trabalho principal dos membros da população economicamente ativa, de 10 anos ou mais de idade, com rendimento não-nulo, ou seja, desconsideram-se as pessoas ‘sem rendimento’ e ‘sem declaração’, como *proxy* da renda¹⁴.

13 O esforço de buscar dados de renda percebida pelas pessoas (ao invés de valor agregado) segue a idéia de mensuração do bem estar. Este bem-estar está associado com o consumo de bens e serviços. Como o consumo não é diretamente mensurado, emprega-se a renda, como medida de comparação de bem-estar. Desta forma, o emprego de rendimentos, ao invés de valor agregado é interessante para a análise.

14 Para se comparar os rendimentos médios reais ao longo do tempo, deve-se transformar os dados originais em salários reais de um determinado ano. Optou-se, seguindo o conselho de Corseuil e Foguel (2002), deflacionar a renda utilizando-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito (INPC), do IBGE, tendo como base setembro de 2002. Também foi necessário considerar as mudanças nominais da unidade

A percentagem da população industrial utilizada na análise também foi proveniente por amostragem a partir das PNAD's. Os ramos de atividade, assim como são apresentados no questionário, foram agrupados da seguinte maneira: atividade industrial comporta a indústria de transformação, a indústria de construção e outras atividades industriais; o quesito 'outros' corresponde aos seguintes ramos de atividade agregados: comércio de mercadorias, prestação de serviços, transporte e comunicação, social, administração pública e outras; e finalmente, o ramo agricultura corresponde ao próprio ramo agrícola.

monetária em relação à moeda corrente, o real. O ideal seria deflacionar os rendimentos estaduais (regionais) por índices estaduais (regionais) de preços para que a comparação seja feita em termos reais, porém, não foi feito dessa maneira.

THE ROLE OF EXTERNALITIES ON RIO GRANDE DO SUL REGIONAL INEQUALITIES: A SPATIAL PANEL DATA APPROACH

Cristiano Aguiar de Oliveira

Introduction

The economic growth of cities differs from the economic growth of countries in many aspects that make pure neoclassical models inappropriate. The existence of factors mobility, like labor and capital, let saving rates and capital accumulation at a second plan. In the economic growth of cities context is more important to understand how the space and the costs to moving things over it (transport costs) can take to an agglomeration of activities and people in some spatial units. Authors like Myrdal (1957) and Hirschman (1958) had observed a half century ago that there are agglomerative forces that create a circular causality which makes rich regions attract more economic activities and, for consequence, creating inequalities in the economic growth of spatial units like cities.

In the economic growth of cities the role of externalities became evident since New Economic Geography authors recover Marshall (1890) ideas and try to explain the activities distribution trough the action of contrary forces. There are agglomerative (centripetal) forces and disagglomerative forces (centrifugal), where some types of positive and negative externa-

lities can represent these forces. Since the economic growth of cities is dependent of how these forces act, theoretical and empirical studies about them are necessary. However, externalities are so difficult to model and to evidence. Some authors like Jacobs (1969) and Lucas (1988) suggested that their best evidence are in cities. It is certainly a starting point where the spatial econometrics tools can be helpful to determine their extension and dimensions. Factors mobility can generate spillovers effects that affect not only one city but also many neighbor cities, which in spatial econometric language means that there is some spatial dependence (autocorrelation) in the economic growth of cities generated by some type of externality.

In this paper, the most known externality types are studied and discussed, however an alternative classification with three externalities types is proposed. There are localization economies which refer to relationships that can be inter-firms and inter-sectors that specially occur in the industrial activity. As pointed by Marshall (1890), they can exist due the existence of non-traded local inputs, thick labor market and information spillovers. There are urbanization economies which refer to people agglomeration phenomena. They exist due the positive effects that urban environment creates to frequent exchange and interactions across workers. Different from localization economies, urbanization economies are essentially a non-market interaction. The last type of externality is the knowledge spillover. This is the external effect of human capital accumulation. Better educated people benefits the whole economy since it make the ideas generation easier and make people more capable to generate innovations which will improve city productivity.

The paper presents an empirical study about the role of these externalities on the explanation of regional inequalities in Rio Grande do Sul, a Brazilian State. For this goal is used a spatial panel data model covering a thirty years period (1970-2000) using the econometric estimation methodology proposed by Elhorst (2003). The Rio Grande do Sul is the fourth richest state of the country and is responsible for approximately 8% of country GDP and 9% of country industrial production. However, 64% of State's industrial production, 48% of service production and 42% of population is concentrated in only 5,24% of its area. So, like the most part of the world, there are a great people and activities concentration and, as consequence, great regional inequalities. The activities are concentrated

at the North of the State and it is very common to do a North-South division, where there are a rich part, the North, and a poor part, the South. There is a common sense that these differences are explained through differences in colonization, since the North was colonized by Germans and Italians and the South by Portuguese, even though, the colonization process was finished almost a century. Certainly, the economics can give a contribution to better understanding of State regional inequality and the present study analyses the factors that can determine the economic growth of Rio Grande do Sul cities and how they act in the two different regions, North and South. The paper is organized in the following manner. In the next section will be presented a discussion about externalities and their role in the economic growth of cities. In this section, an alternative classification to externalities is presented and justified. The third section presents the estimation procedure of economic growth with a spatial panel data model. This section presents the maximum likelihood estimation method proposed by Elhorst (2003), the data sources, an exploratory analysis of the growth data, the estimation results and their interpretation in the light of existent literature. The last section of the paper presents some conclusions.

The externalities classification and their role on the economic growth of cities

Once that capitals can flow freely inside a country or a State, the economic growth of cities does not depend of saving rates differences. However, this mobility can agglomerate investments in a few cities or regions. The New Economic Geography (NKG) central point is the possibility of activities agglomerate due to existence of some source of increasing returns of scale. This may be either external to the firms or internal. If they are internal, so the traditional microeconomics is the appropriate tool and the relate subject is the firm's optimal size. Which in terms of activities space distribution implies that is better to firms to have a larger plant in a single place than have a fragmentation in many plants in several places. This means that the firms tend to have a few big plants instead of many small plants. However, this doesn't explain

the reason why several firms from a same sector or from different sectors are located so closely to each other.

To answer this question the NEG authors recovered the Marshall (1890) ideas of positive externalities. Marshall (1890) was the first to get the attention for the externalities importance, in his known statement, p. 225: “...so great are the advantages which people following the same skilled trade get from near neighborhood to one another. The mysteries of trade become no mysteries; but they are as it were in the air...” . His three externalities types are considered by the NEG literature as the centripetal forces which are responsible for activities agglomeration: Non-traded local inputs, thick labor market and information spillovers.

Non-traded local inputs externality refers to a decrease on the production costs due to the existence of scale returns in a common intermediate input supply. A large local market supports the local production of intermediate goods, lowering costs for downstream producers. Many firms from a specific sector can be benefited by an existence of this intermediated input firm. So, these firms will locate near each other to internalize this benefit. However, this agglomeration process depends on two conditions which should be satisfied:

- a) The demand for the input is not enough to one firm could explore the scale economies in the intermediary input production.
- b) The transport costs are relatively high. If buyer and supplier interact in the designing or in the production of the intermediate input, the direct contact between buyer and seller is necessary, so the proximity to the input supplier is important. Likewise, if the intermediate input is so big, fragile or it should be delivered quickly, the proximity is also important.

Local thick market externality refers to the increase in the job market efficiency. This occurs because many workers located at same place allow workers from different firms to change their jobs at a low cost, because they don't need to change of city, area or state. In this case, the employers are also benefited, because they can hire workers trained by other firms.

It means, in a more modern terms, that this Marshallian externality in the job market is nothing else than an increase of the efficiency in the job-matching, where workers and firms are benefited by the proximity, since it reduces the hiring and training costs for the firms and the search cost for the workers (Gordon and McCann, 2000).

Information spillovers externality refers to the information exchange between workers and firms. They can discuss formally or informally about new products or new technologies. McCann (2005) consider that this contacts help to have a better picture of the market. For example, information spillovers can arise with neighboring firms; by observing them and learning about what they are doing, firms learn about technological developments, whom to buy from and sell to, whom to hire, what product lines are selling. This kind of information is essential for many firms and helps them to improve their knowledge about the market. Romer (1986) also give a great importance to this type of externality, the author, p.1003, said that: “*the creation of new knowledge by one firm is assumed to have a positive external effect on the production possibilities of other firms because knowledge cannot be perfectly patented or kept secret*”. So, as Marshall argued, like this knowledge is acquired without any payment, this could be considered an externality.

In spite of the limitations of Marshall’s assumptions of perfect competition and constant returns of scale his contributions are far relevant and most of the literature about externalities is based on his ideas. Later, Scitovsky (1954) gives a new classification to externalities that are divided in two types: pecuniary and technological (pure) externalities. The former refers to externalities in which firm’s output decision is altered by other agents’ decisions. This externality is introduced by market relationships and price mechanisms. The Non-traded local inputs and thick labor market are examples of this type of externality. The later, also known as spillovers, refers the externalities that don’t depend from market interactions, but they are inserted as arguments in the consumers’ utility functions and/or in the production functions of the firms. In this case, the agents are affected by actions of other agents without a control of that. Informational spillover is an example of that one.

Pecuniary externalities are easier to model and to observe. Fujita and Thisse (2002), p. 9, states that: “...*their impact can be traced back to the*

values of fundamental microeconomic parameters such as the intensity of the returns of scale, the strength of firms' market power, the level of barriers to goods, and factor mobility.". Pecuniary externalities are essential for the NEG literature because they arise from market interactions with imperfect competition which generates the increasing returns to scale which takes activities to agglomerate. However, NEG explain cities without addressing non-market interactions which became the big challenge to economists. To explain and identify how the flow of ideas occurs through face-to-face interaction may be an important topic in the cities growth studies. Since non-market interactions are so determined by space, and the spatial organization of economic activities is so determined by non-market interactions, this should be better studied.

A good start point is to consider information as a public good and consider that the value of information is not necessarily diminished when it is used by many agents. Hence information exchanges can generate positive externalities. If their exchanges are less easy and more costly when distance increases, than the cities are the better place to evidence that. Lucas (1988) paper discusses the role of cities in the transfer of knowledge. The author argued that the investment in human capital has at least two results: the first is an individual productivity increase and the second, and most important, all agents are benefited with better educated people, because they are capable to generate innovations which will improve all agents' productivity. Lucas (1988) brought to growth economics the idea that cities may be playing a major role in facilitating the accumulation of knowledge spillovers in the growth process, the disembodied knowledge as called by him. Being in a city where the general level of skills (human capital) is high may result in an even faster accumulation of skills (Lucas 1988, Rauch 1991) and ideas, which, certainly, move quickly in cities. These knowledge spillovers, following the author, would be the economic growth engine. In fact, Lucas followed Jacobs (1969) and Marshall (1890) and argued that cities play a central role in human capital, knowledge, and growth. However, knowledge spillovers are difficulty to measure. Krugman (1991), for example, recognized their importance, but the author states that "*knowledge flows are invisible; they leave no paper trail by which they may be measured and tracked.*" In spite of these difficulties, much of cities economic growth depends on how these pure positive externalities work.

At empirical point of view, the literature brings back the Hoover (1948) classification of externalities. There are localization economies and urbanization economies. Localization economies occur when the concentration of an industry sector in a city facilitates inter-firm formal and informal interactions and, therefore, growth of the industry and city. These interactions generate the same externalities cited by Marshall's seminal work. They are sometimes referred to as MAR externalities after Arrow (1962) and Romer (1986) formalization of Marshall's ideas. Urbanization economies occur when many industry sectors locates near each other. They differ from localization economies because it refers to inter-industry sectors interactions and that proximity benefits all sectors. These externalities are sometimes referred to as Jacob's externalities because her support to the view that sector diversity is beneficial to city growth. In spite of their differences it could be stated that both types of externalities could be considered an industrial phenomenon and that they are indistinguishable in many situations. Both refer to industrial localization phenomena and the main difference is which is an inter-firm or an inter-sector interaction.

Perhaps is not correct to call urbanization economies an industrial phenomenon. Urbanization is the process of people movement from rural areas to cities, later called urban areas. Many authors believe that this process per se could generates spillovers and, for consequence, city growth. Jacobs (1969) was the first to argue that urban environment improve knowledge transference. She emphasized that the role of urban diversity in the formation of new ideas trough many examples of how it works. After her, many authors argue that urban agglomeration is an improver on the knowledge transferences and technologies diffusion (Henderson, 1988; Henderson 1999a,b; Henderson, Shalizi e Venables, 2003). Furthermore, the urban environment promotes frequent exchange and interactions across workers and therefore may speed up the learning of useful skills over time (Glaeser and Mare, 1994). Spatial proximity (and hence urban agglomeration) facilitates non-market interactions and makes relationships easier to start and maintain. These relationships create the face-to-face interactions that are fundamental to generate the knowledge spillovers. As Lucas (1988) pointed, p. 38: "*most of what we know we learn from other people*". Who was never benefited from a good

partnership to exchange experiences? The urban environment can speed's up this process with a greater number of experiences lived by individual which make them more experienced more learning prone. Maybe these are the real urbanization externalities. They are more based on non-market interactions than the traditional localization and urbanization economies classification. Henceforward, this paper calls localization economies both inter-firm economies and inter-sectors economies and calls urbanization economies the externalities provided by people agglomeration in urban environments.

This paper uses spatial panel data approach to study three externalities types (localization economies, urbanization economies and knowledge spillovers) and their effects in the economic growth of cites. The next section presents the econometric procedures used for this goal.

Estimating a cities economic growth model with spatial panels

Econometric procedures

Panel data studies have been impuled by recent data availability. The panel data approach advantages and limitations are much known. According to Hsiao (1986) and Baltagi (2001), panel data give more informative data, more variability, less collinearity among the variables, more degrees of freedom, and more efficiency. Panel data also allow the specification of more complicated behavioral hypotheses, including effects that cannot be addressed using pure cross-sectional or time-series data. However, Elhorst (2003) argues that when a panel data have a locational component a spatial dependence problem may exist between the observations at each point in time. The main reason is that one observation associated with a spatial unit may depend on observations at other spatial units and, so, that distance affects economic behavior. A general spatial panel model can be expressed as:

$$Y_{it} = \rho W_1 Y_{it} + X_{it} \beta + \mu_i + \phi_{it} \quad \text{to } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

where $\phi_{it} = \lambda W_2 \phi_{it} + \varepsilon_{it}$, i refers to spatial units, t refers to a given period, β is a vector of fixed unknown parameters, μ_i refers to individual effects

of spatial units, W_1 and W_2 are the spatial weights matrix, ε_{it} are i.i.d error terms for all i and t with $E(\varepsilon_{it}) = 0$ and.

This model differs from traditional panel data model by two possible situations. In the first, it was added to error term a spatial term with a coefficient λ usually called the spatial autocorrelation coefficient and the error structure has been changed. If $\rho=0$, this model is called a spatial error model. This could be, for example, a spatial association of some independent variable which was omitted from the model. In the second, was added a new explanatory variable with a coefficient ρ usually called the spatial lag coefficient, so the number of explanatory variables has increased by one. If $\lambda=0$, this model is called a spatial lag model. It means that neighbor's values affect the explained variable.

The presence of spatial effects makes the OLS estimation method inappropriate. The spatial error model is a special case of a regression with a non-spherical error term, in which the off-diagonal elements of the covariance matrix express the structure of spatial dependence. So, in this case, OLS estimator is unbiased, but is no longer efficient since classical estimators for standard errors will be biased. The spatial lag model includes a spatial lag term which should be treated as endogenous variable, since all neighbors' explanatory variables and errors terms appear in the right side of the equation. In this case, OLS will be biased and inconsistent due to the simultaneity bias. To avoid these problems, the literature suggested alternative estimation methods like instrumental variables, generalized methods of moments and, most commonly, maximum likelihood derivation (see Anselin, 1988; Anselin and Hudak, 1992).

Elhorst (2003) presented an estimation procedure to spatial panels using maximum likelihood derivation. However, like traditional panel data models, one of three possible assumptions about the parameter vector μ_i has to be chosen. If μ_i is the same for all spatial units, so the traditional spatial regression procedure is appropriate. If μ_i is assumed to be fixed to each spatial unit, so the fixed effects estimation procedure is more appropriate. If μ_i is assumed to be a random variable with $E(\mu_i, \mu_j) = \sigma_\mu^2$ if $i=j$ and zero otherwise, so the random effects estimation procedure is more adequate. In this paper, the chosen spatial units are very heterogeneous and the data represents all population, so the fixed effects method looks like to be more appropriate. Henceforward, this estimation procedure is presented.

The traditional estimation method for the fixed effects model is to eliminate the intercepts β_i and μ_i from the regression equation by demeaning the Y and X variables, then estimate the resulting demeaned equation by OLS and subsequently recover the intercepts β_i and μ_i (Baltagi, 2001). It should be noted that only $(\beta_i + \mu_i)$ are estimable and not β_i and μ_i separately, unless a restriction such as $\sum \mu_i = 0$ is imposed. However, maximum likelihood procedure differs from OLS procedure, because it does not make corrections for degrees of freedom. Under the assumption of normality, the general log-likelihood function of the spatial model is:

$$-\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \lambda\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i \varepsilon_i' \quad (2)$$

where $\bar{Y} = (\bar{Y}_1, \dots, \bar{Y}_N)$, $\bar{X} = (\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_N)$ and ω_i are the characteristic roots of the spatial weights matrix. The difference in log-likelihood function to spatial models is that in the spatial error model, the disturbance term is $\varepsilon_i = (I - \lambda W)(Y_i - \bar{Y}) - (X_i - \bar{X})\beta$ and in the spatial lag model it is $\varepsilon_i = (I - \lambda W)(Y_i - \bar{Y}) - (X_i - \bar{X})\beta$.

The estimation procedure follows Anselin (1988) steps 1. Both model types are clearly a nonlinear optimization problem and some optimization routine is necessary. The spatial lag model is simpler and a two-stage procedure is enough to parameters estimation. In contrast, the spatial error model is more complex and needs an iterative two-stage procedure, since the derivation of the log-likelihood function with respect to λ is not enough to obtain the parameters. Indeed, a numerically complex simultaneous approach is necessary. In both cases, the log-likelihood function optimization requires that W is a matrix of known constants, that all diagonal elements of the weights matrix are zero, and that the characteristic roots of W , denoted, are known. The first assumption excludes the possibility that the spatial weight matrix is parametric. The second assumption implies that no spatial unit can be viewed as its own neighbor, and the third assumption presupposes that the characteristic roots of W can be computed accurately using the computing technology typically available to empirical researchers. The latter is also needed to

1 See Anselin (1988), p. 181-182 to a complete steps description.

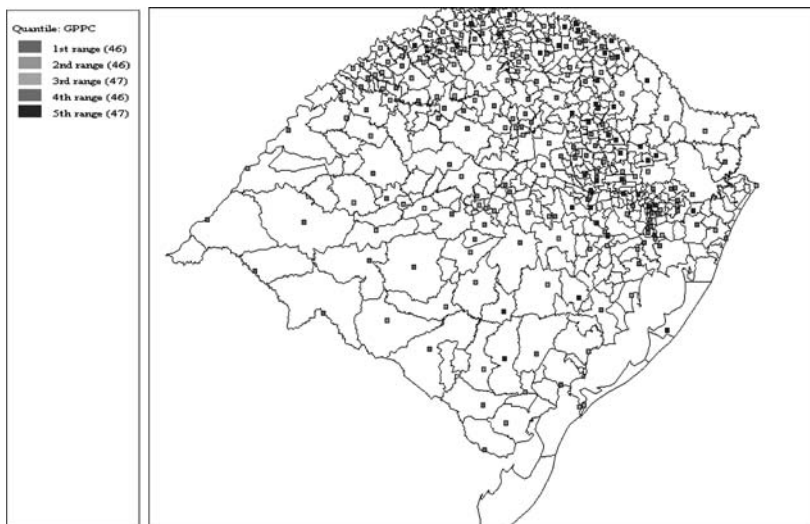
ensure that the log-likelihood function of the models we distinguish can be computed. Fortunately, these assumptions are satisfied either to spatial contiguity matrix or to inverse distance matrix (Lee, 2001).

The procedures with panel data is almost the same as the cross-sectional procedures, however the computation is harder to implement and high computer capacity is necessary, especially the spatial error model. Another difference is that the fixed effects model could have the incidental parameter problem, once that parameters to estimate grows with sample size. In this case, only the slope coefficients can be estimated consistently, in the case of short panels, where T is fixed and $N \rightarrow \infty$. The coefficients of the spatial fixed effects cannot be estimated consistently because the number of observations available for the estimation of μ_i is limited to T observations (Anselin, 2001). However, the slope coefficients in the demeaned equation is not a function of the estimated μ_i , so they can be consistently estimated since the large sample properties of the fixed effects model when $N \rightarrow \infty$ do apply for the demeaned equation (Lee, 2001). Elhorst (2003) argues that the incidental parameters problem is independent of the extension to spatial error autocorrelation or to the inclusion of a spatially lagged dependent variable since it also occurs without these two extensions. In this paper, the slope coefficients are the main interest, so this problem will not affect the results interpretations. Clearly, this problem disappears in panels where N is fixed and $T \rightarrow \infty$.

Exploratory analysis

The first step to estimate any spatial model is to verify the existence of some spatial relationship among variables. Following Anselin and Bera (1998), spatial dependence or autocorrelation is the seemingly values coincidence in seemingly locations. Figure 1 shows the spatial distribution of Rio Grande do Sul per capita GDP growth in the 1970-2000 period. It is possible to identify similar values in near locations.

Figure 1 – Quantile map of per capita GDP growth of Rio Grande do Sul in 1970-2000 period.



The high values are concentrated at the State's North. Low values could be seen in the extreme northwest and in the south. In the south they are more disperse because cities are more disperse too. Although figure 1 observation allows identifying some similar values, in fact, the correct form to identify spatial dependence is using statistical tests. The most common test is the Moran's I test. The test is given by:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n n_{ij} x_i x_j}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \quad (3)$$

where n represents the number of spatial units, n_{ij} represents the spatial weight matrix elements and x_i e x_j are the demeaned variable values. The main problem that arises with this test is that the results are very influenced

by the chosen weight matrix. What matrix should be chosen? The choice always should be theoretical. In this paper, is used a squared inverse arc distance weight matrix, because the intention is to use a matrix similar the traditional gravitational model of transport costs and to decrease the far neighbors weight. The matrix elements are defined according the following criteria:

$$\begin{cases} n_{ij} = 0 \text{ if } i = j \\ n_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^2} \text{ if } d_{ij} \leq d^* \\ n_{ij} = 0 \text{ if } d_{ij} > d^* \end{cases} \quad (4)$$

where n_{ij} represents a spatial weight matrix element and d_{ij} is the arc distance between two spatial units (centroids). This matrix is standardized, so its line sum is always will be one if:

$$n^*_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_j n_{ij}} \quad (5)$$

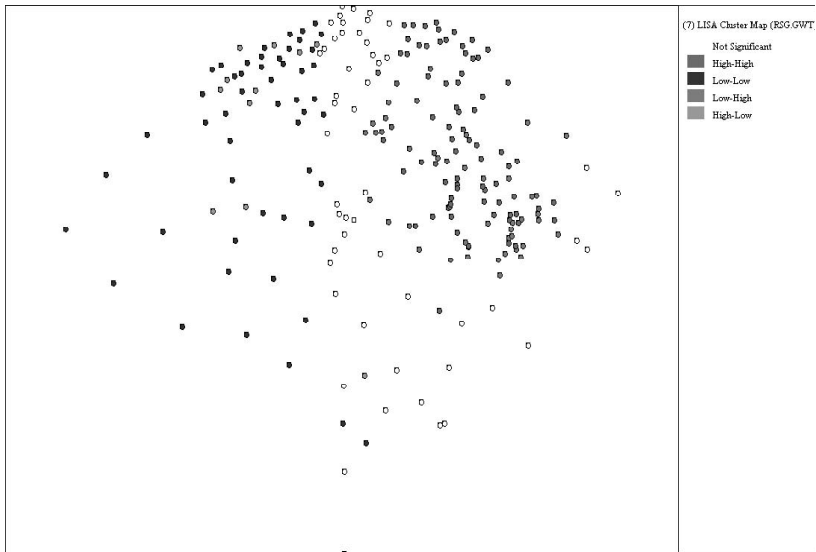
where n^*_{ij} is an element of the standardized weight matrix. This matrix is symmetric and their main diagonal has elements equal to zero. The d^* chosen also could be arbitrary. To avoid this problem was chosen the matrix with Moran's I statistics more significant to economic growth in the studied period as suggested by Abreu et al. (2005). The most significant was the weight matrix with $d^*=110$ km. Moran's I statistics permits to divide spatial relationship in four quadrants². Anselin (1995) suggested the use of Local Indicators of Spatial Association (LISA) to identify and explore spatial dependence when it is not very known. A way to do that, is to plot Moran's I quadrants in the State's map to better visualization. The LISA cluster maps of selected variables are in figure 2.

Figure 2 shows all significant values of Moran's I statistic colored. By on side, the figure also shows that high-high association in the State's northe-

² The Moran's I tests of State's GDP in all periods and for economic growth in all period is presented in figure A.1 in the appendix.

ast grew, by other side, the figure shows that low-low association spread up over the South region and in the most cities in the northwest. The low-low association in the South and high-high association in economic growth in the North is an indication that Rio Grande do Sul has at least two spatial regimes, one at South and one at North, since the figure 2 presented some evidence of variance instability. This recognized problem may cause many problems in tests interpretation and in regression results analysis, so a proper way to deal with this heterogeneity is necessary. One traditional way to deal with is to estimate two separated models in contrast to a one model only. Besides solve heterogeneity problems, this proceeding helps to identify different effects of independent variables on dependent variables of these regions.

Figure 2 – LISA cluster map for Rio Grande do Sul cities centroids



Once spatial association is identified the second step is to estimate the econometric model considering it. The next subsection presents the obtained results using a spatial econometric procedure for panel data.

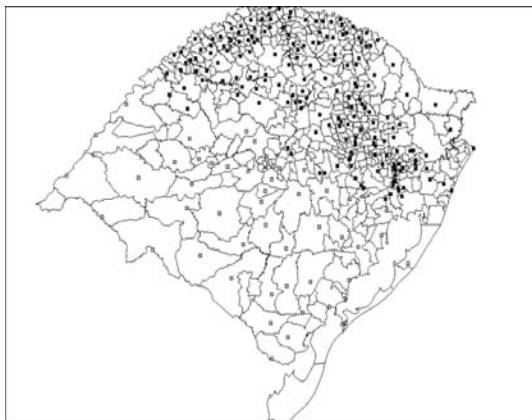
Results

The chosen explanatory variables are showed in table 1. The data has two sources. The per capita GDP and manufacture share are from the Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA) and average schooling years and urbanization share of population are from Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Spatial units (cities) were homogenized to their 1970 organization. This means that the actual 496 cities were reduced to the 232 cities that exist in 1970, where the new cities are incorporated to their original city.

Table 1 – Explanatory variables

Theoretical variable	Proxi variable
Knowledge spillovers	Average years of schooling
Localization economies	Manufacture share
Urbanization economies	Urbanized share of population

The last subsection identified some evidence of spatial heterogeneity. Le Gallo and Dall’erba (2003) argued that spatial heterogeneity can be linked to the concept of convergence clubs. However, they are hard to select without any bias, the authors suggest that they can be detected using exploratory spatial data analysis which relies on geographic criteria. So, this paper uses the obtained Moran’s I statistics observed in the LISA cluster map of the last subsection to identify the heterogeneity. The results suggest that the traditional political division of the State is a good start point since it is possible to observe seemly values in neighbor cities in the North anhe State. Following this, the State’s cities are divided in two regions, North and South. The geographical division is showed in figure 3. The North region contains 180 cities and South region contains 52 cities. As commented in the introduction, the North region concentrates the most part of economic activities and of population. The spatial Chow’s test rejects the null hypothesis of model structural stability at 1% significance level. So, besides the basic model with all State’s cities other two econometric models are estimated.

Figure 3 – State’s North-South geographical division

As showed in the last section, the spatial association in the econometric model can be of two forms: spatial lag model or spatial error model. For each one of three models both spatial association forms are estimated. This implies that six regressions are estimated. They are showed in table 2 below. This paper chooses the model with spatial dependence coefficient significant. If both types are significant, the chosen model was with most significant coefficient and better adjustment. Following this criterion, table 2 shows that regressions (4) and (5) are more appropriate. This means that spatial error model is appropriate to South's cities and spatial lag model is appropriate to North's cities. All State's results interpretation are problematic since it was identified heterogeneity problems.

It should be emphasized that the evidence of neighbor's effects (spatial dependence) of both types has important theoretical implications. This means that externalities are not bounded in a city. The cities proximity allows, for example, people to transit in many cities. It is very common people live in one city and work in another one. This not only creates a market in the origin city but also allows the ideas to flow (through face-to-face contacts) among different cities.

The model choice means that neighborhood affects the two regions in different way. The neighbor effects in the North region are in all estimated parameters, since they are spatial multipliers, which imply that it includes neighbor spillover effects. In the South, the neighbor effect is in the error,

which means that it affects the economic growth of these cities through a not included variable. This could be, for example, a negative externality (region geography or climate) or the transport costs to main markets (these cities are far from the State's capital).

Table 2 – Spatial panel data results

Independent Variables	Dependent variable: GDP growth					
	(1) All	(2) All	(3) South	(4) South	(5) North	(6) North
GDP _{t-1}	-1.3440	-1.6187	-1.3538	-1.3582	-1.3400	-1.6356
	(-35.019)	(-43.437)	(-21.628)	(-21.787)	(-30.827)	(-37.457)
Schooling	0.6166	0.5897	0.0274*	0.0292*	0.7078	0.7325
	(14.265)	(12.513)	(0.2006)	(0.2232)	(14.990)	(13.794)
Manufacture share	0.3477	0.3015	0.0611*	0.0797*	0.3915	0.3187
	(6.6051)	(5.6550)	(0.6111)	(0.7966)	(6.5938)	(4.9794)
Urbanization share	-0.0524*	0.0997	0.2641*	0.2733*	-0.0669*	0.0780*
	(-1.0641)	(1.9066)	(1.4814)	(1.6401)	(-1.3127)	(1.4127)
ρ	0.2569		-0.0289*		0.2900	
	(8.1551)		(-0.5642)		(8.4089)	
λ		0.5169		0.2429		0.4590
		(9.4337)		(2.2063)		(7.1459)
Nobs	696	696	156	156	540	540
Log-likelihood	639.77	688.15	179.55	181.68	476.12	509.59
Adjusted R ²	0.7571	0.7646	0.7943	0.8014	0.7626	0.74943
Iterations	17	14	16	17	15	15

Notes: t-statistics in parenthesis. * Not significant at 10% level.

The estimated model included the lagged per capita GDP. This allows inferring about convergence existence and about speed of that in the studied period. The results show that South's cities convergence rate is around 2.86% per year while it is 2.83% in North cities. Even though these results can not be compared. In the North region the coefficient is a spatial multiplier while in the South the neighbor effects are in the error term. The convergence result is not surprising because there are controls for externalities effects, so the results are in fact a conditional convergence speed. Conditional convergence is found in many works

which used small spatial units of the same country as cities, since factors mobility can help a lot this convergence process. The proximity of spatial units allow workers move to other cities where there are jobs opportunities with a low migration cost and allow capitals to flow with a good level of information about the markets.

The results show an evidence of localization economies in the North cities, but no evidence for the South cities. The North region concentrates the most part of the State's industry production, the industry is diversified and includes steel, automobiles, chemical, food, furniture, clothes, shoes, among other industries. Unfortunately the estimated parameter does not capture this diversity effects. In this paper, localization economies include both inter-firms economies and inter-sectors economies. It differs from precedent works in two ways: In first place, they analyses localization economies separately and just consider economies from industries from the same sector and, in second place, they don't consider the neighbor effect. It implies that they only consider the possibility of localization economies exist inside the cities and, for consequence, no neighbor cities effects are considered.

Considering inter-industrial sector economies, Henderson (1988) and Ciccone and Hall (1995) found evidence of these localization economies for United States, such as Henderson (1988) for Brazil, Henderson and Kuncoro (1996) for Indonesia and Henderson et al. (2001) for Korea. Glaeser et al. (1995) using aggregate manufacture data found no evidence. The authors argued that United States industrial cities didn't growth due to crowd out effects from old capitals (land occupation, for example) and because these old capitals represent sunk investments. Very probably, the crowd out effect could not be seen in Rio Grande do Sul yet. Many State's industries are expanding their production capacity in the same location where they are installed. In this case, internal and external scale effects are bigger than an eventual congestion effect. However, the South region industrial cities show a decline as described by Glaeser et al. (1995). This region didn't attract new industry sectors and there was a decline in the existing ones due the absence of localization economies, for example.

The results don't show evidence for urbanization economies in the North region, but show a little evidence for South cities where the coefficient is slightly significant at ten percent level. The interpretation of this result is that North region has experimented negative externalities effects from high urban agglomeration. Henderson (1999b) affirms that an excessive concentration of people and activities takes to a lack of efficiency due to

negative externalities like congestion, pollution and crime, so, following the author, there will be an optimal urbanization level. Perhaps many North cities, especially in the metropolitan area, are in the declining part of the curve. This is not the case of South cities where many cities decrease their population. The higher growth in urban areas may signify a change in the economic profile. The industry decadence let at least two options to people, which can migrate or looks for an alternative activity. In this case, the service sector is a good alternative, however service sector make goods that can't be transported, so they are necessarily produced near to consumer, this means, generally, in urban areas.

The results show an evidence of knowledge spillovers in North cities, but not in the South cities. The interpretation of these results is that people learn from one another, so they will learn more when the people around them have more human capital. Another interpretation of these results is that high human capital level cities produce more ideas and innovations and that these innovations produce economic growth. This process becomes very attractive to firms which will choose these high human capital cities to locate. It is an important agglomerative force. Besides that high human capital cities also attract high technologies firms, since they need high skills and specialized workers. These firms are more dynamics and impulse city economic growth. Cities with low human capital cannot go along with technological improvement process and have low economic growth. It should be emphasized that the obtained results also consider not only city human capital, but also neighbor human capital. So, there are knowledge spillovers among neighbor cities. A firm can choose to locate at one city, but it will use labor force from many neighbor cities. This creates knowledge links among people from many cities, so all cities are benefited by knowledge spillovers and have higher economic growth. The evidence of this process in the North and the lack of evidence in the South may be a good explanation of regions inequalities in the economic growth, since many authors believe that is the “engine” of economic growth.

Conclusions

The present paper studied the role of externalities in the economic growth of Rio Grande do Sul cities. It was presented a spatial panel data

model that allows considering neighbor effects and that help to solve some problems that appear in many cross-section studies. The paper also differs from previous works in growth of cities because it uses GDP data and not employment data. Another difference is the externalities classification. Localization economies were divided in inter-firms and inter-sectors economies and separated from urbanization economies which refer to people agglomeration phenomena and the possibly spillover effects generated by that. This classification was tested and the findings show that the North, the richest part of the state, experimented knowledge and localization economies. However, the South, the poorest part of the State, didn't experiment these types of positive externalities, which helps to explain its low economic growth in the period. The region only presented little evidence of urbanization spillovers, however they act only inside the cities and did not presented a neighbor effects. Since the appropriate model for the region is a spatial error, this means that spillovers effects occur in some variable which was not included in the model.

The spatial econometrics tools helped to identify some spillover effects. If externalities are so difficulty to see, at least today, is possible to identify spatial dependence among spatial units like cities. It helps to understand the agglomeration process in some regions in detriment of others. It's clear that some external effects are important in this process. External effects are a big challenge in economics not only to empirical works, but also to formal theoretical models. Even tough none deny their existence, they are clearly invisible.

The results helped to identify some causes of State's regional inequality based on the existent literature. However, there is not too much to say about policy suggestions. The absence of positive spillover effects in South looks like the traditional core-periphery model and it is difficulty to suggest any kind of policy to revert that process. Since agglomerative forces are very strong as showed in the exploratory analysis and in the estimated model. The education investment is the most common policy suggestion, however in factors mobility context, it is not guaranteed that migration will not happen. Recently, the region is receiving investments in papers industry which can maybe help the region development and create some kind of agglomeration economies and attract some new economic activities, like furniture industries, for example.

References

- Abreu, M.; De Groot, H.; Florax, R. 2004. Space and Growth. Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2004-129/3.
- Anselin, L. 1988. Spatial Econometrics: Methods and Models. Kluwer, Dordrecht.
- _____ 1995. Local Indicators of Spatial Association-LISA, Geographical Analysis. 27, 93-115.
- _____ 2001. Spatial Econometrics In: B.H. Baltagi (ed.), A Companion to Theoretical Econometrics, Blackwell Publisher, Oxford.
- _____ 2003. Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics. International Regional Science Review. 26, 153-166.
- Anselin, L.; Bera, A. 1998. Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics, In: A. Ullah and D. Giles (eds), Handbook of Applied Economic Statistics, Springer, Berlin.
- Arrow, K. J. 1962. The Economic Implications of Learning by Doing. Review of Economic Studies. 29, 155-173
- Baltagi, B. H. 2001. Econometric analysis of panel data. 2 ed. Chichester, Wiley, UK.
- Ciccone, P.; Hall, R. 1995. Productivity and Density of Economic Activity American Economic Review. 86, 54-70.
- Elhorst, J.P. 2003. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models, International Regional Sciences Review. 26, 244-268.
- Fujita, M., Krugman P., Venables A.J. 1999. The Spatial Economy, MIT Press, Cambridge.
- Fujita, M.; Thisse, J.F. 2002. Economics of Agglomeration. Cambridge University Press. Cambridge, UK.
- Glaeser, E.L. 1994. Cities, Information, and Economic Growth. Cityscape: Journal of Policy Development and Research. 1(1), 9-47.
- Glaeser, E.L.; Kallal, H.; Sheinkman, J.; Schleifer, A. 1991. Growth in Cities. Journal of Political Economy. 100, 1126-1152.
- Glaeser, E.L.; Scheinkman, J. A.; Shleifer, A. 1995. Economic Growth in a Cross-section of Cities. Journal of Monetary Economics. 36(1), 117-143.
- Glaeser E.L.; Shapiro, J. 2003. Urban Growth in the 1990s: Is City Living

- Back? *Journal of Regional Science*. 43(1), 139-165.
- Gordon, I. R.; McCann, P. 2000. Industrial Clusters: Complexes, Agglomeration and/or Social Networks. *Urban Studies*. 37 (3), 513-532.
- Henderson, V. 1998. *Urban Development: Theory, Fact and Illusion*, Oxford University Press, Oxford.
- _____. 1999a. Marshall's Scale Economies," NBER Working Paper, WP N° 7358.
- _____. 1999b. How Urban Concentration affects Economic Growth" Policy Research Working Paper, WP N° 2326, World Bank.
- _____. 1999c. The Effects of Urban Concentration on Economic Growth. NBER Working Paper, WP N° 7503.
- Henderson, J. V.; Kuncoro, A. 1996. Industrial Centralization in Indonesia. *World Bank Economic Review*. 10, 513-540.
- Hirschman, A. 1958. *The Strategy of Economic Development*, Yale University Press, New Haven.
- Hoover, E.M. 1948. *The Location of Economic Activity*. McGraw-Hill, New York.
- Hsiao, C. 1986. *Analysis of panel data*. Cambridge University Press. Cambridge, UK.
- Jacobs, J. 1969. *The Economy of Cities*, Random House, New York.
- Krugman, P. 1991. Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*. 99, 483-499.
- Lee, L. F. 2001. *Asymptotic Distributions of Quasi-maximum Likelihood Estimators for Spatial Econometric Models: I. Spatial Autoregressive Processes*. Ohio State University.
- Le Gallo, J.; Dall'erba, S. 2003. *Spatial Econometric Analysis of the Evolution of the European Convergence Process, 1980-1999*, Washington University, Economics Working Paper Archive at WUSTL, n° 0311001, Washington DC.
- López-Bazo, E.; Vayá, E.; Artís, M. 2004. Regional Externalities and Growth: Evidence from European Regions, *Journal of Regional Science*. 44, 43-73.
- Lucas, R.E. 1988. On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*. 22, 3-42.
- McCann, P. 2001. *Urban and Regional Economics*. Oxford University Press, Oxford.
- Marshall, A. 1890. *Principles of Economics*, MacMillan, London.

Myrdal, G. 1957. *Economic Theory and Underdeveloped Region*. Duckworth, London.

Rauch, J. 1991. *Productivity Gains From Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities*, NBER Working Paper, WP N° 3905.

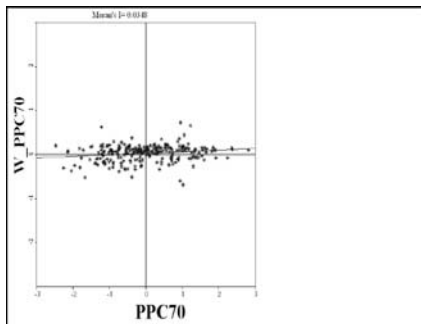
Rey, S.J.; Montouri, B.D. 1999. *U.S. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective*, *Regional Studies*, 33, 143-156.

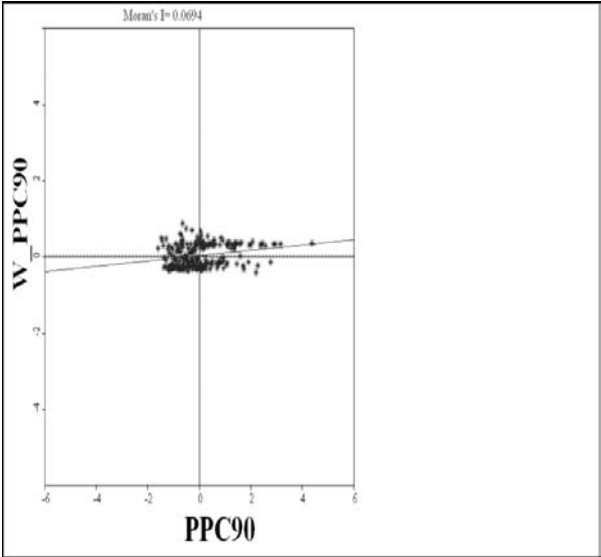
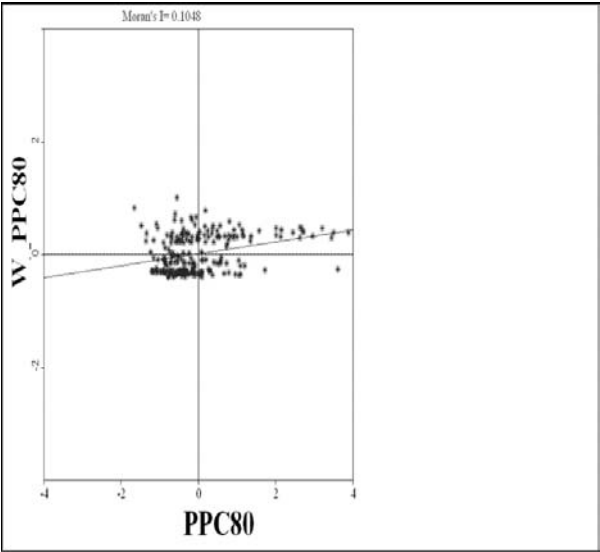
Romer, P. 1986. *Increasing Returns and Long Run Growth*, *Journal of Political Economy*. 94, 1002–1037.

Scitovsky, S. 1954. *Two Concepts of External Economies*. *Journal of Political Economy*. 62, 143-151.

Appendix

Figure A.1 – Moran scatter plot of Rio Grande do Sul cities GDP and cities economic growth.





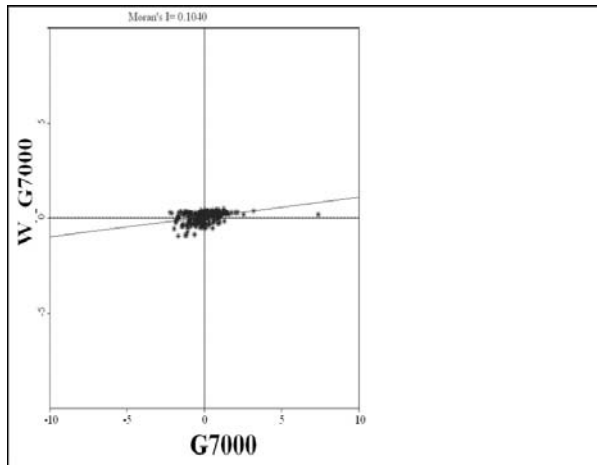
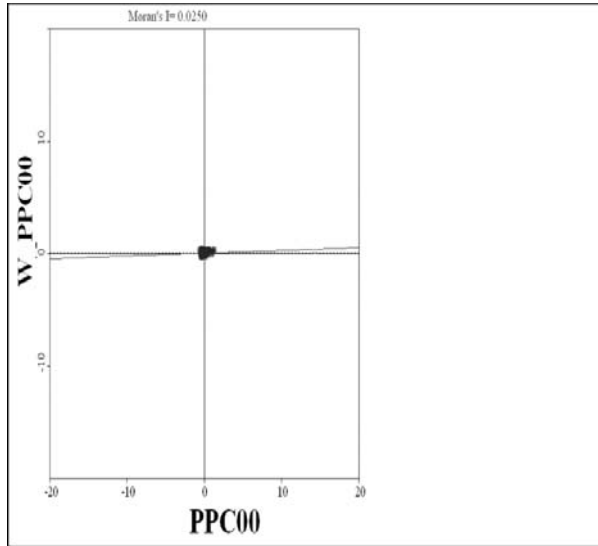


Figure A.2. Quantile map of GDP per capita of Rio Grande do Sul in 1970.

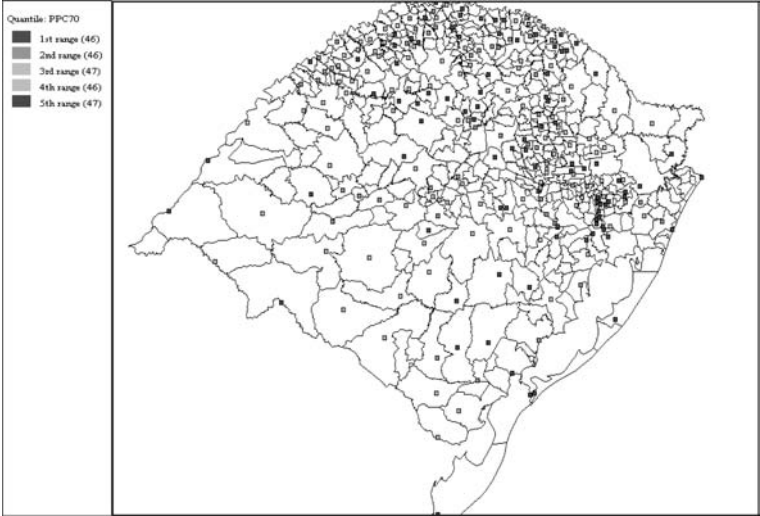


Figure A.3. – Quantile map of GDP per capita of Rio Grande do Sul in 2000

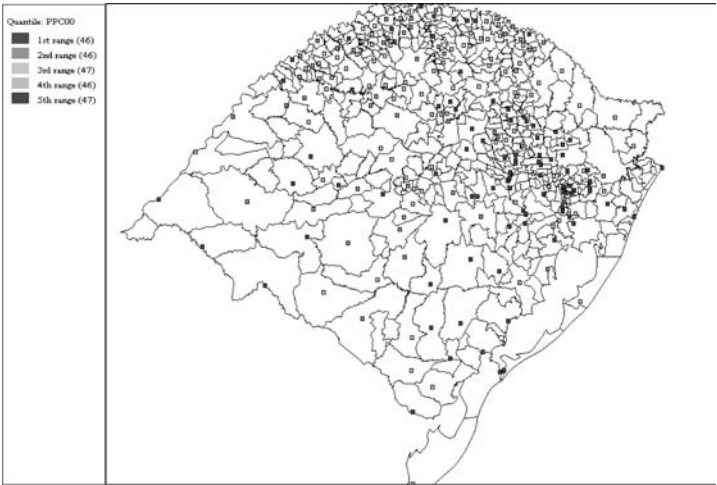


Table.A.2. – Spatial weight matrix descriptive statistics.

Variable (year)	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
Per capita GDP 70	232	4153.95	1749.64	1409.13	11987.54
80	232	6796.63	3348.34	1268.97	19818.90
90	232	6124.57	2767.99	1694.86	18256.32
00	232	8700.13	10091.65	2438.77	152702.8
School years 70	232	2.56	0.6159	1.1	5.2
80	232	3.46	0.6653	1.9	6.7
90	232	4.56	0.7462	2.8	8.1
Urbanization share 70	232	0.3184	0.2399	0.03	0.98
80	232	0.4349	0.2475	0.06	1.00
90	232	0.5169	0.2533	0.11	1.00
Manufacture share 70	232	0.1809	0.1799	0.01	0.82
80	232	0.2303	0.2091	0.01	0.80
90	232	0.2156	0.2277	0	0.87

Table A.1. – Variables descriptive statistics.

Region	Order	Mean	Median	d* (Km)	Cut-Off
State	232 x 232	146.42	140.07	110	65.85
South	52 x 52	136.97	129.11	90	65.85
Norht	180 x 180	119.48	111.38	90	32.07

CONTRASTES DA POLÍTICA EDUCACIONAL BRASILEIRA ENTRE ESCOLAS PRIVADAS E PÚBLICAS

Leandro Oliveira Costa
Ronaldo A. Arraes

Introdução

A Constituição de 1988 consagrou o princípio da obrigatoriedade e do acesso gratuito ao ensino no Brasil, ou seja, todos os brasileiros na faixa de acesso ao ensino fundamental – de sete a quatorze anos – têm o direito a esse nível de escolaridade garantido. Essa mudança na lei levou a criação de políticas direcionadas ao aumento do número de matrículas e da frequência nas escolas brasileiras. Sendo responsáveis pela universalização do ensino fundamental, o atendimento à população do Sudeste, Sul e Centro-Oeste é de 97,7%, 97,4% e 96,5%, respectivamente, e as menores, porém expressivas taxas, são as do Nordeste, com 95,2%, e do Norte, com 93,4%.

Analisando esse aumento na oferta da educação fundamental brasileira, observa-se através da tabela 1 que as escolas públicas brasileiras são a maioria (88,3%), por conseguinte, atendem a maior parte da demanda (89,9%). Muito embora detenham 11,7% das instituições de ensino fundamental, as escolas privadas absorvem somente 10,1% dos estudantes. Cabe observar também que, apesar do percentual de escolas na área rural

ser elevado, o percentual de matrículas é baixo, sinalizando a pulverização de escolas públicas nessa área.

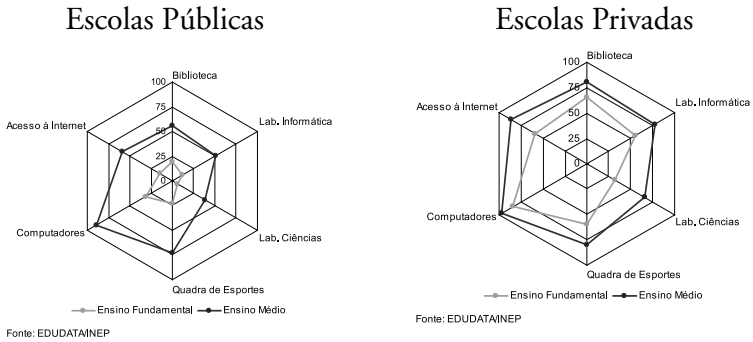
Tabela 1: Percentual de Estabelecimentos e Matrículas no Ensino Fundamental, Classificados por Rede e Localização, 2005

Tipos de escolas	Estabelecimentos (%)	Matrículas (%)
Pública	88.3	89.9
Particular	11.7	10.1
Total	100.0	100.0
Localização		
Urbana	44.4	82.7
Rural	55.6	17.3
Total	100.0	100.0

Fonte: MEC/Censo Escolar, 2005.

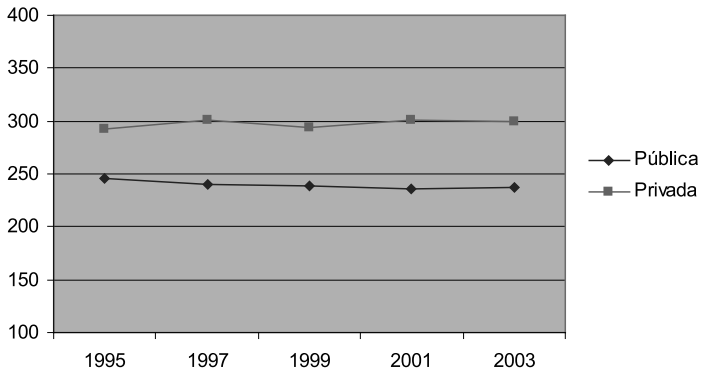
As diferenças entre a rede pública e privada vão muito além dessa oferta de estabelecimentos; a estrutura física e pedagógica e a qualidade do ensino ampliam essas divergências. Os dados do Censo de 2005 sobre as escolas que possuem Bibliotecas, Laboratório de Ciências, Informática, Computadores com acesso à Internet e Quadra de Esportes mostram, de acordo com o gráfico 1, que as escolas públicas têm menos elementos estruturais relacionados com o desenvolvimento educacional. Ainda, os resultados dos exames de proficiência extraídos do SAEB são evidentes em favor das escolas privadas, conforme atesta o gráfico 2.

Gráfico 1: Infra-Estruturas das Escolas Públicas e Privadas.



Fonte: MEC/Censo Escolar, 2005.

Gráfico 2: Desempenho dos Estudantes nos Exames de Matemática da 8ª Série, Escolas Públicas e Privadas, 1995-2003



Fonte: MEC/INEP.

A literatura educacional tem evidências que a escola brasileira não superou a fase de investimentos básicos em educação, pois os recursos escolares tanto físicos quanto pedagógicos ainda produzem efeitos significativos sobre o desempenho dos estudantes (Soares, 2004). Isso sinaliza que as divergências de desempenho dos estudantes de escola pública e privada, nos sistemas de avaliação, podem ser devido tanto a estrutura com o a gestão da escola.

Uma das hipóteses para as diferenças na administração das escolas é que na escola privada se supõe que os gestores e professores podem ter qualquer iniciativa desde que não seja proibida por lei. Já na escola pública, pode-se fazer somente o que está previsto na lei. Outras hipóteses decorrem desde o perfil dos estudantes, perfil dos funcionários públicos, a relativa estabilidade no serviço público, até a importância da estrutura e ambiente escolar na educação das crianças.

O artigo se propõe a identificar as características específicas da organização e gestão da escola que são significantes para as diferenças entre os resultados de eficácia das escolas públicas e privadas. As características educacionais e a experiência de gestão do diretor, a promoção e participação de atividades continuadas, a existência de projeto pedagógico, conselhos de classe, critérios de seleção de estudantes e de formação de turmas são exemplos de importantes fatores das gestões, nas escolas pública e privada, ainda não analisados. Com isso, constatado a lacuna dessa problemática na literatura, esse artigo investigará quais características da gestão e do diretor que melhoram as evidências sobre as diferenças na qualidade do ensino básico dos diferentes setores.

Com base nos dados sobre os estudantes da 8ª série do ensino fundamental do SAEB de 2003, pretende-se analisar qual a influência de variáveis relativas à organização e gestão escolar sobre a divergência nos resultados dos exames de proficiência entre estudantes de escolas públicas e privadas. Para tanto, utiliza-se a metodologia de Modelos Lineares Hierárquicos (MLH) na identificação e controle das problemáticas normalmente ocorridas em dados hierarquizados, como: viés de agregação, erro de estimação do erro padrão e heterogeneidade das estimações.

Além desta introdução, temos a seguinte estrutura: uma análise dos dados na seção 2, exposição da metodologia na seção 3, e a posteriores a discussão dos resultados na seção 4, para em seguida serem extraídas as conclusões.

Amostra de Dados

Utiliza-se neste trabalho a base de dados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB) de 2003, a qual é uma pesquisa bianual

realizada pelo Ministério da Educação para monitorar a qualidade, a equidade e a eficiência do ensino e da aprendizagem no âmbito do Ensino Fundamental e Médio da educação brasileira. Os instrumentos da pesquisa são testes de Língua Portuguesa e Matemática e questionários contextuais aplicados a uma amostra de escolas, alunos, professores e diretores.

Embora os dados do SAEB perfaça uma amostra de 218.521 alunos e 6.437 escolas, para aplicação no Modelo Linear Hierárquico (MLH) aqui adotado foi utilizada uma sub-amostra de 36.908 alunos e 2.092 escolas uma vez que somente nesta há possibilidade de se obter informações sobre os exames de proficiência em Matemática para a 8ª série do ensino fundamental. Destes alunos, 25.414 são provenientes de escolas públicas e 11.494 de escolas privadas, ou seja, perfazendo 70% e 30% respectivamente. Quanto ao número de escolas, 1.382 são públicas e 710 privadas, ou seja, 66% e 34% , respectivamente.

O MLH é caracterizado por considerar as variáveis em diferentes níveis, atribuindo-se os valores 1 e 2 para alunos e escolas, respectivamente. Um modelo com 3 níveis não foi escolhido por duas razões: a maioria dos resultados almejados nas pesquisas que utilizam modelos em multiníveis podem ser observados em modelos básicos de 2 níveis (Raudenbush & Bryk, 2002); o número de turmas na amostra é muito pequeno em cada escola.

Ao nível dos alunos, as variáveis observadas são o sexo, a cor, a idade, número de reprovações e o status socioeconômico dos alunos (SS), porquanto a inclusão das variáveis referentes ao sexo e cor tem por objetivo controlar possíveis efeitos do gênero e da etnia sobre o desempenho estudantil.

Como um dos problemas do SAEB é a impossibilidade de se criar uma variável que denote o diferencial nos testes de rendimento, ou seja, obter-se uma medida de valor agregado da educação que corresponda ao aprendizado do estudante entre dois períodos (Albernaz, Ferreira e Franco, 2002), incluiu-se a variável repetência, qual seja, o número de reprovações. Uma vez que a variável dependente a ser explicada – resultado da proficiência do estudante – é uma medida única em todo o seu percurso escolar, e reflete todo o aprendizado durante os anos de sua permanência na escola até o momento do teste, a inclusão da variável repetência busca espelhar, mesmo que em parte, o percurso escolar daqueles que fizeram o teste.

A variável SS é uma *proxy* do nível socioeconômico, pois nos dados obtidos pelo SAEB não há uma variável de renda familiar capaz de descri-

minar as diferenças de renda entre as famílias dos estudantes que estudam na mesma escola. Esta *proxy* é criada através da extração, via o método de componentes principais, de nove variáveis derivadas de respostas sobre exclusão social, evidência de riqueza familiar e bens educacionais da casa e a escolaridade dos pais.

O indicador de exclusão foi construído a partir da observação da presença de água encanada e luz elétrica na residência do estudante. O indicador de riqueza familiar e de bens educacionais foi montado a partir da quantidade de seis itens: rádios; televisões a cores; geladeiras; freezers; máquinas de lavar roupa; automóveis. Para o indicador de escolaridade dos pais foi utilizada a máxima escolaridade do pai ou da mãe do aluno¹.

Ao nível das escolas, há melhores condições para se avaliar as principais variáveis da pesquisa, pois essas comportam as características do diretor e da gestão da escola. Os dados podem ser divididos em cinco grupos: localização; idade da turma; diretor; administração; problemas estruturais e eventuais; professores.

O grupo localização é referente à região, e o da idade da turma é dado pela média de idade dos estudantes de cada escola. O grupo denominado problemas estruturais e eventuais tenta verificar, não apenas se a escola tem acesso à Internet e biblioteca, isto é, estruturas que levariam a uma melhor qualidade educacional, mas também problemas eventuais de cada escola, a saber se os alunos ou professores faltam com frequência. O grupo diretor busca analisar características individuais sobre a renda, a escolaridade e a experiência em educação e direção. Características como os critérios de admissão de alunos, existência de projeto pedagógico, formação de turmas, a promoção e participação de atividades continuadas e a existência de conselho escolar estão no grupo administração. No grupo professores as variáveis são: média de idade dos professores; média da escolaridade máxima; média de experiência em ensino; média dos salários brutos.

No Quadro 1 são descritas todas as variáveis a serem utilizadas.

¹ Essa metodologia também foi utilizada em Albernaz, Ferreira e Franco, 2002.

Quadro 1: Descrição das Variáveis Utilizadas

Variáveis ao Nível dos Alunos	Descrição
1. Aluno	
Proficiência	Contínua.
Gênero do aluno	0 = Masculino; 1 = Feminino.
Raça do aluno	0 = Indígena ou Pardo ou Preto; 1 = Amarelo ou Branco.
Idade do aluno	Varia de 12 a 19 anos.
Possui Bolsa Escola	0 = não possui; 1 = possui.
Status Socioeconômico	Contínua.
Variáveis ao Nível das Escolas	Descrição
2. Professor	
Média de Idade dos Professores de cada escola	A média dos resultados: 0 = Até 24 anos; 1 = de 25 a 29; 2 = de 30 a 34; 3 = de 35 a 39; 4 = de 40 a 44; 5 = de 45 a 49; 6 = de 50 a 54; 7 = 55 anos ou mais.
Média da Escolaridade Máxima dos Professores	A média dos resultados: 0 = não completou o Ensino Médio; 1 = Ensino Médio – Magistério ou outros (antigo 2o Grau); 2 = Ensino Superior – Pedagogia ou Licenciatura em Letras ou Licenciatura em Matemática ou outras Licenciaturas.
Média de Experiência em Ensino dos Professores	A média dos resultados: 0 = há menos de 1 anos; 1 = de 1 a 2; 2 = de 3 a 5; de 6 a 9; 3 = de 10 a 15; 5 = de 15 a 20; 6 = mais de 20 anos.
Média dos Salários Brutos dos Professores	0 = Até 1 salário mínimo; 1 = mais de 1 a 2 s. m.; 2 = mais de 2 a 4 s. m.; 3 = mais de 4 a 6 s. m.; 4 = mais de 4 a 9 s. m.; 5 = mais de 9 a 12 s. m.; 6 = mais de 12 a 16 s. m.; 7 = mais de 16 salários mínimos.
3. Diretor	
Gênero do diretor	0 = Feminino; 1 = Masculino
Raça do diretor	0 = Indígena ou Pardo ou Preto; 1 = Amarelo ou Branco

Idade do diretor	0 = Até 24 anos; 1 = de 25 a 29; 2 = de 30 a 34; 3 = de 35 a 39; 4 = de 40 a 44; 5 = de 45 a 49; 6 = de 50 a 54; 7 = 55 anos ou mais.
Salário bruto do diretor (em 2001 o salário mínimo era de R\$ 180,00 e em 2003 era de 240,00).	0 = Até 1 salário mínimo; 1 = mais de 1 a 2 s. m.; 2 = mais de 2 a 4 s. m.; 3 = mais de 4 a 6 s. m.; 4 = mais de 4 a 9 s. m.; 5 = mais de 9 a 12 s. m.; 6 = mais de 12 a 16 s. m.; 7 = mais de 16 salários mínimos.
Outra atividade do diretor.	0 = não possui; 1 = possui.
Máxima escolaridade do diretor (completa).	0 = não completou o Ensino Fundamental (antigo 1º Grau); 1 = Ensino Fundamental (antigo 1o Grau); 2 = Ensino Médio – Magistério ou outros (antigo 2o Grau); 3 = Ensino Superior – Pedagogia ou Licenciatura em Letras ou Licenciatura em Matemática ou outras Licenciaturas.
Pós-graduação do diretor (concluída).	0 = não fez ou ainda não completou curso de pós-graduação; 1 = Aperfeiçoamento (mínimo de 180 horas); 2 = Especialização (mínimo de 360 horas); 3 = Mestrado Profissionalizante; 4 = Mestrado Acadêmico; 5 = Doutorado.
Experiência em direção (anos).	0 = há menos de 2 anos; 1 = de 2 a 4; 2 = de 5 a 10; 3 = de 11 a 15; 4 = há mais de 15 anos.
Experiência em educação (anos).	0 = há menos de 2 anos; 1 = de 2 a 4; 2 = de 5 a 10; de 11 a 15; 3 = de 16 a 20; 4 = há mais de 20 anos.
4. Localização	
Região, o IDH é utilizado para classificar o desenvolvimento das regiões. Os IDH's de 2000 das regiões sul, sudeste, centro-oeste, norte e nordeste são, respectivamente 0,80, 0,78, 0,75, 0,71 e 0,67.	0 = Nordeste; 1 = Norte; 2 = Centro-Oeste; 3 = Sudeste; 4 = Sul.
5 Turma	
Média da idade dos alunos.	Contínua
6. Administração	

Promoção de atividade continuada, como atualização, treinamento capacitação etc.	0 = não promoveu; 1 = promoveu.
Participação do diretor de atividade continuada nos últimos dois anos.	0 = não participou ; 1 = participou.
Conselho escolar é um colegiado, constituído por representantes da escola e da comunidade, que tem como objetivo acompanhar as atividades escolares.	0 = não tem ; 1 = tem.
Projeto pedagógico.	0 = não possui; 1 = possui.
Critério de admissão dos alunos.	0 = não existe critério pré-estabelecido; 1= sorteio ou local de moradia ou Prioridade por ordem de chegada ou outro critério; 2 = Prova de seleção.
Critério de formação de turmas.	0 = heterogeneidade quanto à idade ou heterogeneidade quanto ao rendimento escolar ou não houve critério; 1 = homogeneidade quanto à idade; 2 = homogeneidade quanto ao rendimento escolar.
Percentual de professores com Vínculo Estável (estatutário ou celetista).	0 = menor ou igual a 25%; 1 = de 26% a 50%; 2 = de 51% a 75%; 3 = de 76% a 90%; 4 = de 91% a 100%.
7. Estrutura e Problemas Eventuais	
Acesso à Internet pelos alunos.	0 = não possui; 1 = possui.
Biblioteca.	0 = não possui; 1 = possui.
A infra-estrutura física e/ou pedagógica que pode dificultar a aprendizagem.	0 = péssima ou ruim; 1 = razoável ou boa ou ótima.
Inexistência de Professores para certas disciplinas ou séries.	0 = não; 1 = sim.
Insuficiência de recursos Financeiros.	0 = não; 1 = sim.
Interrupção de atividades escolares.	0 = não; 1 = sim.
Alto índice de falta por parte dos professores.	0 = não; 1 = sim.
Alto índice de falta por parte dos alunos.	0 = não; 1 = sim.

Metodologia

Hanushek (1986) faz uma resenha da visão dos economistas e educadores sobre a “função de produção educacional”, cuja especificação econométrica pode ser representada pela seguinte equação:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^5 \beta_j X_{ij} + \mu_i \quad (1)$$

Onde Y denota o desempenho dos alunos, que é função das características pessoais do aluno (X_1), como raça e gênero; características de suas famílias (X_2), como rendas e escolaridade; características de seus colegas na escola (X_3), como o status socioeconômico e cultural; características de seus professores (X_4), como escolaridade, salários e experiência; outras características escolares (X_5); e características que não podem ser observadas (μ).

Essa função de produção educacional provê embasamento para se proceder inferências estatísticas a fim de se avaliar os efeitos das diferenças nas características relacionadas ao diretor e a gestão de uma escola sobre o desempenho cognitivo dos alunos de escolas públicas e privadas. Essas variáveis estão inseridas em X_5 , ou seja, nas outras características escolares que implementam a função de produção educacional.

Modelos Lineares Hierárquicos - MLH

Os Modelos Lineares Hierárquicos (Raudenbush & Bryk, 2002), também chamados de modelos de multinível (Goldstein, 2003) ou modelos de coeficientes aleatórios (Longford, 1993), são modelos de coeficientes aleatórios que a literatura educacional considera estatisticamente apropriado para a análise de variáveis aleatórias que não são independentes e identicamente distribuídas. As variáveis que caracterizam as características educacionais são não-aleatórias e agrupadas em subgrupos, como aluno agrupados em classes, classes agrupadas em escolas, escolas agrupadas em municípios e assim por diante. Logo, é insensato considerar que os coeficientes que relacionam as variáveis independentes às variáveis explicativas sejam constantes entre subgrupos, ou seja, que os resíduos sejam identicamente e independentemente distribuídos – iid.

As problemáticas que freqüentemente ocorrem na análise de dados em multiníveis quando utilizamos métodos de estimação que ignoram esses níveis são: viés de agregação, erro padrão estimado erroneamente e a heterogeneidade das regressões. O problema de viés de agregação pode ocorrer quando as variáveis seguem diferentes significados e, conseqüentemente, têm diferentes efeitos em diferentes níveis de agregação. Um exemplo ocorre quando as características sociais e econômicas dos estudantes de uma mesma escola são agregadas em uma variável agregada de nível socioeconômico. Essa agregação pode influenciar os resultados acadêmicos individuais dos estudantes, desconsiderando suas próprias características socioeconômicas, ou seja, seu próprio status socioeconômico.

O segundo problema é o erro na estimação do erro padrão utilizado nos testes de hipóteses. Isso ocorre quando, ao utilizar dados hierarquizados, considera-se a independência entre os casos individuais quando de fato isso não ocorre; por exemplo, resultados de estudantes na mesma escola dividem, no mínimo, alguma dependência com seus colegas de sala. Essa dependência ocorre porque os estudantes da mesma escola partilham experiências educacionais juntos (efeito dos pares), e os estudantes são alocados nas escolas de formas não aleatórias. A principal forma de alocação é a localização ou proximidade da residência e, quando particular, os preços das mensalidades.

O terceiro problema refere-se à heterogeneidade das inclinações, ou seja, na aferição dos efeitos parciais, como ocorre na relação entre a performance dos estudantes e suas características socioeconômicas que podem variar de escola a escola, ou pode ser função de um grupo de variáveis de um certo nível. Um exemplo é a diferença entre resultados de estudantes de diferentes grupos raciais varia consideravelmente entre escolas, cuja explicação se baseia no fato do coeficiente dessa regressão depender da composição racial dessas escolas.

Entretanto, a vantagem do MLH é que ele combina a flexibilidade das estimações de equações separadas para cada subgrupo com o fato de as variações desses coeficientes entre os subgrupos poderem ser estimados em um outro nível do modelo.

As seguintes equações representam o modelo hierárquico geral para dois níveis:

Nível 1

$$Y = \beta_{oj} + \sum_{q=1}^Q \beta_{qj} X_{qij} + v_{ij} \quad v_{ij} \sim N(0, \tau^2) \quad (2)$$

Nível 2

$$\beta_{qj} = \gamma_{qo} + \sum_{s=1}^{S_q} \gamma_{qs} W_{sj} + \eta_{qj} \quad \eta_{qj} \sim N(0, \tau_{qq}) \quad (3)$$

De modo que i indexa os alunos; j indexa as escolas; q indexa os Q coeficientes aleatórios do nível 1; s indexa as S_q variáveis explicativas; X_{qij} é a matriz de variáveis a nível dos alunos; W_{sj} é a matriz de variáveis a nível das escolas. Para qualquer par de coeficientes aleatórios, a covariância entre os erros do nível 2 é τ_{qq} . Supõe-se que os erros do nível 1 e 2 são independentes, $\text{cov}(v_{ij}, \eta_{qj}) = 0, \forall q, i, j$.

Devido à estrutura do modelo impossibilitar a estimação pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), estima-se o modelo através de um algoritmo baseado na maximização da função de verossimilhança conjunta dos dois níveis, com os parâmetros sendo estimados a partir do inverso da matriz de informação.

O processo iterativo do algoritmo inicia-se gerando razoáveis valores iniciais para todos os parâmetros, normalmente as estimativas do MQO sobre um único nível. Depois de uma interação reestima-se pelo método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Quando o processo de interações converge obtêm-se o estimador de Máxima Verossimilhança (MV). Uma síntese da técnica de estimação é dada no apêndice D.

Entretanto, os resultados do MLH, na avaliação da proficiência estudantil, normalmente são construídos a partir de um modelo mais simples para em seguida se estimar o modelo das equações (2) e (3), no qual são identificadas as características da administração e do diretor capazes de tornar a escola brasileira mais eficaz e equitativa. O nível 1 do modelo mais simples é representado pela seguinte equação:

$$Y = \beta_{oj} + v_{ij} \quad v_{ij} \sim N(0, \tau^2) \quad (4)$$

Percebe-se que esse modelo é equivalente ao ANOVA² com efeitos aleatórios, em que a proficiência do aluno é representada pela soma do desempenho médio da escola, β_{0j} ; e de um resíduo, v_{ij} , que depende do aluno e da escola. Ou seja, β_{0j} no modelo do nível 1 é considerado zero para todo j . É um pressuposto do modelo que esse resíduo siga uma distribuição normal com média zero e variância constante τ^2 .

No nível da escola, representa-se a proficiência média da escola em Matemática, β_{0j} , como função da média geral de todas as escolas, (γ_{0j}), mais um componente aleatório, η_{0j} . A equação de nível 2 é expressa como se segue:

$$\beta_{0j} = \gamma_{0j} + \eta_{0j} \quad \eta_{0j} \sim N(0, \tau_{00}) \quad (5)$$

Sendo que o erro η_{ij} segue o pressuposto do modelo acima.

O modelo ANOVA é frequentemente utilizado como um passo preliminar na análise de dados hierarquizados. Ele produz uma estimação pontual e um intervalo de confiança para a média dos resultados da escola, γ_{0j} , além de prover informações sobre a variabilidade dos resultados em cada um dos dois grupos. O parâmetro τ^2 representa a variabilidade dentro do grupo e τ_{00} captura a variabilidade entre grupos (Raudenbush & Bryk, 2002).

Resultados

Primeiramente, serão apresentados os resultados do modelo mais simples. Em seguida faz-se a estimaco do modelo completo que considera a varivel rede, onde so includos todos os estudantes. Por ltimo, conduzem-se as estimaces separadas das escolas pblicas e privadas. Os resultados do modelo mais simples, que regride a varivel dependente sobre as mdias, esto expostos na tabela 2.

2 Veja Raudenbush & Bryk, 2002.

Tabela 2: Resultados do Modelo ANOVA³

Efeitos Fixos	Coefficiente	Erro-padrão	Teste-t	Valor-p
Média das escolas em Matemática, $\hat{\gamma}_{0j}$	255.182	0.830	307.623	0.000
Efeitos Aleatórios	Variância do erro	Graus de Liberdade	χ^2	Valor-p
Média da escola, η_{0j}	1308.934	2090.000	32548.13	0.000
Efeito do Aluno, v_{ij}	1662.715			

Dois resultados relevantes podem ser destacados. O primeiro é que a variância estimada de β_{0j} em torno de $\hat{\gamma}_{0j}$ é alta ($\hat{\tau}_{00} = 1308.934$) e estatisticamente significativa. Dessa forma, a hipótese nula de nenhuma diferença entre os coeficientes de intercepto das escolas é descartada, ou seja, a eficácia das escolas varia significativamente em torno da média de todas as escolas. Em segundo lugar, a correlação intra-classe, dada por $\rho = \tau_{00}/(\tau_{00}+\tau_2)$, resultou em uma estimativa de $1308.934/(1308.934+1662.715) = 0.44$. Ou seja, 44% da variância total do desempenho estudantil ocorre entre as escolas⁴, o que torna recomendável a utilização dos Modelos Hierárquicos Lineares na estimação da função de produção educacional brasileira.

Os resultados do modelo com todas as variáveis e a variável rede encontram-se na Tabela 3. Os dois principais resultados das variáveis no nível dos alunos referem-se ao efeito do status socioeconômico sobre a proficiência individual do aluno e sobre a média da escola. Ou seja, o valor médio do status socioeconômico em cada escola é significativamente relacionado com o desempenho médio da escola. Mas o $SS_{\text{médio}}$ não influencia o SS de cada aluno, confirmando a independência entre as condições socioeconômicas dos alunos.

3 O conceito de efeitos fixos e aleatórios segue a terminologia habitual na literatura de MLH, ou seja, efeitos fixos correspondem à estimação dos coeficientes e efeitos aleatórios a estimação das variâncias. O que é distinto da metodologia de dados em painel.

4 As pesquisas que analisaram os dados do SAEB de 2001 verificaram que cerca de 30% da variância total do desempenho estudantil ocorre entre as escolas.

**Tabela 3: Resultados do Modelo
com a Variável Rede Escolar**

Efeitos Fixos	Coeficiente	Teste-t	Valor-p
Média da escola (β_{0j})			
Intercepto (γ_{01})	260,979	40,708	0,000
Rede (γ_{02})	23,418	12,043	0,000
Região (γ_{03})	2,122	5,604	0,000
Idade Média dos Estudantes (γ_{04})	-0,914	-1,112	0,267
SSMEDIO (γ_{05})	19,812	16,441	0,000
Promoção de atividade continuada (γ_{06})	-0,248	-0,276	0,783
Participação de atividade continuada (γ_{07})	2,469	1,711	0,087
Conselho escolar (γ_{08})	-2,259	-2,053	0,040
Projeto pedagógico (γ_{09})	-1,269	-1,020	0,309
Critério de admissão dos alunos (γ_{10})	-3,516	-4,207	0,000
Critério de formação de turmas (γ_{11})	0,449	0,971	0,332
Vínculo estável (γ_{12})	0,361	1,240	0,216
Sexo do diretor (γ_{13})	-1,035	-1,019	0,309
Idade do diretor (γ_{14})	0,232	0,704	0,481
Salário bruto do diretor (γ_{15})	-0,270	-0,779	0,436
Outra atividade do diretor (γ_{16})	0,297	0,320	0,749
Máxima escolaridade do diretor (γ_{17})	-4,398	-2,483	0,013
Pós-graduação do diretor (γ_{18})	0,138	0,292	0,770
Experiência em direção (γ_{19})	0,698	1,659	0,097
Experiência em educação (γ_{20})	-0,033	-0,069	0,945
A infra-estrutura dificulta a aprendizagem (γ_{21})	0,579	0,590	0,555
Inexistência de Professores para certas disciplinas ou séries (γ_{22})	-1,016	-1,096	0,274
Interrupção de atividades escolares (γ_{23})	0,917	0,765	0,445
Alto índice de falta por parte dos professores (γ_{24})	-2,245	-2,336	0,020
Alto índice de falta por parte dos alunos (γ_{25})	-1,942	-2,053	0,040
Acesso à Internet (γ_{26})	2,220	2,325	0,020
Biblioteca (γ_{27})	1,902	1,489	0,137
Média de Idade dos Professores (γ_{28})	-0,438	-0,795	0,427

Média de Escolaridade dos Professores (γ_{29})	-0,836	-0,637	0,524
Média de Experiência dos Professores (γ_{30})	0,790	1,954	0,050
Salário Bruto Médio dos Professores (γ_{31})	2,528	5,823	0,000
Sexo, (γ_{10})	-11,847	-26,513	0,000
Raça, (γ_{20})	2,686	5,731	0,000
Idade, (γ_{30})	-0,159	-0,957	0,339
Aluno com Bolsa escola, (γ_{40})	0,332	0,352	0,724
Repetências, (γ_{50})	-10,489	-34,079	0,000
Inclinação do SS, (β_{0j})			
Intercepto, (γ_{60})	5,076	14,592	0,000
SSMEDIO, (γ_{61})	-0,117	-0,253	0,800
Efeitos Aleatórios	Variância	χ^2	Valor-p
Média da escola, (u_0)	263.602	8115.896	0,000
Inclinação do SS, (u_{0j})	21.145	2179.121	0,074
Efeito do Aluno, (r_{ij})	1556.303		

Controlando pelo status socioeconômico dos alunos, os resultados mostram a existência de três fatores individuais com efeitos estatisticamente significativos sobre o desempenho estudantil: as repetências, o gênero e a raça. No que diz respeito às repetências, as mesmas mostram-se ter um efeito negativo sobre o desempenho dos alunos, ou seja, alunos que apresentam uma trajetória de aprendizado com resultados negativos obtêm resultados desfavoráveis nos exames de proficiência, de acordo com o esperado. Este impacto negativo da repetência sobre o desempenho dos alunos confirma a importância de se tentar controlar para o estoque de capital humano com o qual o aluno chega ao teste, de forma a não se atribuir erroneamente ao ensino recente os problemas advindos da trajetória passada.

Em termos de gênero, nota-se um desempenho superior dos estudantes do sexo masculino em Matemática, convergindo com os resultados encontrados na literatura brasileira e internacional. Ainda, os dados da tabela 3 indicam que os alunos não brancos (pardos, mulatos e negros) têm resultados inferiores àqueles observados para os alunos brancos. Este efeito da raça sobre o rendimento escolar, mesmo após o controle pelo status socioeconômico, constitui um resultado preocupante para aqueles interessados em reduzir a desigualdade de oportunidades no Brasil. Como

Albernaz, Ferreira e Franco (2002) afirmam, o negro brasileiro parece não só ter menos chance de estar na escola, mas, além disso, os que chegam à escola, e aí conseguem permanecer, parecem ter um desempenho inferior do que seus colegas brancos, mesmo controlando pelo status socioeconômico. Pimentel e Zucchi (2006) relatam que a probabilidade de um indivíduo estudar é sistematicamente menor para indivíduos de cor negra do que para indivíduos de cor branca. Isto mostra que a discriminação contra o negro está presente na aquisição do insumo educação, refletindo no fato desse indivíduo não apresentar suficiente sinalização de produtividade do trabalho para ingressar no mercado de trabalho.

Desenvolvimento econômico e educação apresentam-se como um binômio de causa e efeito simultâneo, haja vista que, pelos resultados, alunos de escolas situadas em regiões mais desenvolvidas, em média, obtêm resultados melhores.

A participação de atividades continuadas e a escolaridade máxima do diretor são fatores determinantes no desempenho dos alunos. O que pode sinalizar que administradores mais bem qualificados desenvolvem mecanismos para o aprendizado dos alunos. Promoção de atividades continuadas e a existência de projeto pedagógico mostram-se ser atividades que não são relacionadas com o desempenho cognitivo dos alunos. A variável critério de admissão dos alunos tem um efeito negativo sobre suas performances, confirmando que as escolas que utilizam esses critérios são relacionadas a baixos desempenhos. A variável vínculo estável e salário bruto do diretor não se apresentaram como relevantes, o que poderia ser uma evidência de não haver uma relação entre condições de trabalho nas escolas e as condições necessárias ao desenvolvimento educacional. As variáveis sexo e idade do diretor e a interrupção das atividades mostram-se ser estatisticamente não significativas. Caso o diretor tenha feito pós-graduação ou exerça outra atividade, não evidencia, em bases metodológicas, que essas variáveis sejam importantes para o desempenho da escola. Uma importante variável foi a experiência em direção, relacionando-se com a variável máxima escolaridade sobre os resultados positivos dos estudantes. Entre as variáveis relativas aos professores, a experiência em educação e o salário bruto médio dos professores são significativas, confirmando que educadores com experiência em educar e que são bem pagos implicam em melhores resultados.

Embora contrário às expectativas, dotação de infra-estrutura física ou pedagógica e a existência de biblioteca nas escolas não se mostraram estatisticamente significantes, ao contrário da variável que considera o provimento de computadores com acesso à internet.

Pode-se ainda extrair dos resultados dessa tabela, como destaque importante do artigo, a relevância da variável rede. Os resultados mostram-se extremamente significativos, indicando que as escolas privadas, e localizadas em regiões mais desenvolvidas (Sul e Sudeste) têm resultados de proficiência média dos estudantes melhores do que os das escolas públicas e nas regiões menos desenvolvidas (Norte, Nordeste e Centro-Oeste). Esse resultado deve ocorrer devido a melhor estrutura escolar propiciada, como também aos professores e administradores serem providos melhores remunerações, além dos diferentes critérios ou formas de administração.

Da análise anterior, espera-se que diferentes resultados possam ocorrer ao se estimar o modelo completo considerando, em separado, as escolas privadas e as públicas. A tabelas 4 e 5 apresentam os resultados das estimações do modelo para as escolas públicas e privadas, respectivamente.

Tabela 4: Resultados do Modelo com as Características dos Alunos e da Escola Pública

Efeitos Fixos	Coefficiente	Teste-t	Valor-p
Média da escola (β_{0i})			
Intercepto (γ_{01})	287.272	18.074	0.000
Região (γ_{03})	2.333	5.559	0.000
Idade Média dos Estudantes (γ_{04})	-1.422	-1.606	0.108
SSMEDIO (γ_{05})	13.497	10.340	0.000
Promoção de atividade continuada (γ_{06})	0.000	0.000	1.000
Participação de atividade continuada (γ_{07})	1.603	1.006	0.315
Conselho escolar (γ_{08})	0.297	0.223	0.824
Projeto pedagógico (γ_{09})	-0.464	-0.343	0.731
Critério de admissão dos alunos (γ_{10})	-3.653	-3.609	0.001
Critério de formação de turmas (γ_{11})	0.061	0.118	0.906
Vínculo estável (γ_{12})	0.588	1.756	0.079
Sexo do diretor (γ_{13})	-2.524	-2.265	0.024
Idade do diretor (γ_{14})	0.446	1.238	0.216

Salário bruto do diretor (γ_{15})	0.189	0.375	0.707
Outra atividade do diretor (γ_{16})	0.562	0.569	0.569
Máxima escolaridade do diretor (γ_{17})	-4.680	-2.545	0.011
Pós-graduação do diretor (γ_{18})	0.024	0.044	0.965
Experiência em direção (γ_{19})	-0.070	-0.147	0.884
Experiência em educação (γ_{20})	-0.626	-1.230	0.219
A infra-estrutura dificulta a aprendizagem (γ_{21})	-0.429	-0.435	0.663
Inexistência de Professores para certas disciplinas ou séries (γ_{22})	-1.587	-1.692	0.090
Interrupção de atividades escolares (γ_{23})	0.017	0.014	0.989
Alto índice de falta por parte dos professores (γ_{24})	-1.733	-1.783	0.074
Alto índice de falta por parte dos alunos (γ_{25})	-1.914	-1.985	0.047
Acesso à Internet (γ_{26})	1.770	1.895	0.058
Biblioteca (γ_{27})	1.536	1.191	0.234
Média de Idade dos Professores (γ_{28})	-0.448	-0.740	0.459
Média de Escolaridade dos Professores (γ_{29})	0.242	0.183	0.855
Média de Experiência dos Professores (γ_{30})	0.728	1.620	0.105
Salário Bruto Médio dos Professores (γ_{31})	1.160	2.287	0.022
Sexo, (γ_{10})	-12.685	-24.710	0.000
Raça, (γ_{20})	2.601	4.885	0.000
Idade, (γ_{30})	-0.181	-0.959	0.338
Aluno com Bolsa escola, (γ_{40})	-9.044	-28.396	0.000
Repetências, (γ_{50})	5.578	14.138	0.000
Inclinação do SS, (β_{0i})			
Intercepto, (γ_{60})	5.076	14.592	0.000
SSMEDIO, (γ_{61})	-0.117	-0.253	0.800
Efeitos Aleatórios	Variância	X ²	Valor-p
Média da escola, (v_0)	263.602	8115.896	0.000
Inclinação do SS, (v_{0i})	195.956	4775.580	0.000
Efeito do Aluno, (ρ_{ij})	1436.014		

Tabela 5: Resultados do Modelo com as Características dos Alunos e da Escola Privada

Efeitos Fixos	Coeficiente	Teste-t	Valor-p
Média da escola (β_{07})			
Intercepto (γ_{01})	266.112	9.480	0.000
Região (γ_{03})	1.278	1.809	0.070
Idade Média dos Estudantes (γ_{04})	0.069	0.044	0.965
SSMEDIO (γ_{05})	18.940	7.777	0.000
Promoção de atividade continuada (γ_{06})	-1.691	-0.696	0.486
Participação de atividade continuada (γ_{07})	3.474	1.182	0.238
Conselho escolar (γ_{08})	-4.672	-2.720	0.007
Projeto pedagógico (γ_{09})	-2.310	-0.762	0.446
Critério de admissão dos alunos (γ_{10})	-3.392	-2.479	0.014
Critério de formação de turmas (γ_{11})	1.622	1.776	0.076
Vínculo estável (γ_{12})	0.162	0.334	0.738
Sexo do diretor (γ_{13})	1.848	0.978	0.329
Idade do diretor (γ_{14})	-0.404	-0.640	0.522
Salário bruto do diretor (γ_{15})	-0.563	-1.271	0.204
Outra atividade do diretor (γ_{16})	-0.686	-0.367	0.713
Máxima escolaridade do diretor (γ_{17})	-3.385	-0.917	0.360
Pós-graduação do diretor (γ_{18})	-0.283	-0.340	0.734
Experiência em direção (γ_{19})	1.664	2.024	0.043
Experiência em educação (γ_{20})	0.785	0.683	0.495
A infra-estrutura dificulta a aprendizagem (γ_{21})	5.328	1.807	0.071
Inexistência de Professores para certas disciplinas ou séries (γ_{22})	4.537	1.483	0.138
Interrupção de atividades escolares (γ_{23})	9.261	1.384	0.167
Alto índice de falta por parte dos professores (γ_{24})	-5.319	-1.626	0.104
Alto índice de falta por parte dos alunos (γ_{25})	-5.965	-1.789	0.074
Acesso à Internet (γ_{26})	2.881	0.949	0.343

Biblioteca (γ_{27})	8.866	1.808	0.071
Média de Idade dos Professores (γ_{28})	0.320	0.292	0.770
Média de Escolaridade dos Professores (γ_{29})	-2.402	-0.725	0.468
Média de Experiência dos Professores (γ_{30})	0.555	0.673	0.501
Salário Bruto Médio dos Professores (γ_{31})	3.758	5.077	0.000
Sexo, (γ_{10})	-9.897	-11.379	0.000
Raça, (γ_{20})	2.579	2.709	0.007
Idade, (γ_{30})	-17.141	-21.266	0.000
Aluno com Bolsa escola, (γ_{40})	5.147	7.287	0.000
Repetências, (γ_{50})	-9.897	-11.379	0.000
Inclinação do SS, (β_{0j})			
Intercepto, (γ_{60})	5.076	14.592	0.000
SS,édio, (γ_{61})	-0.117	-0.253	0.800
Efeitos Aleatórios	Variância	χ^2	Valor-p
Média da escola, (v_0)	351.976	2689.940	0.000
Inclinação do SS, (v_{0j})	195.956	4775.580	0.000
Efeito do Aluno, (ρ_{ij})	1436.014		

Na estimação que considera somente escolas públicas cinco resultados divergiram, denotados pelas variáveis referentes à: participação de atividade continuada, conselho escolar, experiência em direção e inexistência de professores para certas disciplinas ou séries. Dado que as variáveis participação de atividades continuadas e conselho escolar não foram significativas, sinaliza que essas práticas na escola pública brasileira não são relacionadas com o desempenho dos estudantes, ou sejam demasiadamente difundidas sem critérios de qualidade. Por outro lado, a variável vínculo estável (avalia a proporção dos professores com vínculo estável) apresenta-se com elevada significância no efeito positivo sobre a média de proficiência das escolas. Isso deve ocorrer devido ao fato de as escolas que não mantêm uma relação trabalhista adequada com os docentes se reflita diretamente na qualidade das aulas e, conseqüentemente, no nível de aprendizado.

Um resultado extremamente importante refere-se ao efeito negativo da variável inexistência de professores para certas disciplinas ou séries, indicando que a falta de professores nas escolas públicas geram resultados indesejáveis do ponto de vista desenvolvimentista, ou seja, leva a ambiente de baixa performance estudantil. Isso reflete a evidente necessidade de educadores para o aprendizado dos alunos e que escolas privadas têm mecanismos severos de punição, bem como flexibilidade em suprir as faltas/carências de professores.

Nos resultados que consideram somente as escolas privadas (tabela 5), ocorreram sete divergências entre as variáveis do modelo completo. A irrelevância da variável participação de atividade continuada pelo diretor sinaliza que essa prática não é eficiente entre as escolas privadas. Já a relevância observada para critério de formação de turmas confirma que turmas seletivas funcionam como um mecanismo eficiente em melhorar o resultado, somente para estudantes de escolas privadas (relativos à homogeneidade quanto à idade ou quanto ao rendimento escolar. Ou seja, a prática das escolas particulares criarem “turmas especiais” pode ser considerado não só uma questão de marketing, mas como uma medida de efetivação do aprendizado. Outra divergência é a não significância da máxima escolaridade do diretor ao passo que a significância para dotação de infra-estrutura física e pedagógica, sinaliza que, em média, as escolas privadas operam com estruturas inadequadas ao ensino. Da ausência de efeito da variável computadores com acesso à internet, juntamente com o efeito significativo do fator Biblioteca, conclui-se que uma estrutura parcial pode não melhorar a qualidade do aprendizado. A insignificância denotada para a variável média de anos de experiência dos professores justifica a necessidade de aprimoramento contínuo dos educadores a fim de melhorar o desempenho dos estudantes.

Conclusão

Através da utilização da metodologia de Modelos Lineares Hierárquicos (MLH), sobre a única base de dados oficial atualmente disponível (exames de proficiência e questionários do SAEB de 2003), tentou-se identificar alguns determinantes das divergências na efetividade das escolas de di-

ferentes redes. Ou seja, essa pesquisa teve o intuito de contribuir com a literatura ao incorporar evidências adicionais sobre gestão escolar, que busca melhor entender a estrutura e qualidade da educação brasileira.

Os resultados relativos às características individuais dos alunos convergem, em sua maior parte, com as pesquisas que utilizaram os dados do SAEB 2001. Ou seja, o resultado principal é o efeito do status socioeconômico sobre a proficiência individual do aluno e sobre a média da escola. Seguindo o que as pesquisas internacionais já afirmavam, os fatores que influenciam a equidade e a efetividade dos resultados escolares estão associados a fatores externos à escola, como as características socioeconômicas e culturais dos estudantes, além de observar-se os resultados para as variáveis repetência, gênero e raça. O efeito negativo das repetências confirma que os resultados dos exames avaliam a trajetória de aprendizado. Por último, constata-se efeito negativo dos alunos não brancos (pardos, mulatos e negros) sobre o rendimento escolar. Esse efeito adverso da raça sobre a performance escolar ratifica o problema discricionário histórico sobre o negro brasileiro, pois, mesmo após conseguir ter acesso à educação, demonstra ter desempenho pior do que seus colegas brancos, ainda que controlando pelo nível socioeconômico. Os resultados aqui encontrados mostram que, além da mencionada democracia racial não estar presente na aquisição do insumo educação, contribui para subsidiar diretrizes aos formuladores de política educacional brasileira.

Dentre as vinte seis variáveis utilizadas ao nível da escola, cinco no modelo de escolas públicas e sete no de escola privada divergiram os resultados do modelo que considera todos os estudantes. Primeiramente, conclui-se que as escolas privadas e em regiões mais desenvolvidas têm melhores condição ao desenvolvimento educacional e, conseqüentemente, do desempenho dos estudantes. Esse resultado deve ocorrer devido a diferença na estrutura, no nível socioeconômico dos pais, os diferentes perfis das gestões das escolas, entre outras. Daí, gera-se o efeito biunívoco de causa e efeito entre desenvolvimento econômico e educação.

Entre os fatores relativos à administração da escola, a variável promoção e participação de atividades continuadas pelo diretor mostra-se não ser incisiva para influenciar significativamente o desempenho dos estudantes. A existência de conselho escolar diverge seus resultados entre os modelos, enquanto que a manutenção de projeto pedagógico nas escolas mostra-se insignificante em ambos os modelos, ou seja, é uma variável que não tem

relação com a performance dos estudantes. A ocorrência de critério de admissão dos alunos, tais como sorteio, local de moradia e por prova de seleção, mostrou haver um efeito negativo sobre o desempenho. Isso deve ocorrer devido ao fato de esses métodos não serem capazes de selecionar os estudantes que em média tem melhores resultados. Ambos os modelos confirmam que escolas que possuem critérios de formação de turmas não geram efeitos sobre o desempenho médio dos estudantes, ou seja, turmas seletistas podem ter efeitos individuais, mas não para a coletividade.

Com relação aos fatores relacionados às dificuldades enfrentadas pelo gestor, isto é, problemas eventuais relativos à estrutura da escola, a maioria dos resultados convergem entre os modelos, ou seja, infra-estrutura, tanto física quanto pedagógica, não é significativa. O efeito negativo da variável inexistência de professores para certas disciplinas ou séries em escolas públicas sinaliza que a falta de professores nas escolas públicas leva a um ambiente de baixa performance estudantil. Confirmou-se ainda, como esperado, o efeito negativo do alto índice de falta por parte dos professores e dos estudantes, ou seja, altas taxas de falta são prejudiciais à performance dos alunos, sinalizando a necessidade das escolas de incentivar ou motivar a presença dos estudantes e professores para obter melhores resultados. O acesso à Internet não se consolidou como um meio de desenvolvimento educacional dos alunos. Entretanto, juntamente com a existência de biblioteca pode ser significativa no desempenho médio dos estudantes, indicando que não basta às escolas possuírem espaços considerados bibliotecas, com computadores, se eles não são bem equipados e não há incentivo à sua utilização.

No conjunto das características pertinentes aos diretores, pode-se constatar que o gênero, a idade, outra atividade e seu status de pós-graduado mostraram-se irrelevantes sobre a proficiência dos estudantes em ambos os modelos. Esses resultados seguem o sentido da não significância da prática de atividades continuadas por professores e diretores, ou seja, atividades educacionais direcionadas aos educadores não são significativas para os desempenhos dos estudantes, ao passo que a escolaridade máxima do diretor só não foi significativa para escolas privadas. As variáveis experiência em educação e em direção alternam suas significâncias nos dois modelos, ou seja, o fator experiência não deve ser deixado de se levar em

conta ao analisar um diretor, pois a experiência no cotidiano escolar pode qualificar o educador a melhorar o ambiente de aprendizado dos alunos. Entre os fatores relativos aos professores, a experiência em educação não afetou significativamente os resultados dos alunos em escolas privadas, sugerindo que a manutenção de um estoque de professores antigos não traz bons resultados nas avaliações dos alunos.

Tanto para as escolas públicas como privadas, esses resultados apontam que as qualidades dos educadores, professores e diretores, podem ser medidas tanto pelos seus níveis de escolaridade e suas experiências no ambiente escolar. As estimativas sugerem que a estrutura física e pedagógica deve ser direcionada ao incentivo a alta frequência dos alunos e professores, ou seja, ambientes completos, modernamente equipados e bem conservados. Ou seja, a escola brasileira necessita de recursos financeiros para serem aplicados em salários mais altos para diretores e professores experientes com vínculo estável, e em uma estrutura que incentiva a presença dos estudantes (como computadores com acesso à Internet) para melhorar o desempenho cognitivo dos estudantes.

Finalmente, a título de recomendação, há fortes indícios pelos resultados que as escolas públicas que praticam políticas educacionais que distinguem os estudantes que serão admitidos estão relacionadas com resultados desfavoráveis.

Referências Bibliográficas

- ALBERNAZ, A. FERREIRA, F. e FRANCO, C. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. Pesquisa e Planejamento Econômico, v.32, n.3. Rio de Janeiro, IPEA, 2002.
- COLEMAN, J. S.; CAMPBELL E.; HOBSON C.; McPARTLAND J.; MOOD A.; WEINSFIELD F.; YORK R. Equality of Educational Opportunity. Washington D.C.: US Government Printing Office, 1966.
- COLEMAN, J. S.; HOFFER, T. Public and private high schools: The impact of communities. New York: Basic Books, 1987.
- ESPÓSITO, Y.L., DAVIS, C. e NUNES, M.M.R. Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar – O modelo adotado pelo estado de São Paulo. Revista Brasileira de Educação, n. 13, p.25-53, 2000.

FERNANDES, C.O. A Escolaridade em Ciclos: práticas que conformam a escola dentro de uma nova lógica - A transição para a escola do século XXI. Rio de Janeiro: PUC-Rio, (Tese de Doutorado), 2003.

FORQUIN, J. C. Sociologia das desigualdades de acesso à educação: principais orientações, principais resultados desde 1965. In: FORQUIN, J. C. (Org.). Sociologia da educação: dez anos de pesquisas. Petrópolis: Vozes, p. 19- 78, 1995.

FRANCO, C. A Pesquisa sobre Característica de Escolas Eficazes no Brasil Breve Revisão dos Principais Achados e Alguns Problemas em Aberto. Texto para análise do Ministério da Educação, 2005.

FRANCO, C., SZTAJN, P., e ORTIGÃO, M.I. Mathematics Teachers, Reform and Equity: results from the Brazilian National Assessment. Global Conference on Education Research for Developing Countries. Prague, March 31 to April 2, 2005.

FRANCO, C., FERNANDES, C., SOARES, J.F., BELTRÃO, K., BARBOSA, M. E, ALVES, M. T. G. O referencial teórico na construção dos questionários contextuais do SAEB 2001. Estudos em Avaliação Educacional. São Paulo: , n.28, p.39 - 71, 2003.

GOLDSTEIN, H. Multilevel statistical models. London: E. Arnold, 2003.

KLEIN, R.; FONTANIVE, N. Avaliação em Larga Escala: uma proposta inovadora. Em Aberto, 29-35, 1995.

LEE, V. E. Using hierarchical linear modeling to study social contexts: the case of school effects. Educational Psychologist, n. 35, p. 125-141, 2000.

LEE, V., FRANCO, C. e ALBERNAZ, A. Quality and Equality in Brazilian Secondary Schools: A Multilevel Cross-National School Effects Study. Paper presented at the 2004 Annual Meeting of the American Educational Research Association, San Diego, CA, 2004.

MACHADO SOARES, T. 2004. Influência do Professor e do Ambiente em Sala de Aula sobre a Proficiência Alcançada pelos Alunos Avaliados no Simave-2002.

MENEZES-FILHO, N. e PAZELLO, E. Does Money in Schools Matter? Evaluating the Effects of a Funding Reform on Wages and Test Scores in Brazil. PREAL (em <http://www.preal.org/FIE/pdf/FUNDEF%20BRASIL.pdf>), 2004.

NOGUEIRA, M. A. A sociologia da educação do final dos anos 60/ início dos anos 70: o nascimento do paradigma da reprodução. Em Aberto,

v. 9, n. 46, p. 49- 59, 1990.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods (2 ed.). Thousand Oaks; London; New Delhi: Sage Publications, 2002.

RUTTER, M. Fifteen thousand hours: secondary schools and their effects on children. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1979.

SOARES, J. F. Qualidade e equidade na educação básica Brasileira: A evidência do SAEB-2001. Arquivos Analíticos de Políticas Educativas, v.38, n.12, <http://epaa.asu.edu/epaa/v12n38>, 2004.

SOARES, J.F.; ALVES, M.T. Desigualdades Raciais no Sistema Brasileiro de Educação Básica. Educação e Pesquisa, São Paulo, v. 29, p. 147-165, 2003.

O IMPACTO DOS GASTOS PÚBLICOS SOBRE A CRIMINALIDADE NO BRASIL

André Loureiro
José Raimundo Carvalho

Introdução

A criminalidade no Brasil nunca alcançou dimensões tão alarmantes como nos dias de hoje. O crime e as formas de combatê-lo tem se tornado o tema central nas discussões sobre os principais problemas da sociedade brasileira. Esse fenômeno sempre foi um dos principais problemas de qualquer sociedade, mas com o aumento nos indicadores de crime nos últimos anos, a criminalidade tem se tornado o problema social com o maior destaque dentro das preocupações da mídia e da sociedade de um modo geral.

Apesar dessas discussões, não se chegou a um consenso a respeito da melhor forma de atacar esse grave problema social que atinge a todos. Criou-se uma dicotomia nas propostas de política pública que visam à redução da criminalidade. As que sugerem que o crime deve ser combatido com ênfase na repressão policial e as que argumentam que o comportamento criminal é um fenômeno oriundo principalmente das condições econômicas e sociais adversas que parte considerável da população está sujeita. Dentro desse debate, diferentes áreas do conhecimento têm surgido com idéias e estudos sobre o crime e seus determinantes, assim

como as melhores formas de combater este problema. O desafio é o de formular e implementar políticas que permitam prevenir e reduzir o crime e a violência.

Deve-se notar que apesar da literatura econômica ter oferecido contribuições importantes ao estudo dos determinantes e conseqüências do crime, a discussão é dominada por pesquisadores de outras áreas. Entretanto, principalmente durante as últimas décadas, a partir dos trabalhos seminais de Becker (1968) e Ehrlich (1973), os economistas têm contribuído para uma melhor compreensão das causas do crime através de sua ênfase no componente racional do comportamento criminoso, assim como no efeito de incentivos e de interações de mercado sobre as decisões individuais de participar em atividades criminosas.

Apesar da grande importância, o tema da criminalidade vem atraindo relativamente pouca atenção dos economistas no Brasil. Os poucos trabalhos empíricos da literatura nacional das causas econômicas do crime¹ que fazem uma análise entre os estados se utilizam de dados provenientes do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) do Sistema de Informação do Ministério da Saúde - Datasus. Em função desses dados se restringirem às informações sobre homicídios, essas análises empíricas se concentram exclusivamente nesta categoria de crime².

Usando novos dados longitudinais sobre o crime no Brasil, divulgados pela SENASP – Secretaria Nacional de Segurança Pública, o presente trabalho tem por objetivo estimar o impacto dos gastos em segurança pública e assistência social sobre criminalidade nos estados brasileiros no período entre 2001 e 2003. A utilização desses dados policiais nos permitirá observar esse efeito em diferentes modalidades de crime, tanto sobre crimes contra pessoa (homicídios), como crimes contra o patrimônio (roubos e furtos), além de seqüestros. De acordo com autores como Merlo (2003), as análises com crimes contra a propriedade, como roubo e furto, estariam mais próximas do modelo econômico do crime que enfatiza o aspecto racional dos indivíduos, que realizam avaliações pecuniárias.

1 Entre eles estão os artigos de Fajnzylber & Araújo jr. (2001), Mendonça et al. (2003) e Cerqueira & Lobão (2003b).

2 As exceções são dadas pelos trabalhos que restringem suas análises a um estado ou município, com destaque para os trabalhos de Piquet (1999), Fernandez & Lobo (2003) e Lemos et al. (2005).

Nos poucos trabalhos que já foram realizados para o Brasil, não foi estudado até o presente momento o efeito de gastos em assistência social sobre o crime. Com relação ao estudo do impacto dos gastos públicos sobre o crime, poucos autores testaram a relação entre despesa em segurança pública e criminalidade no país, sendo que estes, ou não encontraram coeficientes significativos ou foram inconclusivos quanto ao sinal dessa relação. A motivação do presente trabalho é que esta relação ambígua se deve à existência do problema de simultaneidade entre gasto em segurança pública e crime. Com a estimação dessa relação através do método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), receita tributária dos estados defasada em um período e gasto em segurança pública defasado em dois períodos como variáveis instrumentais, buscar-se-á resolver esse provável problema de endogeneidade.

Na seção seguinte é realizada uma discussão sobre as principais teorias que buscam explicar o comportamento criminal, enquanto na seção 3 são detalhadas as fontes dos dados utilizados no presente trabalho, assim como algumas definições e avaliações de estatísticas descritivas. Na seção 4 são discutidos os modelos econométricos utilizados com testes e estimações preliminares. Na seção 5 são apresentados os resultados, que são discutidos a luz das teorias que explicam o crime. O trabalho é concluído com discussões adicionais na seção 6.

Teoria Econômica do Crime

O Criminoso Racional

Existem diversas teorias para explicar o fenômeno do crime nas diferentes áreas do conhecimento. Cerqueira & Lobão (2003a) expõem as principais teorias das causas do crime dentro de cada disciplina, destacando as teorias biológicas, psicológicas, sociológicas e principalmente econômicas, buscando uma compreensão integrada da criminalidade de uma forma multidisciplinar com o objetivo de se chegar a um modelo que unifique as diversas concepções das causas do crime em um único modelo. Entretanto, esse modelo se encontra em fase de construção, de modo que ainda não foi formalizado, tanto que o trabalho empírico desses autores não utiliza esse modelo integrado.

Os estudos da literatura econômica dos determinantes do crime se dividem, de uma forma geral, em dois ramos distintos: i) Os que enfatizam as medidas de repressão policial e judicial como determinantes preponderantes no combate às atividades criminosas; ii) Os que realçam o papel do ambiente econômico e social na explicação do comportamento criminoso, com destaque para fatores como concentração de renda e pobreza. Essas duas correntes de pensamento partem da análise teórica de Gary Becker (1968) e o seu artigo seminal “Crime and Punishment: An Economic Approach”, primeiro autor a analisar a criminalidade com uma fundamentação econômica.

Vários artigos que se seguiram dentro da abordagem da escolha racional trabalharam basicamente com inovações em torno da idéia já estabelecida por Becker em que dois vetores de variáveis estariam condicionando o comportamento do potencial criminoso. Por um lado, os fatores positivos, que levariam o indivíduo a escolher o mercado legal, como o salário, a dotação de recursos do indivíduo etc. Por outro lado, os fatores negativos, ou dissuasórios (deterrence effects), como a eficiência do aparelho policial e a punição. Dentre esses trabalhos, cabe destaque a Ehrlich (1973) e Block & Heinecke (1975).

Basicamente, a decisão de cometer ou não o crime resultaria de um processo de maximização de utilidade esperada, em que o indivíduo confrontaria, de um lado, os potenciais ganhos resultantes da ação criminosa, o valor da punição e as probabilidades de detenção e condenação associadas e, de outro, o custo de oportunidade de cometer crime, traduzido pelo salário alternativo no mercado de trabalho lícito.

Variáveis Explicativas do Crime e Efeitos Esperados

Baseando-se na literatura do crime discutida acima, são considerados como possíveis determinantes das taxas de crime algumas variáveis relativas às condições econômicas, sociais, demográficas e de política pública. Neste sentido, os fatores que são considerados como determinantes básicos da variação das taxas de crime são: a) renda domiciliar per capita; b) desigualdade de renda; c) nível educacional; d) nível de pobreza; e) taxa de desemprego; f) proporção de lares uniparentais como medida

de desorganização social; g) proporção de jovens do sexo masculino; h) gastos em segurança pública, como medida de repressão ao crime, e; i) gastos em assistência social.

Dentre estes fatores, duas variáveis são consideradas mais pormenorizadamente: os gastos em segurança pública, como medida de repressão ao crime e gastos em assistência social. A variável de gastos em segurança está altamente correlacionada com o contingente policial e é utilizada com a intenção de captar os efeitos sobre o crime de variações na probabilidade de captura e condenação. Assim, espera-se que esta variável exerça um efeito negativo sobre as taxas de crime visto que um maior nível de gastos em segurança eleva a probabilidade de punição na medida em que possibilita tanto um aparato policial maior como a própria qualidade técnica do aparelho de combate direto do crime.

Da mesma forma, a variável de gastos em assistência social exerceria um efeito negativo nas taxas de crime, como sugerem autores como Benoit & Osborne (1995), Zhang (1997), Imrohorglu et al. (2000) e Merlo (2003). A idéia por trás desse efeito negativo é a de que os gastos em assistência social impactariam no modelo com a redução dos incentivos de se cometer um crime ao elevar os custos de oportunidade do potencial criminoso. Haveria um efeito imediato (curto prazo) na redução do crime ao elevar a renda dos indivíduos com maior probabilidade de se engajar no setor ilegal da economia, além de desempenhar um papel de redistribuição de renda, reduzindo as desigualdades. Os gastos sociais exerceriam ainda um efeito mais duradouro na redução das taxas de crime (longo prazo) ao possibilitar uma melhor qualificação dos indivíduos, na medida em que uma renda mínima possibilita que alguns agentes se dediquem a atividades que elevem as chances de maiores ganhos no mercado legal, e onde estas atividades não seriam possíveis caso estes programas sociais não existissem.

Com base nas teorias apresentadas, com ênfase na teoria econômica do crime, buscar-se-á estimar o efeito dos diversos fatores discutidos acima sobre a criminalidade. Em razão de o presente trabalho focar a relação entre gastos públicos em segurança e assistência social com o crime, será discutido a seguir aspectos subjacentes a esta relação.

Gastos Públicos e Criminalidade

Diversos trabalhos têm investigado a relação entre despesas governamentais, no sentido de se avaliar que medidas do governo são mais eficientes na redução da criminalidade. Esses trabalhos empíricos podem ser divididos em dois grupos: i) Os que avaliam os efeitos dos gastos em segurança pública sobre o crime; ii) Os que analisam o impacto de gastos sociais sobre a criminalidade.

Por ser um gasto público que supostamente afeta a criminalidade de uma forma direta, essa primeira modalidade de despesa foi a primeira variável de ação governamental a ser utilizada nos trabalhos que estudam o crime. Esta variável é utilizada com a intenção de captar os efeitos sobre o crime de variações na probabilidade de captura e condenação. Araújo & Fajnzylber (2001) observam que uma das idéias principais do modelo de Becker (1968) é que o comportamento criminal responde a alterações da punição esperada, a qual, de certa forma, reflete a tolerância de atividades criminais na sociedade, ou em outras palavras, a intensidade da demanda por segurança. Nesta perspectiva, as demais variáveis consideradas seriam proxies dos determinantes da oferta de atos criminais e a não consideração dos fatores da demanda poderia fazer com que o modelo ficasse mal especificado.

Deve-se notar que a estimativa econométrica da relação entre a repressão e o crime é complicada pela provável presença de problemas de causalidade inversa. É um fato estilizado que as atividades de repressão ao crime se intensificam em lugares ou períodos em que o crime aumenta. Assim, não é surpreendente encontrar que o crime, nas suas diversas modalidades, se correlacione positivamente com os gastos em segurança pública³.

Desta forma, trabalhos empíricos de destaque, como Levitt (1997), Fajnzylber et al. (2002), Cornwell & Trumbull (1994) e Kelly (2000) se utilizam de dados sobre a polícia como variável de repressão ao crime⁴.

3 A maioria dos trabalhos utiliza o número de policiais como medida de repressão ao crime. Embora o número de policiais per capita e os gastos em segurança pública per capita sejam altamente correlacionados, tratam-se de variáveis diferentes e devem ser analisadas de forma separada. Para uma discussão sobre esta questão, ver Witte & Witt (2001) e Imrohoroglu et al. (2000).

4 Para uma discussão dos trabalhos que abordam a relação entre polícia e crime, além dos problemas subjacentes a estimação dessa relação, ver Marvel & Moody (1996).

Um dos poucos trabalhos que se utilizam de gastos públicos em segurança é o de Gould et al. (2002). Estes autores, analisando a relação do mercado de trabalho americano com o crime entre 1979 e 1997, encontram uma relação positiva entre gasto em segurança e crime, tanto nos crimes contra a propriedade quanto os crimes violentos. Entretanto, como o próprio autor alerta, este resultado pode estar sendo influenciado pelo provável problema de endogeneidade. Na literatura brasileira é que temos mais exemplos de trabalhos que utilizam gastos em segurança pública como medida de repressão ao crime, com destaque para os trabalhos de Mendonça et al. (2003) e Cerqueira & Lobão (2003b e 2003c).

Entretanto, os trabalhos que investigam a relação entre gastos sociais e crime são mais restritos e bem mais recentes. A maioria dos trabalhos que abordam essa questão empiricamente são, apesar de se utilizar de métodos econométricos, oriundos das áreas da criminologia e sociologia. Além disso, não existe, do conhecimento dos autores, nenhum trabalho empírico sobre o tema no Brasil. Dentre os poucos trabalhos que existem sobre essa relação, merecem destaque os artigos de Zhang (1997), Johnson et al. (2004), Lindvall (2004), Burek (2005) e Worrall (2005).

Alguns desses estudos sobre o impacto de políticas sociais sobre o crime consideram, conjuntamente com os gastos sociais, os gastos com polícias em suas análises, a exemplo de Merlo (2003) e Johnson et al. (2004). No âmbito teórico, Benoit & Osborne (1995) e Imrohorglu et al. (2000) desenvolveram modelos formais que buscam integrar gastos em assistência social no modelo econômico do crime. A inovação desses modelos é a introdução do governo na análise, de forma que o estado utiliza os seus recursos para combater o crime e redistribuir renda. Esses gastos impactariam no modelo com a redução dos incentivos de se cometer um crime ao elevar os custos de oportunidade do potencial criminoso.

Em Imrohorglu et al. (2000), além da análise teórica, também são estimados os efeitos dos gastos públicos em assistência social e em polícia sobre o crime, com base neste modelo estrutural, onde é verificado na análise empírica que o impacto dos gastos públicos em polícia não é significativo, ao passo que o efeito da redistribuição varia de acordo com as características de cada região. Entretanto, como os próprios autores salientam, em função de o modelo estimado ser estático (se restringir a um único período), vários aspectos dinâmicos são ignorados nessas

estimativas. Estes autores, baseado em Benoit & Osborne (1995) e no paradigma estabelecido por Becker (1968), constroem um modelo onde os agentes decidem se especializar em atividades de mercado ou atividades criminais, baseados em dois fatores básicos: a probabilidade de punição e os retornos relativos das alternativas legais. A grande inovação deste modelo é a inclusão do governo atuando na economia com tributação e gastos públicos que visam o controle da criminalidade. Na medida em que os agentes decidem se engajar no mercado legal ou ilegal, estes estarão sujeitos às condições específicas de cada situação. Os agentes criminosos estarão sujeitos a serem presos em função de suas atividades ilegais e os agentes que estão no mercado legal se deparam com a possibilidade de serem vitimizados por um indivíduo criminoso.

Da mesma forma, os gastos em assistência social são representados pelo pagamento de um subsídio aos indivíduos mais pobres, impactando em suas respectivas funções de consumo e utilidade, reduzindo os incentivos para se inserir no mercado criminoso. Com essa especificação, os gastos em segurança pública, assim como os gastos em assistência social, são incorporados explicitamente ao modelo teórico do crime, possibilitando a consideração do impacto de políticas públicas sobre a criminalidade.

Base de Dados: Fontes, Definições e Análise Descritiva

Descrição dos Dados

Variáveis Dependentes

Para a estimação dos modelos propostos, serão utilizados dados provenientes da SENASP- Secretaria Nacional de Segurança Pública, órgão do Ministério da Justiça, que compila as informações das Secretarias Estaduais de Segurança Pública, sendo indicadores da incidência de crime nos estados brasileiros os seguintes índices: taxa de homicídios dolosos por 100 mil habitantes, taxa de roubos totais⁵ por 100 mil habitantes, taxa de furtos

5 Em roubos totais são incluídas as rubricas de roubos de veículos, roubos de estabelecimentos comerciais e outros roubos.

totais por 100 mil habitantes⁶ e taxa de extorsões mediante seqüestro⁷ por 100 mil habitantes. Os dados a serem utilizados são anuais para todos os 27 estados do Brasil e cobrem o período de 2001 a 2003.

Variáveis Explicativas

Quase todas as variáveis explicativas foram construídas a partir de dados das PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do IBGE) de 2001, 2002 e 2003, exceção dada pelas informações sobre o gasto público dos estados, obtidas a partir do Boletim de Finanças Públicas do Brasil, elaborado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Essas informações se referem a todas as despesas públicas realizadas dos governos estaduais e do distrito federal dentro das unidades da federação.

As variáveis consideradas como determinantes do crime nos estados brasileiros são as seguintes:

Quadro 3.1: Definição e Fontes das Variáveis		
Variável	Descrição	Fonte
HD	Taxa de homicídios dolosos por 100 mil habitantes	SENASP
RB	Taxa de roubos por 100 mil habitantes	SENASP
FT	Taxa de furtos por 100 mil habitantes	SENASP
SQ	Taxa de extorsões mediante seqüestro por 100 mil habitantes	SENASP
GINI	Coefficiente de Gini de renda	IPEA/PNAD
RENDA	Renda domiciliar per capita média, deflacionada através do INPC (R\$ de 2001)	IPEA/PNAD
POB	Porcentagem de pessoas abaixo da linha de pobreza (IPEA)	IPEA/PNAD
EDU	Número médio de anos de estudo para população com 25 anos ou mais	IPEA/PNAD

6 Nesta rubrica estão agregados os seguintes delitos: Furto, Furto a estabelecimento comercial, Furto à residência, Furto a transeunte, Furto de veículos e Outros furtos.

7 Em função de haver zeros na amostra de seqüestros e a necessidade de se aplicar logaritmo no modelo, atribuiu-se o menor valor reportado em substituição aos zeros. Dado que se trata de um valor bastante reduzido, acredita-se que isso não prejudique as estimações.

JOVMAS	Porcentagem de pessoas entre 15 e 24 anos, do sexo masculino	PNAD
DESEMP	Taxa de desemprego aberto	PNAD
UNIPAR	Porcentagem de lares uniparentais (Chefia Feminina)	PNAD
GSP	Gasto em segurança pública per capita, deflacionado através do INPC (R\$ de 2001)	STN
GASS	Gasto em assistência e previdência social per capita, def. através do INPC (R\$ de 2001)	STN
RECEITA	Receita tributária dos estados per capita, deflacionada através do INPC (R\$ de 2001)	STN

Fonte: Elaboração dos autores.

A Tabela 3.1 mostra um resumo das estatísticas de criminalidade e das suas variáveis explicativas de acordo com a terminologia do quadro 3.1 acima:

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação
HD	22.21	19.30	57.10	4.90	11.45	0.52
RB	321.88	246.20	1342.32	20.97	265.92	0.83
FT	1033.85	898.90	3379.00	49.50	674.72	0.65
SQ	0.25	0.13	2.06	0.00	0.33	1.31
RECEITA	438.19	350.92	1176.29	128.51	226.04	0.52
GINI	0.57	0.57	0.66	0.46	0.03	0.06
RENDA	307.52	284.36	709.29	144.83	116.15	0.38
POB	0.39	0.41	0.69	0.10	0.16	0.42
JOVMAS	0.21	0.21	0.25	0.18	0.01	0.07
DESEMP	8.96	8.60	20.40	4.20	2.93	0.33
UNIPAR	0.28	0.28	0.41	0.19	0.04	0.14
EDU	5.62	5.60	8.70	3.50	1.12	0.20
GSP	74.84	57.75	461.47	0.69	67.71	0.90
GASS	134.70	81.67	1352.44	3.11	177.74	1.32

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados.

Como se observa da tabela acima, o número médio de homicídios por 100.000 habitantes no Brasil⁸, de 2001 a 2003, é de 22,21. Gaviria (2000), analisando a criminalidade na Colômbia e comparando seu país com outros 49, encontra um valor de 29,40 para o Brasil na década de 80, o que colocava o país em terceiro lugar entre os 50 países analisados, atrás apenas de Colômbia e México, primeiro e segundo, respectivamente. O valor máximo de homicídios corresponde ao estado do Espírito Santo em 2003 (57,10 homicídios por 100.000 habitantes), enquanto Santa Catarina detém o menor índice (4,90 homicídios por 100.000 habitantes em 2001).

Com relação à taxa de seqüestros, é interessante observar a sua reduzida magnitude (média de 0,25 seqüestros por 100.000 habitantes), que, no entanto ganha uma maior dimensão na mídia, principalmente em função de quase sempre envolver pessoas de destaque social. O valor máximo corresponde ao estado do Mato Grosso (acima de 2 seqüestros por 100.000 hab. em 2002), com destaque também para o estado do Piauí, curiosamente com o segundo maior valor (1.11 seqüestros por 100.000 hab.).

O valor médio de roubos por 100.000 habitantes no Brasil no período sob análise é de 321,88, mais de 14 vezes superior à média nacional de homicídios. O valor máximo corresponde ao Distrito Federal (1342,32 roubos por 100.000 habitantes), enquanto Alagoas possui a menor taxa (20,97 roubos por 100.000 habitantes). Como era de se esperar, a taxa de furtos se encontram em um patamar bem superior aos demais índices de criminalidade. O número médio de furtos por 100.000 habitantes no Brasil é de 1033,85. Mais uma vez, o Distrito Federal lidera um ranking de criminalidade, alcançando o valor de 3379 furtos por 100.000 habitantes em 2003 e novamente, Alagoas exibe o menor valor, 49,50 furtos por 100.000 habitantes em 2001.

8 Um valor de 22,21 homicídios por 100.000 habitantes, dada à população média do Brasil no período, implica que ocorreram em média 38.785 assassinatos por ano no Brasil entre 2001 e 2003.

Modelagem Econométrica do Crime

Modelagem Econométrica do comportamento criminal

O modelo econômico do crime está fundamentado na suposição de que os indivíduos são maximizadores de utilidade esperada, realizando escolhas racionais de forma a participarem do setor criminal em resposta aos custos e benefícios das atividades ilegais frente ao ganho alternativo no mercado legal⁹. Isso sugere que a participação de um indivíduo em atividades criminosas depende do retorno monetário dessas ações em relação às atividades legais, das condições econômicas em que o indivíduo se encontra, sua formação cultural e social (incluindo o ambiente que o cerca) e do grau em que o sistema policial e judiciário é capaz de afetar as probabilidades de prisão e punição.

Utilizando dados em painel para os estados brasileiros, é especificada a “função de produção do crime” para o Brasil, de acordo com a literatura da economia do crime discutida acima¹⁰. São utilizados diferentes índices de criminalidade como variável dependente, no sentido de examinar de que forma os gastos públicos, além das outras variáveis socioeconômicas em questão, influenciam os quatro indicadores de criminalidade. Essas medidas são, respectivamente, taxas de homicídios, taxa de roubos, taxa de furtos e taxa de seqüestros por 100.000 habitantes. O modelo empírico a ser estimado consiste na seguinte expressão:

$$\ln y_{it} = \ln x_{it}\beta + \ln g_{it} \gamma + c_i \quad (4.1)$$

onde y_{it} representa a variável dependente com os valores das taxas de crime por 100.000 habitantes do estado i no ano t ; x_{it} consiste no vetor de gastos públicos per capita, incluindo gastos sociais e em segurança pública; g_{it} é uma vetor com o restante das variáveis explicativas do crime; e c_i são vetores de coeficientes a serem estimados, representa os efeitos que refletem

9 Ver Becker (1968), Ehrlich (1973) e Block & Heineke (1975).

10 Entre os trabalhos que especificam um modelo similar ao utilizado, destacam-se os trabalhos de Levitt (1997), Cornwell & Trumbull (1994), Imrohroglu et al. (2000), Fajnzylber & Araújo Jr. (2001), Cerqueira & Lobão (2003b) e Johnson et al. (2004).

características específicas não-observadas de cada estado; e consiste no termo de distúrbio aleatório típico.

A inclusão do termo de heterogeneidade não-observada no modelo é defendida por vários trabalhos.¹¹ Cornwell & Trumbull (1994) apontam pelo menos duas razões para se esperar a presença desse efeito. Primeiro, por mais que controlemos por alguns determinantes dos custos morais que, segundo o modelo apresentado, estão associados ao crime, como desigualdade e nível educacional, é de se esperar que existam outras características culturais relativamente estáveis no tempo, que fazem com que a população de alguns estados possua taxas de crimes mais altas do que outros. Uma segunda razão pela qual se justifica a inclusão de é a presença de erro de medição nas taxas de crime¹². A subseção seguinte realiza inferências preliminares.

Testes Padrões e Resultados Preliminares

Baseando-se na discussão econométrica acima e após a especificação do modelo empírico do crime na equação (4.1), iniciaremos algumas estimações preliminares com o intuito de realizar testes relacionados aos problemas econométricos discutidos acima. Com esses testes busca-se identificar e corrigir os problemas que frequentemente estão presentes em modelos do tipo que nos propomos a estimar, possibilitando assim, que adotemos os procedimentos adequados para obtermos estimativas confiáveis do impacto das variáveis analisadas sobre o crime¹³.

No sentido de utilizar o modelo de dados combinados mais adequado, iniciamos testando se a heterogeneidade não-observada realmente está presente no modelo a ser estimado. Para isso, foram feitos dois testes: um teste F sugerido por Greene (2003) que compara o estimador de MQO agrupado com o de Efeitos Fixos e o Teste de Breusch e Pagan, baseado no multiplicador de Lagrange. Nas quatro categorias de crime analisadas,

11 Para uma discussão da importância da consideração da heterogeneidade não-observada na estimação do modelo econômico do crime, ver Worrall & Pratt (2004a).

12 Pepper & Petrie (2003) realizam uma discussão abrangente sobre erro de medição nos dados de criminalidade.

13 Em função de o Distrito Federal parecer ser um outlier nos dados analisados, o excluímos da amostra.

a hipótese nula de que os efeitos não-observados não estão presentes no modelo é rejeitada. Assim, a especificação da equação (4.1) está correta ao incluir e devemos utilizar algum dos modelos discutidos acima para levar em conta essa heterogeneidade não-observada.

O próximo passo então consiste em verificar que modelo deveria ser utilizado para resolver o problema da heterogeneidade não-observada: primeiras diferenças, efeitos fixos ou efeitos aleatórios. Como os métodos de efeitos fixos e primeiras diferenças possuem suposições similares, devemos testar um deles contra o modelo de efeitos aleatórios. O teste usual para comparar esses dois modelos de estimação é o teste de Hausman. O teste realizado rejeitou a hipótese nula de efeitos aleatórios para todas as modalidades de crime analisadas. Assim, todas as estimações devem ser realizadas com efeitos fixos ou primeiras diferenças, para controlar o problema de heterogeneidade não-observada.

Com o objetivo de comparar as estimativas, iremos estimar dois modelos: efeitos fixos e primeiras diferenças. Assim, a equação (4.1) proposta na subseção anterior será estimada no presente trabalho em duas versões. No caso em que o modelo de efeitos fixos for considerado, teremos que estimar:

$$\ln \ddot{y}_{it} = \ln \ddot{x}_{it} \beta + \ln \ddot{g}_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

onde $\ddot{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, e quando for considerado o modelo em primeiras diferenças, será estimada:

$$\Delta \ln y_{it} = \Delta \ln x_{it} \beta + \Delta \ln g_{it} \gamma + \mu_{it} \quad (4.3)$$

onde. $\mu_{it} = \Delta \varepsilon_{it}$

Dada a possibilidade de simultaneidade entre crime e gasto em segurança pública, foi realizado um teste para verificar a presença desse tipo de endogeneidade nas duas situações que iremos considerar: efeitos fixos e primeiras diferenças. O teste de Hausman foi utilizado para detectar a possível presença de endogeneidade. Para tanto, como discutido anteriormente, é necessária a utilização de uma variável instrumental adequada.

Instrumentos para o Gasto Público

Uma variável utilizada como instrumento foi a receita tributária dos estados no ano anterior, dada a sua elevada correlação com os gastos em segurança pública, além de se acreditar que esta variável não esteja diretamente relacionada com o erro do modelo a ser estimado. Embora o orçamento anual seja determinado em função da receita prevista para o ano, essa previsão é baseada em grande parte, senão totalmente, na receita do ano anterior.

Uma outra variável instrumental que será utilizada é o próprio gasto público em segurança defasado em dois períodos. De acordo com Wooldridge (2002), se uma variável for endógena no modelo, sua primeira defasagem ainda pode ser correlacionada com o erro, mas é muito pouco provável que a segunda defasagem o seja. E obviamente, não há por que acreditar que a segunda defasagem não seja correlacionada com a própria variável. De fato, no presente caso, não há dúvidas que os gastos em segurança pública e estes gastos realizados dois anos antes são correlacionados e não há motivos para se acreditar que estes gastos defasados em dois anos tenham relação com os erros das regressões onde o crime em um período é uma função de gastos no mesmo período.

O teste levou a não-rejeição da hipótese de simultaneidade do gasto em segurança pública em três dos quatro tipos de crime que estão sob análise, com exceção de seqüestros e de homicídios no caso de efeitos fixos. Assim, deveríamos utilizar um método de estimação adequado para este problema. O procedimento que será utilizado para corrigir o problema da endogeneidade é o método de mínimos quadrados em dois estágios - MQ2E.¹⁴

Desta forma, o modelo empírico apresentado será estimado a partir de dados em painel, utilizando Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis - MQGF, conjuntamente com Efeitos Fixos ou Primeiras Diferenças e/ou Mínimos Quadrados em Dois Estágios - MQ2E, com receita tributária dos estados defasada em um período e gasto em segurança pública defasado em dois períodos como variáveis instrumentais. Com a estimação das equações acima com o método adequado, será possível avaliar

14 Para uma discussão sobre variáveis instrumentais e MQ2E, ver Davidson & Mackinnon (1993).

os efeitos dos diversos aspectos mencionados nas diferentes medidas de criminalidade, observando que fatores, com atenção especial às variáveis de gastos público em segurança e assistência social, são mais importantes na explicação dos quatro índices de criminalidade analisados.

Estimação e Resultados

Nas tabelas a seguir são apresentados os resultados das estimações do modelo econométrico do crime. Na Tabela 5.1 a seguir, temos as estimativas do modelo econômico do crime descrito pelas equações (4.2) e (4.3), onde as estimações são realizadas com o modelo com efeitos fixos e primeiras diferenças, respectivamente. Em todos os casos se corrige o problema de heteroscedasticidade com a estimação pelo método dos mínimos quadrados generalizados Factíveis – MQGF¹⁵.

Analisando a Tabela 5.1, observa-se, de um modo geral, que a maior parte dos coeficientes estimados para as quatro modalidades de crime são significativos e a maioria está de acordo com a expectativa teórica. Os coeficientes estimados da variável de desigualdade de renda se mostraram positivos e significativos, com exceção do caso de homicídios nas estimativas em primeiras diferenças e seqüestro na estimação sem transformação, estando de acordo com a expectativa teórica de quanto maior a concentração de renda em uma determinada região e/ou período de tempo, maiores os níveis de criminalidade.

Por outro lado, os coeficientes estimados da variável de pobreza contradizem a expectativa teórica. As estimativas, apesar de significativas, se mostraram com o sinal negativo, contrariando a idéia de que quanto maior o nível de pobreza, maior a criminalidade em uma região, defendida por trabalhos como o de Bourguignon (1998). Embora esses resultados possam estar enviesados em função de não se estar corrigindo para os demais problemas mencionados na seção anterior, essa relação negativa pode estar captando uma relação da criminalidade com a baixa renda, no

15 Uma terceira abordagem de estimação foi realizada. A equação (4.1) foi estimada sem nenhuma transformação para controlar a heterogeneidade não-observada, utilizando apenas MQGF. Para minimizar os problemas advindos da ausência desse controle, como sugere Worrall & Pratt (2004b), foi adicionada a variável dependente defasada como variável explicativa do modelo. Os resultados podem ser requisitados aos autores.

sentido de que regiões onde a pobreza é maior, haja menos pessoas que se caracterizem como potenciais vítimas. Uma outra possibilidade é a de que o fator relevante não seja a pobreza em si, mas como se dá a “organização” desta, como a quantidade e concentração de favelas e áreas de risco em uma determinada região.

Com relação a variável de renda, contrariando de certa forma a conclusão anterior, as relações negativas e significativas obtidas (com exceção de homicídios) revelam que quanto maiores forem os rendimentos do mercado de trabalho legal, menores serão as taxas de crimes. Desta forma, elevados níveis de renda podem ter um papel dissuasório do crime, no sentido que ganhos maiores no mercado legal possuem um impacto negativo na criminalidade.

Da Tabela 5.1 podemos observar ainda que o impacto do nível educacional médio da população sobre a criminalidade varia de acordo com o método de estimação e a modalidade de crime que se leva em consideração. De uma forma geral, observa-se que existe um efeito dissuasório da variável educação sobre os homicídios e roubos, enquanto essa variável seria um propulsor de crimes como furto e seqüestro. Este resultado está de acordo com o argumento de que a educação aumenta os custos morais da participação em atividades criminosas que envolvem maior violência, como homicídio e roubo. Nas demais modalidades de crime, a relação positiva encontrada, evidencia que um maior nível educacional tende reduzir os custos de se cometer uma atividade criminosa como furto ou seqüestro¹⁶.

16 Como também é encontrado por Lochner & Moretti (2004), Glaeser et al (1996) e Gaviria (2000).

Tabela 5.1: Estimação do Modelo Econômico do Crime

Variável Dependente: (por 100.000 habitantes)	Efeitos Fixos				Primeiras Diferenças			
	HD	RB	FT	SQ	HD	RB	FT	SQ
Constante	-0.6080	11.8737	5.4723	96.0122	0.1480	0.2157	0.1513	0.2429
	0.8114	0.0000	0.0774	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Desigualdade (Índice de Gini)	4.2141	2.0030	0.7552	18.1649	-0.6318	2.0907	1.1651	24.9872
	0.0000	0.0000	0.1542	0.0012	0.6505	0.0024	0.0065	0.0000
Renda (Domiciliar per capita)	0.0314	-0.9978	-0.1315	-15.8207	0.3435	-1.0207	-0.1137	-12.3556
	0.8618	0.0066	0.7613	0.0000	0.0039	0.0000	0.5692	0.0000
Educação (Média de anos de estudo)	1.4802	0.0946	0.0983	-0.5782	-0.3716	-0.7445	0.2173	1.0977
	0.0144	0.6927	0.7223	0.8118	0.2373	0.0000	0.0374	0.2581
Pobreza (% de pessoas com renda inferior a linha de pobreza)	-0.9099	-0.9807	-0.1372	-7.0073	-0.0361	-1.0931	-0.3080	-7.2463
	0.0000	0.0019	0.6458	0.0000	0.8442	0.0010	0.0350	0.0000
Desemprego (% da pea)	0.5603	-0.6709	-0.2095	-2.8110	0.2627	-0.5092	0.0516	-1.7568
	0.0000	0.0000	0.0004	0.0596	0.0000	0.0000	0.1932	0.0014
Lares Uniparentais (% de domicílios)	0.8290	1.4381	-0.0740	3.8018	0.3947	1.2063	-0.0417	1.5753
	0.1056	0.0000	0.6661	0.0082	0.0301	0.0000	0.0676	0.0001
Jovens do Sexo Masculino (%)	-1.3024	-0.9001	-0.6925	2.6071	-2.3701	-0.9952	-0.8056	1.6226
	0.0331	0.0000	0.0227	0.0293	0.0010	0.0009	0.0044	0.6264
Gasto em Segurança Pública (per capita)	-0.2470	0.0332	0.0179	1.6341	-0.3187	-0.0133	0.0124	1.8531
	0.0000	0.0011	0.0099	0.0279	0.0000	0.0069	0.1622	0.0000
Gasto em Assistência Social (per capita)	-0.1228	0.1778	0.2610	0.5830	-0.2587	-0.1895	-0.1135	-0.0534
	0.0000	0.0012	0.0000	0.0299	0.0000	0.0000	0.0000	0.8635
Nº de Observações	78	78	78	78	52	52	52	52

Notas: Todas as variáveis estão em logaritmos;

Valores p são apresentados abaixo dos respectivos coeficientes.

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos resultados das regressões.

O desemprego afeta positivamente o crime apenas no caso de homicídio nas estimativas com dados transformados. Apesar de a relação ser positiva e significativa neste caso, os valores dos coeficientes estimados foram de baixa magnitude, tendo uma relação mais que proporcional somente no caso de seqüestros. É interessante notar que, por mais intuitivo que esta relação positiva possa ser, uma parte considerável da literatura empírica obteve resultados para estes coeficientes com o sinal negativo, da mesma forma como obtivemos nas estimativas por efeitos fixos e diferenças. Freeman (1994) sugere que estes resultados seriam enviesados por considerarem, na sua maioria, dados do tipo cross-section, sendo que o autor considera que os dados na forma de um painel (como no presente trabalho) seria a abordagem mais adequada para se avaliar essa relação, embora a relação negativa não seja improvável. Esta ausência de consistência do efeito também pode estar relacionada ao elevado nível de informalidade existente na economia brasileira. Como foi discutido anteriormente, uma relação negativa fraca ou insignificante entre desemprego e crime não é um resultado incomum na literatura do crime, sendo encontradas relações desse tipo por Ehrlich (1973), Freeman (1994), Kelly (2000) e Fougère et al. (2006).

A variável que utilizamos como proxy para desorganização social, proporção de lares uniparentais, se mostrou com o sinal positivo esperado e significativo nas categorias de crime de homicídio e roubo, variando o sinal nos casos de furto e seqüestro. Desta forma, na maioria dos casos, teríamos uma situação em que os custos morais associados à prática de atividades ilegais seriam menores em um ambiente com altos índices de desorganização social. Além disso, esse resultado está de acordo com a perspectiva sociológica de que a desorganização social reduz os vínculos interpessoais que criam barreiras à atividade criminosa.

A proporção de jovens do sexo masculino entre 15 e 24 anos, a variável demográfica que foi considerada, apresentou sinal surpreendentemente negativo e significativo em quase todas as categorias de crimes, com exceção de seqüestros. Este resultado contraria a expectativa teórica, que considera a população masculina jovem, não somente como o segmento da população que reúne os principais agentes propícios a cometer crimes, assim como boa parte das potenciais vítimas, principalmente dos crimes mais violentos. Entretanto, como sugerem Fougère et al. (2006), podemos

concluir que não é o a proporção de jovens per se, mas características do ambiente que cercam a população jovem, como o desemprego entre os jovens, que induz ao crime. Uma outra explicação para este resultado pode residir na baixa variabilidade desta variável nos dados utilizados (coeficiente de variação de 0.07), o que pode estar comprometendo inferências sobre o impacto dessa variável sobre o crime.

Com relação as variáveis de gastos públicos, foco do presente trabalho, observa-se que quase todos os coeficientes estimados se mostraram significativos. Os coeficientes da variável de gastos em segurança pública apresentaram sinais positivos e significativos na maioria dos casos, com exceção apenas de homicídios e roubos nas estimativas com primeiras diferenças. Pode-se notar que a magnitude desses coeficientes é bastante reduzida (com exceção do caso de seqüestros), e como as variáveis estão em logaritmo, a interpretação desses coeficientes como elasticidades, nos induz a avaliar tais gastos como sendo inelásticos no combate ao crime. Entretanto, deve-se notar que ainda não estamos corrigindo para o provável problema de simultaneidade entre esta variável e crime, devendo, portanto, observarmos esses resultados com cautela.

O impacto dos gastos em assistência social sobre o crime parece seguir um padrão oposto ao efeito que os gastos públicos em segurança exercem sobre o crime. Os resultados obtidos dessas estimações indicam que poder dissuasório dos gastos assistenciais sobre o crime parece ser mais consistente do que o verificado com os gastos em segurança¹⁷.

Os resultados em que se considera o problema da simultaneidade entre gasto em segurança pública e crime, utilizando receita tributária defasada em um período e gasto em segurança pública defasado em dois períodos como variáveis instrumentais, para corrigir o problema da endogeneidade advindo da simultaneidade entre essas duas variáveis são apresentados na Tabela 5.2 a seguir. Entretanto, como estamos utilizando mais instrumentos do que variáveis endógenas, as equações estimadas são sobre-identificadas, fazendo-se necessário um teste para o instrumento adicional. Os testes de restrições sobre-identificadas realizados confirmaram a validade dos instrumentos utilizados em todas as modalidades de crime, com exceção de seqüestros.

17 Este resultado está de acordo com Zhang (1997) e Johnson et al. (2004).

Tabela 5.2: Estimação do Modelo Econômico do Crime – Var. Instrumentais

Variável Dependente: (por 100.000 habitantes)	Efeitos Fixos				Primeiras Diferenças			
	HD	RB	FT	SQ	HD	RB	FT	SQ
Constante	-0.6830	19.0221	4.4936	96.4146	0.1527	0.1980	0.1882	-1.4887
	0.7998	0.0016	0.0688	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
Desigualdade (Índice de Gini)	4.1620	3.6161	0.9111	13.8903	-0.7084	1.5334	1.8573	25.9369
	0.0000	0.0010	0.0794	0.2018	0.6735	0.0023	0.0000	0.0001
Renda (Domiciliar per capita)	0.0629	-1.4400	-0.1800	-5.9321	0.3145	-0.9091	-0.2413	-9.3345
	0.7089	0.0285	0.5824	0.0603	0.3190	0.0000	0.0001	0.0000
Educação (Média de anos de estudo)	1.3995	0.4693	0.3942	-15.4567	-0.1641	-0.6884	0.0294	-12.9809
	0.0667	0.0220	0.3304	0.0000	0.5879	0.0000	0.0306	0.0003
Pobreza (% de pessoas com renda inferior a linha de pobreza)	-0.8936	-1.2854	-0.2263	-0.7933	-0.0453	-1.0146	-0.5835	-9.0898
	0.0000	0.0059	0.3008	0.8397	0.7848	0.0000	0.0000	0.0000
Desemprego (% da pea)	0.5391	-0.8733	-0.0690	-3.1914	0.2982	-0.4343	-0.0714	-0.8626
	0.0000	0.0000	0.4029	0.0830	0.0000	0.0000	0.5775	0.0599
Lares Uniparentais (% de domicílios)	0.8514	2.4796	-0.2137	4.3555	0.1603	0.9337	0.2664	2.0779
	0.1232	0.0000	0.3396	0.0225	0.0000	0.0000	0.0575	0.0114
Jovens do Sexo Masculino (%)	-1.3465	-0.1430	-0.7955	2.5926	-2.3132	-1.2454	-0.9489	0.4206
	0.0368	0.7394	0.0006	0.0091	0.0650	0.0000	0.0091	0.5588
Gasto em Segurança Pública (per capita)	-0.2503	-0.4254	0.0908	1.0667	-0.2346	0.1513	-0.0978	-1.2015
	0.0000	0.0177	0.0000	0.4191	0.0685	0.0000	0.0022	0.0303
Gasto em Assistência Social (per capita)	-0.1138	0.2124	0.2165	0.6825	-0.2642	-0.1956	-0.1710	-0.5634
	0.0002	0.0147	0.0006	0.1683	0.0007	0.0001	0.0000	0.1573
Nº de Observações	78	78	78	78	52	52	52	52

Notas: Todas as variáveis estão em logaritmos;

Valores p são apresentados abaixo dos respectivos coeficientes.

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos resultados das regressões.

Observando-se a Tabela 5.2, percebe-se que de um modo geral, não houve mudanças significativas no sinal e magnitude dos coeficientes para a maioria das variáveis, indicando certo grau de robustez nas relações obtidas. Observa-se claramente, entretanto que ocorre uma modificação importante na magnitude dos coeficientes dos gastos em segurança pública. Essa alteração ilustra bem o efeito importante da correção da endogeneidade nas estimativas do efeito dos gastos em segurança pública sobre o crime. Com relação às demais variáveis, observa-se que a desigualdade de renda continua afetando o crime de forma positiva e significativa, na maioria das estimativas, corroborando os resultados anteriores e ratificando as teorias que enfatizam que esses fatores sociais reduzem o custo de oportunidade do crime. Vale a pena atentar que as elasticidades da criminalidade com relação à desigualdade são superiores no caso de homicídios e seqüestros, do que nas outras modalidades de crime.

Para que possamos comparar com maior facilidade as estimativas do efeito das variáveis de gastos públicos sobre o crime, de forma a avaliar o grau de robustez desse impacto, foram reunidas as estimativas obtidas para as variáveis de gasto em segurança pública e gasto em assistência social e apresentadas na Tabela 5.3 a seguir.

Tabela 5.3: Efeito dos Gastos em Segurança Pública e Assistência Social sobre o Crime – Métodos Alternativos

Variável Dependente: (por 100.000 habitantes)	GSP				GASS			
	HD	RB	FT	SQ	HD	RB	FT	SQ
MQG com Efeitos Fixos	-0.2470	0.0332	0.0179	1.6341	-0.1228	0.1778	0.2610	0.5830
	0.0000	0.0011	0.0099	0.0279	0.0000	0.0012	0.0000	0.0299
MQG com Primeiras Diferenças	-0.3187	-0.0133	0.0124	1.8531	-0.2587	-0.1895	-0.1135	-0.0534
	0.0000	0.0069	0.1622	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.8635
MQG com Efeitos Fixos e Variáveis Instrumentais	-0.2503	-0.4254	0.0908	1.0667	-0.1138	0.2124	0.2165	0.6825
	0.0000	0.0177	0.0000	0.4191	0.0002	0.0147	0.0006	0.1683
MQG com Primeiras Diferenças e Variáveis Instrumentais	-0.2346	0.1513	-0.0978	-1.2015	-0.2642	-0.1956	-0.1710	-0.5634
	0.0685	0.0000	0.0022	0.0303	0.0007	0.0001	0.0000	0.1573

Notas: Todas as variáveis estão em logaritmos;
 Valores p são apresentados abaixo dos respectivos coeficientes.
 Fonte: Elaboração dos autores a partir dos resultados das regressões.

De uma forma geral, percebe-se que ocorre uma moderada elevação na magnitude dos coeficientes quando se utilizam variáveis instrumentais pra corrigir o problema de endogeneidade e em alguns casos, uma inversão de sinal. As elasticidades do gasto em segurança pública sobre o homicídio, por exemplo, são todas negativas e significativas, variando de -0,04 a -4,93 e concentrando-se em torno de -0,25. Estas magnitudes estão próximas dos valores encontrados por Levitt (1997) para esta modalidade de crime, mesmo com o autor utilizando número de policiais no lugar de gasto em segurança em suas estimações. Nos outros tipos de crime que este autor também analisa, os valores encontrados em suas estimações se aproximam dos obtidos no presente trabalho, assim como também são obtidos valores positivos para esses coeficientes em alguns casos¹⁸.

18 Esses resultados também estão de acordo com os obtidos nos trabalhos realizados no Brasil que avaliam o efeito dos gastos públicos em segurança sobre o crime, com destaque para Mendonça et al. (2003), Cerqueira & Lobão (2003b) e Cerqueira & Lobão (2003c). As elasticidades aqui estimadas com dados policiais se aproximam bastante dos coeficientes negativos e significativos, porém de reduzida magnitude, encontrada por esses autores.

Com relação às outras modalidades de crime, que apresentaram relações positivas entre gasto em segurança pública e crime em alguns casos, temos exemplos na literatura consistentes com este resultado, Cornwell & Trumbull (1994). Entretanto, este resultado deve estar sendo influenciado pelo provável problema de endogeneidade, que não é testada ou corrigida neste artigo. Cornwell & Trumbull (1994), utilizando o número de policiais, encontraram coeficientes sistematicamente positivos, mesmo quando o problema de endogeneidade foi corrigido com a técnica de variáveis instrumentais.

Os coeficientes estimados do efeito dos gastos em assistência social sobre o crime se apresentaram negativos e significativos na maioria dos métodos utilizados e dos tipos de crime em consideração. Como foi mencionado, não existe nenhum trabalho empírico sobre o tema no Brasil, pelo menos até o momento da realização do presente trabalho. Comparando com os resultados existentes na literatura internacional, observou-se que os resultados aqui obtidos são consistentes, tanto em termos de sinal como de magnitude, com os trabalhos de Zhang (1997), Johnson et al. (2004), Lindvall (2004) e Burek (2005).

Conclusões

O presente trabalho, usando novos dados da criminalidade no Brasil, estimou os determinantes das taxas de crime nos estados brasileiros para o período entre 2001 e 2003, avaliando especificamente o efeito dos gastos públicos em segurança e assistência social. Assim como os trabalhos empíricos anteriores para o Brasil, se observou uma significativa influência de fatores socioeconômicos como concentração de renda, desorganização social, pobreza e nível educacional no comportamento criminoso.

Os resultados obtidos por mínimos quadrados generalizados – MQG, com Efeitos Fixos e Primeiras Diferenças e posteriormente por mínimos quadrados em dois estágios - MQ2E, sugerem que o modelo econômico pode contribuir de forma importante no entendimento dos determinantes do crime no Brasil. Observou-se que a concentração de renda e a proxy para desorganização social, proporção de lares uniparentais, afetam a criminalidade robusta e positivamente, na maioria das estimativas e das

categorias de crimes analisados: homicídio, roubo, furto e seqüestro. No entanto, variáveis como nível de pobreza, renda e nível educacional, apesar de estatisticamente significativas, se mostraram ambíguas, variando o sinal de seus efeitos de acordo com a modalidade de crime analisada.

Com relação aos gastos públicos em assistência social, na maioria das estimativas e das categorias de crime analisadas, essa variável apresentou um efeito negativo sobre a criminalidade. Essa relação pareceu ser robusta e nos levou a conclusão que este tipo de gasto é um importante fator para a redução do crime. Esse efeito estaria de acordo com os resultados obtidos para as variáveis socioeconômicas, visto que o gasto em assistência social afetaria esses fatores, direta ou indiretamente.

Os resultados obtidos evidenciaram ainda que não existe um poder de dissuasão consistente de medidas de repressão como gasto em segurança pública sobre o crime no Brasil, no período analisado, mesmo quando o problema de endogeneidade é levado em consideração, com exceção de homicídios e das estimativas alternativas, onde a repressão pública de curto prazo reduz essa modalidade de crime. Esse resultado estaria de acordo com argumento de autores que afirmam que o poder dissuasório de variáveis de repressão, se existente, é limitado.

A ausência de um poder de dissuasão sobre o crime nos resultados obtidos, com exceção de homicídios, pode estar revelando que medidas de combate ao crime de curto prazo de fato não são eficazes no combate a criminalidade, sendo mais relevantes as variáveis socioeconômicas como desigualdade de renda. Entretanto, de forma alguma, esses resultados são definitivos. Estimativas do impacto de medidas de repressão sobre o crime, devem ser feitas, considerando estes gastos desagregados, de forma a observar se essa ineficiência se refere a algum gasto específico, como número de policiais, ou o dispêndio em segurança como um todo.

O impacto negativo encontrado da variável de gastos em assistência social sobre o crime merece uma avaliação mais detalhada. Deve-se avaliar se este efeito negativo ocorre devido a uma maior influência no curto ou no longo prazo. No curto prazo esse tipo de gasto exerceria um papel de atenuar a desigualdade e a pobreza, reduzindo as pressões imediatas de se cometer crime. No longo prazo, poder-se-ia afirmar que gastos assistenciais bem aplicados dariam condições para que os seus beneficiários investissem

mais em educação, por exemplo, reduzindo os incentivos e as condições adversas que levariam um indivíduo a cometer crime. Estudos futuros, utilizando-se de séries de dados mais longas sobre criminalidade, poderiam explorar aspectos de curto e de longo prazo dos efeitos de variáveis de gastos públicos em assistência social sobre o crime.

Apesar das estimativas obtidas terem sido significativas, ratificando a maior parte da teoria econômica do crime, os resultados devem ser encarados com cautela em função da curta série de dados sobre a criminalidade em nível de estados disponível. Entretanto, não há motivos para se rejeitar a hipótese de que problemas no ambiente sócio-econômico possuem efeitos significativos sobre o crime, nas suas múltiplas modalidades, sendo este o principal vetor a se atacar no sentido de combater esse problema que aflige a sociedade brasileira.

Referencias Bibliográficas

- ARAÚJO Jr., A. F. e FAJNZYLBER, P. O Que Causa a Criminalidade Violenta no Brasil?: Uma Análise a Partir do Modelo Econômico do Crime: 1981 A 1996. Texto de Discussão no. 162, CEDEPLAR/UFMG, 2001.
- BECKER, Gary. S. Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, 169-217, 1968.
- BENOIT J-P. and OSBORNE J. M. Crime, Punishment, and Social Expenditure, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, v.151, p. 326-347, 1995.
- BLOCK, Michael K. e HEINEKE, John M., A Labor Theoretic Analysis of the Criminal Choice, *American Economic Review* v. 65, p. 314-325, 1975.
- BOURGUIGNON, Francois. Crime as a Social Cost of Poverty and Inequality: A Review Focusing on Developing Countries. Development Economics Research Group, The World Bank, Washington, DC, 1998.
- BUREK, M. W. Now Serving Part Two Crimes: Testing the Relationship Between Welfare Spending and Property Crimes. *Criminal Justice Policy Review*, v. 16, n. 3, Set., 2005.
- CERQUEIRA, D. e LOBÃO, W.. Determinantes da Criminalidade: Uma Resenha dos Modelos Teóricos e Resultados Empíricos. Rio de Janeiro: IPEA, (Texto para Discussão 956), junho, 2003a.

_____, _____. Condicionantes Sociais, Poder de Polícia e o Setor de Produção Criminal. Rio de Janeiro: IPEA, (Texto para Discussão 957), junho, 2003b.

_____, _____. Criminalidade: Social versus Polícia. Rio de Janeiro: IPEA, (Texto para Discussão 958), junho, 2003c.

CORNWELL, C., e TRUMBULL, W.N. Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data. *The Review of Economics and Statistics*. v. 76, p. 360-366, 1994.

DAVIDSON, R. and MACKINNON, J. G., *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press, 1993.

EHRlich, I. Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, v. 81, p. 521-565, 1973.

FAJNZYLBER, P. e ARAÚJO Jr., A. F. *Violência e Criminalidade*. Texto de Discussão n. 162, CEDEPLAR/UFMG, 2001.

FAJNZYLBER, P., D. LEDERMAN e N. LOAYZA, What Causes Violent Crime?. *European Economic Review* v. 46, p. 1323-1357, 2002.

FERNANDEZ, J. C. e LOBO, L. F. *A Criminalidade na região metropolitana de Salvador*. Anais do VIII Encontro Regional de Economia da Anpec, 2003.

FREEMAN, Richard B. *Crime and the Job Market*. National Bureau of Economic Research, Working Paper 4910. Cambridge, Massachusetts, 1994.

FOUGÈRE, D., KRAMARZ, F. and POUGET, J. *Youth Unemployment and Crime in France*, IZA Discussion Paper n. 2009, Bonn, March, 2006.

GAVIRIA, A. Increasing returns and the evolution of violent crime: the case of Colombia. *Journal of Development Economics*, v. 61, p. 1-25, 2000.

GLAESER, Edward L., Bruce SACERDOTE and J. SCHEINKMAN. *Crime and Social Interactions* *Quarterly Journal of Economics* v.111, p. 507-548, 1996.

GOULD, E. D., WEINBERG, B. A., MUSTARD, D. B. *Crime rates and local labor market opportunities in the United States: 1979-1997*. . *The Review of Economics and Statistics*, v. 84(1), p. 45-61, 2002.

GREENE, William H. *Econometric Analysis* 5th ed. Prentice-hall. 2003.

IMROHOROGLU, A., MERLO, A. and RUPERT, P. *On the Political Economy of Income Redistribution and Crime*, *International Economic Review*, v. 41, n. 1, 2000.

JOHNSON, S. R., KANTOR, S. and FISHBACK, P. V. Striking the Roots of Crime: The Impact of the New Deal on Criminal Activity, (Preliminary Draft), 2004.

KELLY, Morgan. Inequality and Crime. *The Review of Economics and Statistics*, v. 82(4), p. 530-539, 2000.

LE MOS, A. M., SANTOS, E. P. e JORGE, M. A. Um Modelo para Análise Socioeconômica da Criminalidade no Município de Aracajú. *Estudos Econômicos*, v. 35, p. 569-594, 2005.

LEVITT, Steven. D. Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime. *American Economic Review*, v. 87(3), p. 270-290, 1997.

LINDVALL L. Does Public Spending on Youths Affect Crime Rates? Uppsala University Working Paper, Sweden, April, 2004.

LOCHNER, L. and MORETTI, E. The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self-Reports. *The American Economic Review*, 94, 1, March, 2004.

MARVELL T. B. and MOODY, C. E. Specification Problems, Police Levels, and Crime Rates, *Criminology*, v. 34, n. 4, 1996.

MENDONÇA, M. J. C; LOUREIRO, P. R. A.; SACHSIDA, A. Criminalidade e Desigualdade Social no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, (Texto para Discussão 967), julho, 2003.

MERLO, A. Income Distribution, Police Expenditures, and Crime: A Political Economy Perspective, *Journal of the European Economic Association*, April-May, v. 1(2-3), p. 450-458, 2003.

PEPPER, J. V. and PETRIE, C.V. Measurement Problems in Criminal Justice Research, Workshop Summary, National Academy of Sciences, 2003.

PIQUET, L. Determinantes do Crime na América Latina: Rio de Janeiro e São Paulo. São Paulo: Universidade de São Paulo, 1999.

WITTE, A. D.; WITT R., What We Spend and What We Get: Public and Private Provision of Crime Prevention and Criminal Justice. NBER Working Paper 8204. 2001.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge, MA, 2002.

WORRALL J. L., Reconsidering the Relationship between Welfare Spending and Serious Crime: A Panel Data Analysis with Implications for Social Support Theory. *Justice Quarterly*, v. 22, n. 3, 2005.

WORRALL J. L.; PRATT T. C., On the Consequences of Ignoring Unobserved Heterogeneity when Estimating Macro-Level Models of Crime. *Social Science Research*, v. 33, p. 79-105, 2004a.

_____, _____. Estimation Issues Associated with Time-Series – Cross-Section Analysis in Criminology. *Western Criminology Review* v. 5(1), p. 35-49, 2004b.

ZHANG, J. The Effect of Welfare Programs on Criminal Behavior: A Theoretical and Empirical Analysis. *Economic Inquiry*, v. 34, p. 120-137, 1997.

RACIAL DISPARITIES IN THE RECENT BRAZILIAN ECONOMY: A QUANTITATIVE ANALYSIS OF DISCRIMINATION IN ITS DIFFERENT LEVELS

Edgard Almeida Pimentel
Juliana Domingues Zucchi

Introduction

During the second half of twentieth century, a large amount of efforts can be recognized in Economic theory towards the modeling of human interactions in specific situations, such as labor market, for instance. Mostly due to Becker¹ and his seminal works, economics of human capital, of crime and of discrimination² are illustrative of the use of microeconomics providing foundations for the understanding of human behavior.

In which concerns specifically the issues of racial discrimination, the theoretical branch of economics has investigated mainly the discrimination in terms of wage in labor market, and tried to formalize the idea that

1 Becker (1957, 1971)

2 From now on, the terms 'discrimination' and 'prejudice' are considered interchangeable, despite of their different meaning and are supposed to denote the difference between black and white individuals which is not captures by revealed characteristics.

two equal individuals which only differ by their race should not receive different wages – since there is no theoretical foundation for any difference in their labor productivity – but for the case in which discrimination is implicit in this context (Becker, 1957, 1971, Alexis, 1974, Arrow, 1972, 1974). In terms of applied studies there is a large literature investigating empirical evidences for the existence of differences in terms of wage as well as differences in the probability of individuals of different groups (black and white) attend school or enter labor market.

On the other hand, then focusing on the Brazilian economy, some stylized facts draw our attention to huge discrepancies between black and white individuals. For instance, Beltrão (2003), points out the difference between these two groups when the variable under analysis is the probability of illiteracy, concluding that there exists a negative bias when the individual is an afro-descendent. Furthermore, controlling for the rest of characteristics, black individuals present systematically lower levels of labor income and wage. Studies applied for international contexts also denotes the inferior wage levels achieved by non-white individuals, as well as the lower probability of attendance at school or even of entrance in labor market.

In which concerns methodological issues, most of literature that investigates racial discrimination in labor market implements two different approaches. The first, and simplest one, is the use of a dummy variable which assumes value one for the case in which the individual is black and then, through an OLS regression, estimate the relevance and influence of this characteristics on the wage (properly, the logarithm of wage).

Secondly, more sophisticated methods can also be applied for the same issue, that is, the decomposition of wage differences between groups to measure that one which can be explained by the revealed characteristics and that one that can not be captured by the data. Two of the most important methods of decomposition are due to Blinder (1973), Oaxaca (1973), Juhn, Murphy and Pierce (1993). This second portion is considered as a measure of prejudice in the labor market under analysis. Some references implementing this approach can be mentioned (Reis and Crespo, 2005; Zucchi 2005; Zucchi and Hoffmann 2004; Campante *et al.*, 2004 among others).

Meanwhile, the decompositions mentioned above present some methodological problems. At first, they do not allow us to perform statistical inference about the result that is attributed to the 'prejudice account'. Secondly, they require the estimation of wage equations (Mincer equations, due to Mincer, 1973) which consider the logarithm of wage as a function of educational levels. Although it seems to be reasonable, the inverse relation is also admissible, that is, education being explained by level of income or wage. This bi-causal relation produces a well-known problem called in the econometric literature as endogeneity, and its results is the loss of consistency and relative efficiency of the parameters.

Taking each particularity of the racial issue into the account – the theoretical, the applied references and the stylized facts of Brazilian economy, as well as the methodological state of art in the literature – our paper proposes an investigation of the discrimination between white and black individuals in three different stages of economic interaction: at first, when the individual is in the labor market, we study if the racial aspect has any kind of relevance to determine the level of wage. However, we suggest the use of the generalized method of moments (GMM), taking the mother's education of each individual – a strong instrument – as an instrumental variable to correct for the presence of endogeneity and then get better estimates.

Furthermore, we propose a discrete choice model to approach the discrimination concerning the entrance of the individual in the labor market. In this case, again, we test for the relevance of race in determines the probability of an individual get a position in the labor market. Finally, we test if the racial component is relevant to explain the attendance at school of individuals aged between five and seventeen years old; a discrete choice model again takes place. Beyond these procedures we estimate a mincerian equation for both groups (black and white) separately. This is done in order to obtain two relevant results: formerly, we can investigate if the same characteristics are remunerated in the same way for black and white individuals in the labor market. The second result is the nonparametrical micro-simulation procedure we undertake and that we detail in section 3.

Our conclusions, considering our econometrical corrections, suggest that discrimination is not present in labor market in terms of wage determination,

however, can be found as a relevant characteristic to determine the probability of entrance in the labor market as well as the probability of school attendance. The micro-simulation results corroborate the previous findings.

The rest of this paper is organized as follows: section 2 elaborates some discussion on the literature and points out the main elements we intend to contribute with. Section three presents some stylized facts about racial discrimination in Brazil. Methodologies and dataset are reported in section 4. Results are presented in section 5 which is followed by conclusive remarks in section 6.

Brief aspects of literature about racial discrimination

The first study on discrimination within the neoclassical economics is due to Edgeworth (1922). However, in his paper the point that is under analysis is the gender question.

On the other hand, the first study on racial issues – or at least the first soundly based one – properly, on racial discrimination is the homonymous book by Becker (1971) in which the use of microeconomic foundations is extended to the field of race. According to this book, and assuming that race is not relevant in determining labor productivity (which means the reasonable assumption that a black individual has no more or less ability than a white one), similar individuals who differs only in terms of color should receive the same wage level. However, empirical testes presented in the same book denote the presence of negative effects over the wage level for the fact that an individual is black. This effect is called discrimination. Another fundamental contribution in this literature on racial discrimination is due to Arrow (1972, 1974). The author differs in some point in relation to Becker, and even on some major conclusive aspects, however, they agree around the form of the theory.

According to Becker (1971):

“if an individual has a taste for discrimination, he must act as if he were willing to pay something either directly or in the form of reduced income to be associated with some persons instead of others”.

Moreover, that author proposes a model in which the employer faces a net wage rate that is given by $W \cdot (1 + d_i)$ where d_i is the discrimination coefficient against the factor i . It means that if the employer has a preference toward the group i then this factor is positive. However, if the employer has a preference for any group j which differs from the group i then this factor is negative, which denotes discrimination against the factor under consideration.

When extended to the case of an open economy, the model allows us to conclude that, if a group is negatively discriminated, then this group tends to present lower levels of wage and lower probability of getting a position in the labor market.

Some illustrative examples of the various additional directions theoretical studies can take, it is possible to find in literature papers modeling discrimination in the distribution of pre-market factors, such as educational inputs (Carneiro, Heckman and Masterov, 2005), the discrimination in the access to credit markets and loans (Duca and Stuart, 1993, Martin and Hill, 2000) etc.

In terms of applied papers, two specific directions are relevant to our study. At first, the contributions related to international contexts and those ones related to the Brazilian economy. We discuss briefly the first of them and in the sequence we present the discussion concerned with Brazilian racial issue.

Recent studies investigating racial issues around the globe has pointed out the relevance of race to the understanding of wage discrepancies between ethnical groups. For example, Prus and Lin (2005) show that for the Canadian context, there can be found some discrepancies in terms of access to health care between Anglophones and Francophones and Allophones. Moreover, in some comparisons between Aborigines and visible minorities versus non-visible minorities also denote a discrimination against the second one in terms of probability to access health care in the country.

On their turn, Burger and Jafta (2006) constitute a very interesting case which proposes the analysis race influence in determination of wage levels for the post-apartheid South Africa. Those authors implement three kinds of decomposition mentioned before in this paper, however estimating the mincerian equations required for the decomposition me-

thod through the use of OLS. The problem with this procedure is the presence of endogeneity produced by the bi-causality relation between wage and education. Estimate the model neglecting the presence of endogeneity generates lack of consistency in the estimators as well as loss of efficiency. The result parameters may lead to elusive conclusion in terms of inference and direction of marginal returns in terms of wage to each considered characteristic.

Furthermore, the paper applies the Blinder-Oaxaca decomposition for wage. The point to be denoted about this method is that its result does not allow for significance tests. Considering that this decomposition only permits the researcher to compute the value of the difference in wages between groups that is not explained by the characteristics under analysis and does not allow to generate a distribution of this value, there is no way to test if this amount differs from zero. In this sense, it is not possible infer if there is or there is not discrimination through the direct application of this method. Briefly, even considering the econometric problems related to endogeneity and the lack of statistical tests for the decomposition results, there is an additional issue with the Blinder-Oaxaca decomposition: the amount that is computed as the discrimination portion of the wage discrepancy can be obtained by the use of a dummy variable, in the proper estimation of a wage equation. The results in the paper lead to positive conclusions about the existence of discrimination against the black group in the country.

In which concerns the Brazilian context, there are many economic studies about racial inequalities in the country. Beltrão (2003) analyzes the issues of illiteracy among black and white persons in Brazil and concludes for the relevance of race and its negative influence over the probability of literacy. Loureiro and Carneiro (2001) present an analysis of racial discrimination which intends to capture the urban-rural dichotomy in the country. Due to the presence of considerable heterogeneity, the authors suggest the influence of race may vary in both environments. On their turn, Reis and Crespo (2005) investigate the relevance of age and some cohort variables as control information in the estimation of racial relevance.

In order to capture which the authors call intergenerational transmission of education, Campante, Crespo and Leite (2004) propose a model in which the earning equation is estimated controlling for the relevance of

parent's education of each individual. The same paper pinpoints the role of the public sector as a control variable in the model, stating that black individuals employed in state initiative tends to suffer lower levels of racial discrimination in terms of wage. However, it is convenient to mention the existence of a selective mechanism in the public sector employees' admission which depends obviously on higher levels of education. May be the case in which the race influence is limited because of a prior racial discrimination which does not allow the black person to compete with the same level of schooling in this admission mechanism.

Moreover, the same authors propose a methodology to internalize the regional inequalities and heterogeneity in the country. Soares (2000) suggests the use of regional dummies as a manner of controlling for this heterogeneity. Meanwhile, from Anselin (1988) a well-known result is that regional dummies are not able to capture local instabilities as well as contiguity and neighborhood effects that may affect the estimation results. In this sense, the use of regional dummies is not enough to capture regional particularities.

Zucchi (2005) and Zucchi and Hoffmann (2004) also propose a decomposition analysis through the Blinder-Oaxaca method for the wage discrepancies in the labor market. Again, wage is taken as a function of educational levels and dummy variables are responsible for capturing the regional asymmetries. However, the paper pinpoints the relevance of comparison between black and white persons also taking into account the Asian and Asian descendents.

Considering all the previous accomplishments consolidated in the literature, we propose three different econometric models and a micro-simulation procedure to test if there is a racial issue in Brazilian economy and, moreover, what is the environment in which this phenomenon can be characterized.

In this sense, we estimate an earning equation with a dummy variable for the black individuals using GMM and taking the individual's mother education as an instrument to correct for the endogeneity and its econometric consequences. The second stage is the estimation of earning equation also using GMM and the same instruments for both groups. These equations are useful in order to understand if both groups are remunerated in similar way in their characteristics such as education, for instance. Later

in this paper, these equations are used in a micro-simulation exercise which try to compare the wage distribution for black individuals as if they were remunerated in the same way as white ones are and vice versa. These procedures are concerned with the presence of discrimination in the labor market concerning wages determination.

However, prejudice and discrimination may occur before the entrance in labor market and individuals of different groups may face different probabilities to get a position. In this case the focus must translate from the wage to the probability of an individual enter the job market and the influence of race over this probability. To approach this theme we propose a probit model in which the race is an explanatory variable of the probability to enter the labor market.

Finally, we put our lens over the educational environment. According to Spence (1973), labor productivity is not affected by education, which is taken as a mere way to sign the agent's real productivity in the market. This interpretation leads to the more crucial result that education is a key factor to determine your wage and, even, to determine agent's probability to enter in the labor market. Because of this, we propose a probit model to understand if race is a significant variable in determining the probability of a child attend school.

In next section, we present some stylized facts about the differences between black and white persons in Brazil in terms of access to health care, social security system among others. Once these sets of stylized facts suggest the existence of differences between the two groups, our main goal is to determine if the discrimination takes place in the determination of wages, in the probability to enter the labor market or even in the probability to attend school.

A discussion on the relevance of race to welfare and economic life

The main motivation for the studies in racial discrimination and prejudice is the fact that black and whites individuals face different realities in terms of welfare. In this section, we sketch a comparison between both groups in terms of rate of literacy, average income, average years of scho-

oling, but also in terms of the percentage of them that lives in the same household as their mothers, or even the percentage of them that posses some official work record. In table 1, we report some general aspects of white and black individuals in Brazil for the year of 2004 (PNAD).

Table 1 – Percentage of individuals accessing or presenting considered characteristic, black and white, Brazil, 2004

Characteristics (%)	White	Black
<i>of individuals whose mother is alive</i>	71.85	65.43
<i>of individuals living with mother (same household)</i>	32.89	30.47
<i>literacy</i>	93.31	84.49
<i>work record</i>	2.81	3.04
<i>social security</i>	1.60	1.70
<i>unionized</i>	11.50	9.36
<i>occupied</i>	56.47	56.01

Through the information displayed in table 1, we may conclude that black individuals have a lower access to educational services in terms of literacy as well as a lower percentage of them live with their mother, even when she is alive.

However, in terms of work records and social security services, the percentage of black persons which access theses kind of facilities is higher than that for white ones, although this difference is not relevant. It may reflect the fact that black and white individuals once in the labor market share the same bargain power.

Additional information that draws our attention is the percentage of black and white occupied individuals. Considering they do not differ, we may conclude that the probability of a black and a white individual, randomly picked up from their own groups, be occupied is the same. Meanwhile it does not mean that this probability is the same considering the population as a whole.

Finally, we may observe that white individuals have a higher probability to be organized in worker unions than black individuals do. It means

that among black individuals, the probability of a worker to be organized through an union is lower than among white ones.

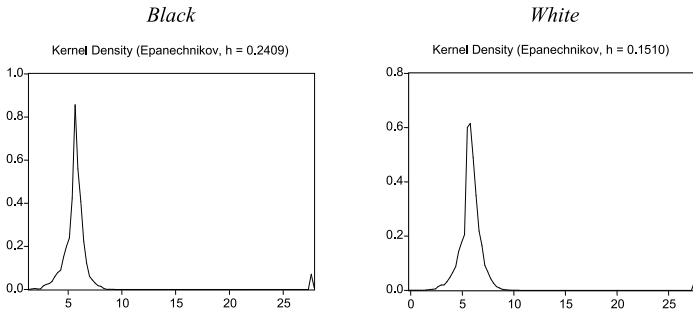
Another interesting issue is the relevance of race when child labor is the focus of research. Despite of the fact that, on average, black children work more hours per week than white children do, they receive lower average wages (Table 2). Moreover, the probability of a black child undertakes some task that can be considered as work is twice the probability of white child doing the same. This information is summarized in table 2.

Table 2 – Information on child labor, black and white, Brazil, 2004

Characteristics	White	Black
Child labor	0.89%	1.76%
Labor income (R\$)	49.10	47.11
Hours of work (weekly)	13.37	14.82

Beyond these considerations, the most impressive result is about the average wages for both groups. As the average labor income for black individuals is 347.02 reais, the same variable considering white individuals is almost twice this value (620.90 reais). However, more interesting than focus on the first moment of the distribution, is take all the labor income distribution for black and white individuals and compares how they perform. The Kernel probability densities for black and white individuals' wage are showed in Figure 1.

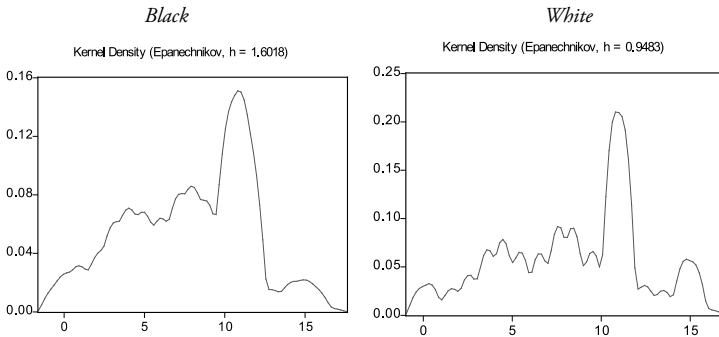
Figure 1 – Kernel Densities for logarithm of wages, black and white, Brazil, 2004



Through the observation of Figure 1, in which we present the density of wage's logarithm for both groups, we can infer that the mean for black group is slightly lower than that for the white group. We can also note the higher level of dispersion for the white group, which denotes that, among black individuals the income is more concentrated.

In terms of education, measured in terms of years of schooling, again some kind of prejudice against black persons is revealed in the data. White individuals study, on average, 7.36 years, while black individuals study only 5.68. The relevance of this result is that as education and labor income are closely and positively related, considering that both of these variables are systematically lower for black group, there may produced some kind of inertia or racial trap.

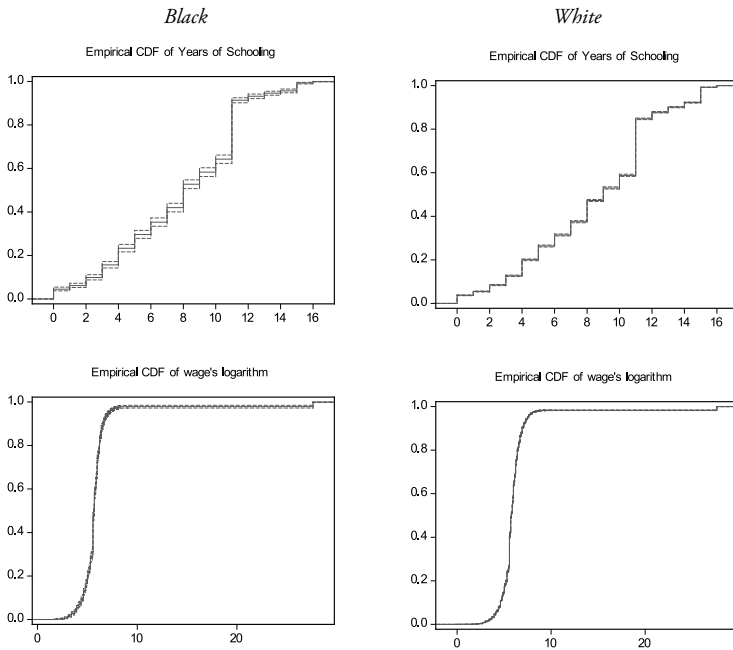
Figure 2 – Kernel Densities for years of schooling, black and white, Brazil, 2004



According to Figure 2, we can note the larger dispersion in the black's distribution around lower values. Moreover, most of this distribution is concentrated below the mark of ten years of schooling. On the other hand, the white's distribution attributes more weight to observations around 15 years of schooling than does the distribution for black individuals.

Another way to check for the disparities in terms of these two variables (education and income) is through the use of a cumulative density function (CDF). This function, whose higher value is the unity, is useful to illustrate that for the case of white individuals, higher levels of income are farther from the top of the distribution. It implies that these higher values are more frequent within the data. The opposite can be verified for the case of black individuals: higher values for both variables are closer to the top of the CDF's (Figure 3). It means that lower values are more frequent in the data.

Figure 3 – Cumulative distribution functions for labor income (logarithm of wage) and years of schooling, black and white, Brazil, 2004



The mere observation of these discrepancies allows for the conclusion that there is some kind of prejudice against black persons in some relevant environment of their economic interactions. In order to investigate this point, we propose an econometric methodology that is described in the next section.

Methodology and dataset

Econometric models

Taking into account the three possibilities of discrimination we have mentioned before, our paper propose a methodological approach in order

to submit all of them to a statistic test through the use of an econometric model. Initially, for the question of discrimination in terms of wages in labor market, we propose the estimation of an earning equation through the use of generalized method of moments. Secondly, for the test of discrimination as an entrance problem in the labor market, we propose a probit model. The same probit method is implemented in the estimation of an equation for which the explained variable is the attendance at school. We discuss all of the models in details.

Instead of the use of wage decomposition equations, we suggest to estimate some earning equations which are able to denote the relevance of race to determine the wage in the labor market. As we should demonstrate later, the use of a dummy variable which captures the racial effect is equivalent to the use of Blinder-Oaxaca decomposition. Moreover, the parameter for the dummy can be test against a null hypothesis of nullity, which is not possible through the use of decomposition equations such as Brown-Moon-Zoloth or Juhn-Murphy-Pierce.

In the literature, we can find some articles whose econometric models for the earning equations are specified with the logarithm of wages as an explained variable which is modeled as a function of, among all the explanatory ones, education – measured as years of schooling. There is a problem with this specification that is very well-known in the literature, that is, endogeneity. It seems to be reasonable that income level is crucial to determine education, as well as education is a very relevant characteristic setting income.

Because of this, in order to circumvent the problem of endogeneity we propose an earning equation which is estimated by generalized method of moments and in which we introduce the individuals' mother educational level as an instrument. Considering that the individuals' level of education is strongly correlated with his/her mother's educational level, we can implement the method and then achieve estimated parameters which are more reliable.

Our model can be written as follows:

$$\log(wage)_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot YS_i + \beta_2 \cdot AGE_i + \beta_3 \cdot AGE_i^2 + \beta_4 \cdot ML_i + \beta_5 \cdot BL_i + \beta_2 \cdot UR_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

in which the logarithm of nominal wage is explained as a function of an intercept plus the influence of years of schooling, YS_i , for the indi-

vidual i , age and age squared for each individual i , and three dummy variables: ML_i , which is equal to 1 if the individual i is a man (male), BL_i , that is equal to 1 if the individual i is black and, finally, UR_i , assuming value 1 for the case in which the individual i lives in urban areas. Obviously, an error term is present in the model and we assume $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$. In equation (1) we estimate – and are able to test – if the racial aspect is significant or not in the determination of wage levels. However, also important is the impact of each variable – marginal effect – on the wage level for each group of individuals. Considering this issue, we propose another equation which is estimated for both groups and can point out the relevance of each variable taken separately for blacks and whites. In this fashion, we can investigate the marginal return on wage of each characteristic we are including in the model. The equation can be designed as follows:

$$\log(wage)_{i,j} = \beta_{0,j} + \beta_{1,j} \cdot YS_{i,j} + \beta_{2,j} \cdot AGE_{i,j} + \beta_{3,j} \cdot AGE_{i,j}^2 + \beta_{4,j} \cdot ML_{i,j} + \beta_{5,j} \cdot UR_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (2)$$

The variables included in the equation (2) are the same as those ones included in equation (1) except for the dummy for race. Also, in equation (2) we have the index j which is supposed to mean the group (black or white). The immediate implication is that we can understand if the parameters estimated for each variable are equal or are not equal across the groups. The result can be used to understand the importance of education to each group, which means to test if the return of education, for instance, is the same for black and white individuals.

The second step in this paper is to estimate if the entrance in the labor market is influenced by the race. It means trying to compute if black and white individuals have the same probability to enter the labor market. The relevance of this step relies on the fact that, even if both individuals (black and white) receive the same wage in the labor market, not necessarily they have the same probability to be in the labor market. There is a possibility that black individuals have smaller probabilities than white workers in get a position.

In order to test the hypothesis that black and white individuals possess different probabilities of employment, we propose a probit econometric model in which the explained variable is a binary one explained by some

relevant characteristics, among what we consider a dummy variable for race. The model can be written as follows:

$$\Gamma_i = f(YS_i, AGE_i, AGE_i^2, AGEFJ_i, BL_i, UR_i, \epsilon_i) \quad (3)$$

where Γ_i is a binary variable which assumes value 1 if the individual is employed and zero otherwise. This variable is explained as a function of years of schooling, age and age squared, the age in which the individual began to work, a dummy for the case in which the individual is black and a dummy for the case in which the individual lives in a urban area.

This equation is strongly relevant to denote if the racial issue is significant in determine the probability of an individual to access the labor market. Depending on the value of the parameter of the racial dummy, and its statistical significance, we can figure out if the probability of an individual enter the job market is smaller, bigger or unaffected if he is black.

As mentioned before, the probability of entering in the labor market can be reduced due to the fact that individual is not able to reveal her actual productivity. For example, between a black and a white guy with the same years of schooling, can be the case in which is easier for the white agent to reveal her labor productivity than for the black one.

We know from Spence (1973) that a very efficient way – maybe the most efficient one – for an individual can reveal his productivity of labor is through the educational level. The employer perhaps is not able to observe all the relevant conditions that determine the labor productivity of an individual in the labor market. However, the educational level can be taken into consideration as a measure, or a synthesis, of these characteristics.

Because of this, we should understand the racial effects also in the probability of attendance at school. Our question can be reformulated: is race a relevant factor in determining school attendance in Brazil? To approach this issue we propose a probit econometric model. In this model, the attendance at school is a binary variable which assumes value 1 if the agent is attending any kind of school. The formal model can be expressed as follows:

$$\Phi_i = f(YSM_i, YSF_i, LM_i, PS_i, MO_i, BL_i, \varepsilon_i) \quad (4)$$

In equation (4), the probability of attending school is determined by the years of schooling of the mother, YSM_i , years of schooling of the father, YSF_i , a dummy variable whose value is one if the individual lives with his mother, IM_i , a dummy variable which assumes value one if the individual attends a public school, BM_i , and a dummy variable which assumes value one if the individual is black, BM_i .

The purpose of this model is trying to capture the relevance of race in order to determine if an individual does attend or does not attend school. Implicitly we try to capture the effect of racial discrimination for signaling the productivity of labor for each individual.

After these procedures, our study undertakes two different micro-simulations which are described below.

Micro-Simulation Procedures

One of the most important issues in terms of racial discrimination in labor market – in terms of wages – is to understand if the black individuals, possessing the same characteristics of the white ones, would receive the same compensation (wage) for their labor. Thinking about this question, a micro-simulation procedure is proposed.

Considering the parameters in equation (2) are correctly estimated by GMM – and that they possess some properties such as consistency, efficiency and are unbiased – we can generate a series of predicted values for each group j (where j = white or black) applying the parameters estimated for each group j on the micro-data for the other group. That is, we apply the parameters estimated for the white group over the micro-data for the black group. Then we obtain the predicted values that we should obtain if the blacks were remunerated as are the whites, and vice versa. Let us be formal:

Assuming we have the following matrix form for the equation (2):

$$\log(\text{wage}_w) = \beta_w' X_w + \varepsilon \quad (5)$$

and

$$\log(\text{wage}_b) = \beta_b' X_b + \varepsilon \quad (6)$$

respectively for the case of white and black groups. If black individuals are remunerated as the white ones are, then we should have:

$$\beta_b' X_b = \beta_w' X_b \quad (7)$$

and

$$\beta_w' X_w = \beta_b' X_w \quad (8)$$

In order to test if both equalities do hold or do not hold, we implement a nonparametric approach. At first, we generate the right hand and left hand side members of (7) and (8). Then, we proceed to the estimation of a Kernel density for each one of them and, furthermore, to the comparison between each member of each equation trying to investigate if the results strongly deviate from the theoretical suggestion.

Indeed, we are interested in understand if the distributions of the predicted values for a group j is different of the distribution of the predicted values applying the estimated parameters for group i to the micro-data of group j .

Dataset

In order to obtain information about the conditions of life and, moreover, relevant variables to implement and test econometric models, the authors refer to the National Household Survey (PNAD) for 2004.

The data concerning educational information, conditions of child labor among others, are obtained from PNAD 2004 supplement, which is dedicated to income transfer programs in Brazil. All variables used in the econometric models are obtained from the 2004 edition of PNAD.

For the model concerned about discrimination in terms of wages in the labor market, we considered every individual ten years old or elder. The same restriction held for the probit model dealing with the entrance in labor market. Finally, for the case of school attendance, the dataset were restricted to individuals aged between five and seventeen years old.

Results

After the brief methodological discussion undertaken above we present the results for the estimated models and for the micro-simulation. The results for the wage equation considering both groups (back and white) and containing a dummy variable to capture the racial effect are showed in Table 3.

Table 3 – Regression coefficients; earning equation estimated by GMM taking mother’s educational level as instrument variable, equation (1)

	Dependent variable
	<i>log(wage)</i>
<i>Intercept</i>	1.439
	(10.465)
<i>Years of schooling</i>	0.266
	(24.043)
<i>Age</i>	0.091
	(8.571)
<i>Age squared</i>	-5.00E-04
	(-2.953)
<i>Male</i>	0.651
	(17.181)
<i>Urban</i>	-0.075
	(-1.653)
<i>Black</i>	0.119
	(1.565)

The estimated parameters behave like our theoretical expectations. Education has a positive impact over the wage as well as the age. The term responsible for capture the experience effect (age and age squared) presents the functional form predicted by theory (the inverted ‘U’), which expects that wage increases at decrescent rates as age increases up to the point in which marginal increments in age have negative impact over the

labor income. Moreover, there is a positive and significant discrimination against men, denoted by the value of Male term's coefficient. According to the model, there is no significant impact of the household area, urban or rural, over the wage.

However, the interesting point is that, when correcting for endogeneity, through GMM, taking the individuals' mother levels of education as an instrument for their own years of schooling, the relevance of race to determine the wage level in labor market disappears. Briefly, identical individuals, differing only by the race, receive the same wage level.

This results point out that discrimination is not found in labor market when correct econometric procedures are implemented. The immediate implication is that if a person passes through a black box that is able to change his race, his wage after he leaves the black box is not supposed to differ from that one right before the entrance in the black box.

Considering that there is no prejudice revealed in wage determination, another relevant issue is the understanding of how the marginal effect of each variable differs among groups. To capture this effect we estimated two different earning equations (one of them for each group) and then compare the coefficients for black and white individuals to understand if the same characteristics are remunerated in a different way in labor market. Again, we implement the GMM estimator providing the same instrument variable suggested before.

Table 4 – Regression coefficients; earning equation estimated by GMM taking mother’s educational level as instrument variable, both groups, equation (2)

	Dependent variable	
	<i>log(wage)</i>	
	Black	White
<i>Intercept</i>	0.556	1.487
	(0.613)	(7.345)
<i>Years of schooling</i>	0.262	0.267
	(3.116)	(13.241)
<i>Age</i>	0.155	0.088
	(3.348)	(6.773)
<i>Age squared</i>	-1.00E-03	-4.00E-04
	(-2.328)	(-2.132)
<i>Male</i>	0.959	0.631
	(3.682)	(11.904)
<i>Urban</i>	-0.056	-0.077
	(-0.255)	(-1.305)

The findings of table 4 denote that educational level is remunerated in a similar fashion for black and white individuals in the labor market. The intercept of both equations differs significantly, which means that a black individual receives a lower wage rate on average (a well known result). The marginal return of age for the black individuals is more stable along time than for white ones as well as the return of being a man in the labor market is higher for black persons. Again the area of household is not relevant in the models.

Both models present similar inference conclusion as well as point out the same sign for parameters related to same variables in both groups. It may denote some kind of robustness and consistency of the estimator.

At this moment, we had found that black and white individuals face different probabilities of access to many services and goods. On the other hand, we have also found that race is not relevant to explain wage diffe-

rences between these groups. Briefly we may state that discrimination takes place somewhere but the determination of wage rates. Our task is to locate the point of economic interactions in which discrimination may appear.

As discussed before, the second moment in which prejudice may be found is in the probability of entrance in labor market. Considering that an individual is working, and controlling for the usual variables, we had concluded that race is not relevant to set wages up. But the discrimination may happen earlier: influencing the probability of entrance in the labor market. To investigate this point, we estimate a probit model whose results are reported in Table 5.

Table 5 – Probit model coefficients, specific effect on the probability of entrance in labor market.

	Dependent variable
	Probability of entrance in labor market
<i>Years of schooling</i>	0.026 (13.150)
<i>Age</i>	0.066 (41.370)
<i>Age squared</i>	-8.00E-04 (-31.841)
<i>Age at first job</i>	-0.002 (-2.023)
<i>Urban</i>	0.102 (4.623)
<i>Black</i>	-0.169 (-8.615)

The results reported in table 5 are computed as the derivative of the probability of employment with respect to each variable we suppose relevant for its determination. The findings of our model are largely interesting. At first we may say that the age at the first job is relevant and negatively related to the probability of employment. The parameter for the area of the household is now significant and suggests that in urban areas the probability of entering the labor market is slightly higher.

The influence of age agrees with the theoretical expectations as well as the impact of educational levels. However, in this model we are able to detect that race is statistically significant in order to explain the probability of employment and produces a negative effect over this value. It constitutes an evidence of discrimination. According to this result, discrimination is not a phenomenon of wage determination, but can be realized in the probability of employment of an individual.

Roughly speaking, we may say that if two identical individuals differing only by race get in the labor market, both of them will receive the same wage rate. However, the black one will face a lower probability of entrance in the labor market. It may be due to distortions like the underestimated labor productivity of a black individual even when he possesses the same characteristics of a white one. Prejudice may produce some discount factor which pushes down the employer's perception of black's productivity. Briefly: black individuals are not able to sign correctly their labor productivity.

According to Spence (1973), education is the most efficient way of signaling labor productivity. If we suspect of some misperception in terms of black's labor productivity, is plausible to test for discrimination in the probability of attending school. To perform such a test, we propose an extreme value binary choice model, whose results are reported in table 6.

Table 6 – Extreme value binary model coefficients, specific effect on the probability of school attendance

	Dependent variable
	Probability of school attendance
Intercept	-2.506
	(-4.345)
<i>Public school</i>	57.664
	(290.93)
<i>Mother's education</i>	0.118
	(2.234)
<i>Father's education</i>	0.135
	(2.724)
<i>Mother has an occupation</i>	0.378
	(3.221)
<i>Lives with mother in the same household</i>	0.866
	(1.916)
<i>Black</i>	-0.499
	(-1.975)

The information in table 6 goes along with theoretical expectations in terms of mother's relevance in the probability of a child attends school. The fact that an individuals' mother is occupied improves such probability as well as does the fact that an individual lives with his mother in the same household.

We may also pinpoint the influence of parent's education as an empirical evidence of intergenerational transmission of human capital: once the parents present higher educational levels there is an inertial and some kind of pass through mechanism which tends to increase naturally educational level of the children. An additional point is the influence of public schools in education. According to our results, they are crucial to the probability of school attendance and it may be due to the expansion of educational system in Brazil during the last ten years.

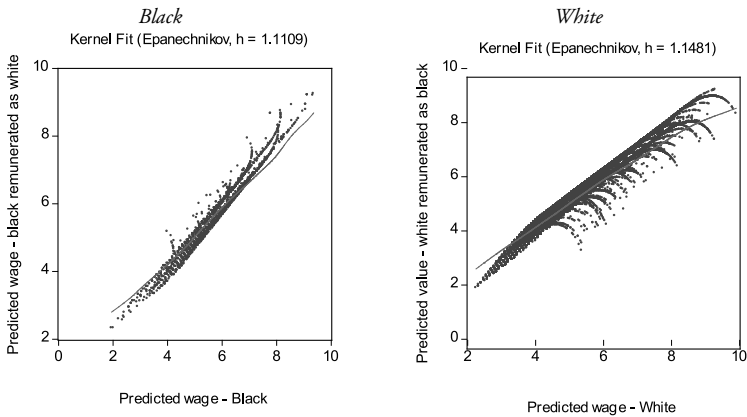
However, our main interest in this estimation is the relevance of racial characteristic. Our finding is that black children face different (lower)

probability of enrollment in school. It configures a discrimination environment in terms of access to education against this group.

Summarizing, we have found that black individuals do not face discrimination in the labor market – which is plausible since we assume race does not interfere on labor productivity. However, they do face a lower probability of entrance in the labor market – maybe due to distortions in productivity's signaling mechanism. Taking education as the most efficient productivity's signaling mechanism and testing for the relevance of race in achieves this factor, we have found that race has a negative impact on its probability.

The last step in our study is the micro-simulation. Here we generate the predicted values for wage for each group and compare with the series of wage as if individuals of each group were remunerated as the individuals of the other one. At first, we compare the predicted values for white individuals with the wage that whites would receive if their characteristics were remunerated as they are for the black group. Secondly, we compare the predicted values for the case of black individuals with their predicted wage as if they were remunerated as white workers are (Figure 4).

Figure 4 – Kernel regression between inter-groups predicted wage and simulated wage



These results indicate that, if black individuals are remunerated as white individuals are, then for lower wage levels, they would receive more than they actually receive.

In terms of white individuals, if they were remunerated as black individuals are, the level of wage would be systematically lower than it actually is. The interesting point is that for the higher levels of wage, these discrepancies are even larger, which can be concluded by the lower inclination of the Kernel fit.

Conclusion

This paper investigated the racial discrimination issue in Brazil through the use of parametrical (GMM and binary choice models) and nonparametrical econometrics. The main goal of the paper is to conclude in what sphere of economic interaction discrimination is present, since we can easily recognize that both groups (black and white) face different economic environment and well being realities.

Our paper implements a GMM estimation of a wage equation, in which the educational level individuals' mother is taken as an instrument to correct for endogeneity. Furthermore, we test if race is relevant to explain the probability of an individual to enter the job market or even to attend school through the use of binary choice models.

We conclude that race is not relevant to explain wage determination in the job market, while it is strongly significant to explain the probability of an individual to enter the labor market or attend school. In these cases, black individuals face lower probabilities to enter job market as well as attend school.

It may reflect that, once in the labor market, does not matter the race, the individual will be remunerated according to his labor productivity. It goes along with microeconomic foundations of production factor's remuneration.

However, on the other hand, the probability of entrance in the labor market is lower for black individuals. It means that individuals with identical characteristics, differing only by the race, may face different chances to get a job. It has two implications. The first one is that employers discriminate against black persons in terms of hiring. The second implication is that black individuals are not able to sign their real labor productivity. Furthermore, the probability of school attendance is reduced for black

individuals. It means that the probability to achieve the most efficient signaling mechanism for labor productivity is also lower. The consequence is that the entrance in labor market is damaged.

Summarizing, we may say that once black individuals enter labor market, they will receive the same wage rate that a white individuals will. Meanwhile, the probability to enter the labor market is lower in the case of black individuals as well as their probabilities to attend school. It means that prejudice is not revealed inside labor market wage determination, but, on the other hand, is revealed in the access to educational inputs as well as in the access to job market.

References

- ALEXIS, M. 1974. *The Political Economy of Labor Market Discrimination: Synthesis and Exploration*. In HOROWITZ and FURSTENBERG eds., *Patterns of Discrimination*. Lexington Massachusetts.
- ANSELIN, L. 1988. *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic Publishers.
- ARROW, K. J. 1972. *Models of Job Discrimination*. In PASCAL ed., *Racial Discrimination in Economic Life*. Lexington Massachusetts D-C Heath-Lexington Books.
- _____. 1974. *The Theory of Discrimination*. In. ASHENFELTER and REES eds., *Discrimination in Labor Markets*. Princeton Univesity Press.
- BECKER, G. S. 1957. *The Economics of Discrimination*. Chicago. Chicago University Press. Second Edition.
- BELTRÃO, K. I. 2003. *Alfabetização por sexo e raça no Brasil: um modelo linear generalizado para explicar a evolução no período 1940-2000*. IPEA.
- BLINDER, A. S. 1973. *Wage Discrimination: reduced form and structural estimates*. Journal of Human Resources, vol. 8, issue 4.
- BURGER, R. and JAFTA, R. 2006. *Returns to Race: Labour Market Discrimination in Post-Apartheid South Africa*, Working Papers, Stellenbosch University, Department of Economics.
- CAMPANTE, F. R., CRESPO, A. R. V. and LEITE, P. G. 2004. *Desigualdade Salarial Entre Raças no Mercado de Trabalho Urbano*

- Brasileiro: Aspectos Regionais*. Rev. Bras. Econ., Apr./June 2004, vol.58, no.2, p.185-210. ISSN 0034-7140
- CARNEIRO, P., HECKMAN, J, MASTEROV D.V. 2005. Labor Market discrimination and Racial Differences in Premarket Factors , IZA - Labor Market Discrimination , DP 1453
- DUCA, V. and STUART, S. 1993. *Borrowing Constraints, Household Debt, and Racial Discrimination in Loan Markets*. Journal of Financial Intermediation, 1993, vol. 3, issue 1, pages 77-103.
- EDGEWORTH, F. Y. 1922. *Equal Pay to Men and Women for Equal Work*. Economic Journal vol. 32.
- JUHN, C, MURPHY K. M and PIERCE B. 1993. *Wage inequality and the rise in returns to skill*, Journal of Political Economy, 101(3): 410-442.
- LOUREIRO, P. R. A & CARNEIRO, F. G. 2001. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia Aplicada*, vol. 5, n° 3, jul/set/2001, p. 519-545.
- MARTIN, R. and HILL, C. 2000. *Loan Performance and Race*. Economic Inquiry. Vol. 38, Issue 1.
- OAXACA, R. 1973. *Male-Female wage differentials in urban labor markets*. International Economic Review, vol. 14.
- PRUS, S. and LIN, Z. 2005. *Ethnicity and Health: an Analysis of Physical Health Differences Across Twenty-one Ethnocultural Groups in Canada*. McMaster University.
- REIS, M. C. & CRESPO, A.R.V. 2005. Race discrimination in Brazil: an analysis of the age, period and cohorts effects. Texto para discussão n° 1114 <www.ipea.gov.br>, 21p.
- SOARES, S. S. D. 2000. O perfil da discriminação no mercado de trabalho – homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Texto para discussão n° 769 <www.ipea.gov.br>, 26p.
- SPENCE, D. 1973. *Job Market Signaling*. Quarterly Journal of Economics, vol. 87, August, p. 355-74.
- ZUCCHI, J. D. & HOFFMANN, R. 2004. Diferenças de renda associadas à cor: Brasil, 2001. *Pesquisa & Debate*, vol. 15, n°1, jan/jun/2004, p. 107-129.
- ZUCCHI, J. D. 2005. Desigualdades de renda no Brasil em 2001: a influência da cor e da educação, p. 109-150. In: *Prêmio IPEA 40 anos, IPEA-CAIXA 2004 – Monografias premiadas*, Brasília: Ipea, 576p.

TRANSFERÊNCIAS GOVERNAMENTAIS E PARTICIPAÇÃO NA FORÇA DE TRABALHO

Dilson José de Sena Pereira
Edinaldo Tebaldi
Flávio Ataliba F. D. Barreto

Introdução

Nos anos 90 o Brasil muda sua trajetória econômica, passando de uma economia fechada ao comércio internacional e aos fluxos de capitais, caracterizada por elevados índices de inflação, para uma economia aberta, com desregulamentação dos fluxos de capitais e redução da participação do estado na economia. Neste período o país passa por uma fase de crescente abertura comercial e integração aos principais mercados mundiais resultando em significativas transformações tecnológicas, estruturas de produção e nas formas de gestão empresarial que se disseminam pelos mais variados setores da economia brasileira.

Essas mudanças no panorama econômico afetaram o mercado de trabalho, e como resultado das mudanças estruturais aliados ao ambiente macroeconômico pouco favorável à geração de emprego e a novos investimentos e ausência de políticas que contrariem os efeitos nocivos sobre o emprego de uma crise generalizada de demanda efetiva agregada, o mercado de

trabalho passa a conviver com elevação dos índices de desocupação, taxas de desemprego e significativo crescimento do emprego informal¹.

Apesar da retomada do crescimento dos postos de trabalho no final da década passada, o mercado de trabalho fica caracterizado por acentuada redução no nível de emprego industrial, crescimento do emprego informal, crescimento dos salários e expansão do emprego no setor de serviços e aumento da participação feminina no mercado de trabalho. A taxa de desemprego aberto medido pelo Instituto Brasileira de Geografia e Estatística – IBGE salta de 3,4% em 1995 para aproximadamente 7,6% em 2000.

A instável performance da economia brasileira nesse período e a nova estrutura do mercado de trabalho combinado a reforma do sistema de previdência social que ocorrera em 1988, ocasionam aumento dos gastos em transferências governamentais, tanto de cunho previdenciários quanto de cunho assistencialista. Os gastos governamentais em transferências beneficiárias saltam de 5% do PIB para aproximadamente 7% do PIB nos anos de 1995 a 2002.

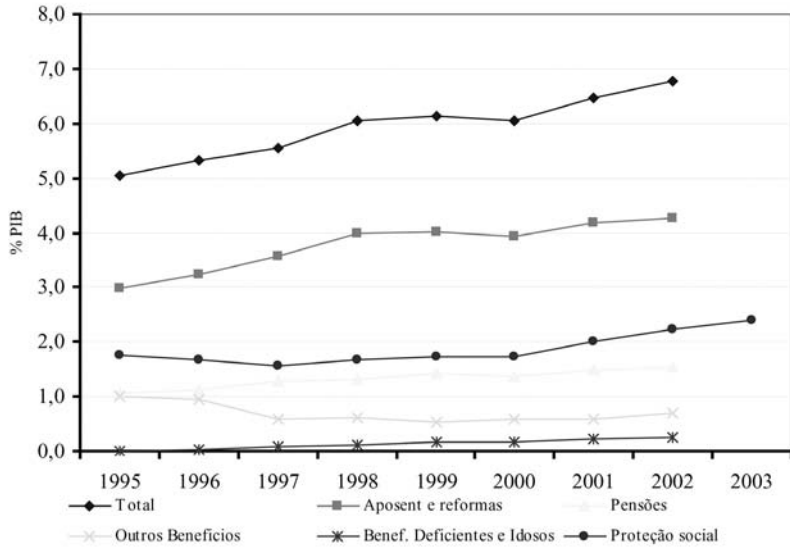
O considerável aumento no Brasil da despesa com previdência e proteção social se deu particularmente nos últimos 10 anos, durante os primeiros anos do governo do presidente Fernando Henrique Cardoso e durante os últimos anos de sua segunda administração. A figura 1 mostra que parte significativa do PIB brasileiro é gasta nos programas da previdência social e de proteção social. O gasto total com benefícios previdenciários era de 32,5 bilhões de reais em 1995 e ultrapassa os 91 bilhões de reais no ano de 2002 (valores nominais). Ao mesmo tempo, os gastos públicos com proteção social sofreram variação de 11,3 bilhões de reais em 1995 para 37,2 bilhões de reais em 2003, equivalente a variação de aproximadamente de 1,7% à 2,5% no período.

Os argumentos políticos por trás desta política são que fenômenos sociais como a pobreza, a fome e a enorme desigualdade de renda do país são inaceitáveis e devem ser enfrentados com ações governamentais de transferências de recursos e com a expansão do sistema de proteção social. Até que ponto esta política social é desejável e quais os impactos micro e macroeconômicos dessa política, são questões ainda não compreendidas

1 Ver Cardoso Jr. (2000) e Cardoso Jr e Pereira (2001).

completamente e que precisam ser discutidas. Por exemplo, como a política de transferências de renda afeta o comportamento dos indivíduos no mercado de trabalho? Como afeta a acumulação de capital humano? Quais os encargos desta política aos cidadãos e quais as oportunidades líquidas da segurança social?

Figura 1 - Valor acumulado das despesas com benefícios, transferências e proteção social como percentual do PIB, 1995 - 2002



Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome

Este artigo investiga o impacto das transferências do governo aos indivíduos na participação da força de trabalho. Compreender como a transferência do governo afeta a participação na força de trabalho fornece evidências importantes e pode ajudar a desenhar políticas mais eficazes na promoção da participação na força de trabalho e no desenvolvimento do mercado de trabalho. A análise é desenvolvida com uso de um modelo de utilidade randômica e dados de 5507 municípios do Brasil, divulgado pelo do PNUD².

2 Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento.

Revisão da Literatura

A maioria dos estudos desta natureza para o Brasil procuram determinar e captar os efeitos de fatores sócios econômicos sobre a participação na força de trabalho - PFT de forma segmentada, se concentrado sobre a inserção da mulher no mercado de trabalho, trabalho infantil e inserção do idosos no mercado de trabalho. A literatura internacional, sobretudo após a publicação do *Handbook of Labor Economics* em 1986, vem incorporando novas técnicas de estimação e modelos dinâmicos na análise dos determinantes da oferta de trabalho.

SEDLACK E SANTOS (1991), utilizando dados da PNAD³ do ano de 1984, encontram que quanto maior a renda do marido, mais jovens e numerosos são os filhos, menor é a probabilidade das mulheres cônjuges participarem da força de trabalho. A descoberta é semelhante a encontrada pelo estudo de MROZ (1987), citado por GREENE (2003). JATOBÁ (1994), utilizando regressões *cross-section* tradicionais encontra que a oferta de trabalho da família é positivamente correlacionada com o desemprego da família e negativamente correlacionada com a renda do chefe da família. BRUSCHINI e LOMBARDI (1996) destacam a importância do aumento da escolaridade, a redução da taxa de fecundidade, aumento do nível de educação e a industrialização como determinantes da participação feminina no mercado de trabalho.

Procurando descrever a evolução da taxa de participação na força de trabalho das mulheres brasileiras entre 1982 e 1997, SCORZAFAVE (2001), constata um aumento da PFT feminina no Brasil. a coorte mais nova e que possuem de 1 a 11 anos de estudo vem comandando o aumento da PFT no Brasil, sendo os cônjuges femininos com educação ao nível de ensino médio as maiores responsáveis por este aumento, confirmando a forte relação entre escolaridade e participação no mercado de trabalho. As maiores contribuições foram das mulheres brancas ou cônjuges, com 9 a 11 anos de estudo ou com dois filhos ou com 35 a 39 anos de idade.

Em termos de modelização econométrica os trabalhos vêm incorporando dinâmicas do ciclo de vida. Seguindo essa linha, ECKSTEIN e WOLPIN, (1989) apresentam um modelo dinâmico estrutural da PFT

3 Pesquisa Nacional por amostra de domicílios - IBGE.

de mulheres casadas e usam as estimativas para prever mudanças nos padrões de ciclo de vida devido a mudanças na escolaridade, fertilidade e nos processos de geração de salários. A idéia chave é que a PFT implica em variações do salário futuro, que por sua vez, tem implicações sobre a PFT. Mostram também que a desutilidade do trabalho aumenta com a própria experiência e que o aumento no número de filhos jovens e a renda do marido reduzem substancialmente a participação da mulher no mercado de trabalho, enquanto o aumento da escolaridade tem forte impacto positivo sobre a PFT.

Modelos teórico e empírico

Considerando que a utilidade individual seja função dos bens comprados, do tempo de lazer, de um vetor de características e das preferências individuais:

$$U(X, L, Z) \quad (1)$$

onde X denota bens comprados, L é o número das horas trabalhadas (tempo total menos tempo de lazer) e Z denota características e preferências individuais.

Assumindo que a escolha de um indivíduo participar do mercado trabalho depende de suas características, da renda do trabalho e dos benefícios de transferência, e também que o valor monetário das transferências é determinado exogenamente pelo governo, sendo independente da renda trabalho. Considere um cenário em que o governo paga um benefício monetário, \bar{B} , aos indivíduos com renda menor do que \bar{W} . Conseqüentemente, um indivíduo que escolhe não trabalhar receberá um benefício \bar{B} , e sua restrição orçamentária passa a ser $PX \leq B$, onde P denota o vetor do preço dos bens. Assim, o único papel das transferências é relaxar a restrição orçamentária do indivíduo. Portanto, um indivíduo que escolha trabalhar enfrentará a seguinte restrição orçamentária:

$$PX \leq B + W \quad (2)$$

onde I é uma função indicadora que assume valor 1 se $W < \bar{W}$ e 0 (zero) caso contrário. O indivíduo escolhe os níveis de bens, X e tempo de trabalho L para maximizar (1) sujeito a restrição orçamentária (2):

$$\text{Max } \Pi = U(X, L; Z) = \lambda(Lw + \bar{B}I - PX) \quad (3)$$

onde λ é o preço sombra ou o valor da utilidade marginal da renda total. Das condições de primeira ordem para um máximo temos:

$$\frac{U_X}{P} = \frac{U_L}{w} = \lambda$$

Isto é equivalente a afirmar que o aumento na utilidade associado à última unidade monetária gasta com bens de consumo fornece a mesma utilidade marginal que a última unidade monetária a que se renuncia de ganhar com o trabalho. Quando para o indivíduo é ótimo não trabalhar, então o salário de mercado é preterido, ficando o salário igual ao preço sombra, da forma

$$\bar{W} = \bar{B} = \frac{U_L}{\lambda}$$

Daí pode-se derivar a seguinte equação estrutural para a oferta de trabalho:

$$L = g(\bar{B}, Z, P, \lambda, w) \quad (4)$$

A equação (4) sugere que a participação na força de trabalho depende das características individuais, do preço dos bens, das transferências do governo e dos salários. Por suposição, a taxa de salário (w) é determinada no mercado de trabalho como o valor do produto marginal do trabalho.

Veja que essa mesma situação pode ser expressa considerando a solução de canto do problema de maximização da utilidade, no qual o preço-sombra seria o salário reserva do indivíduo, ou seja, a quantia monetária necessária o suficiente para incentivar o indivíduo a ofertar uma determinada unidade de trabalho em detrimento ao lazer⁴. Nesse caso, a decisão do indivíduo de participar da força de trabalho ocorreria sempre que o salário de mercado excedesse o salário de reserva, ou de outro modo, sempre que a utilidade gerada por essa decisão fosse maior que o nível de utilidade advindo da decisão contrária.

Para representação empírica do modelo de escolha de participação na

4 O salário reserva é a inclinação da curva de indiferença entre a restrição de tempo e as horas de trabalho quando o número de horas trabalhadas for igual a zero, ver PENCAVEL (1986).

força de trabalho usaremos um modelo de utilidade randômica para a equação estrutural de participação na força de trabalho. Nele a participação na força de trabalho é motivada por uma especificação dicotômica dos níveis de utilidade gerados.

Considere que a escolha A representa o nível de utilidade gerado se o indivíduo decide por não trabalhar e a escolha B a utilidade individual gerada se o indivíduo escolhesse trabalhar um número específico de horas por semana (digamos, \bar{L} horas por semana). Conseqüentemente, a observação entre as escolhas A e B permite enxergar qual delas fornece maior nível de utilidade. Por exemplo, se a opção A for escolhida, então ($U_{A,i} > U_{B,i}$). Portanto, podemos modelar o comportamento de um indivíduo usando o modelo de utilidade randômica.

Considere as utilidades de cada uma das escolhas A e B dadas por

$$U_{A,i} = \beta'_A x_i + \varepsilon_{A,i} \quad \text{e} \quad U_{B,i} = \beta'_B x_i + \varepsilon_{B,i}$$

onde β_A e β_B são parâmetros de vetores desconhecidos, $x = [\bar{B} \ Z \ w \ P \ \lambda]$, i um indicador individual e ε_A e ε_B são distúrbios aleatórios. Fazendo $Y_i=1$ representar o nível de utilidade individual advindo da escolha da alternativa A , temos então que:

$$\text{Prob} [Y_i = 1 | x_i] = \text{Prob} [U_{A,i} > U_{B,i}]$$

$$\text{Prob} [Y_i = 1 | x_i] = \text{Prob} [\beta'_A x_i + \varepsilon_{A,i} - \beta'_B x_i - \varepsilon_{B,i} > 0 | x_i]$$

$$\text{Prob} [Y_i = 1 | x_i] = \text{Prob} [(\beta'_A - \beta'_B) x_i + (\varepsilon_{A,i} - \varepsilon_{B,i}) > 0 | x_i]$$

$$\text{Prob} [Y_i = 1 | x_i] = \text{Prob} [\beta' x_i = \varepsilon_i > 0 | x_i]$$

onde (5) é a probabilidade de um indivíduo detentor do vetor de características x_i participar ou não da força de trabalho.

A probabilidade dada por (5) pode ser estimada por meio de modelos logit ou probit padrão. Entretanto, como a unidade da análise deste estudo são os municípios brasileiros, tendo como variável dependente a proporção dos indivíduos que participam da força de trabalho ao invés da probabilidade de participação individual, surgem algumas complicações nas estimativas desta estrutura, mas os métodos da regressão ainda podem

ser utilizados para avaliar o modelo. Seguindo Greene (2003), o problema deve ser tratado como amostragem de uma população de Bernoulli, sendo o modelo estatístico especificado por

$$P_i = F(\beta' x_i) + \varepsilon_i \quad (6)$$

onde i representa os municípios, P representa a proporção dos indivíduos que escolhem $Y=1$, x é um vetor de variáveis explicativas, b é um vetor dos parâmetros e ε um vetor de distúrbios da regressão. Usando uma especificação logística conveniente, o modelo pode ser escrito como:

$$P_i = \frac{\exp(\beta' x_i)}{1 + \exp(\beta' x_i)} + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$L_i = \ln \frac{P_i}{1 - P_i} = x_i' \beta \quad (8)$$

Na equação (8) o vetor de estimativas b pode ser estimado por meio de Máxima Verossimilhança ou Mínimos Quadrados ponderados. Além disso, as variáveis do lado direito incluídas no modelo são potencialmente endógenas, necessitando de alguma manipulação para contornar problemas de endogeneidade. Para fins didáticos, considere a especificação:

$$P_i = F(\beta' x_{i0}, \lambda w_i) + \varepsilon_i \quad (9)$$

onde $x_o = [\bar{B} \ Z \ P \ \lambda]$, $w = g(x_w)$ e x_w são, respectivamente, vetores de variáveis importantes à produtividade do trabalhador e fatores locais que afetam as taxas de salário.

Nesta especificação os salários (w) são explicitamente endógenos ao modelo escolhido. Uma forma de contornar esse problema consiste na estimação de uma equação reduzida do modelo, no qual w é excluído e um vetor x_w de variáveis explicativas supostamente correlacionas (e.g. educação, idade, etc.) à w é adicionado ao modelo. Entretanto, mesmo substituindo w por um vetor de variáveis explicativas o problema da endogeneidade pode ainda persistir em função da omissão de variáveis explicativas, c e erros de medidas nas explicativas incluídas.

Heterogeneidade negligenciada é outra questão relacionada a omissão de variáveis que ocorre quando variáveis omitidas, c , são independentes das

variáveis explicativas incluídas. Segundo Wooldridge (2002) sabe-se que nos estudos envolvendo modelos *probit*, a heterogeneidade negligenciada se constitui em problema mais sério que nos modelos lineares, pois sempre que a heterogeneidade omitida é independente das variáveis explicativas as estimativas dos modelos *probit* são inconsistentes.

Entretanto, Como estamos interessados em estimar a direção dos efeitos marginais ou dos efeitos relativos e não exatamente a magnitude dos parâmetros, negligenciar essas variáveis equivale a normalização em $E(\epsilon) = 0$, de sorte que os efeitos estimados por meio do *probit* são consistentes, pois geralmente a heterogeneidade negligenciada não é observável e também não incorpora significado claro para quais unidades de medidas devem ser utilizadas, como as variáveis relacionadas a saúde, riqueza, preferências, dentre outras.

Porquanto o problema de heterogeneidade negligenciada não desqualifica os resultados a serem obtidos, não será feito nenhum teste para verificar sua presença, reservando apenas esse trabalho para o problema de especificação e de endogeneidade das variáveis incluídas, os quais serão primeiramente detectados por intuição econômica e em seguida testados estatisticamente.

Nesse sentido, buscando uma melhor especificação para o modelo a ser ajustado, vamos proceder, no âmbito da especificação, dois testes de razão de maximoverossimilhança. Inicialmente, testaremos se as variáveis relacionadas a taxa de fertilidade e a taxa de mortalidade infantil são relevantes ao melhor ajustamento do modelo, e em seguida se os coeficientes são os mesmos independentemente da região. Por conveniência e por entender que análise não será prejudicada, o teste de especificação para inclusão das variáveis será analisado para o modelo *logit* com dados grupados, estimado por Maximo verossimilhança com uso do STATA⁵.

Antecipando um possível problema de endogeneidade com as variáveis transferências governamentais e as taxas de fertilidade e de mortalidade infantil, vamos proceder o teste de especificação para inclusão dessas variáveis relativas ao ano de 1991. O modelo *A* compreende o ajustamento do *logit* com dados grupados para a participação na força de trabalho, tendo como variáveis explicativas o percentual da renda total proveniente

5 Software Statistics Data Analysis – STATA/SE 8.0 for windows.

de transferências governamentais no ano de 1991 (*trsfsg*), logaritmo da população total ano 2000 (*lnpop*), logaritmo da distancia da capital do estado (*lndcap*), proporção de pessoas com idade entre 18 e 24 anos (*pop1824*), proporção de mulheres na população com 10 anos ou mais de idade (*propmulh*), índice de Gini para o ano 2000 (*ind-gini*), anos médio de estudo da população com 25 anos ou mais de idade (*anoesc*) e seu quadrado (*anoescqd*) e um termo constante. Aos modelos B e C foram adicionados as variáveis taxa de fertilidade 1991 (*fert*) e índice de mortalidade de crianças até cinco anos de idade por mil crianças no ano de 1991 (*mortinf*) mais (*fert*), respectivamente.

Na tabela abaixo, temos a estatística *LR* para o teste de especificação com inclusão de duas novas variáveis. Embora a medida de ajustamento dos modelos captada pela estatística pseudo R^2 não tenha sofrido praticamente nenhuma variação e a relevância conjunta dos coeficientes não tenha se alterado, podemos observar na tabela 1 que os valores da estatística *LR* foram elevados, permitindo rejeitar a hipótese de que essas variáveis não fossem incluídas na estimação.

Tabela 1 – Estatística *LR* para teste de especificação entre modelo padrão e modelos adicionados das variáveis relacionadas as taxas de fertilidade e de mortalidade infantil.

Teste de especificação	Modelo A & modelo B	Modelo A & modelo C	Modelo B & modelo C
<i>LR</i>	20235	23491	3256

Variáveis explicativas dos modelos: mod A - termo constante, *trsfsg*, *lnpop*, *lndcap*, *pop1824*, *propmulh*, *ind-gini*, *anoesc*, *anoescdq*; modelo B: modelo A + *fert*; e mod. C: modelo B + *mortinf*.

Agora vamos testar se o termo constante e os coeficientes de cada uma das variáveis são os mesmos se estimados todos em um único modelo ou se ordenados por cada uma das cinco regiões geográficas do país. A hipótese nula é que os coeficientes do vetor de variáveis explicativas são idênticos independentes de serem estimados de uma única vez ou se estimados identificados por região. A técnica do teste a ser utilizada é uma

contraparte do *teste de chow*, conforme pode ser visto em Greene (2003). O procedimento consiste no teste de razão de maximoverossimilhança, *LR*, devendo ser calculado por meio da fórmula:

$$LR = 2[\ln \hat{L}_R - \ln \hat{L}_U] \quad (10)$$

onde $(\ln \hat{L}_R)$ e $(\ln \hat{L}_U)$ são os logaritmos naturais da maximoverossimilhança obtidos da estimativa por meio de maximoverossimilhança para dados grupados com uso do software STATA, do modelo restrito e do modelo não-restrito respectivamente. Para o modelo restrito a estatística $(\ln \hat{L}_R)$ é baseado na estimativa de todas as observações em um único modelo, enquanto o modelo não restrito $(\ln \hat{L}_U)$ é obtido por meio da soma da estatística estimada com coeficientes separados para observações pertencentes e não pertencentes a determinada região. A estatística *LR* tem distribuição χ^2 com onze graus de liberdade.

De acordo com a tabela 2, para todas regiões a estatística *LR* supera o valor crítico da estatística χ^2 com onze graus de liberdade ao nível de significância de 99%. Assim, a hipótese segundo a qual os termos constantes e os coeficientes para as variáveis são os mesmos pode ser rejeitada.

Tabela 2 – Valores da estatística do logaritmo da maximoverossimilhança para o modelo restrito e não restrito e estatística LR, por região

Região		Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Sudeste	Sul
$(\ln \hat{L}_R)$	Observações	-95865349	-95865349	-95865349	-95865349	-95865349
$(\ln \hat{L}_U)$	Observações extra região	-89361456	-69216475	-88974716	-54198882	-81684510
	Observações da região	-6498948,5	-26627665	-6881488,8	-41642650	-14148859
<i>LR</i>	---	-9889	-42418	-18288,4	-47634	-63960

Valor crítico de $\chi^2 = 24,72$ para onze graus de liberdade ao nível de 99% de significância.

Por fim, a constatação de que as variáveis relacionadas a mortalidade de crianças e ao percentual da renda total proveniente de transferências

governamentais eram endógenas foram comprovados por meio do procedimento *two-step*⁶. O *two-step* testa a hipótese nula de exogeneidade da variável na PFT, por meio da inclusão do resíduo da regressão da variável a ser testada - *mortinf_2000/trsfsg_2000*, sobre todas as outras variáveis exógenas no modelo *logit* da PFT. Neste último, quando a variável resíduo é estatisticamente significativa resulta em forte evidenciação contra a hipótese nula, ou seja, a favor da hipótese alternativa de endogeneidade. Como nesse exercício os valores absolutos encontrados para a estatística *t* foram superiores a 17, podemos concluir em favor da endogeneidade das variáveis testadas.

Nesse sentido, para captar a diferenciação por região e a inclusão das variáveis (*fert*) e (*mortinf*), a análise dos efeitos das variáveis explicativas sobre a probabilidade do indivíduo participar da força de trabalho será estimado e discutido uma variedade de modelos que incorporarão progressivamente as variáveis binárias para cada uma das regiões e as variáveis relacionadas às taxas de fertilidade e de mortalidade infantil. A região sudeste servirá como base de comparação. Usaremos a proporção das transferências governamentais na renda total do município no ano de 1991 como instrumento para essa mesma variável no ano 2000 e índice de mortalidade de 1991 para instrumentalizar esse mesmo indicador no ano 2000.

Análise preliminar dos dados

A decisão de participar da força de trabalho é influenciada por vários fatores sócio-econômicos que afetam o salário reserva do indivíduo e, por conseguinte, sua utilidade. Dentre esses fatores podemos citar a renda familiar, o volume de transferência recebida do governo, o número de filhos, a presença de idosos na família, a posição do indivíduo na estrutura domiciliar ou familiar, a localização geográfica, o nível educacional, idade, dentre outros⁷.

6 Ver Wooldridge (2002).

7 Alguns desses fatores podem afetar de forma contrária indivíduos de sexos diferentes. Assim, aumentos na renda familiar, presença de filhos pequenos e de ancião na família tenderiam a elevar a utilidade reserva da mulher, reduzindo a probabilidade de participação na força de trabalho. Entretanto, essas mesmas variáveis,

Este estudo avalia como alguns dos fatores acima afetam a participação na força de trabalho usando dados de 5507 municípios brasileiros estabelecidos no ano 2000, distribuídos pela cinco grandes regiões geográficas do país da seguinte forma: 446 estão na região centro-oeste, 1787 na região nordeste, 449 na região norte, 1159 no sul e 1166 no sudeste. O modelo da participação na força de trabalho é estimado usando dados agregados para 5.507 municípios do Brasil. A série de dados é do Censo Demográfico do IBGE, ano 2000, e do IPEADATA.

O conceito de participação da força de trabalho - PFT que utilizaremos será dado pela razão entre a população economicamente ativa⁸- PEA), definido pelo IBGE, e a população total de pessoas com 10 anos ou mais de idade. Tendo em vista que usaremos dados em proporções, a escolha das variáveis explicativas difere das de outros estudos sobre PFT no Brasil, como JATOBÁ (1994), SCORZAFAVE e MENEZES FILHO (2001). A tabela 3 mostra o número de municípios estudado, sua distribuição por região e as estatísticas descritivas para todas as variáveis.

Os municípios brasileiros apresentam grandes diferenças entre si tanto em extensão territorial, pois os municípios do norte e centro oeste são muito maiores em área territorial que os demais, quantos nos aspectos demográficos e econômicos. Apesar da tabela 3 ser bastante intuitiva, cabe ilustrar aqui alguns fatos relacionados a dispersão das variáveis. Por exemplo, a variável proporção de mulheres na população com 10 anos ou mais de idade (*propmulh*), índice de Gini para o ano 2000 (*in_gini*), proporção de pessoas com idade entre 18 e 24 anos (*pop1824*) apresentam baixa dispersão entre os municípios. Anos médio de estudo da população com 25 anos ou mais de idade (*anoesc*) e taxa de fertilidade (*fert*), apresentam dispersão moderada. De outro lado, as maiores dispersões ao longo dos municípios ficam por conta das variáveis relacionadas a parcela da população economicamente ativa dentre os indivíduos com 10 anos ou mais de idade (*pea2000*), população de 10 anos ou mais de idade (*popmais10*), índice de mortalidade de crianças até cinco anos de idade

atuarium de forma contrária no caso de indivíduos de sexo masculino.

8 Compõem a População Economicamente Ativa as pessoas que de 10 anos ou mais de idade que, durante todos os 12 meses anteriores à data do Censo ou parte deles, exerceram trabalho remunerado, em dinheiro e/ou produtos ou mercadorias, inclusive as licenciadas, ou as tomaram alguma providência para encontrar trabalho.

por mil crianças no ano de 1991 (*mortinf*) e percentual da renda total proveniente de transferências governamentais no ano de 1991 (*trsf*). As variáveis *dummies* para região reportam a fração do total de municípios em cada uma das cinco grandes regiões geográficas do país.

Tabela 3 – Estatísticas Descritivas

Variável	Obs	Média	D. P.	C.V.	Mín	Máx
População economicamente ativa, ano 2000 - <i>pea</i>	5507	13966	92669	6,64	289	5306872
População com 10 anos ou mais de idade, ano 2000 - <i>popmais10</i>	5507	25439	159051	6,25	669	8903305
Percentual da renda do município oriunda de transf. Governamentais, ano 1991 - <i>trsf</i>	5507	9.8711	3.8685	0,39	0.3600	31.2000
Índice de mortalidade de crianças de 0 - 5 anos por mil crianças, ano 1991 - <i>mortinf</i>	5507	67.230	38.540	0,57	12.500	174.590
Taxa de fertilidade, ano 2000 - <i>fert</i>	5507	2.8648	0.7445	0,26	1.5600	7.7900
Logaritmo da população total, ano 2000 - <i>lnpop</i>	5507	9.3554	1.1111	0,12	6.6783	16.1606
Logaritmo da distância da capital do estado - <i>lndcap</i>	5507	5.2666	0.8698	0,17	0.0000	7.2966
Pessoas com idade entre 18 e 24 anos dividido por <i>popmais10</i> - <i>pop1824</i>	5507	0.1601	0.0196	0,12	0.0866	0.2358
Total de mulheres na <i>pea</i> dividido por <i>popmais10</i> - <i>propmulh</i>	5507	0.4917	0.0170	0,03	0.3855	0.5432
Índice de gini ano 2000 - <i>Ind_gini</i>	5507	0.5603	0.0585	0,10	0.3580	0.8190
Anos médios de estudo da pop. com 25 anos ou mais de idade, ano 2000 - <i>anoesc</i>	5507	4.0393	1.2882	0,32	0.8100	9.6500
<i>Anoesc</i> ao quadrado - <i>anoescqd</i>	5507	17.974	11.061	0,62	0.6561	93.1225

Centro Oeste – total de municípios	446	0.081				
Nordeste – total de municípios	1787	0.324			0	1
Norte – total de municípios	449	0.081			0	1
Sudeste – total de municípios	1166	0.302			0	1
Sul – total de municípios	1159	0.210			0	1

Fonte: Elaboração própria a partir do Censo?IBGE, PNUD e IPEADATA.

As variáveis utilizadas tendo como referência o ano de 1991 tem o objetivo de servir como instrumentos para suas correlatas do ano 2000, se constituindo numa alternativa de correção aos problemas de endogeneidade causado pela simultaneidade dessas variáveis com a decisão de participar da força de trabalho. A questão que se busca corrigir diz respeito ao fato de que para um mesmo ano a decisão individual de se ausentar da força de trabalho deva estar inversamente correlacionada com o aumento das transferências governamentais, o qual inclui benefícios pecuniários como aposentadorias, pensões e outras benesses do gênero. Com relação a variável indicadora do índice de mortalidade de crianças até cinco anos de idade, acredita-se que quanto maiores são as chances de uma criança vim a falecer, mais necessita de cuidados e vigilância de uma pessoa em idade suficientemente capaz de assistir afazeres especiais, como ministrar medicamentos, alimentação, exercícios, etc, o que de certo a levaria a renunciar ao mercado de trabalho⁹.

FERNANDES e FELÍCIO (2002) encontram sinais negativo e positivo para as variáveis proporção de filhos menores de 10 anos e total de pessoas da família, respectivamente. Segundo os autores, há forte indicio de a presença de filhos menores demandar mais tempo das esposas, mas que pode ser substituído pela presença de filhos maiores.

Em função do que foi dito acima, espera que os sinais dos coeficientes das variáveis transferências governamentais e índice de mortalidade infantil sejam negativos. Outras variáveis cujos coeficientes esperados sejam negativos compreendem a taxa de fertilidade, logaritmo da distancia da

9 Como bem lembrado pelo debatedor , esse comportamento poder não ser uniforme ao longo dos tempos e entre regiões com grandes disparates nas taxas de desemprego.

capital do estado, o índice de Gini, a proporção de pessoas com idade entre 18 e 24 anos, proporção de mulheres e anos médios de escolaridade ao quadrado. São esperados coeficientes com sinais positivos para a variável logaritmo da população e anos médios de escolaridade dos indivíduos com 25 anos ou mais de idade.

Resultados e Discussão

Para estudar a influência das transferências governamentais bem como de demais fatores socioeconômicos sobre a proporção da população de 10 anos ou mais de idade na força de trabalho, a qual denominaremos simplesmente de PFT (participação na força de trabalho), foram estimados modelos reduzidos da equação (9), cujos coeficientes estimados estão disposto no anexo 1. Foram estimados três conjuntos de modelos, cada qual contendo uma estimativa convencional e uma outra diferenciada por *dummies* regionais, que busca caracterizar as variações na PFT devido a influencia de fatores não observados da região, tendo como base a região sudeste. A diferenciação dos modelos enumerados de 1 a 3 ocorre em função da adição de variáveis de controle para a reprodução quantitativa da força de trabalho, captada pela variável (*fert*) e uma variável relacionada ao estado de saúde segundo a qual essa força de trabalho se reproduz, captada pela variável (*mortinf*).

A primeira variável capta o número médio de filhos que uma mulher teria ao terminar o período reprodutivo, enquanto a segunda a probabilidade de um indivíduo morrer entre o nascimento e a idade exata de 5 anos, por 1000 crianças nascidas vivas. Reconhecidamente, ambas as variáveis guardam relação negativa com a probabilidade do indivíduo participar da força de trabalho, sobretudo os de sexo feminino. No entanto, como os meios legais permitem o afastamento da mulher do trabalho por determinado período de tempo entre o final da gestação e os primeiros meses de vida, o que de fato não se reverteria em ausência voluntária da força de trabalho, tomaremos como referência de tempo o próprio ano 2000 para essa variável. Por outro lado, acreditamos que esse não seja o comportamento padrão em comunidades com elevada taxa de mortalidade infantil, o que terminaria por induzir o indivíduo a se ausentar voluntariamente da força de trabalho. Por conta

disto, tomaremos a variável relacionada a saúde no ano de 1991.

O anexo 1 reporta as estimativas de mínimos quadrados ponderados para o modelo Logit. Nota-se que em todas as especificações a significância conjunta dos coeficientes permite rejeitar a hipótese, segundo a qual o conjunto dos coeficientes seja estatisticamente nulo, ao nível de 1% de significância. Além disso, independentemente da especificação utilizada, os sinais dos coeficientes estimados permaneceram inalterados e, de forma geral, os coeficientes apresentam os sinais esperados, exceto para as variáveis *lnpop* (logaritmo da população total no ano 2000) e *propmulh* (proporção de mulheres) que apresentaram sinais contrários aos esperados. Destaca-se também que os coeficientes das variáveis presentes nos diversos modelos estimados são estatisticamente diferentes de zero aos níveis de significância convencionais.

As estimativas de modelos *logit* não permitem interpretar os coeficientes estimados diretamente, logo os resultados são discutidos em termos dos efeitos marginais. Para a obtenção dos efeitos marginais foi calculada a mudança na proporção de participação na força de trabalho devido a alteração de 1% no valor médio das variáveis explicativas. Na Tabela 4 os efeitos marginais devem ser interpretados como uma mudança na proporção da força de trabalho devida a variação de um por cento na variável explicativa, matendo-se constante todas as outras variáveis incluídas no modelo. Outra maneira de interpretar esses resultados é, ao invés de considerarmos a mudança na proporção da força de trabalho, considerarmos a probabilidade de participação do indivíduo médio representado naquela proporção. De qualquer modo, ambas interpretações indicam a direção e a magnitude do impacto líquido da alteração de um ponto percentual além da média numa determinada variável explicativa.

Tabela 4 – Efeitos Marginais das variáveis sobre a proporção de participação na força de trabalho - PFT para os municípios brasileiros. Estimativas de Mínimos Quadrados Ponderados

Variável	Mod 1a	Mod 1b	Mod 2a	Mod 2b	Mod 3a	Mod 3b
	Efeito Marginal					
Trsfq	-0.1488	-0.1387	-0.145	-0.1336	-0.1401	-0.133
mortinf	---	---	---	---	-0.0208	-0.0063*
fert	---	---	-0.0856	-0.0779	-0.0836	-0.0769
lnpop	-0.0981	-0.0772	-0.0825	-0.0598	-0.0821	-0.0598
Lndcap	-0.0207	-0.0236	-0.0172	-0.0201	-0.0182	-0.0203
pop1824	-0.2769	-0.1475	-0.2457	-0.1229	-0.2218	-0.1199
propmulh	0.8347	0.7302	0.6513	0.6079	0.7339	0.6195
ind-gini	-0.197	-0.1405	-0.1752	-0.1243	-0.1617	-0.1221
anoesc	0.1929	0.1717	0.1314	0.1112	0.0969	0.1039
anoescqd	-0.0281	-0.0277	-0.0146	-0.0152	-0.0085*	-0.0137
Co	---	-0.0003*	---	-0.0003*	---	-0.0004*
Ne	---	-0.0081	---	-0.0087	---	-0.0079
N	---	-0.0058	---	-0.0048	---	-0.0047
S	---	0.0069	---	0.0078	---	0.0078
constante	---	---	---	---	---	---
Obs =	5507	5507	5507	5507	5507	5507

Fonte: Elaboração Própria. *Não significativo ao nível de 5%.

As estimativas do modelo 1a apontam que quando a fração das transferências sobre a renda total se eleva em 1%, a participação na força de trabalho, aqui considerada como a razão entre a PEA e População de 10 anos ou mais de idade, se reduz em (0,1488), *ceteris paribus*. É importante notar que esse valor praticamente se mantém constante nos modelos que incluem as variáveis *fert* e *mortinf*, se alterando de (-0,145) no modelo 2a para (-0,140) no modelo 3a.

Procurando evitar o possível viés associado à inobservância das características de cada um dos municípios que sejam capazes de afetar siste-

maticamente a decisão pessoal de participar da força de trabalho foram estimados modelos com *dummies* para região, tendo como referência a região sudeste. Desconsiderando o coeficiente para centro-oeste (*Co*), temos sinal negativo para as regiões nordeste e norte e sinal positivo para a região sul. Assim mais que características da dinâmica dos mercados de trabalhos e da economia regional, estão sendo captados por esses coeficientes elementos não observados que têm grande influência na PFT, como pode ser visto pela diminuição absoluta dos efeitos marginais. Quando as *dummies* regionais são inseridas, modelos 1b, 2b e 3b, a redução sofrida na proporção da força de trabalho oscila entre (0,1387) e (0,1330), ficando ainda muito próximo dos vistos anteriormente, evidenciado o impacto negativo das políticas de transferências de renda sobre a PFT.

Portanto, apesar de reconhecermos que a rubrica transferência governamental consiste de auxílios pecuniários a título de aposentadorias, pensões, e outros benefícios da previdência social, como auxílios maternidade, por invalidez, por doenças, por reclusão e por programas oficiais de auxílio, como renda mínima, bolsa-escola e seguro-desemprego, alguns focados na população de idosos e deficientes físicos comprovadamente pobres e outros vinculados a saída involuntária do emprego formal, essas estimativas evidenciam o forte impacto das políticas de transferência de renda e programas assistenciais na disposição dos indivíduos de cada município em se engajar na busca de emprego e até mesmo de aceitar um outro emprego. CHADAD e FERNANDES (2002) avaliam o impacto do seguro-desemprego sobre a transição dos trabalhadores no mercado de trabalho brasileiro e concluem que o benefício a título de seguro desemprego pode reduzir o incentivo a atividade de busca de emprego, refletindo um impacto positivo sobre a inatividade.

As variáveis tamanho da população (*lnpop*) e a proporção de habitantes com idade entre 18 e 24 anos de vida (*pop1824*) aparecem com sinais negativos em todos os modelos. As contribuições marginais dessas variáveis são reduzidas quando os modelos são controlados por região, fertilidade e mortalidade infantil. Especificamente, o aumento de 1% na media do logaritmo natural da população reduz a PFT em (0,098%) e (0,077%) nos modelos 1a e 1b e em de (0,082%) e (0,060%) nos modelos 3a e 3b. Tendência semelhante é verificada para a variável (*pop1824*), cuja contribuição marginal sobre a probabilidade do individuo médio participar da

força de trabalho oscila de (-0,277) a (-0,222) quando são incluídos apenas os controles para reprodução da força de trabalho e condição de saúde, e de (-0,148) a (-0,120) quando também são controlados por *dummies* regionais, tendo a região sudeste como base. Em suma, observa-se que a presença dos controles para taxa de fertilidade, mortalidade infantil e a fatores não observados regionalmente influi na importância do tamanho da população para a PFT.

Como o sinal esperado para a variável tamanho da população não foi comprovado, é possível supor que algumas das características das pequenas cidades como a alta incidência de domicílios cuja renda principal provém dos recursos previdenciário de um idoso e o fenômeno do envelhecimento populacional, ambas tidas como certa por alguns estudiosos e muito propalada por aqueles que estudam previdência social, não estão presentes como regra geral nos municípios. Por sua vez, o sinal positivo para a variável proporção das pessoas com idade entre 18 e 24 anos contrapõe duas evidências sociais recentes. O fato de que nos grandes centros urbanos é cada vez maior a parcela de pessoas que buscam o primeiro emprego no final da adolescência ao fato de que esses indivíduos pudessem estar em processo de qualificação, no término de ensino médio e em vias de ingresso em formação superior. O resultado empírico leva-nos a acreditar que a segunda evidência predomina.

Com respeito a variável proporção de mulheres, o efeito marginal indica que uma variação de 1% acima da média elevaria a PFT em todos os modelos estimados, sendo da ordem de (0,608%) no modelo 2b. Este resultado é de difícil explicação, mais pode se inferir sobre a disposição da mulher em participar do mercado de trabalho para melhorar as chances de qualificação dos filhos ou do fenômeno conhecido em economia do trabalho como efeito trabalhador adicional, como o comprovado no estudo de FERNANDES e FELÍCIO (2002), no qual mulheres cujos maridos tem maior probabilidade de perder o emprego são mais prováveis de ingressar no mercado de trabalho e também mulheres que eram ativas no ano anterior tendem a transitar mais para a atividade no ano corrente.

Quando se analisa os modelos e os respectivos similares controlados por região, o efeito marginal do Índice de Gini se reduz de forma praticamente proporcional, da mesma forma quando se faz uma evolução através dos modelos pela adição das variáveis (*fert*) e (*mortinf*). O sinal negativo dos

efeitos marginais significa que quanto maior a desigualdade de renda, a probabilidade do indivíduo médio de participar da força de trabalho é reduzida. De acordo com o modelo 2b, o acréscimo de 1% no Índice de Gini reduz essa probabilidade em (0,12%), independentemente dos efeitos das demais variáveis. Como o Gini capta a desigualdade de renda, suponhamos que a principal fonte dessa desigualdade esteja relacionada a atributos relativos a produtividade do indivíduo no mercado de trabalho e que isso seja percebido pelos indivíduos. Tal percepção pode fazer com que alguns indivíduos relacionem a desigualdade de renda a dificuldade de obtenção de emprego e voluntariamente se ausentem da força de trabalho, por acreditar que não obteriam sucesso na procura.

Analisando os modelos sobre nomeados pela letra “b” percebemos como o efeito de adicionarmos a variável relativa à fertilidade causa a redução de quase todos os coeficientes, exceto os relacionados às regiões nordeste e sul. Com isso, entendemos que ao introduzir a taxa de fertilidade estamos fazendo com que as demais variáveis possam representar um efeito marginal com menos impactos de outras características. Todavia, quando repetimos o processo adicionando a variável (*mortinf*), esse comportamento deixa de ser evidente e o efeito marginal para essa variável é significativo com sinal esperado apenas quando não controlado por região. De certo, muito mais que as taxas de fertilidade, o índice de mortalidade infantil estar correlacionado com outras variáveis já inseridas, e sua inclusão não alterou significativamente o R^2 .

A distância da capital parece ser de fato relevante para explicar a PFT, demonstrando que o indivíduo médio tem menor probabilidade de ingressar na força de trabalho quanto mais distante ele estiver da capital do estado, o que reflete a menor diversidade dos mercados locais. Em sua maioria, os municípios mais distantes da capital resume-se a atividades agropecuárias, com indústria e comércio pouco desenvolvido e o setor de serviços tem na administração pública o principal empregador. Convém lembrar que aproximação do município com outras regiões pólos que não a capital do estado não foi captada por essa variável.

A direção dos impactos da escolaridade média sobre a PFT foi a esperada, ou seja, foi encontrada relação positiva entre o nível de escolaridade e PFT, cujos efeitos marginais variam de 0,18062 a 0,00500 a medida que novas variáveis vão sendo adicionadas. Mais importantes que essas magnitudes

é a direção da sensibilidade e o perfil de U-invertido, como prever os pressuposto da teoria do capital humano, ocorrendo de ser não significativo em apenas um dos modelos (3a). O perfil de U-invertido alcança um máximo em 15,3 anos de estudos no modelo 1a, 20,3 no modelo 2a e de 25,5 no modelo 3b, e de 13,6; 16,2 e de 17 nos modelos correspondentes quando controlados por fertilidade, mortalidade e região. De modo geral os resultados corroboram com outros estudos que relacionam PFT e escolaridade, como o estudo de GONZAGA e REIS (2000) no qual comparam a probabilidade de participação no mercado de trabalho de esposas com maridos empregados e que perderam emprego, e concluem que há uma tendência de aumento na probabilidade de participação das mulheres na PFT á medida que aumenta o nível de escolaridade. A importância da escolaridade como determinante do aumento da participação da mulher na força de trabalho também está presente no estudo de ECKSTEIN e WOLPIN, (2000) que mostram como escolaridade é uma variável diretamente relacionada com os salários, aumenta a desutilidade do trabalho, mas aumenta os salários o suficiente para deixar um perfil participação escolaridade positivo e seu aumento tem impacto positivo sobre a PFT.

Por fim, convém destacar que os resultados encontrados são consistentes em todos os modelos. Observa também que os coeficientes obtidos pela estimação de mínimos quadrados ponderados são equivalentes aos estimados por maximoverossimilhança (em anexo), em particular destaca-se a mesma direção dos efeitos marginais e idênticas magnitudes até duas casas decimais, evidenciando a robustez dos resultados.

Considerações Finais

Em muitos municípios brasileiros os recursos oriundos de transferências governamentais a título de aposentadorias, pensões e programas oficiais de auxílio, como renda mínima, bolsa-escola e seguro-desemprego, etc se constitui em parcela significativa da renda total municipal. Aproximadamente 63% dos municípios brasileiros tem na composição de sua renda ao menos 15% relativo as transferências governamentais. Neste trabalho investigamos qual a importância das transferências governamentais na escolha dos indivíduos de participar da força de trabalho.

Diversos trabalhos têm estudado os determinantes da participação na força de trabalho brasileiro, dando principal ênfase aos determinantes da participação da mulher. A principal contribuição deste estudo foi analisar esses determinantes com vistas às políticas de transferências governamentais, além de outros determinantes da decisão de participação no mercado de trabalho. Para a política de transferências de rendas foi considerada a participação percentual das transferências governamentais na renda de cada um dos 5507 municípios do Brasil. Os resultados apontam que as transferências públicas exercem influência negativa na decisão do indivíduo médio participar na força de trabalho.

Outros fatores importantes para a determinação da PFT foi a localização geográfica, considerados como *proxies* a fatores não observados, o nível médio de escolaridade, as parcelas das pessoas do sexo feminino e com idade entre 18 e 24 anos e a taxa de fertilidade. A variável relacionadas a taxa de mortalidade de crianças até cinco anos de idade mostrou-se importante apenas quando os modelos não foram controlados por região. Os resultados encontrados mostraram-se robustos aos modos de estimação de mínimos quadrados ponderados e maximoverossimilhança, nas diferentes especificações dos modelos.

Referências bibliográficas

- BARROS, Ricardo P et al. A eficácia das políticas de trabalho e renda no combate à pobreza. In: VELLOSO, J. P. R. et al. Soluções para questão do emprego. Rio de Janeiro: José Olympio, 2001.
- BLUNDELL, Richard. Labor supply: a review of alternative approaches. In: ASHENFELTER, O. CARD, David. Handbook of labor economics, v. 3, cap. 27 Elsevier Science B. V. 1999.
- BRUSCHINI, C.; LOMBARDI, M. R. O trabalho da mulher brasileira nos primeiros anos da década de noventa. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 10 anais. Belo Horizonte: ABEP, 1996, v.1, pp. 483-516.
- CARDOSO Jr., José Celso. Desestruturação do mercado de trabalho brasileiro e limites do seu sistema público de emprego. Texto para Discussão / IPEA ; 751. 33 p. 2000.

CARDOSO Jr., José Celso. Crise e desregularão do trabalho no Brasil. Texto para Discussão / IPEA ; 814. 60 p. Brasília : IPEA, 2001.

CHAHAD, J. P. Z. Um novo desenho do programa de Seguro-Desemprego. In: CHAHAD, J. P. Z., FERNANDES, R. O mercado de trabalho no Brasil: políticas, resultados e desafios. São Paulo: MTE/FIPE/ Depto. De Economia FEA/USP, 2002.

CHAHAD, J. P. Z., FERNANDES, R. O seguro-desemprego e a trajetória ocupacional na força de trabalho brasileira. In: CHAHAD, J. P. Z., MENEZES-FILHO, Naércio A. Mercado de trabalho no Brasil: salário, emprego e desemprego numa era de grandes mudanças. São Paulo: LTr, 2002.

ECKSTEIN, Zvi and Kenneth I. WOLPIN, The Specification and Estimation of Dynamic Stochastic Discrete choice :models, Journal of Human Resources, Fall, 1989, p.562-598.

FERNANDES, Reynaldo. FELICIO, Fabiana. O ingresso de esposas na força de trabalho como resposta ao desemprego dos maridos: uma avaliação para o Brasil metropolitano. In: CHAHAD, J. P. Z., MENEZES-FILHO, Naércio A. Mercado de trabalho no Brasil: salário, emprego e desemprego numa era de grandes mudanças. São Paulo: LTR, 2002.

GONZAGA, G., REIS, M. Os efeitos trabalhador adicional e desalento no Brasil. Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia. Natal, RN, 2005.

GREENE, William H., Econometric Analysis, 5th ed., Prentice-Hall Inc., Upper Saddle River, New Jersey, 2003

JATOBÁ, Jorge. A família brasileira na força de trabalho: um estudo de oferta de trabalho – 1978/88. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 24 – n.1- abril 1994. Rio de Janeiro.

KASSOUF, Ana Lúcia. Wage gender discrimination and segmentation In: the Brazilian labor market. Revista Economia Aplicada. São Paulo: v2, n2, 1998.

KILLINGSWORTH, M.R. and J.J. Heckman (1986): “Labour Supply of Women: A Survey”, in: ASHENFELTER and LAYARD (1986), Handbook of Labour Economics, 1, (Amsterdam: North Holland)

MENEZES-FILHO, Naércio A., Picchetti, Paulo. Os determinantes da duração do desemprego no Brasil metropolitano: 1984-1998. In: CHAHAD, J. P. Z., MENEZES-FILHO, Naércio A. Mercado de trabalho no Brasil: salário, emprego e desemprego numa era de grandes mudanças.

São Paulo: LTR, 2002.

MROZ, Thomas “The sensitivity of an empirical model of married women’s hours of work to economic and statistical assumptions,” *Econometrica* 55, 765-99. 1987.

NERI, M. C. ; CAMARGO, J. M. ; REIS, M. C. . Employment and Productivity in Brazil in the Nineties. (Ensaio Econômico, 469). Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas, 2002.

PENCAVEL, “Labor Supply of Men: A Survey,” in Orley Ashenfelter and Richard Layard, eds., *Handbook of Labor Economics*, Volume 1, pp. 35-44. 1986.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31 n.3- dez 2001. Rio de Janeiro.

SEDLACEK, G.L. & SANTOS, E.C. (1991). “A mulher cômputo no mercado de trabalho como estratégia de geração da renda familiar”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 21, (3), pp. 449-470. 1991.

SOARES, S; IZAKI, R. S. A participação feminina no mercado de trabalho. IPEA: (Texto para discussão nº 923). Rio de Janeiro, 2002.

TEBALDI, E.; ELMSLIE, Bruce T. . Sexual Orientation and Labor Supply. *Applied Economics*, 38(5), p. 549-562, 2006.

RODRIGUES, J. R. et al. Fiscal Space and Public Sector Investments in Infrastructure: A Brazilian Case-Study (Texto para discussão nº 1141). Brasília, 2005.

Wooldridge, J.M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, 2002.

Anexo 1 – Modelo Lógit Grupado. Estimativas de Mínimos Quadrados Ponderados. Coeficientes e estatística t. Variável dependente: PTF 2000

Variável	Modelo 1a	Modelo 1b	Modelo 2a	Modelo 2b	Modelo 3a	Modelo 3b
	Coeficientes					
Trsfq	-0,0319	-0,0297	-0,0312	-0,0287	-0,0301	-0,0285
	-41,61	-37,32	-40,92	-36,01	-37,94	-35,48
Mortinf	---	---	---	---	-0,0007	-0,0002*
					-4,67	-1,26
Fert	---	---	-0,0634	-0,0576	-0,0619	-0,0568
			-11,59	-10,21	-11,31	-10,02
Lnpop	-0,0222	-0,0175	-0,0187	-0,0135	-0,0186	-0,0135
	-9,12	-6,89	-7,71	-5,33	-7,68	-5,33
Lndcap	-0,0083	-0,0095	-0,0069	-0,0081	-0,0073	-0,0082
	-4,76	-5,47	-4,01	-4,69	-4,24	-4,73
pop1824	-3,6649	-1,9488	-3,2555	-1,6254	-2,937	-1,585
	-23,17	-10,05	-20,32	-8,35	-16,9	-8,03
Propmulh	3,5975	3,141	2,8108	2,6176	3,1654	2,6674
	15,49	12,47	11,74	10,27	12,63	10,35
ind-gini	-0,7453	-0,5306	-0,6636	-0,4699	-0,6123	-0,4615
	-17,32	-11,68	-15,39	-10,35	-13,79	-10,06
Anoesc	0,1012	0,0899	0,0691	0,0583	0,0509	0,0544
	13,73	11,98	8,86	7,24	5,85	6,32
Anoescdq	-0,0033	-0,0033	-0,0017	-0,0018	-0,001	-0,0016
	-4,64	-4,67	-2,4	-2,54	-1,36*	-2,24
Co	---	-0,0091*	---	-0,0088*	---	-0,0104*
	---	-0,95	---	-0,93	---	-1,09

Ne	---	-0,0528	---	-0,0567	---	-0,0514
	---	-6,01	---	-6,51	---	-5,32
N	---	-0,1515	---	-0,1248	---	-0,1231
	---	-14,15	---	-11,42	---	-11,17
S	---	0,0696	---	0,0789	---	0,078
		10,42	---	11,82	---	11,61
contante	-0,4338	-0,6083	0,0794	-0,2259	-0,0849	-0,2408
	-4,3	-5,35	0,73	-1,91	-0,74	-2,02
Num. Obs. =	5507	5507	5507	5507	5507	5507
F	894,27	659,06	829,12	627,82	751,22	583,16
Prob > F =	0	0	0	0	0	0
R-squared =	0,57	0,59	0,58	0,5977	0,58	0,6
Adj R-squa =	0,56	0,59	0,58	0,5968	0,58	0,6
Root MSE =	0,16	0,15	0,15	0,1499	0,15	0,15

Fonte: Elaboração Própria. Estatística t abaixo do coeficiente. * não significativo ao nível de 5%.

Anexo 2 – Efeitos marginais obtidos por meio de Máxima-verossimilhança

variável	mod 1a	mod 1b	mod 2a	mod 2b	mod 3a	mod 3b
trsfq	-0,150345	-0,140406	-0,146553	-0,135281	-0,141667	-0,134571
mortinf					-0,020834	-0,006915
fert			-0,086066	-0,078539	-0,084033	-0,077404
lnpop	-0,103303	-0,081180	-0,087613	-0,063575	-0,087193	-0,063626
lndcap	-0,022887	-0,025679	-0,019394	-0,022121	-0,020421	-0,022307
pop1824	-0,284671	-0,156233	-0,253466	-0,131523	-0,229575	-0,128195
propmulh	0,845922	0,733483	0,661968	0,610611	0,744450	0,623312
ind_gini	-0,199202	-0,143098	-0,177163	-0,126732	-0,163750	-0,124328
anoesc	0,195750	0,175720	0,134110	0,114775	0,099553	0,106756
anoescqd	-0,029419	-0,029252	-0,015887	-0,016698	-0,009756	-0,015034
Co(CO)		-0,000365		-0,000351		-0,000420
Ne(NE)		-0,007741		-0,008339		-0,007451
N(NO)		-0,005798		-0,004751		-0,004677
Se(SE)		0,007135		0,008064		0,007963

Fonte: Elaboração Própria. Todos coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

O IMPACTO DO SIMPLES NA GERAÇÃO DE EMPREGOS NA CADEIA TEXTIL

Sebastião Carlos da Rocha Filho
Manoel Bosco de Almeida
Francisco de Assis Soares

INTRODUÇÃO

É incontestável a importância das MPE's para o desenvolvimento econômico e a geração de empregos, como as experiências internacionais demonstram. Mesmo assim, o interesse nos estudos sobre as MPEs divide opiniões, pois, enquanto um grupo acha que tal conjunto de empresas responde ao paradigma atual do sistema capitalista - denominado por alguns autores de regime pós-fordista - sendo capaz de ser uma das soluções ao problema do desemprego, outros acreditam que a inclinação à pesquisa sobre MPEs é um modismo influenciado pela conjuntura, econômica como o desemprego e o nível de pobreza, em particular nos grandes centros urbanos dos países em desenvolvimento.

A primeira opinião é reforçada por estudos internacionais (VILELA, 1994; PUGA, 2000 e 2002, HILDEBRANDO, 2005), que evidenciaram

o fato de que as MPEs são importantes não só para a geração de postos de trabalho, como também para a diminuição das desigualdades regionais e a difusão da inovação tecnológica. Esse fato foi observado, por exemplo, por pesquisas na Itália e no Japão, justificando a necessidade de criação de políticas específicas de apoio às MPEs.

No Brasil, os estudos de Monteiro e Assunção, (2000); Araújo, 2004 e Silva, (2006) constataram a importância das MPEs. Neste sentido, e seguindo a dinâmica mundial, o Brasil, desde 1972, por meio do Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE), apóia as MPEs, incorporando-as de modo mais efetivo no espaço produtivo da economia brasileira. Além das políticas oficiais de crédito, foi instituído o marco legal das MPEs, formado principalmente pela Lei 9.841, de 05 de outubro de 1999, ou Estatuto da Microempresa e da Empresas de Pequeno Porte, e a Lei 9.317, de dezembro de 1996, que instituiu o Sistema Integrado de Pagamento de Impostos e Contribuições das Microempresas e Empresas de Pequeno Porte ou Simples.

O Simples, ao propor uma sistemática diferenciada para as MPEs, tornou a estrutura tributária mais flexível, simplificada e menos onerosa para o empregador. Mais importante ainda, o Simples reduz os custos com tributos e contribuições, como, por exemplo, as contribuições patronais.

A consequência mais evidente deste fato foi o surgimento de estabelecimentos e empregos formais, fruto da regularização da informalidade ou da criação de firmas. Em face do exposto, esta pesquisa tem por objetivo analisar o impacto do Simples na criação de empregos da cadeia têxtil para os anos de 1996, 1997 e 2004. No presente estudo, a cadeia têxtil é aqui entendida como formada pelos seguintes elos: fibras e filamentos (naturais e químicas); têxteis básicos (fição, tecelagem, malharia e beneficiamento) e confecção (vestuário, linha lar e artigos técnicos).

Além desta seção introdutória e de uma conclusão, tem-se mais cinco seções. Na segunda, são analisadas as contribuições, segundo a literatura, das MPEs na geração de empregos; na terceira, avalia-se a legislação brasileira para as micro e pequenas empresas; na quarta, examinam-se especificamente as MPEs da cadeia têxtil, em que se destacam aspectos como número de estabelecimentos e vínculos empregatícios; já na quinta seção, são mensurados os impactos do Simples sobre o número de vínculos empregatícios das micro e pequenas empresas da cadeia têxtil.

Micro e pequenas empresas como categorias de análise

A análise da importância econômica das empresas com escalas produtivas de pequeno porte depara-se com uma diversidade de concepções (métricas) para classificar micro e pequena empresa. Que variáveis utilizar e quais os limites impostos a essas variáveis que diferenciarão os grupos por tamanho? Na literatura, não existe padrão único para defini-las no plano internacional, nem nacional ou regional. No geral, duas variáveis são alternadamente utilizadas, dependendo do objetivo do estudo e do setor produtivo: pessoal ocupado e receita total bruta. No Japão, por exemplo, são definidas como empresas de pequeno porte no setor de manufatura aquelas que empregam até 20 trabalhadores; para o setor de serviços, o limite cai para até cinco empregados. (PUGA, 2000; HILDEBRANDO, 2005)

Para a Organização Internacional do Trabalho (OIT), independentemente do setor, micro empresas são firmas com até 20 empregados; pequenas até 100; médias, entre 100 e 499, e grandes, acima de 500. Esta padronização serve simplesmente de parâmetro de classificação entre países com o objetivo de comparações internacionais, não se prestando, portanto, como categorias para formulação de políticas públicas.

Na América do Sul, o Mercado Comum do Sul (MERCOSUL) utiliza como critério tanto a receita bruta quanto o número de empregados. O Brasil, membro deste Mercado, utiliza duas variáveis para estabelecer critérios de porte, a saber: número de empregados e receita bruta, sendo que para esta última há diversidade classificatória em função do objetivo. O Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), em seus programas de financiamento às micro e pequenas empresas, incorpora a essas variáveis a estrutura de tamanho das unidades produtivas no País; o montante de recursos envolvidos no programa de fomento e seu público-alvo do programa. (VIVELA, 1994).

O Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE) usa critério de classificação pelo número de empregados com os seguintes parâmetros, diferenciados por setor produtivo: no setor de serviços e comércio, são definidas como microempresas as firmas entre zero e nove empregados; pequenas entre 10 e 49, médias entre 50 e 99, e grandes, organizações que possuem acima de 100 empregados. Na indústria, o critério é o seguinte: micro, entre zero e dezenove; pequena, entre 20 e

99; média, entre 100 e 499, e grande, acima de 500 empregados (SEBRAE, 2005).

O Estatuto da Microempresa e da Empresa de Pequeno Porte¹ estabelece como critério de classificação para microempresas as firmas que tiverem receita bruta anual igual ou inferior a R\$ 244.000,00 (duzentos e quarenta e quatro mil reais) e como empresa de pequeno porte a empresa que apresentar receita bruta anual superior a R\$ 244.000,00 (duzentos e quarenta e quatro mil reais) e igual ou inferior a R\$ 1.200.000,00 (um milhão e duzentos mil reais). Já o Simples² estabelece os seguintes valores: R\$ 240.000,00 (duzentos e quarenta mil reais) e R\$ 240.000,00 (duzentos e quarenta mil reais) e igual ou inferior a R\$ 2.400.000,00 (dois milhões e quatrocentos mil reais) para microempresa e empresa de pequeno porte, respectivamente.

Recentemente, foi aprovada lei que institui o Super-Simples como sistema tributário diferenciado que em vigor a partir de janeiro de 2007. Com sistemática parecida com o Simples, porém, mais amplo (por exemplo, a nova lei incorpora as empresas prestadoras de serviço não contempladas no Simples), pois o Super-Simples favorece a integração e cooperação entre diferentes máquinas de arrecadação e fiscalização (União, estados, Distrito Federal e municípios). Além disso, propõe um cadastro unificado de contribuintes com base no CNPJ, tendo como finalidade unificar o registro empresarial em único local e por meio de única documentação.

Como observado, as categorias de tamanho da empresa variam entre países e dentro de um país em decorrência dos objetivos e dos setores econômicos. Quanto à relevância das MPes, seja em termos de contribuição para crescimento econômico ou para geração de empregos, parece haver convergência na literatura especializada, como sintetiza Hildebrando (2005).

Este estudo utilizará como princípio classificatório para micro e pequena empresa do setor industrial aquele recomendado pelo SEBRAE.

1 Artigo 2º da Lei nº 9.841 de 05 de outubro de 1999.

2 Os limites inicialmente estabelecidos pelo Simples foram R\$ 120.000,00 para microempresas e entre R\$ 120.000,00 e R\$ 720.000,00 para pequenas empresas. Os limites acima citados foram definidos pela Lei nº 11.196, de dezembro de 2005.

O papel das micro e pequenas empresas para o desenvolvimento econômico

O debate atual em torno da importância das MPEs na criação de empregos divide opiniões. Para Vilela (1994), enquanto um grupo acha que o problema do crescente desemprego pode ser resolvido mediante o estímulo às micro e pequenas empresas, outro grupo acredita que o interesse por esse tipo de empresa é mais um modismo, motivado pela conjuntura econômica adversa em termos de criação de postos de trabalho.

A expansão do emprego nas MPEs não resulta da simples mudança setorial das economias capitalistas, tampouco dos efeitos do ciclo econômico. As causas do aumento do emprego nessas empresas decorrem de dois movimentos essenciais: a descentralização e a verticalização das grandes empresas e a intensificação do processo de formação de comunidades de pequenos produtores por meio dos distritos industriais ou de aglomerações regionais de empresas de pequeno porte (VILELA (1994).

Mesmo concebendo-se as MPEs como organizações produtivas capazes de resolver parte do problema do desemprego, no entanto, deve-se ficar atento para a produtividade e a qualidade dos postos de trabalho gerados, pois, nas empresas de menor porte, geralmente, a jornada de trabalho é mais longa e os padrões de salubridade, segurança e salários são menores do que os verificados nas grandes empresas para trabalhadores idênticos. Soma-se a este fato a natureza das relações de trabalho inferiores nessas empresas, pois são menores o grau de sindicalização, a existência de conselhos de fábricas, a cobertura por contratos coletivos e a proteção legal. Por esses e outros motivos, deve-se estar atento quando da defesa das MPEs, pois, paralelamente pode-se estar contribuindo para a deterioração das condições de trabalho e da produtividade nas MPEs.

Vilela (1994) salienta que um desempenho econômico e social inferior das MPEs não está relacionado necessariamente às dimensões físicas das unidades de trabalho, pois isto pode decorrer do setor em que dada empresa opera e do tipo de relação que mantém com as médias e grandes organizações. Isto porque existe grande heterogeneidade tecnológica entre tais empresas, sendo ela maior entre setores. De um lado, estão setores altamente intensivos em mão-de-obra, que demandam trabalhadores com baixa qualificação e, do outro, empresas altamente flexíveis, com

trabalhadores polivalentes e bem remunerados. Depois, a natureza das relações nas MPEs entre si e entre outros grupos de empresas é também fator determinante para sua sobrevivência e eficiência produtiva (ALMEIDA et al, 2003).

Diante disso, as especificidades relativas ao setor em análise, ao grau de desenvolvimento econômico da região ou país e as inter-relações das empresas, são motivos de aprofundamentos analíticos. Em razão de tal fato, é importante levantar o seguinte questionamento: qual o ambiente institucional propício ao desenvolvimento das MPEs? Em outras palavras, que parâmetros se deve utilizar para que essas empresas encontrem a verdadeira vocação econômica e social? Breve análise sobre algumas experiências internacionais poderá ajudar a encontrar respostas para tais questionamentos.

Internacionalmente é reconhecida importância das MPEs na geração de emprego, como também, na formação de divisas, nas diminuições das desigualdades regionais e na melhoria da renda. A forma como são elaboradas as políticas de apoio, contudo, depende da conjuntura econômica de cada país. Nos Estados Unidos, o apoio teve como finalidade assegurar o livre mercado; na Itália, a diminuição das desigualdades regionais entre norte e sul; em Taiwan, o direcionamento para a produção e incorporação de inovações tecnológicas; na Espanha, a geração de emprego e renda; no Japão, as inovações tecnológicas e a inserção dinâmica deste grupo de empresas nas cadeias produtivas; finalmente, no México, a integração entre micro, pequenas e médias empresas e as grandes empresas, visando à substituição de importações (PUGA, 2000 e 2002; HILDEBRANDO, 2005).

No que tange aos programas financeiros, as características também são distintas. Na Espanha, o programa de empréstimos participativos foi considerado como um *mix* de participação no capital social da empresa e financiamento de longo prazo; no Japão, percebeu-se que as empresas eram isentas das exigências de garantias físicas e o principal banco de apoio, o Choko Chukin, era controlado pelo setor público e por cooperativas; no México, o programa de desenvolvimento de provedores tem como qualidade a rapidez e a facilidade na obtenção de crédito; enquanto isso, nos Estados Unidos, todas as empresas com projetos rentáveis podem receber apoio da Small Business Administration (SBA). Por outro lado, na Itália, a pesquisa destacou os programas de apoio às regiões menos favorecidas,

com destaque para os programas da Societá per l'Impenditorialitá Giovanile. Já em Taiwan, a evidência ficou nas instituições especializadas em transferir tecnologia para as MPEs (PUGA, 2000 e 2002).

No Brasil, o Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE), desde 1972, incentiva o desenvolvimento das empresas de pequeno porte mediante cursos, facilidade de acesso a serviços financeiros, cooperação entre as empresa, organização de feiras e rodadas de negócios e apoio a atividades que tenham como finalidade aumentar a oferta de emprego e renda. O SEBRAE está presente em todas as unidades da Federação e sua missão é promover a competitividade e o desenvolvimento sustentável das micro e pequenas empresas e fomentar o empreendedorismo (SEBRAE, 2005).

Para o bom desempenho de sua missão, o SEBRAE estabeleceu algumas prioridades estratégicas aqui se resumidas, como: empenho pela aprovação, regulamentação e implementação de um marco legal para as MPEs; articulação de políticas públicas voltadas para o desenvolvimento dessas empresas; ampliação do acesso e redução dos custos dos serviços financeiros e; promoção do acesso à tecnologia e a ampliação da capacidade de inovação e promoção da educação empreendedora e da cultura da cooperação.

Base institucional brasileira para as micro e pequenas empresas

O marco legal para a análise das políticas de apoio as MPEs no Brasil é a lei 7.256, de 27 de novembro de 1984, ou Estatuto da Microempresa. Esta lei introduziu no rol do sistema jurídico brasileiro a definição de microempresa até então ausente e estabeleceu normas integrantes do estatuto da microempresa, relativas ao tratamento diferenciado, simplificado e favorecido, nos campos administrativo, tributário, previdenciário, trabalhista, creditício e de desenvolvimento empresarial.

O suporte jurídico de apoio às MPEs é formado principalmente pelo novo Estatuto da Microempresa (ME) e da Empresa de Pequeno Porte (EPP), instituído em 06 de outubro de 1999, pela lei 9.841 e pelo Simples, mediante a lei 9.317, de 05 de dezembro de 1996, que instituiu o Sistema

Integrado de Pagamento de Impostos e Contribuições das Microempresas e das Empresas de Pequeno Porte.

Desta forma, entende-se que esses dois dispositivos, o Estatuto e o Simples, são os principais marcos institucionais que regulamentam as MPEs no Brasil. Saliencia-se que ambos têm objetivos diferentes, ou seja, enquanto o Estatuto da Microempresa e da Empresa de Pequeno Porte visam a facilitar a constituição e o funcionamento das MPEs, o Simples regula o tratamento diferenciado, simplificado e favorecido relativo aos impostos e contribuições devidas pelas micro e pequenas empresas. Em outras palavras, o Simples preocupa-se com os aspectos tributários e o estatuto das dimensões institucionais das MPEs.

O Artigo 3º do Estatuto (lei 9.841) proíbe o benefício a pessoa jurídica em que haja participação de pessoa física domiciliada no Exterior ou de outra pessoa jurídica, como também a pessoa física que seja titular de firma mercantil individual ou sócia de outra empresa que receba tratamento jurídico diferenciado na forma do referido Estatuto, salvo quando a participação não for superior a 10% do capital social de outra empresa.

No tocante à abertura de firmas, o novo Estatuto propôs a simplificação do registro que aqui se descreve como: ato constitutivo que não precisa ser subscrito por advogado; duas declarações: -uma do titular ou dos sócios- de que a sociedade se enquadra como microempresa (ME) ou empresa de pequeno porte (EPP), e outra de que o administrador não tem impedimento legal para exercer atividade mercantil.

Em relação ao apoio financeiro, a lei 9.841 dispõe que o Poder Executivo deverá estabelecer mecanismos fiscais e financeiros de estímulo às instituições financeiras privadas, no sentido de que mantenham linhas de crédito específicas para as microempresas e empresas de pequeno porte.

A concepção do Simples está vinculada a algumas premissas, assim consideradas: primeiro, como as MPEs têm um baixo poder arrecadador, elas não devem constituir ônus para o fisco; segundo, esta modalidade de tributação constitui-se como diferenciada, simplificada e favorecida, aplicável às pessoas jurídicas consideradas como ME e EPP, e se relaciona aos impostos e contribuições devidos por tais empreendimentos (portanto, não é um privilégio das MPEs); terceiro, os custos das obrigações tributárias das MPEs devem ser minimizados para que tais custos não comprometam a sobrevivência destas; quarto, mesmo existindo diferentes níveis de

governo e órgãos tributários, a relação entre contribuinte e Estado deve ser única, daí o caráter de simplificação e flexibilização.

Por outro lado, de acordo com o Artigo 9º da lei 9.317, mesmo se enquadrando no critério de receita bruta, algumas empresas estão impedidas de aderir ao Simples, como é o caso das sociedades anônimas; empresas do sistema financeiro e do mercado imobiliário; filiais de firmas com sede no Exterior, ou cujos sócios de nacionalidade estrangeira sejam residentes no Exterior; estabelecimento cujo titular ou sócio participe com 10% e mais do capital de outra empresa ou cuja receita bruta global ultrapasse o limite estabelecido para a empresa de pequeno porte ou microempresa.

Nesse sentido, o Simples tem como objetivo dar tratamento diferenciado e não privilegiado a determinados setores. Mediante a simplificação, o novo modelo unificou alguns tributos federais, estaduais e municipais em uma só guia de recolhimento, tornando mais ágil o controle e barateando o custo da Administração Tributária. Relativamente à União, os seguintes tributos foram unificados: Imposto de Renda das Pessoas Jurídicas; Contribuição Social sobre o Lucro Líquido; contribuição para o PIS/PASEP; COFINS; Imposto sobre Produtos Industrializados e a contribuição para o INSS (parcela patronal).

Em relação aos outros tributos federais, as MPEs continuam obedecendo às regras gerais. Os impostos estaduais, como o ICMS, e municipais, é o caso do ISS, só poderão se incorporar por meio de convênios entre a União, estados e municípios. Os estados e municípios, contudo, possuem liberdade relativa para legislar sobre tributos de sua competência. Apoiados nessa liberdade, por exemplo, os estados preferiram desenvolver sistemas próprios de tributação simplificada similares ao Simples. Como referência, cita-se o Estado de São Paulo, que possui um Simples estadual, instituído pela Lei 10.086, de 19 de novembro de 1998. Em relação aos municípios, segundo a Secretaria da Receita Federal (SRF), até maio de 2005, somente 109 municípios tinham feito opção pelos Simples.

A principal mudança introduzida pelo Simples foi alterar a base de contribuição deixando de ser fundamentada na folha de salários e passando a se basear no faturamento da empresa. Além de reduzir o custo direto com a diminuição da carga tributária, também foi reduzido o custo administrativo (custo indireto). Com isso, o empregador encontrou uma motivação para a regularizar os trabalhadores informais, contratar empregados e para

formalizar seu empreendimento. Como consequência, houve aumento considerável no número de firmas e empregos formais após a introdução do Simples, como se pode verificar em alguns estudos (SRF, 2000; MONTEIRO e ASSUNÇÃO, 2001; ARAÚJO, 2004; SILVA, 2006).

As micro e pequenas empresas na cadeia têxtil³

De acordo com o Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), por meio da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e usando a Classificação Nacional das Atividades Econômicas para 26 setores, verifica-se que, entre 1996 e 1997, a quantidade total de estabelecimento de MPEs variou 7,72%, sendo que as microempresas aumentaram em 8% e as pequenas em 2,89%. Quando se compara 1996 com 2004, esses percentuais foram 44,6%, 45% e 37%, respectivamente. Na indústria de transformação, as MPEs apresentaram crescimento de 6,5% no número de estabelecimentos entre 1996 e 1997. Nos subgrupos, este crescimento foi, respectivamente, de 6,81% e 4,62% para as micro e pequenas empresas, correspondendo a um aumento absoluto de doze mil e mil e duzentos estabelecimentos.

Em 2004, a indústria de transformação tinha um total de 262 mil estabelecimentos no grupo de MPEs. Deste total, cerca de 18%, ou seja, 49 mil, pertenciam à cadeia têxtil. Nesta, a evolução do número de estabelecimentos variou 14% entre 1996 e 1997, representando um acréscimo de 5 mil estabelecimentos, ou seja, um aumento de 35 para 40 mil estabelecimentos. Em 2004, o número de MPEs representou 97% do total dos estabelecimentos da cadeia têxtil.

A tabela 1 descreve as taxas de crescimento anual média e acumulada do número de estabelecimentos da cadeia têxtil, no período de 1990/2004. A ilustração demonstra que, no período 1990-1996, ocorreram taxas negativas para o total de estabelecimentos, com destaque para as grandes empresas, que registraram taxa média de -6,01% ao ano, acumulando em todo período -31,06%. No período entre 1997 e 2004, o total de estabelecimentos obteve crescimento positivo, graças às MPEs.

3 Cadeia têxtil aqui é entendida como a formada pelos seguintes elos: fibras e filamentos (naturais e químicas); têxteis básicos (fiação, tecelagem, malharia e beneficiamento); confecção (vestuário, linha lar e artigos técnicos).

Para as micro e pequenas empresas, o número de estabelecimentos da cadeia têxtil cresceram em média 0,09% ao ano entre 1990 e 1996. No período posterior, esse crescimento foi de 2,96%, sendo taxa essa maior do que a verificada em todo o período compreendido entre 1990 e 2004. A performance das pequenas empresas, de taxas negativas no primeiro período, passou a taxas positivas, tendo sido superior à observada para as microempresas, ou seja, 6,52 contra 2,5% para as microempresas.

Tabela 1: Taxas Anuais Média e Acumulada de Crescimento do Número de Estabelecimentos da Cadeia Têxtil, em Percentual

Porte	1990-1996		1997-2004		1990-2004	
	Média	Acumulada	Média	Acumulada	Média	Acumulada
Micro	0.34	2.11	2.5	18.88	1.56	21.39
Pequena	-1.89	-10.85	6.52	55.57	2.65	38.69
MPEs	0.09	0.6	2.96	22.65	1.69	23.39
Média	-2.7	-15.15	3.4	26.11	0.56	7.26
Grande	-6.01	-31.06	-2.7	-17.45	-4.41	-43.09
TOTAL	-0.005	-0.03	2.96	22.66	1.65	22.62

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego – RAIS.

Em relação aos vínculos empregatícios, de acordo com o que descreve a tabela 2, houve queda no total de vínculos da cadeia entre 1990 e 1996. É importante observar que neste período a cadeia têxtil passou por profundas mudanças estruturais, fruto da abertura comercial iniciada no princípio da década de 1990 (GORINI, 2000). Em 1997, ainda se registrou queda no total de vínculos, contudo, em 2004 ocorreu recuperação, alcançando o total de 79 mil vínculos.

Tabela 2 : Distribuição dos Vínculos Empregatícios da Cadeia Têxtil por Porte – 1990/2004

Porte	1990		1996		1997		2004	
	Absoluto	%	Absoluto	%	Absoluto	%	Absoluto	%
Micro	149 088	17.94	139 809	21.10	151 510	24.41	207 466	26.06
Pequena	184 574	22.21	163 222	24.64	167 669	27.02	259 535	32.58
MPEs	333 662	40.15	303 031	45.74	319 179	51.43	467 001	58,6
Média	225 601	27.13	187 324	28.28	164 671	26.54	198 212	24.88
Grande	272 151	32.73	172 070	25.98	136 689	22.03	131 269	16.48
TOTAL	831 414	100,00	662 425	100,00	620 539	100,00	796 482	100,00

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego – RAIS.

O percentual de vínculos nas MPEs evoluiu de 45% em 1996, para 51% em 1997. Foram 16 mil novos vínculos de diferença entre os dois anos, representando uma variação de 5%. As pequenas empresas variaram em 3%, e as microempresas em 8%. Em 2004, a proporção de micro e pequenas empresas no total foi de 8% contra 45% em 1996. Em termos de pessoal ocupado, o total para as MPEs evoluiu de 303 mil em 1996 para 467 mil em 2004, ou seja, registrou-se variação de 54%; a variação ocorrida nas microempresas foi de 48% e de 59% nas pequenas empresas.

A tabela 3 mostra que, entre 1990 e 2004, o total de vínculos na cadeia têxtil no Brasil cresceu a uma taxa média anual de 0,23% e acumulada de 2,97%. De 1990 a 1996, as respectivas taxas foram negativas para o total de vínculos, revelando-se positivas no período posterior.

As grandes empresas tiveram desempenhos negativos nos dois períodos, sendo que, entre 1990 e 1996, a perda anual chegou 6% acumulando no final 31% negativos. As médias empresas, de taxas negativas no primeiro momento, passaram a positivas no segundo.

As MPEs, entre 1990 e 1996, perderam em média 1,59% dos seus vínculos a cada ano. Entre 1997 e 2004, período sob o efeito do Simples, tais empresas cresceram a uma taxa média anual de 5,59%, maior do que a taxa observada para os anos entre 1990 e 2004 (2,3%). Enfatiza-se o fato de que a taxa acumulada entre 1997 e 2004 chegou a 46,3% e entre 1990 e 2004, a 32,87%.

Tabela 3: Taxas Anuais Média e Acumulada de Crescimento do Número Vínculos Empregatícios da Cadeia Têxtil, em Percentual – 1990/2004

Porte	1990-1996		1997-2004		1990-2004	
	Média	Acumulada	Média	Acumulada	Média	Acumulada
Micro	-0,93	-5.44	4.59	36.9	2.12	30.06
Pequena	-1.93	-11.04	6.44	54.79	2.59	37.7
MPEs	-1.59	-9.18	5.59	46.3	2.3	32.87
Média	-7.49	-37.31	-0.09	-0.61	-3.71	-37.69
Grande	-7.37	-36.83	-0.57	-3.96	-3.91	-39.33
Total Brasil	-3.71	-20.29	3.72	29.2	0.23	2.97

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego – RAIS.

Neste sentido, o desempenho das pequenas empresas teve taxas anuais média e acumulada de 6,44% e 54,49%, respectivamente, entre 1997 e 2004. As microempresas também registraram taxas significativas, a saber: 4,59% e 36,9% respectivamente.

A tabela 4 descreve a quantidade de vínculos na cadeia têxtil, por porte e região, no período 1990/2004. Para as MPEs, o Sudeste, e em seguida o Sul, destacam-se como regiões onde se concentra a maioria dos vínculos empregatícios. A importância dessas duas regiões se mantém, mesmo tendo registrado quedas entre 1990 e 1996. Por exemplo, o Sudeste registrou perda de 20%, recuperando-se no período seguinte, com variação positiva de 27%. O desempenho do Nordeste, com variação positiva de 19% entre 1990/1996 e de 76% entre 1997/2004 (período sob efeito do Simples), responde por variações absolutas de 4.600 e 47.822 vínculos, respectivamente.

Em termos de emprego, o Nordeste apresentou, entre 1990/1996, variação absoluta de 3.980 vínculos ou 38% entre as microempresas e de 620 vínculos ou 4,47% entre as pequenas empresas, no período 1990/1996. Já no período seguinte, enquanto as microempresas desta região variaram em 9.682 novos vínculos (ou 58%), as pequenas empresas aumentaram em 93% ou 16.366 vínculos, sinalizando que o Simples teve impacto mais significativo entre as empresas deste último porte.

Tabela 4: Vínculos Empregatícios nas Empresas de Pequeno Porte da Cadeia Têxtil:

Porte/Região	1990	1996	VAR %	1997	2004	VAR%
MICRO	149 088	139 809	-6,22	151 510	207 466	36,93
Norte	624	954	52,88	1 189	1 712	43,98
Nordeste	10 356	14 336	38,43	16 512	26 194	58,63
Sudeste	109 316	89 975	-17,69	93 505	113 929	21,84
Sul	24 118	28 527	18,28	32 971	52 207	58,34
Centro-Oeste	4 674	6 017	28,73	7 333	13 424	83,06
PEQUENA	184 574	163 222	-11,56	167 669	259 535	54,79
Norte	875	691	-21,02	720	1534	113,05
Nordeste	13 844	14 464	4,47	17 589	33 955	93,04
Sudeste	140 165	109 514	-21,86	106 610	141 251	32,49
Sul	26 399	32 827	24,34	36 621	72 072	96,80
Centro-Oeste	3 291	5 726	73,98	6 129	10 23	74,95
MPEs	333 662	303 031	-9,18	319 179	367 001	14,98
Norte	1 499	1 645	9,73	1 909	3 246	70,03
Nordeste	24 200	28 800	19,00	34 101	60 149	76,38
Sudeste	249 481	199 489	-20,03	200 115	255 180	27,51
Sul	50 517	61 354	21,45	69 592	124 279	78,58
Centro-Oeste	7 965	11 743	47,43	13 462	24 147	79,37
TOTAL BRASIL	831 414	662 425	-20,32	620 539	796 482	28,35

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego – RAIS.

A maior diferença percentual entre períodos ocorreu na região Norte, ou seja, entre 1990 e 1996, a variação nas MPES foi de apenas 9,73%, enquanto entre 1997 e 2004 o crescimento no número de vínculos empregatícios foi de 70,03%. Essa diferença no segundo período foi atribuída às pequenas empresas, que tiveram variação de 113,03%. Por outro lado, as microempresas cresceram somente 43,98%.

Entre todas as regiões, as MPEs do Centro-Oeste registraram as maiores taxas, tanto entre 1990 e 1996 (47,43%), quanto entre 1997 e 2004 (79,37%). Quando se analisa, porém, individualmente o porte, verifica-se que as microempresas desta região variaram em 83,06% contra 74,95% das pequenas empresas. Como se observa, este foi um comportamento atípico em relação às outras regiões.

Em síntese, na tabela 4, nota-se mudança substancial na demanda por trabalho na cadeia têxtil a partir de 1997. Como uma causa plausível para este fato, aponta-se a influência do Simples. Além disso, outros fatores podem ter determinado tal movimento, como, por exemplo, o salário médio e a estabilização da economia em função do Plano Real.

Impacto do simples sobre o emprego das micro e pequenas empresas

O impacto do Simples sobre as micro e pequenas empresas tem sido avaliado e dois estudos se destacam.. O primeiro, elaborado por Monteiro e Assunção (2003), utilizou a base de dados da economia informal urbana do IBGE e por meio dos métodos diferenças em diferenças e *propensity score matching*, concluiu que a probabilidade de uma empresa se formalizar em decorrência da introdução do Simples é de 19%, em média.

Estudo semelhante, realizado por Silva (2006), avaliou o impacto do Simples sobre a evolução no emprego do setor manufatureiro entre 1985 e 2003. Analisando os dados da RAIS, constatou que houve crescimento da mão-de-obra formal, tanto em termos absolutos quanto em percentuais nas MPEs. O estudo mostrou claramente que, embora o número total de vínculos empregatícios pouco tenha crescido no período em análise, o mesmo não ocorreu no caso das MPEs. Com efeito, o crescimento dos vínculos, tanto em números absolutos como percentuais, foi significativo, sendo mais expressivo ainda para o grupo de microempresas. Na análise das regiões, Silva (2006) destacou o Sudeste, por obter maior concentração, tanto de micro e pequenas empresas como de empregos gerados.

Silva (2006) também propôs uma análise econométrica, usando um modelo linear, especificando a relação entre o número de estabelecimentos, localização geográfica, salário médio e a geração de empregos, além de verificar a influência do Simples nessa relação.

De acordo com os resultados obtidos com o emprego da regressão de Mínimos Quadrados Ordinários, foi encontrada uma relação positiva e estatisticamente significativa entre as variáveis explicativas e a geração de empregos no setor manufatureiro no segundo subperíodo 1995 – 2003. Isto mostra que o Simples exerceu influência (na geração de empregos) seja pelo aumento de contratações nas empresas formais, seja pela formalização de empresas informais ou pelo surgimento de outras empresas.

Seguindo a linha metodológica desenvolvida por Silva(2006), este estudo dá novas especificações econométricas e faz uma avaliação para um período mais recente, e tratando, ainda, com maior precisão temporal os anos de referência para detectar o impacto do Simples.

Quantificação do impacto do Simples sobre o emprego nas micro e pequenas empresas

Esta secção tem como objetivo exibir uma medida de impacto pautada na análise quantitativa dos fenômenos econômicos descritos nas secções anteriores. Tal como em Silva(2006), parte-se do princípio de que o nível de emprego está fortemente associado ao salário vigente, à escolaridade, às características locais do mercado de trabalho e ao papel das políticas econômicas, aqui representados pela implementação do Simples.

Base de dados

A fonte primária das informações sobre as variáveis (escolaridade, número de vínculos empregatícios e folha salarial) utilizadas no modelo econométrico foi a RAIS. Como referencial de dados, a RAIS é bastante usada (ALMEIDA et al, 2003, VIANA, 2005, MONTEIRO FILHA, 2003, ABIT, 2004, IEMI, 2005), embora seja objeto de algumas limitações, como, por exemplo, o fato de abranger apenas o setor formal da economia. Outra limitação está no fato de que ela não enfoca o número de empregados e sim o de vínculos empregatícios, podendo uma pessoa ter mais de um vínculo. Outra observação se faz necessária, pois o critério de classificação por porte, adotado pela RAIS, é o número de vínculos empregatícios e a medida do Simples é a receita bruta das empresas.

Os dados aqui trabalhados referem-se à indústria têxtil segundo o código 17 da Classificação Nacional de Atividades Econômicas para 26 setores.

Nesta classificação, estão compreendidas informações da indústria de têxteis básicos e do setor de confecções, reunidas sob a denominação de indústria têxtil. O número de vínculos empregatícios será, neste sentido, uma *proxy* para o número de empregados. O salário médio foi calculado dividindo-se a massa salarial pelo número de vínculos. O resultado desta divisão foi multiplicado pelo valor do salário mínimo do ano, que, por sua vez, foi atualizado para reais de 2004, deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Além dos dados sobre vínculos empregatícios e salários, foi calculado um índice de escolaridade da força de trabalho, isto é, o índice educacional (E), pois de acordo com a literatura especializada (EHRENGER, 2001), o nível educacional influencia a demanda por trabalho.

Segundo Almeida et al (2003), o índice educacional foi obtido como segue:

$$E_{it} = (NE_{it} - NEMIN_t) / (NEMAX_t - NEMIN_t) \quad (1),$$

Sendo:

E_{it} o índice educacional do Estado i no ano t ;

NE_{it} o número de anos de escolaridade observado para o Estado i no ano t ;

$NEMAX_t$ o número máximo de anos de escolaridade observado entre os estados no ano t ; e

$NEMIN_t$ o número mínimo de anos de escolaridade entre os estados no ano t .

O índice “E” varia entre zero (menor nível de escolaridade) e um (maior nível de escolaridade). Quanto maior seu valor, melhor a posição relativa do Estado em termos de anos de escolaridade das pessoas empregadas.

Hipóteses do Modelo

A análise empreendida nas secções anteriores permite levantar a hipótese de que o impacto do Simples sobre a criação de emprego nas micro e pequenas empresas foi na direção desejada, a qual deve se verificar nos sinais positivos esperados na especificação econométrica desenvolvida na próxima secção.

Considera-se também que com a ampliação do conhecimento das vantagens do Simples por parte das empresas, maior será a adesão das

organizações, ou seja, a adesão ao referido sistema, e, por conseguinte, maior será seu impacto sobre a absorção da mão-de-obra. Logo se justifica a inclusão no modelo a ser estimado de uma variável binária temporal a exemplo da inclusão de uma variável semelhante para os efeitos espaciais será maior nos anos mais recentes do período em análises, 1996-2004.

Supõe-se desse modo que o efeito do Simples se diferencia conforme a região em virtude do seu grau de desenvolvimento econômico, apresentando-se mais evidente nas regiões economicamente mais desenvolvidas.

Especificação do Modelo Econométrico

Desconsiderando os problemas de identificação das equações de oferta e demanda por trabalho, o que exigiria análise e tratamento econométricos de variáveis instrumentais, para efeito de estimação, trata-se, aqui, tão-somente, de estimar o comportamento do nível de emprego no tempo e no espaço, associando-o à implementação do Simples. Assim, considera-se o salário como variável exógena incluída, que se relaciona com o nível de emprego, juntamente com outras variáveis explicativas.

Sendo L o número de empregos como função do salário (X_1) e de outros fatores como escolaridade, idade, gênero, localização etc, indicados pelo vetor $X' = (X_1, X_2, X_3, \dots, X_k)$, isto é:

$$L = f(X_1, X_2, X_3, \dots, X_k) \quad (3),$$

cuja especificação para estimação pode ser expressa de forma linear como:

$$L = \beta_0 + \beta X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \dots + \beta_k X_k \quad (4).$$

Assumindo um erro aleatório ε , a equação matemática 4 expressa em termos econométricos da seguinte forma:

$$L_{it} = \beta_{0it} + \beta X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_4 X_{4it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (5).$$

Nestas equações, i e t têm os mesmos significados da expressão (1) com seguinte campo seqüencial:

$$i = 1, 2, \dots, 27$$

$$t = 1996, 1997 \text{ e } 2004.$$

A variável aleatória termo ε_{it} , denominada perturbação ou erro, representa, segundo Gujarati (2000), os demais fatores que influenciam o nível de emprego, mas não considerados explicitamente no modelo.

O modelo a ser estimado considera que além dos salários (W), a outra variável explicativa é a escolaridade do fator trabalho, expressa pelo índice educacional (E). Como a estimação considera efeitos que captam as diferenças entre os estados e os movimentos estruturais ao longo do tempo, a especificação econométrica utiliza variáveis *dummies*, sendo a região Nordeste a referência para captar esses efeitos. A equação (6) especifica o modelo a ser estimado e o quadro 1 define as variáveis utilizadas .

$$L_{it} = \beta_0 + \beta_1 NO_{it} + \beta_2 SE_{it} + \beta_3 SU_{it} + \beta_4 CO_{it} + \beta_5 AN97_{it} + \beta_6 AN04_{it} + \beta_7 W_{it} + \beta_8 E_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Sendo:

i = macrorregião = NO = Norte; SE = Sudeste; SU = Sul; CO – Centro-Oeste;

t = ano.

QUADRO 1: Descrição das Variáveis do Modelo

Variável dependente	Descrição
L	Total de Vínculos Empregatícios
Variáveis explicativas	
NO	Variável Dummy em que NO = 1 para Norte e NO = 0 para as demais macrorregiões;
SE	Variável Dummy em que SE = 1 para Sudeste e SE = 0 para as demais macrorregiões;
SU	Variável Dummy em que SU = 1 para Sul e SU = 0 para as demais macrorregiões;
CO	Variável Dummy em que CO = 1 para Centro-Oeste e CO = 0 para as demais macrorregiões;
AN97	Variável Dummy em que AN97 = 1 para 1997 e AN97 = 0 para demais anos;
AN04	Variável Dummy em que AN04 = 1 para 2004 e AN04 = 0 para os demais anos
W	Salário médio
E	Índice de educação

Estimativas do Modelo Econométrico

O modelo foi estimado utilizando-se do *software Eviews 5* pelo método dos Mínimos Quadrados Ponderados para *pooling regression*, com uma base de dados equilibrada e com recurso ao método de White para correções de heteroscedastidade.

Os resultados das estimativas do modelo econométrico completo mostraram que a presença conjunta das variáveis salário e índice de educação introduz um problema de multicolinearidade. Este entrave foi resolvido com a eliminação da variável índice de educação. Assim, os modelos estimados e mostrados nas tabelas não consideram o índice educacional como variável explicativa.

O modelo foi estimado para três níveis classificatórios das micro e pequenas empresas. Um para as microempresas; outro para as pequenas empresas e, o último para o agregado das micro e pequenas empresas. Ainda levou-se em conta a possibilidade de movimentos espontâneos de alteração do nível de emprego, tanto entre regiões como ao longo do tempo, independentemente da estrutura salarial. No primeiro caso, supõe-se que as características regionais influenciam o comportamento do emprego e que estas não se modificam de modo relevante ao longo dos anos analisados (modelo A). Quando ao modelo A se incorpora o salário, produz-se um modelo ampliado (modelo B). Por outro lado, estima-se o modelo para captar os efeitos temporais, abstraindo-se da importância a estrutura produtiva regional como fator determinante do emprego. Neste caso os movimentos temporais de emprego resultam tão-somente das políticas gerais ou setoriais que, no caso, em estudo, captam os efeitos do Simples (modelo C). Este modelo também é estimado, incluindo-se o salário, isto é, o modelo D. Por último, considera-se um modelo completo com o três efeitos presentes: região, temporal e salário (modelo E).

A análise dos resultados está expressa separadamente pelas categorias microempresas, pequenas empresas e MPEs a fim de mostrar a existência de algumas diferenças importantes nos comportamentos das estimativas encontradas. Considerou-se para efeito de decisão estatística um nível de significância de 10%, destacando-se nas tabelas de resultados o valor p, associado à respectiva estimativa do parâmetro.

Microempresa

Como indicado na Tabela 5, o comportamento do emprego das microempresas para a cadeia têxtil brasileira recebe influência específica das características regionais, bem como das intervenções de políticas econômicas ocorrentes ao longo dos anos. Em termos puramente espaciais (modelo A), constata-se que o Nordeste (representado pelo intercepto do modelo A) oferece contribuição importante para o emprego, mas ainda muito distante da participação do Sudeste e do Sul. Por outro lado, vê-se que o Norte e o Centro-Oeste puxam para baixo, comparativamente ao Nordeste, o nível de emprego.

A introdução do salário no modelo revela que há um ganho substancial no valor do coeficiente de determinação, sinalizando, pelos índices negativos dos coeficientes estimados para as *dummies* Nordeste, Norte e Centro-Oeste, que as regiões menos desenvolvidas hospedeiras de novos empreendimentos da cadeia têxtil tem nos salários mais baixos um atrativo que amplia os efeitos da guerra fiscal entre os estados. Assim, para as microempresas, fica confirmada a hipótese de que a o Simples deve ter sido um marco na configuração do emprego regional, com tendência favorável para aquelas regiões economicamente mais estruturadas em seu sistema produtivo.

Apreciando-se o efeito temporal puro (modelo C), confirma-se também que o emprego se expande comparativamente ao ano de 1996 (ano de implementação do Simples) e tem efeito cumulativo progressivo, tornando-se mais evidente em 2004. Nesse sentido, como esperado, a disseminação do conhecimento e das vantagens advindas do Simples devem ter contribuído significativamente para esse movimento de crescimento expressivo do emprego até 2004.

A inclusão do salário no modelo (modelo D) fortalece a qualidade estatística deste em termos do coeficiente de determinação e significância individual das estimativas dos parâmetros, o que revela a importância do salário para a contratação de mão-de-obra. Constata-se, no modelo D, que os sinais do intercepto e da *dummy* para 1997 passam a ser negativos e a estimativa do coeficiente do salário é objeto de aumento de quase o dobro. Esta combinação dos dois efeitos ilustra o quanto o salário contribui para o emprego gerado. Por outro, lado a magnitude e o sinal positivo da *dummy* temporal 2004 fortalece o efeito cumulativo do Simples na presença da variável salário.

Por último, o modelo completo(E) evidencia que há claramente a contribuição conjunta, do padrão salarial e da política do simples, além de outras características produtivas regionais não captadas pelo salário, como, por exemplo, incentivos locais, qualificação da mão-de-obra etc.

Tabela 5: Resultados Econométricos para as Microempresas

Variável Dependente: Vínculos Empregatícios					
Variáveis Explicativas	Região		Tempo		Completo
	Modelo A	Modelo B	Modelo C	Modelo D	Modelo E
Intercepto	1333,63	-11902,30	4102,21	-24701,78	-7234,40
Valor p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Norte (N)	-1158,61	-3310,22			-2480,20
Valor p	0,0000	0,0000			0,0000
Sudeste (SE)	20790,69	14616,42			17675,06
Valor p	0,0000	0,0000			0,0000
Sul (S)	9609,96	1451,14			4574,96
Valor p	0,0000	0,0000			0,0000
Centro-Oeste (CO)	-162,04	-3938,53			-2217,40
Valor p	0,0554	0,0000			0,0001
AN97			731,21	-439,49	-251,59
Valor p			0,0000	0,0000	0,0022
AN04			3402,57	726,63	334,12
Valor p			0,0000	0,0000	0,0000
W		46,43		86,09	29,85
Valor p		0,0000		0,0000	0,0000
R ²	0,59	0,80	0,63	0,99	0,69
R ² - Ajustado	0,57	0,79	0,62	0,98	0,67
Estatística F	26,71	60,34	64,66	3461,61	22,85

Fonte: Os autores

Pequena Empresa

Os resultados (Tabela 6) para as pequenas empresas guardam alguma similaridade com aqueles das microempresas, mas encerra, por outro lado, diferenças importantes. Os efeitos regionais puros (modelo A) são iguais em sinais com o modelo A das microempresas e pouco diferem em

magnitudes das estimativas. Ademais, o modelo das pequenas empresas é menos robusto quanto à significância global expressa pela estatística F.

A incorporação do salário aumenta significativamente o valor do coeficiente de determinação, mas o valor estimado para o coeficiente (0,66) não reúne fortes impactos sobre o nível de emprego, tal como constatado para as microempresas. Este fato adquire maior significado quando se observa que os coeficientes das *dummies* regionais quase não restam alterados.

O efeito temporal puro, por seu turno, revela-se capaz de explicar o papel cumulativo do Simples mediante o sinal positivo e o elevado valor do coeficiente para a *dummy* temporal para 2004 (AN04), indicando que, independentemente das características regionais, uma política como o Simples, de abrangência nacional, pode impactar de forma positiva a economia em termos de geração de emprego e renda.

O modelo D, com *dummies* temporais e a variável salário, apresenta estimativas para o coeficiente do salário que parecem captar parte das características regionais das pequenas empresas, pois, além do seu valor bem acima daquele para o do modelo regional (C), as estimativas das *dummies* temporais tornam-se mais expressivas, inclusive revertendo o sinal negativo verificado no modelo temporal puro para 1997.

O modelo completo que absorve os impactos conjuntos das variáveis constitutivas do modelo, por sua vez, deixa sinais que parecem fortalecer a importância das condições locais da economia e a implementação do Simples como fatores decisivos para a geração de emprego nas pequenas empresas da cadeia têxtil brasileira.

Tabela 6: Resultados Econométricos para as Pequenas Empresas

Variável Dependente: Vínculos Empregatícios					
Variáveis Explicativas	Região		Tempo		Completo
	Modelo A	Modelo B	Modelo C	Modelo D	Modelo E
Intercepto	1884,73	1410,55	5059,72	-715,72	-1439,90
Valor p	0,0000	0,0000	0,0000	0,3171	0,0000
Norte (N)	-1810,97	-1332,00			-2035,19
Valor p	0,0000	0,0000			0,0007
Sudeste (SE)	20204,69	20493,37			20348,15
Valor p	0,0000	0,0000			0,0000
Sul (S)	12836,12	13221,41			13068,88
Valor p	0,0000	0,0001			0,0001
Centro-Oeste (CO)	-741,70	-461,46			-958,50
Valor p	0,0000	0,0000			0,0004
AN97			-88,23	2773,14	350,87
Valor p			0,0000	0,0000	0,0162
AN04			3332,51	3342,31	1719,54
Valor p			0,0000	0,0000	0,0000
W		0,66		11,11	0,48
Valor p		0,0074		0,0000	0,3972
R ²	0,15	0,32	0,83	0,65	0,67
R ² - Ajustado	0,10	0,27	0,82	0,64	0,64
Estatística F	3,30	6,94	181,36	47,79	20,96

Fonte: Os autores

Micro e Pequena Empresa

Observando-se os resultados (Tabela 6) para as MPES, observa-se que as estimativas dos coeficientes mantêm o padrão em termos de sinais e significância encontrado para os grupos de micro e de pequenas empresas.. Como o modelo, entretanto, incorpora particularidades de cada grupo, formando uma base de dados mais heterogênea, evidenciam-se algumas diferenças que levam a estimativas maiores para os coeficientes, em especial para o salário.

Conclui-se, portanto, com a constatação geral de que o foco analítico do estudo, direcionado para determinar o impacto do Simples sobre a

geração de emprego das micro e pequenas empresas, apresenta, segundo o modelo econométrico, resultados relevantes para a comprovação das hipóteses levantadas.

Tabela 7- Resultados Econométricos para as Micro e Pequenas Empresas

Variável Dependente: Vínculos Empregatícios					
Variáveis Explicativas	Região		Tempo		Completo
	Modelo A	Modelo B	Modelo C	Modelo D	Modelo E
Intercepto	3267,99	1456,16	9573,16	-37787,46	-2587,90
Valor p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0559
Norte (N)	-3025,52	-3194,59			-3359,07
Valor p	0,0000	0,0000			0,0000
Sudeste (SE)	40666,52	40556,64			39833,13
Valor p	0,0000	0,0000			0,0000
Sul (S)	22214,60	22430,18			20940,69
Valor p	0,0000	0,0000			0,0000
Centro-Oeste (CO)	-963,17	-831,74			-2108,70
Valor p	0,0000	0,0000			0,0000
AN97			1045,61	17556,43	2596,23
Valor p			0,0000	0,0000	0,0000
AN04			7834,08	6928,45	2954,96
Valor p			0,0000	0,0000	0,0000
W		6,20		117,38	16,02
Valor p		0,0031		0,0000	0,0000
R ²	0,22	0,58	0,81	0,72	0,65
R ² - Ajustado	0,18	0,55	0,80	0,71	0,62
Estatística F	5,41	19,92	156,98	65,31	19,29

Fonte: Os autores

Conclusões

Os estudos de Vilela (1994) e Puga (2000 e 2002) revelaram um grau de diferenciação relativamente aos critérios de porte para a classificação das MPEs entre os países e dentro de alguns países entre setores. Descreveram, ainda, ainda que as MPEs, como unidades, produtivas ainda estão em busca de suas verdadeiras vocações, sob o ponto de vista econômico, e que as políticas de apoio internacionais dependem da conjuntura de cada país. Por exemplo, enquanto na Itália a finalidade do apoio às MPEs é a diminuição das desigualdades entre o norte e sul do País, nos EUA, o foco é o incentivo à livre iniciativa, e, no Japão e em Taiwan, às inovações tecnológicas. Em relação ao Brasil, problemas como restrições financeiras, informações assimétricas e, sobretudo, aspectos tributários, inibem a participação das MPEs no desenvolvimento econômico do País, mesmo com o apoio do SEBRAE.

Quanto ao marco legal, as MPEs são regidas atualmente pela lei nº 9.841, que instituiu o Estatuto da Microempresa e da Empresa de Pequeno Porte, e pela lei nº 9.317, de 05 de dezembro de 1996, que criou o Sistema Integrado de Pagamento de Impostos e Contribuições das Microempresas e das Empresas de Pequeno Porte, também conhecido como Simples. Ambos os dispositivos legais têm funções distintas, pois o Estatuto visa ao funcionamento e à constituição das firmas, ao passo que e o Simples tem em vista os aspectos tributários.

O impacto do Simples no aumento do número de estabelecimentos e vínculos empregatícios foi verificado mediante análise dos dados da RAIS para os anos de 1997 e 2004. Esta constatação foi evidente não só para o setor manufatureiro em seu conjunto como para todos os grupos de tamanho e para as MPEs da cadeia têxtil que neste período cresceram a taxas médias anuais de 5,59%, com destaque para as pequenas empresas, que cresceram a taxas de 6,44%.

Também se observou que os estados das regiões Sudeste e Sul, com ênfase para São Paulo e Rio Grande do Sul, concentram a maioria dos estabelecimentos e vínculos empregatícios apesar de se verificar que os estados nordestinos tiveram variações mais significativas.

Para evidenciar este fato, foi proposto um modelo econométrico para mensurar o impacto do Simples em pontos diferenciados do espaço (ma-

corregiões geográficas) e do tempo (1996, 1997 e 2004). Constatou-se, inicialmente, que o impacto da localização geográfica respondia de maneira diferenciada, sendo negativo para as regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste e positivo para as regiões Sudeste e Sul. Acredita-se que tal diferenciação repousa no fato de que as regiões Sudeste e Sul são mais desenvolvidas do que as demais, e portanto, respondem de maneira mais eficiente às políticas econômicas de desenvolvimento.

Em relação ao efeito Simples, os resultados do modelo revelaram que, para o ano de 1997, as microempresas reagiram de forma negativa talvez pelo baixo nível de informação entre essas empresas. Por outro lado, as pequenas empresas reagiram de forma positiva, tanto em 1997 quanto em 2004, fazendo com que o impacto do simples tenha sido positivo entre as MPEs, com destaque para 2004, demonstrando que o sistema, como esperado, iria revelar sua eficácia ao longo do tempo.

Os resultados encontrados com o emprego do modelo econométrico, apesar das suas limitações, motivam os autores deste ensaio a sugerir-lo como instrumento de avaliação do Simples. Estudos recentes sobre o Simples (ARAÚJO, 2004 e SILVA, 2006) constataram em níveis mais agregados a importância do Simples para a criação de micro e pequenas empresas, bem como para a oferta de emprego. No presente estudo, apesar de um nível menor de agregação ter sido utilizado, permaneceu uma grave limitação em termos de agregação, pois, setores tão distintos do ponto de vista tecnológico e organizacional, como a indústria têxtil e a de confecções, foram agrupados e analisados conjuntamente. Este fato sugere uma análise mais desagregada, como, por exemplo, da indústria de confecções. Outra limitação é a inexistência de informações sobre a tecnologia e estrutura organizacional das empresas reunidas por grupos de tamanho. Esta é uma restrição difícil de ser vencida diante da quase inexistência de dados para todos os estados, o DF e período de análise.

As conclusões alcançadas por esta pesquisa são de grande importância, sobretudo, quando se percebe haver poucos estudos que comprovem qualquer influência dos impostos sobre a formalidade do emprego e de empresas no Brasil.

Referências bibliografias

ALMEIDA, Manuel Bosco de, et al. Identificação e Avaliação de Aglomerações Produtivas: uma proposta para o Nordeste. Recife: Banco do Nordeste, 2003.

ARAÚJO, Flávia T. de V. Políticas de Apoio às Micro e Pequenas Empresas do Brasil e do Ceará, os Casos do SIMPLES e do Ceará Empreendedor. Fortaleza, 2004, 102 p. Dissertação (Mestrado em Economia). Mestrado Profissional em Economia, Universidade Federal do Ceará.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA TÊXTIL. A Geração de Empregos na Cadeia Têxtil, uma Análise dos Dados de 2004. São Paulo: dez. 2004.

EHRENGER, Ronald G., SMITH, Robert S. A Moderna Economia do Trabalho, Teoria e Política Pública. 5ª ed. São Paulo: Makhon Books, 2000.

GORINI, Ana Paula Fontenelle. Panorama do Setor Têxtil no Brasil e no Mundo: reestruturação e perspectivas. BNDES Setorial, Rio de Janeiro, n.12, p. 17-50, set. 2000.

GUJARATI, Damodar N. Econometria Básica. 3ª ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

HILDEBRANDO, Valdemiro, Economia das Pequenas Empresas: Aspectos Econômicos e de Gestão. Economia, Curitiba, v. 31, n.2 (29), p.47-72, jul./dez. 2005.

MONTEIRO FILHA, Dulce Corrêa. SANTOS, Ângela Maria Medeiros. Cadeia Têxtil: estruturas e estratégias no comércio exterior. BNDES Setorial, Rio de Janeiro, n.15, p. 113-136, mar 2002.

MONTEIRO FILHA, Dulce Corrêa. CORRÊA, Abidack. O Complexo Têxtil. Rio de Janeiro: BNDES, 2003.

PRADO, Roberto Viegas B., PRADO, Marcelo Villin. Relatório Anual da Cadeia Têxtil Brasileira. São Paulo, v. 5, nº 5, ago. 2005.

PUGA, F.P. Experiências de Apoio às Micro, Pequenas e Médias Empresas nos Estados Unidos, na Itália e em Taiwan. Rio de Janeiro: BNDES, 2000 (Texto para discussão nº 75).

_____. O Apoio Financeiro às Micro, Pequenas e Médias Empresas na Espanha, no Japão e no México. Rio de Janeiro: BNDES, 2002 (Texto para discussão nº 96).

- MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. Relação Anual de Informações Sociais. Brasília: Base de Dados Estatísticos, 2005.
- SERVIÇO BRASILEIRO DE APOIO ÀS MICRO E PEQUENAS EMPRESAS. Boletim Estatístico de Micro e Pequenas Empresas. Brasília, 2005.
- SILVA, Antônio Suerlilton Barbosa da. O Simples e a Geração de emprego no Setor Manufatureiro Brasileiro no Período 1985/2003. Fortaleza, 2006. Dissertação (Mestrado em Economia). Mestrado Profissional em Economia, Universidade Federal do Ceará.
- VIANA, Fernando Luis Emerenciano. A Indústria Têxtil e de Confecções no Nordeste: características, desafios e oportunidades. Documentos do ETENE, Fortaleza, n.06, 2005, 68p.
- VILLELA, André. As Micro, Pequenas e Médias Empresas. Rio de Janeiro: BNDES, 1994, 23 p. (Textos para Discussão, 17).
- WOOLDRIGE, Jeffery M. Introdução à Econometria, uma Abordagem Moderna. São Paulo; Thonson, 2003.

AGLOMERAÇÕES INDUSTRIAIS BRASILEIRAS SOB O ENFOQUE DA CONCENTRAÇÃO GEOGRÁFICA

Francisco de Assis Soares
Sandra Maria Santos

Introdução

Os últimos cinqüenta anos da economia brasileira foram marcados pela intensa transformação do seu parque industrial, o qual cresceu de modo desequilibrado no que se refere à expansão setorial e à distribuição regional. Por este motivo, a literatura sobre a industrialização brasileira é carregada de análises sobre a dinâmica comparada de setores selecionados e das questões das desigualdades regionais.

As análises de corte setorial até os anos oitenta do século XX eram fundamentadas em informações censitárias e se preocupavam, predominantemente, com a estrutura produtiva, a produtividade e o emprego. Neste período proliferaram vários estudos espaciais tendo como principal região foco o Nordeste brasileiro, sobretudo porque havia o interesse em avaliar os resultados da política industrial incentivada implementada nessa região.

Com o aumento da abrangência da base de coleta das pesquisas econômicas oficiais e da introdução de novas pesquisas, ampliaram-se as oportunidades de estudos sobre a indústria brasileira. Com o retorno do

interesse da área acadêmica pela análise regional a partir das novas teorias do crescimento econômico, ressurgiu a preocupação com a geografia econômica brasileira, desta vez através de novas metodologias ou de refinamentos dos métodos tradicionais, contextualizados com as questões teóricas e as novas bases de informações.

Pela sua amplitude espacial e alcance setorial, a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) suscitou um conjunto de estudos sobre especialização e concentração espacial das atividades industriais brasileiras segundo diversos cortes regionais, dado que a informação da RAIS é gerada em nível municipal para a economia formal e organizada pela Classificação Nacional das Atividades Econômicas (CNAE) do IBGE.

Este artigo tem por objetivo avaliar, para as áreas industriais relevantes, o comportamento do grau de concentração e do padrão de especialização verificado para os anos de 1990 e 2000, mediante a utilização do índice de concentração de Hoover e do quociente locacional e sua decomposição. As áreas industriais relevantes são identificadas a partir das microrregiões do IBGE. Os dados utilizados são os números de empregados e de estabelecimentos disponíveis na RAIS para anos selecionados.

A novidade incorporada neste artigo é o tratamento dos dados da RAIS em nível das microrregiões para perceber o grau de concentração industrial e a decompor o quociente locacional de modo a detectar a contribuição da especialização espacial para a escala de produção setorial local, fazendo-se uso de um modelo clássico de regressão. Parte-se da hipótese comum na literatura econômica de que as regiões com maior grau de especialização detêm setores cujas plantas têm tamanho médio acima do tamanho médio nacional.

Nesse sentido, o artigo apresenta, além desta introdução e da conclusão, uma seção que trata das questões metodológicas sobre as aglomerações industriais, o quociente locacional, o índice de concentração de Hoover e a decomposição do quociente locacional para identificar as fontes da especialização regional; na última seção são apresentados os resultados, divididos em três subseções, acompanhados das discussões pertinentes.

Aglomeração industrial, concentração geográfica e fontes de especialização regional: questões metodológicas

A literatura sobre Aglomeração Industrial (AI) (SABÓIA, 2000, DINIZ, 1996) está centrada na identificação dos espaços produtivos que geram certo patamar de emprego industrial. Esta concepção, certamente, está limitada pela disponibilidade de informação, dado que seria mais correto uma classificação em termos de valor agregado. Como este é um problema que ainda persiste, mantém-se, neste artigo, as categorias de AI's recomendadas por estes autores.

A partir dos dados dos vínculos empregatícios da RAIS como filtro de categorização, as microrregiões foram agrupadas como AI's com as seguintes denominações: grande (50 mil ou mais empregos¹)-AIG; média (abaixo de 50 mil até 10 mil empregos)-AIM; pequena (abaixo de 10 mil até 5 mil empregos)-AIP; e micro (abaixo de 5 mil até mil empregos)-AIMi.

A Tabela 1 mostra como as aglomerações industriais ligadas às microrregiões estão distribuídas ao longo dos anos pelas macrorregiões brasileiras. As grandes e médias aglomerações se concentram no Sudeste e no Sul, fato também verdadeiro para as pequenas e micro. Isto mostra a desigualdade regional entre as macrorregiões brasileiras. Verifica-se que houve aumento, entre 1990 e 2000, do número de regiões classificadas como média, pequena e micro aglomeração industrial.

Por outro lado, a coluna "Outras", que expressa a frequência das microrregiões com menos de 1000 empregos industriais, mostra que elas estão, em sua maioria, no Nordeste e no Norte. Veja que, em 1990, praticamente 66% das microrregiões pertencentes ao grupo "Outras" se localizam nestas duas macrorregiões. Este número foi ampliado para 73%, em 2000.

1 O termo emprego será usado em todo o artigo como sinônimo de vínculo empregatício tal com é estabelecido pela RAIS.

TABELA 01 - Distribuição Regional das Aglomerações Industriais por Porte

Regiões	Grande		Média		Pequena		Micro		Outras		Total	
	1990	2000	1990	2000	1990	2000	1990	2000	1990	2000	1990	2000
Norte	1		1	3	1	1	13	20	40	36	56	60
Nordeste	3	2	11	13	8	10	29	43	125	115	176	183
C.-Oeste		1	2	4	3	4	15	24	32	19	52	52
Sudeste	10	9	34	39	25	22	57	65	34	25	160	160
Sul	4	5	16	24	16	17	30	37	17	11	83	94
Total	18	17	64	83	53	54	144	189	248	206	527	549

Fonte: Os autores

Como mostra a tabela 01, o processo de reestruturação geográfica da indústria nacional se dá em direção às microrregiões de média, pequena e micro dimensão econômica. Embora não haja consenso na literatura especializada (WANDERLEY, 2002; PEREIRA e LEMOS, 2002; SABOIA, 2001; FERREIRA e LEMOS, 2000; AZEVEDO E TONERO JÚNIOR, 1999; PACHECO, 1999) sobre esta questão, novas evidências aqui apresentadas servirão para dar mais clareza a este processo econômico.

Procurou-se averiguar essa questão usando como referencial de análise o coeficiente de concentração locacional de Hoover, também denominado coeficiente de Gini locacional.

O coeficiente de Gini locacional (GL), tal como proposto por Krugman (1991) e Andretsch e Feldman (1996), por sua vez, é um indicador do grau de concentração espacial de uma determinada indústria em uma certa base geográfica como uma região, estado ou país. O coeficiente varia de zero a um e, quanto mais espacialmente concentrada for

a indústria, mais próximo da unidade será o índice; e se a indústria for uniformemente distribuída, o índice será igual a zero (SUZIGAN et al., 2002, p.5).

O processo de cálculo do coeficiente de Gini locacional segue os mesmos procedimentos metodológicos do coeficiente tradicional para análise de desigualdade de renda. Primeiro, ordenam-se as microrregiões de forma decrescente pelo quociente locacional Q^x (expressão 1), a partir da definição de uma variável base (no caso emprego). A partir daí é possível construir a curva de localização (ou curva de Lorenz) para cada um dos setores da indústria. Para o cálculo do índice de concentração industrial de Hoover, define-se como eixo das ordenadas as somas acumuladas das participações relativas do emprego industrial das microrregiões no emprego total do país do referido segmento e, como abcissas, as correspondentes participações do emprego microrregional industrial no emprego industrial total do país. Os demais passos para o cálculo são iguais ao mecanismo de geração do GINI (SUZIGAN et al., 2002, p.5)². Quanto mais próximo da unidade for o valor desse coeficiente, mais concentrada territorialmente é a indústria.

Silveira Neto (2002, p.6) evidencia algumas propriedades consideradas desejáveis em relação ao índice de Hoover:

Uma característica importante é o fato de ser uma medida relativa, considerando sempre a participação do emprego da região no emprego total, o que permite isolar a ocorrência da localização em si (distanciando-se referências a escalas de participação). Outra vantagem desta medida é que permite comparar os níveis de concentração em diferentes segmentos industriais. Uma desvantagem importante, embora não particular, é que os valores obtidos são sensíveis aos níveis de agregações de segmentos industriais assumidos e à divisão geográfica adotada.

² Para o coeficiente de Gini, a agregação das participações (ordenadas) é feita em ordem crescente, razão pela qual a referência para o cálculo do índice é o triângulo inferior do quadrado unitário. Disto decorre a importância da convexidade da curva de Lorenz em contra posição à concavidade para a curva de Localização (SILVEIRA NETO, 2002, p.5).

Assim, para obtenção do índice de concentração locacional de Hoover parte-se dos valores do numerador e do denominador do quociente locacional, uma vez colocadas as magnitudes de Q^x em ordem decrescente.

O quociente locacional Q^x é dado pela expressão (1):

$$Q_{i,l}^x = \frac{x_{i,l}/x_l}{x_i/x} \quad (1)$$

onde:

- $x_{i,l}$ = emprego na indústria i da microrregião l ;
- x_l = emprego total das indústrias da microrregião l ;
- x_i = emprego na indústria i de todas as microrregiões;
- x = emprego total das indústrias do país.

O valor do quociente locacional é tratado na literatura econômica como uma medida de especialização produtiva das regiões. Nesse sentido, a análise das fontes de especialização microrregional fundamenta-se basicamente na metodologia desenvolvida por Holmes e Stevens (2002) que propõem a decomposição do quociente locacional (Q^x) de forma a captar duas possíveis fontes de especialização nas localidades: diferenças no número de plantas por emprego local em relação ao nível nacional ($Q_{i,l}^n$); e, diferenças no tamanho médio da planta em relação à média nacional ($Q_{i,l}^s$).

Para a decomposição da medida do quociente locacional, parte-se da expressão (1), a qual, após um arranjo matemático chega-se à identidade (2):

$$Q_{i,l}^x = Q_{i,l}^s \times Q_{i,l}^n \quad (2),$$

onde:

$$Q_{i,l}^n = \frac{ni,l / xl}{ni / x} \quad (2')$$

$$Q_{i,l}^s = \frac{xi,l / ni,l}{xi / ni} \quad (2'')$$

Fazendo-se algumas manipulações matemáticas na expressão (2') vê-se claramente que ela mostra, no numerador, a relação entre a participação relativa do número de estabelecimentos da indústria da microrregião no contexto nacional e, no denominador, a participação relativa do emprego microrregional no nacional. Este indicador mostra que quando a relação é maior do que a unidade a contribuição do número de plantas (estabelecimentos) instaladas é importante para a geração do emprego local.

Por outro lado, a expressão (2'') é um indicador que mostra a razão entre o tamanho da planta local e o da nacional, refletindo, assim, as escalas de produção dos espaços regionais e nacionais, o qual pode ser tratado como uma proxy para a presença de economias de escalas na microrregião, quando seu valor é superior à unidade.

Logaritmizando a equação (2) tem-se:

$$q_{i,l}^x = q_{i,l}^s + q_{i,l}^n \quad (3),$$

onde:

$$q_{i,l}^j = \text{Ln} (Q_{i,l}^j) \quad j = x, n, s.$$

De acordo com Holmes e Stevens (2002, p.683), o interesse relevante volta-se para análise da relação entre a escala e o nível de especialização, isto é, $q_{i,l}^s$ é determinado por $q_{i,l}^x$. De acordo com a hipótese dos autores, espera-se que quanto maior grau de especialização da microrregião maior deverá ser o tamanho médio da planta industrial.

Sendo assim, supondo-se as hipóteses usuais do modelo clássico de regressão, estima-se uma regressão para cada indústria conforme modelo (4):

$$q_{i,l}^s = \beta^s q_{i,l}^x + \varepsilon_{i,l} \quad (4) \quad l = 1, 2, 3, \dots, k.$$

Assim,

$$\beta^s = \frac{\text{COV}(qs, qx)}{\text{var}(qx)}$$

De forma equivalente ter-se-ia β^n para $q_{i,l}^n = f(q_{i,l}^x)$.

Mostra-se que $\beta^s + \beta^n = 1$. A análise é focada na magnitude de β^s para verificar a importância da relação entre especialização e distribuição do tamanho das plantas. Se $\beta^s=0$ e $\beta^n =1$, o tamanho é independente da especialização e, neste caso, toda a variação na especialização é decorrente da variação no número de plantas. Se $\beta^s=1$ e $\beta^n =0$, toda a variação ocorre pela diferença no tamanho das plantas industriais (HOLMES; STEVENS, 2002).

Como já visto anteriormente os dados da RAIS usados são o emprego e o número de estabelecimento. Nesse sentido, o estabelecimento representa a medida da planta de produção. As estimativas de β^s serão obtidas em nível da indústria e não da planta. Uma indústria poderá ter mais de uma planta de produção. Portanto, considera-se como tamanho o número de empregados na indústria. Assim, os quocientes locais encontrados foram decompostos em termos do quociente de escala ($Q_{i,l}^s$) e o quociente representativo do número estabelecimento por emprego em relação ao nível nacional ($Q_{i,l}^n$).

Resultado e discussão

Caracterização das Aglomerações Industriais e das Microrregiões

Os dados da Tabela 02 evidenciam que houve uma redução média anual no emprego industrial de 1,25% no período em análise. Esta situação reflete as menores oportunidades de emprego nas grandes aglomerações industriais (-3,04%). Inegavelmente, a reestruturação produtiva ocorrida no Brasil nesse período com a introdução de novas tecnologias e a elimi-

nação ou fusão de empresas ocorreu mais intensamente nas grandes aglomerações, o que deve responder por este resultado negativo com relação à geração de emprego. A reestruturação produtiva do período produziu uma leve redistribuição no emprego a favor das menores aglomerações industriais, em que se nota que a única a perder participação foram as grandes aglomerações, predominantemente presente nas regiões sudeste e sul, como visto na tabela 1.

TABELA 02 – Distribuição do Emprego nas Aglomerações Industriais

Aglomerações	Emprego		Crescimento médio anual (%)	Estrutura (%)	
	1990	2000		1990	2000
Grande	3135002	2303162	-3,04	57,37	47,80
Média	1561358	1560677	0,00	28,57	32,39
Pequena	336101	402314	1,81	6,15	8,35
Micro	363876	483314	2,88	6,66	10,03
Abaixo de 1000 empregos	68099	68551	0,07	1,25	1,42
Total	5464436	4818018	-1,25	100,00	100,00

Fonte: RAIS

No contexto das microrregiões classificadas como grandes aglomerações industriais registrou-se crescimento no emprego industrial apenas em Goiânia (7,74%) e Fortaleza (1,29%), duas AIG especiais por serem consideradas novas áreas de atração de investimentos devido as políticas industriais locais que vinham sendo desenvolvidas na época. As demais AIG puxaram para baixo o nível de emprego, sendo que houve uma certa estabilidade em Curitiba, Caxias do Sul e Blumenau.

Em contrapartida observa-se crescimento de emprego nas menores aglomerações (AIP e AIMi), revelando a mudança regional na distribuição das atividades econômicas, fato já observado por outros estudos. Vale ressaltar, que das microrregiões com maiores taxas de crescimento no período, as quatro primeiras pertencem ao estado do Ceará (Coreau, Itapipoca, Iguatu e Pacajus), estado notoriamente reconhecido pelas políticas públicas, iniciadas em 1986, que geraram um novo ciclo de industrialização local.

Embora tenha ocorrido essa queda no nível de emprego industrial, de acordo com as informações fornecidas pela RAIS, o número de estabelecimentos industriais aumentou em todas as regiões, resultando em redução no tamanho médio dos estabelecimentos. Sabóia (2001) pondera que parte do crescimento observado no número de estabelecimentos nas regiões menos desenvolvidas decorre da melhoria do sistema RAIS.

O aumento das oportunidades de emprego industrial nas pequenas e micro aglomerações pode ser um indicativo de um processo de relocação de plantas industriais que, além das condições macroeconômicas brasileiras, outras variáveis como deseconomias de escala, políticas de interiorização promovidas por alguns estados, guerra fiscal entre os estados, oportunidades de redução de custos através de menores salários e de incentivos fiscais presentes em regiões menos desenvolvidas, busca por maior qualidade de vida, etc, podem ser alguns dos fatores que poderiam explicar esse movimento.

Observando-se as microrregiões com os maiores quocientes locacionais³ em 2000 (Tabelas 03, 04, 05 e 06) e identificando a situação destas em termos de aglomerações industriais, percebe-se que há predominância das pequenas e micro aglomerações dos segmentos industriais tradicionais. Este fato contribui para o crescimento do emprego nestas microrregiões haja vista serem setores intensivos em mão de obra. Um caso típico é o dinamismo observado na geração de emprego no setor de calçados, pois, à exceção de Camaqua (RS) e Porto Alegre (RS), todas registraram crescimento no emprego.

No que se refere às grandes aglomerações industriais que se incluíram entre aquelas que registraram maiores quocientes locacionais, predominaram os segmentos: material de transportes e material elétrico e de comunicação, cuja performance foi negativa em termos do emprego.

3 Através deste indicador, procura-se identificar em que setores cada microrregião está mais especializada do que o conjunto de todas as regiões. Quando $Q_{xil} > 1$, a região i está mais especializada no setor que o conjunto de todas as regiões. Supostamente, ela produz para atender a sua demanda e ainda exporta algum excedente para outras regiões do país ou para o exterior. O inverso ocorre quando $Q_{xil} < 1$ (HADDAD, 1989).

TABELA 03 – Áreas Industriais Grandes: Emprego e Indústria com maior QL em 2000

Microrregião	Estado	1990	2000	VAR(%)	Indústria com maior QL em 2000
Sao Paulo	São Paulo	1203384	670491	-5,68	Material de Transporte
Porto Alegre	Rio Gr. do Sul	219644	187537	-1,57	Calçados
Guarulhos	São Paulo	113496	86549	-2,67	M. Elétrico.e Comunicação
Caxias do Sul	Rio Gr. do Sul	81521	85062	0,43	Material de Transporte
Blumenau	Santa Catarina	76851	82300	0,69	Têxtil
Sorocaba	São Paulo	94790	78723	-1,84	M.Elétrico e Comunicação
Sao Jose dos Campos	São Paulo	89181	77818	-1,35	Material de Transporte
Osasco	São Paulo	83450	74203	-1,17	M.Elétrico e Comunicação

Fonte: RAIS

TABELA 04 – Áreas Industriais Médias: Emprego e Indústria com maior QL em 2000

Microrregião	Estado	1990	2000	VAR(%)	Indústria com maior QL em 2000
Manaus	Amazonas	68496	49346	-3,23	M.Elétrico e Comunicação
Salvador	Bahia	62757	46582	-2,94	Química
Gramado-Canela	Rio Gr.do Sul	34103	44567	2,71	Calçados
Itapeverica da Serra	São Paulo	44057	37155	-1,69	M.Elétrico e Comunicação; Química
Piracicaba	São Paulo	35129	33319	-0,53	Mecânica
Lajeado-Estrela	Rio Gr.do Sul	23642	32317	3,18	Calçados
Franca	São Paulo	29768	26003	-1,34	Borracha, Fumo. Couros e Calçados
Birigui	São Paulo	15422	24693	4,82	Calçados
Vale do Par.Fluminense	Rio de Janeiro	37706	23985	-4,42	Metalúrgica
Moji-Mirim	São Paulo	23423	23129	-0,13	Material de Transporte
Montenegro	Rio Gr.do Sul	14050	21123	4,16	Calçados
Mata Merid. Pernamb.	Pernambuco	47096	19963	-8,23	Alimentos e Bebidas

Araraquara	São Paulo	24136	19906	-1,91	Mecânica
Sao Miguel dos Campos	Alagoas	13661	18739	3,21	Alimentos e Bebidas
Tatui	São Paulo	11489	15541	3,07	M.Elétrico e Comunicação
Rio Claro	São Paulo	11993	14419	1,86	Material de Transporte
Guaratingueta	São Paulo	14888	13039	-1,32	Material de Transporte; Química
Sobral	Ceará	2649	11314	15,63	Calçados
Sinop	Mato Grosso	3622	11196	11,95	Madeira e Mobiliário
Cachoeiro de Itapemirim	Espírito Santo	7695	10714	3,37	Min.não Metálicos
Guarapuava	Paraná	9882	10690	0,79	Papel e Gráfica
Guapore	Rio Gr.do Sul	6708	10547	4,63	Borracha, Fumo e Couros
Paragominas	Para	5098	10384	7,37	Madeira e Mobiliário
Mata Alagoana	Alagoas	14109	10107	-3,28	Alimentos e bebidas
Nova Friburgo	Rio de Janeiro	13000	10082	-2,51	Têxtil

Fonte: RAIS

TABELA 05 – Áreas Industriais Pequenas: Emprego e Indústria com maior QL em 2000

Microrregião	Estado	1990	2000	VAR(%)	Indústria com maior QL em 2000
Aracaju	Sergipe	16190	9994	-4,71	Borracha, Fumo e Couros
Campos de Lages	Santa Catarina	9663	9962	0,31	Papel e Gráfica
Itajuba	Minas Gerais	7072	9514	3,01	Material de Transporte
Franco da Rocha	São Paulo	9620	9337	-0,30	Papel e Gráfica
Botucatu	São Paulo	9966	7828	-2,39	Material de Transporte
Linhares	Espírito Santo	5102	7813	4,35	Papel e Gráfica
Lins	São Paulo	3447	7187	7,62	Borracha, Fumo e Couros
Ararangua	Santa Catarina	5116	7075	3,30	Calçados
Osorio	Rio Gr.do Sul	4388	6660	4,26	Calçados
Itabira	Minas Gerais	7597	6176	-2,05	Metalúrgica
Pacajus	Ceará	433	5700	29,40	Alimentos e Bebidas
Santa Maria	Rio Gr.do Sul	3522	5453	4,47	Borracha, Fumo e Couros
Conselheiro Lafaiete	Minas Gerais	7861	5269	-3,92	Metalúrgica

Fonte: RAIS

TABELA 06 – Áreas Industriais Micros: Emprego e Indústria com maior QL em 2000

Microrregião	Estado	1990	2000	VAR(%)	Indústria com maior QL em 2000
Coreau	Ceará	12	2825	72,66	M. não Metálicos; Alimentos e Bebidas
Itapipoca	Ceará	12	1207	58,58	Papel e Gráf., Alimentos e Bebidas
Iguatu	Ceará	94	2213	37,15	Têxtil
Itapetinga	Bahia	561	4870	24,12	Calçados
Uruburetama	Ceará	124	1043	23,73	Calçados
Alta Floresta	Mato Grosso	228	1625	21,70	Madeira e Mobiliário
Ariquemes	Rondonia	478	2508	18,03	Mecânica
Salinas	Minas Gerais	258	1291	17,47	M. não Metálicos; Química
Aripuana	Mato Grosso	599	2709	16,29	Madeira e Mobiliário
Japarutaba	Sergipe	342	1484	15,81	Alimentos e Bebidas
Almeirim	Para	274	1043	14,30	P. e Gráfica; Mat.elét. e Comunicação
Arinos	Mato Grosso	681	2459	13,70	Madeira e Mobiliário
Penedo	Alagoas	908	3234	13,54	Alimentos e Bebidas
Alto Taquari	Mato Gr. do Sul	528	1836	13,27	Química
Guanambi	Bahia	421	1453	13,19	Min.não Metálicos
Nova Venécia	Espírito Santo	1081	2958	10,59	Têxtil
Agreste de Lagarto	Sergipe	476	1298	10,55	Borracha, Fumo e Couros; Química
Alto Capibaribe	Pernambuco	572	1552	10,50	Têxtil

Fonte: RAIS

Padrão de Concentração Microrregional

A seguir apresentam-se os resultados obtidos para o índice de concentração de Hoover para a indústria de transformação no período em análise, tendo por base a variável emprego para todas as microrregiões do país.

Os dados da Tabela 07 permitem verificar os segmentos industriais mais concentrados espacialmente. Pode-se observar que, à exceção dos gêneros industriais metalúrgica e alimentos e bebidas, houve um aumento nos

níveis de concentração geográfica da indústria, destacando-se o segmento de calçados como a indústria com o maior índice registrado nos dois anos em análise. Aliás, esta é a única indústria com índice de concentração alto nos dois anos avaliados, o qual, ademais, cresceu 7,3% no período. Por outro lado, as indústrias mecânica, borracha, fumo e couro bem como a têxtil, mesmo possuindo baixa concentração espacial, demonstram expressivo crescimento no nível de concentração no período. Por outro lado, há um outro agrupamento de indústria com índice de concentração com dimensão intermediária, ou pouco acima de 0,50.

TABELA 07 – Índice de Concentração Locacional de Hoover por Indústria

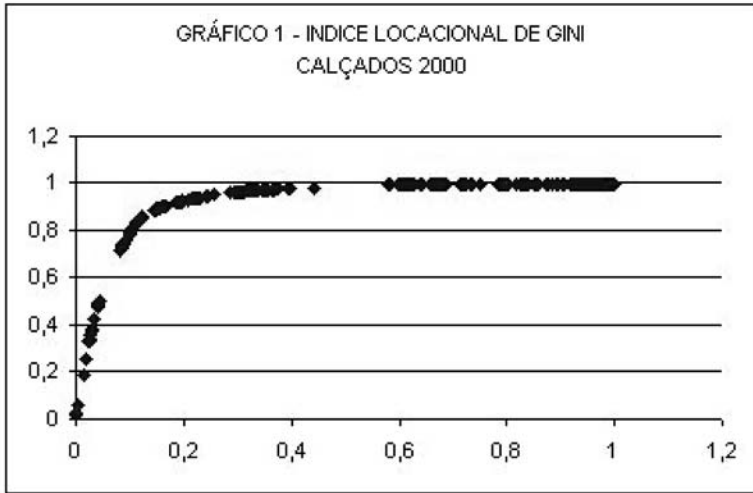
Indústrias	1990	2000	Var(%)
Minerais não metálicos	0,4558	0,4627	1,51
Metalúrgica	0,3909	0,3854	-1,41
Mecânica	0,3866	0,4426	14,49
Mat.elet.comunicação	0,5040	0,5323	5,60
Transporte	0,5223	0,5636	7,91
Madeira e mobiliário	0,5364	0,5842	8,93
Papel e gráfica	0,3515	0,3809	8,37
Borracha,fumo,couros	0,3287	0,3980	21,07
Química	0,3735	0,3831	2,57
Têxtil	0,3838	0,4551	18,58
Calçados	0,7933	0,8513	7,31
Alimentos e bebidas	0,5084	0,4200	-17,39

Fonte: Os autores

Silveira Neto (2002) analisando os dados sobre coeficientes de localização para 25(vinte e cinco) segmentos industriais que compõem a PIA (Pesquisa Industrial Anual) para os anos de 1996 e 2000 constata também esta tendência geral de elevação da concentração.

No caso específico da indústria de calçados, apesar da tendência de realocação industrial de várias plantas industriais do Sudeste para o Nordeste (WANDERLEY, 2002; SABOIA, 2001), o processo de concentração espacial dessas atividades continua, indicando que a nova espacialização se dá de forma espacialmente seletiva.

Exemplificando, para o ano 2000, os gráficos 01 e 02 possibilitam visualizar o formato da Curva de Lorenz em relação ao segmento calçados (índice acima de 0,8) e o segmento alimentos e bebidas (índice abaixo de 0,5).



Fonte: os autores



Fonte: os autores

Fontes da Especialização das Microrregiões

Na Tabela 08 constam os resultados do cálculo do quociente locacional (Q^x) industrial bem como de sua decomposição (Q^s e Q^n), segundo a metodologia da secção 02. Para cada segmento industrial selecionaram-se intencionalmente duas microrregiões, sempre que possível por tipo de aglomeração diferente.

Os dados da Tabela 08 revelam que para algumas indústrias os quocientes que mostram o efeito da especialização sobre a escala (Q^s) são significativamente superiores para a maioria das microrregiões selecionada, independente do tamanho da aglomeração industrial. O comportamento dos resultados parece indicar que a presença do efeito escala tem relação com a dinâmica da indústria na região, além da intensidade da especialização.

Considerando o caso da indústria mecânica vê-se que as microrregiões de São Carlos e Piracicaba, ambas no estado de São Paulo, são especializadas com graus diferenciados e têm decomposições também distintas, prevalecendo na primeira a contribuição da escala e, na segunda, a do número de estabelecimentos. Em São Carlos a participação relativa do emprego da indústria mecânica para o emprego microrregional está 595% acima da mesma participação no contexto nacional, sendo que a escala local responde por 373% contra apenas 47% devido ao número de estabelecimento por emprego. Por outro lado, para Piracicaba, predomina a contribuição do número de estabelecimento por emprego, com 114% para um efeito total de 242% acima da média nacional.

Dois outros exemplos interessantes são: i) a indústria de Madeira e Mobiliário nas microrregiões de Paragominas e Sinop, ambas em estados do Norte do Brasil, onde se constata a importância do tamanho dos estabelecimentos em consequência da especialização local, mas que a maior contribuição é do número de estabelecimento por emprego. Certamente estas áreas industriais são formadas por algumas grandes plantas ao lado de muitas plantas produtivas menores; ii) a indústria de calçados, para as microrregiões de Sobral, no Ceará, e Birigui, em São Paulo. A primeira delas, localizada numa região menos desenvolvida, mostra que a especialização relaciona-se com uma presença marcante do tamanho das plantas instaladas, provavelmente com poucas plantas locais. Já a segunda, embora pertença à região mais desenvolvida do país, a escala dos estabelecimentos

não é a principal característica da especialização local. Neste caso, deverá haver uma indústria de calçados formada por um conjunto de empresas com escalas produtivas com boas economias de escala ao lado de uma grande franja competitiva de empresas menores.

TABELA 08 – Decomposição do Quociente Locacional na Indústria para Microrregiões Seleccionadas, em 2000

Indústria	Microrregião	Estado	Q'il	Q'il	Q'il	Efeito Escala
Minerais não metálicos	Araripina	PE	13,45	0,67	20,07	não
	Cachoeiro Itapemirim	ES	11,64	1,03	11,30	não
Metalúrgica	Bocaiúva	MG	6,61	11,02	0,60	sim
	Vale Parn.Fluminense	RJ	5,68	6,04	0,94	sim
Mecânica	São Carlos	SP	6,95	4,73	1,47	sim
	Piracicaba	SP	3,42	1,60	2,14	não
Mat.elet.comunicação	Guarulhos	SP	2,27	2,03	1,12	sim
	Manaus	AM	8,93	5,76	1,55	sim
Mat. Transporte	São José dos Campos	SP	6,16	8,32	0,74	sim
	Macaé	RJ	2,54	1,84	1,38	sim
Madeira e mobiliário	Paragominas	PA	10,74	2,84	3,78	não
	Sinop	MT	10,89	1,25	8,71	não
Papel e gráfica	Guarapuava	PR	3,74	3,02	1,24	sim
	Campos Lages	SC	4,11	4,11	1,00	sim
Borracha,fumo,couros	Arapiraca	AL	10,22	3,69	2,77	sim
	Alagoinhas	BA	5,91	6,03	0,98	sim
Química	Salvador	BA	3,23	2,07	1,56	sim
	São Jerônimo	RS	5,00	4,13	1,21	sim
Têxtil	Blumenau	SC	4,56	1,51	3,02	não
	Alto Capibaribe	PE	5,83	0,58	10,06	não
Calçados	Sobral	CE	14,72	122,65	0,12	sim
	Birigui	SP	13,57	2,13	6,37	não
Alimentos e bebidas	Mata Alagoana	AL	4,79	17,74	0,27	sim
	Nanuque	MG	4,42	1,89	2,34	não

Fonte: os autores

A Tabela 09 mostra os resultados das regressões estimadas entre os logaritmos de Q^s e Q^x para cada indústria, considerando o conjunto completo das microrregiões. Para cada indústria não se rejeita a hipótese da relação positiva entre especialização e escala dos estabelecimentos, demonstrando que a hipótese inicialmente levantada é confirmada. Observando-se as magnitudes dos coeficientes estimados verifica-se que seus valores estão, em geral, maiores para aqueles segmentos produtivos capital intensivo, portanto, mais sujeitos a economias de escala.

TABELA 09 – Regressão Estimada, em 2000

Indústria	Ws	R2	estatística t	N
1. Capital Intensivo				
Metalúrgica	0,59	0,56	23,35	435
Mecânica	0,67	0,72	28,45	310
Mat.elet.comunicação	0,70	0,78	28,16	223
Mat. de Transporte	0,78	0,71	27,92	318
Química	0,60	0,63	26,35	408
2. Trabalho Intensivo				
Minerais não metálicos	0,35	0,29	14,15	499
Papel e gráfica	0,59	0,48	20,47	457
Borracha,fumo,couros	0,60	0,55	21,65	385
Têxtil	0,53	0,53	21,55	413
Calçados	0,58	0,64	22,12	275
Alimentos e bebidas	0,54	0,23	12,58	537

Fonte: os autores

Conclusão

Este artigo buscou responder duas questões comuns na literatura de economia regional em relação à dinâmica industrial e distribuição geográfica do processo de industrialização brasileira no período 1990 a 2000. Como se sabe, esse foi um período em que vários autores levantaram algumas controvérsias quanto à existência ou não de uma política industrial nacional assim como do seu sucesso, bem como do seu rebatimento regional.

Independente das taxas de crescimento global e da indústria, os dados

mostram que se houve realocização de plantas industriais parecem direcionadas para regiões fora das áreas metropolitanas, indicando uma tendência ao fortalecimento do sistema produtivo local em novas aglomerações industriais de tamanho médio e pequeno. Algumas delas de natureza extremamente relevantes para a dinâmica microrregional e estadual.

Como a frequência de indústrias e microrregiões com quociente locacional maior que a unidade foi expressiva, conclui-se que a economia brasileira, de fato, passa por uma reestruturação a caminho de um novo estágio industrial mais integrado tanto na matriz industrial como na regional.

A decomposição do quociente locacional foi muito importante, pois possibilitou o conhecimento do papel da especialização para a estrutura industrial local das microrregiões. Cabe destacar a constatação da relação positiva e significativa entre o tamanho médio relativo dos estabelecimentos das microrregiões com o nível de concentração geográfica, especialmente para as indústrias capital intensivo. Com isto, abre espaço para novas avaliações sobre os sistemas produtivos locais para que se compreendam os elementos determinantes da localização industrial.

Referências bibliográficas

ALBUQUERQUE, Eduardo Motta; MACEDO, Paulo. P&D e tamanho da empresa: evidência empírica sobre a indústria brasileira. *Estudos Econômicos*, v. 29, n. 3, p. 343 – 365, 1999.

AZEVEDO, Paulo Furquim; TONERO JÚNIOR, Rudinei. Fatores determinantes da realocização industrial no Brasil da década de 90. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27, 1999, São Paulo. Anais... São Paulo: ANPEC, p. 1363--1398.

AZZONI, Carlos Roberto; FERREIRA, Dirceu Alves. Competitividade regional e reconcentração industrial: o futuro das desigualdades regionais no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, v.21, n. especial, p. 55-85, julho, 1997.

---. Indústria e reversão da polarização no Brasil. São Paulo: IPE/USP, 1986.

BONELLI, Régis; GONÇALVES Robson R. Para onde vai a estrutura industrial brasileira? Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td/td.html>. Acesso em: 04 de setembro de 2001.

BRITTO, Jorge; ALBUQUERQUE, Eduardo da Motta. Clusters industriais na economia brasileira: uma análise exploratória a partir de dados da RAIS. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28, 2000, Campinas. Anais... Campinas: ANPEC, p. 1-17. CD-ROM.

DINIZ, Clélio Campolina; CROCCO, Marco Aurélio. Reestruturação econômica e o impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. Nova Economia. Belo horizonte, v.6, n.1, jul.1996.

----. A nova configuração urbano-industrial no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27, 1999, São Paulo. Anais... São Paulo: ANPEC, p. 1341-11361.

FEIJO, Carmem Aparecida; CARVALHO, Paulo Gonzaga M. de; RODRIGUEZ, Maristella Shaefer. Concentração industrial e produtividade do trabalho na indústria de transformação nos anos noventa: evidências empíricas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29, 2001, Salvador. Anais... Salvador: ANPEC, p. 1-21. CD-ROM.

FERREIRA, Maria de Fátima Silveira; LEMOS, Mauro Borges. Localização industrial e fatos estilizados da nova reconfiguração espacial do Nordeste. Revista Econômica do Nordeste, v. 31, n. Especial, p. 484-507, nov. 2000.

FERREIRA, Mauro Sayar. Rede de cidades em Minas Gerais a partir da realocização da indústria paulista. Nova Economia, n. Especial, p. 9-69, 1996.

FERREIRA, Pedro; ELLERY JÚNIOR, Roberto. Crescimento econômico, rendimentoos crescentes e concorrência monopolística. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 23, 1995, São Paulo. Anais ... São Paulo: ANPEC, p. 347-69.

FIGUEIREDO, Ana Tereza Lanna; DINIZ, Clélio Campolina. Distribuição regional da indústria mineira. Nova Economia, Belo Horizonte, v.10, n.2, p. 39-67, dez., 2000.

HADDAD, Paulo Roberto (org). Economia Regional: teorias e métodos de análise. Estudos Econômicos e sociais. Fortaleza: BNB/ETENE, 1989.

HOLMES, Thomas J.; STEVENS, John J..Geographic concentration and establishment scale. The Review of Economic and Statistic, v. 84, n.4, p. 682-690, nov.2002

LEMOS, Mauro Borges; GUERRA, Leonardo Pontes; MORO, Sueli.

A nova configuração regional brasileira: sua geografia econômica e seus determinantes locais da indústria. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28, 2000, Campinas. Anais... Campinas: ANPEC, p. 1-17. CD-ROM.

---- et al.. A dinâmica urbana das regiões metropolitanas brasileiras. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29, 2001, Salvador. Anais... Salvador: ANPEC, p. 1-21. CD-ROM.

PACHECO, Carlos Américo. Novos padrões de localização industrial? Tendências recentes dos indicadores de produção e do investimento industrial. Brasília: IPEA, março de 1999. (Texto para Discussão n. 633)
PEREIRA, Fabiano Maia; LEMOS, Mauro Borges. Cidades médias brasileiras e suas características urbano/industriais associadas às (des) economias de aglomeração. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30, 2002, Nova Friburgo/RJ. Anais... Nova Friburgo/RJ: ANPEC, p. 1-21. CD-ROM.

RODRIGUES, Denise Andrade. O papel dos governos estaduais na indução do investimento: a experiência dos estados do Ceará, da Bahia e de Minas Gerais. Revista BNDES, v. 5, n.10, p. 152-174, dez., 1998
SABÓIA, João. A dinâmica da descentralização industrial no Brasil. Disponível em: <http://www.ic.ufjf.br>. Acesso em: 4 de setembro de 2001.

----. Desconcentração industrial no Brasil nos anos 90: um enfoque regional. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td/td.html>. Acesso em: 04 de setembro de 2001.

----. Desconcentração industrial no Brasil na década de noventa: um processo dinâmico e diferenciado regionalmente. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29, 2001, Salvador. Anais... Salvador: ANPEC, p. 1-21. CD-ROM.

SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Concentração e especialização geográfica das atividades industriais no Brasil: quais os argumentos econômicos explicam? Evidências para o período 1985 e 1985-2000. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30, 2002, Nova Friburgo/RJ. Anais... Nova Friburgo/RJ: ANPEC, p. 1-20. CD-ROM.

SUZIGAN, Wilson et al. . Coeficientes de Gini (GL): aplicação à indústria de calçados de São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30, 2002, Nova Friburgo/RJ. Anais... Nova Friburgo/RJ: ANPEC, p. 1-15. CD-ROM.

---- et. al.. Aglomerações industriais no Estado de São Paulo. *Economia Aplicada*, v. 5, n. 4, p. 695-717, 2001.

WANDELEY, Lívio Andrade. Caracterização industrial e transformações da década de 1990: Brasil e Nordeste. In: ROSA, Antonio Lisboa Teles da; KHAN, Ahmad Saeed. *Nordeste: reflexões sobre aspectos setoriais e locais de uma economia*. Fortaleza: CAEN, 2002.

