

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

DETERMINANTES DOS GASTOS COM EDUCAÇÃO NO BRASIL

Andréa Zaitune Curi e Naércio Aquino Menezes Filho

POLÍTICA FISCAL E CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS PARA DADOS DO ORÇAMENTO FUNÇÃO

Gedir S. de Souza, Sérgio Kannebley Júnior e Eliezer M. Diniz

REGRESSÃO QUANTÍLICA COM CORREÇÃO PARA A SELETIVIDADE AMOSTRAL: ESTIMATIVA DOS RETORNOS EDUCACIONAIS E DIFERENCIAIS RACIAIS NA DISTRIBUIÇÃO DE SALÁRIOS DAS MULHERES NO BRASIL

Danilo Coelho, Róbert Veszteg e Fabio Veras Soares

EFEITOS DA EDUCAÇÃO, DA RENDA DO TRABALHO, DAS TRANSFERÊNCIAS E DAS CONDIÇÕES INICIAIS NA EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS NO PERÍODO DE 1991 A 2000

Roberto Tatiwa Ferreira e Mércia Santos da Cruz

MODELO DE CRESCIMENTO BASEADO NAS EXPORTAÇÕES: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA CHILE, BRASIL E MÉXICO EM PERSPECTIVA NÃO LINEAR

João Paulo Martin Faleiros e Denisard Cnéio de Oliveira Alves

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Samuel Pinheiro Guimarães Neto



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

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

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

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

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

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

Corpo Editorial

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

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

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

Coeditores

Miguel Nathan Foguel

Maurício Cortez Reis

Membros

Carlos Henrique Leite Corseuil

Eduardo Pedral Sampaio Fiúza

Elcyon Caiado Rocha Lima

Eustáquio José Reis

Fernando Veloso

Lauro Roberto Albrecht Ramos

Rodrigo Reis Soares

Samuel de Abreu Pessôa

Secretária-Executiva

Angélica Ferreira de Barros

pesquisa e planejamento econômico - ppe

ipea

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

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

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

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

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

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

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

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

SUMÁRIO

DETERMINANTES DOS GASTOS COM EDUCAÇÃO NO BRASIL 1

Andréa Zaitune Curi e Naércio Aquino Menezes Filho

POLÍTICA FISCAL E CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS PARA DADOS DO ORÇAMENTO FUNÇÃO 41

Gedir S. de Souza, Sérgio Kannebley Júnior e Eliezer M. Diniz

REGRESSÃO QUANTÍLICA COM CORREÇÃO PARA A SELETIVIDADE AMOSTRAL: ESTIMATIVA DOS RETORNOS EDUCACIONAIS E DIFERENCIAIS RACIAIS NA DISTRIBUIÇÃO DE SALÁRIOS DAS MULHERES NO BRASIL 85

Danilo Coelho, Róbert Veszteg e Fabio Veras Soares

EFEITOS DA EDUCAÇÃO, DA RENDA DO TRABALHO, DAS TRANSFERÊNCIAS E DAS CONDIÇÕES INICIAIS NA EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS NO PERÍODO DE 1991 A 2000 103

Roberto Tatiwa Ferreira e Mércia Santos da Cruz

MODELO DE CRESCIMENTO BASEADO NAS EXPORTAÇÕES: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA CHILE, BRASIL E MÉXICO EM PERSPECTIVA NÃO LINEAR 123

João Paulo Martin Faleiros e Denisard Cnéio de Oliveira Alves

DETERMINANTES DOS GASTOS COM EDUCAÇÃO NO BRASIL

Andréa Zaitune Curi*

Naércio Aquino Menezes Filho**

Este artigo examina os determinantes dos gastos com educação no Brasil. Estimamos modelos de escolha binária em que as famílias decidem matricular ou não seus filhos em uma escola privada e modelos censurados para analisar o nível de gastos dessas famílias com educação. Para tanto, utilizamos os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos 2001 a 2006 e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002/2003, ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Concluímos que os principais determinantes da decisão familiar de matricular os filhos nas escolas privadas são a educação da mãe, a renda familiar, a oferta de escolas públicas, o custo da educação no estado e a região de moradia. Com relação ao valor gasto com mensalidades, seu maior determinante é a renda familiar *per capita*, sendo que a sensibilidade dos gastos às variações na renda é maior no ensino fundamental do que no ensino médio.

1 INTRODUÇÃO

Neste estudo analisamos, pela primeira vez na literatura brasileira, os determinantes da escolha pela rede privada de ensino e do volume de gastos das famílias com educação no Brasil. O objetivo é entender os principais determinantes desses gastos e estimar a sensibilidade deles às variações na renda familiar *per capita* e no preço dos diferentes níveis educacionais. Além disso, procuramos entender o perfil da propensão ao investimento em educação das famílias brasileiras, como função de diferentes características socioeconômicas e da oferta de escolas públicas.

Nosso objetivo é entender os fatores que levam as famílias a optarem pela rede privada de ensino, seja pelo lado da demanda, com variáveis como a renda familiar *per capita* e o nível educacional dos pais, seja pelo lado da oferta, como o número de vagas oferecidas na rede pública. Entender o processo de escolha e as decisões de gastos com educação das famílias de diferentes faixas de renda é importante para que possamos inferir a importância que as famílias brasileiras conferem à educação e o sacrifício que estão dispostas a fazer em termos de consumo para obter uma educação de melhor qualidade. Isto nos ajuda a compreender também como se comporta a demanda pela educação pública à medida que a renda familiar aumenta, especialmente num momento de crescimento contínuo de renda nas classes mais baixas, como o que ocorre hoje no Brasil.

* Aluna de doutorado da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP-FGV) e economista sênior da Tendências Consultoria Integrada.

** Professor titular do Insper e professor associado da Universidade de São Paulo (USP).

Na literatura internacional os determinantes da escolha entre as redes de ensino pública e privada são estudados por diversos autores. Long e Toma (1988), por exemplo, utilizam os microdados dos Censos Populacionais dos Estados Unidos realizados em 1970 e em 1980 para identificar quais variáveis influenciam na escolha de mandar a criança para a escola privada paroquial ou secular em vez da escola pública nos níveis elementar e secundário. Para tanto, eles estimam modelos *probit*, e examinam, ainda, a estabilidade desses fatores ao longo das décadas de 1970 e de 1980. Os resultados econométricos indicam que a frequência à escola privada é influenciada por variáveis de demanda como renda familiar, religião e características do chefe da família (educação, raça e idade), e por condições de oferta, como os custos relativos e a oferta relativa de escolas na rede privada (número de escolas na rede privada dividido pelo número de escolas na rede pública). O impacto de certos fatores, raça e renda em particular, na escolha da escola parece ter diminuído ao longo do tempo. Assim, as diferenças na frequência à rede privada entre crianças de baixa e de alta renda, e entre brancos e não brancos, foram menores em 1980 do que em 1970 (LONG; TOMA, 1988).

Dang (2007) analisa os determinantes dos gastos das famílias no Vietnã com aulas particulares a partir de modelos econométricos censurados. Usando as Pesquisas de Padrão de Vida do Vietnã realizadas em 1992-1993 e em 1997-1998, o artigo acha evidências de que as aulas particulares no Vietnã são necessidades do orçamento familiar dos estudantes da 6ª à 9ª série, e a tendência de frequentar aulas particulares é maior entre os estudantes de níveis educacionais mais elevados. Não há evidências de discriminação por gênero nos gastos com aulas particulares. Os estudantes de minoria étnica gastam menos com aulas particulares no nível primário (1ª à 5ª série), mas não no nível secundário (6ª à 9ª série), assim como os estudantes que vivem nas áreas rurais. Entretanto, os gastos com aulas particulares caem significativamente se a qualificação dos professores do primário aumenta.

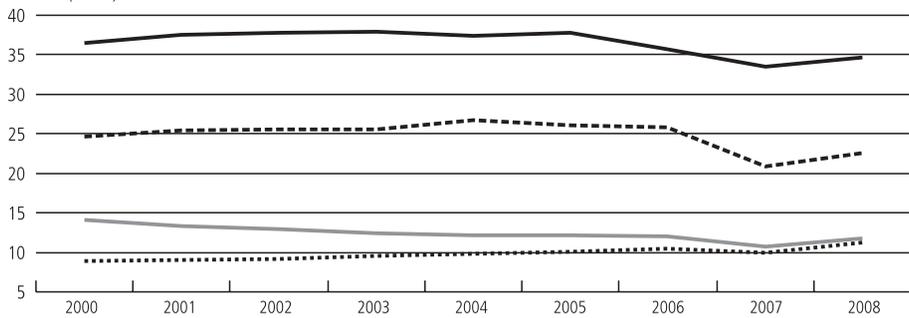
No Brasil, os dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), destacados no gráfico 1, mostram que em 2008 havia pouco mais de 1,1 milhão de alunos matriculados em creches públicas e 608 mil em creches privadas. A porcentagem de crianças matriculadas em creches privadas caiu em 2006 e em 2007, apresentando expansão em 2008 quando 34,7% das crianças estavam na rede privada. De 2000 a 2008, ocorreu retração de quase 5% na porcentagem de crianças matriculadas em creches privadas. Com relação à pré-escola, em 2008 o número de alunos era de cerca de 3,9 milhões na rede pública (77,5% das matrículas) e pouco mais de 1,1 milhão na rede privada (22,5% das matrículas). A porcentagem de crianças da pré-escola matriculadas em escolas da rede privada caiu quase 9% de 2000 a 2008, destacando a forte retração em 2007.

No ensino fundamental, havia em 2008 quase 28,5 milhões de alunos na rede pública e 3,6 milhões na rede privada. Esse ciclo se destaca por dois motivos: *i*) aumento contínuo na porcentagem de alunos matriculados na rede privada; e *ii*) por ser o ciclo de menor porcentagem de alunos nas escolas privadas. Em 2008, 11,3% dos alunos do ensino fundamental estavam matriculados em escolas privadas, valor 26,3% maior do que em 2000, quando apenas 8,9% eram da rede privada de ensino. Por outro lado, o ensino médio destaca-se pela contínua retração, exceção em 2008, na porcentagem de alunos matriculados na rede privada. Em 2008 havia cerca de 7,0 milhões de alunos na rede pública e 943 mil na rede privada. De 2000 a 2008 a retração na porcentagem de matrículas na rede privada foi de 16,6%.

GRÁFICO 1

Evolução do percentual de alunos matriculados na rede privada por ciclo escolar

(Em %)



Fonte: Censo Escolar/INEP. Elaboração própria.

— Creche - - - Pré-escola Ensino Fundamental — Ensino Médio

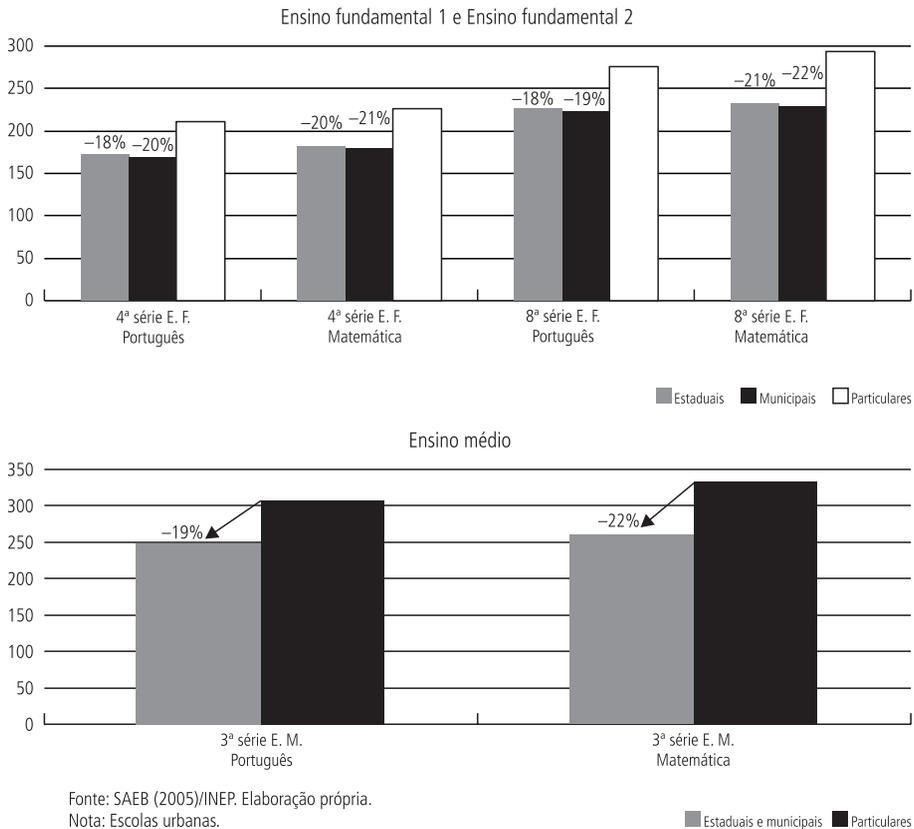
Mas que fatores levam as famílias a optarem pela rede privada se a rede pública é gratuita? Dois fatores respondem essa questão: *i*) a qualidade do ensino oferecido na rede pública, e *ii*) a oferta de vagas na rede pública.

Destacamos o primeiro ponto no gráfico 2 em que expomos as diferenças de qualidade, medidas pelo desempenho médio dos alunos em exames de proficiência, entre as escolas da rede pública e da rede privada em cada um dos três ciclos. Analisando os dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) realizado em 2005 em todo o Brasil, notamos que em geral o desempenho dos alunos da rede pública é 20% inferior ao dos alunos da rede privada em todos os ciclos.

As Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003 são importante fonte de informações sobre gastos familiares em diversos bens e serviços. Nesses anos houve mudanças profundas no perfil das famílias metropolitanas, como a diminuição do seu tamanho, o crescimento da presença das mulheres como chefes dos domicílios, o envelhecimento populacional e o

consequente estreitamento da base da pirâmide etária. O consumo das famílias brasileiras vem se mantendo em 60% do Produto Interno Bruto (PIB) nos dez últimos anos (SILVEIRA *et al.*, 2007).

GRÁFICO 2

Desempenho médio dos alunos nas redes pública e privada por série em 2005

Castro e Vaz (2007) mostram um panorama dos principais gastos das famílias no Brasil utilizando os dados das POFs, destacando-se a educação. Analisando a evolução dos gastos com educação, os autores apontam que estes passaram de 3,2% da renda familiar em 1988 para 5,5% em 2003, sendo que a despesa com educação foi o item que mais cresceu no orçamento das famílias. Mesmo assim, esse gasto é considerado baixo, segundo os autores, devido ao ensino subsidiado pelo governo. Os maiores crescimentos de despesas com educação foram observados em Brasília, Goiânia, Belo Horizonte e São Paulo.

De acordo com os dados da POF realizada em 2002-2003, as famílias gastaram, em média, R\$ 59,86 mensais em educação, o que representa cerca de 3,6% das despesas correntes das famílias. As despesas com educação são o segundo item de maior desigualdade entre ricos e pobres: as famílias mais ricas gastaram quase 30 vezes mais do que as famílias pobres. O levantamento realizado aponta que os gastos com cursos regulares, que representavam 44,8% das despesas com educação em 1987-1988, subiram para 66,5% em 2002-2003. Cerca de um terço dos gastos das famílias com educação se destinou a despesas com ensino superior, seguidas das despesas com ensino fundamental (15,8%) e ensino médio (8,9%). O maior percentual de gastos não monetários foi com livros didáticos e revistas técnicas (23%) (CASTRO; VAZ, 2007).

Além desta introdução, este trabalho é composto por uma segunda seção em que apresentamos os dados utilizados. A terceira seção destaca a metodologia econométrica aplicada em cada uma das etapas do estudo. Na seção 4 fazemos uma análise descritiva dos dados e na seção seguinte apresentamos os resultados econométricos obtidos. Na última seção expomos nossas conclusões.

2 DADOS

Os dados que utilizamos neste trabalho provêm de duas fontes distintas. Uma delas é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada no período de 2001 a 2006, em todo o Brasil pelo IBGE. A outra fonte é a POF, realizada em todo o Brasil no período compreendido entre julho de 2002 e junho de 2003 também pelo IBGE.¹

A PNAD é realizada anualmente desde 1977.² A cada ano o IBGE apresenta o resultado da PNAD para o conjunto do país, com informações básicas para o estudo e o planejamento do desenvolvimento socioeconômico nacional, abrangendo características gerais da população, migração, educação, trabalho, rendimento e fecundidade, bem como famílias e domicílios. São informações para as Grandes Regiões, as Unidades da Federação (UFs) e as Regiões Metropolitanas (RMs).³ As informações têm como referência o mês de setembro.

A POF fornece informações sobre a composição dos orçamentos domésticos a partir da investigação dos hábitos de consumo, da alocação de gastos e da distribuição dos rendimentos, segundo as características dos domicílios e das pessoas. A POF possui informações das aquisições de bens e serviços (despesas e quantidades) para cerca de 48 mil famílias brasileiras, ao longo de um ano, de acordo com diversas

1. Site do IBGE: <www.ibge.gov.br>.

2. Exceção dos anos de 1980, 1991 que são anos censitários, e de 1994 devido à falta de verbas.

3. A PNAD de 2004, pela primeira vez, agregou as informações da área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. Por isso, excluímos essas áreas da amostra de 2004 a 2006.

categorias, como: alimentação, habitação, vestuário, transporte, higiene e cuidados pessoais, assistência à saúde, educação, recreação e cultura, fumo, serviços pessoais e despesas diversas. Tais informações sobre as unidades familiares permitem estudar inúmeros aspectos importantes da economia nacional como a composição dos gastos familiares, disparidades regionais e entre áreas, e a dimensão do mercado para grupos de produtos e serviços. Nos questionários de domicílio e pessoa são obtidas as informações gerais sobre o domicílio e sobre as características de todos os moradores: relação com a pessoa de referência da unidade de consumo, sexo, idade, nível de instrução, cor ou raça, religião, e dados antropométricos. O mês de referência da pesquisa é janeiro de 2003.

Com os microdados das PNADs analisamos a evolução do percentual de crianças e jovens com idade entre 0 a 25 anos que frequentam a escola privada por estado, e por características próprias e familiares, como sexo, cor e idade do aluno, educação e cor dos pais, renda familiar *per capita* e número de pessoas por família no período de 2001 a 2006.

Com os dados da POF e das PNADs estimamos os efeitos dessas características na probabilidade de escolha entre as redes de ensino pública e privada. Ainda com os microdados da POF, observamos os gastos com educação das famílias que optaram por fazê-lo usando esta mesma subamostra a fim de identificar seus determinantes. Não é possível fazer tal análise a partir dos dados das PNADs, pois estas não têm informações sobre gastos com bens e serviços.

3 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Foram feitos dois exercícios econométricos distintos: no primeiro, analisamos, separadamente para os alunos do ensino fundamental 1 (1ª à 4ª série), do ensino fundamental 2 (5ª à 8ª série) e do ensino médio (1ª à 3ª série), os determinantes da escolha deles entre as redes de ensino pública e privada. Para tanto, utilizamos um modelo de escolha binária em que a unidade de referência é o indivíduo em idade escolar que frequenta a escola. Os dados utilizados nesse primeiro exercício são os das PNADs de 2001 a 2006 e os da POF realizada em 2002/2003.

No segundo exercício, procuramos decompor os determinantes dos gastos familiares em educação através de dois métodos econométricos de modelos censurados: Heckman e Tobit, utilizando os dados da POF 2002/2003. Ambos consideram que a escolha das famílias é feita em dois estágios: no primeiro, elas decidem se consomem ou não o bem a partir de um modelo de escolha discreta. No segundo estágio da escolha, as famílias que consomem decidem o valor desse consumo. Novamente, realizamos o exercício por ciclo: pré-escola (incluindo creche), ensino fundamental 1, ensino fundamental 2, e ensino médio. Nesses modelos a unidade de referência é a família.

3.1 Determinantes da escolha do aluno de frequentar a rede de ensino privada

Essa parte do estudo analisa a probabilidade de um aluno frequentar a rede de ensino privada no ensino fundamental 1, no ensino fundamental 2 e no ensino médio. Para tanto, utilizamos os dados das PNADs de 2001 a 2006 e da POF de 2002/2003 realizadas em todo o Brasil. Restringimos a amostra aos indivíduos em idade escolar, entre 0 e 25 anos de idade, que frequentam escola no ensino fundamental ou no ensino médio. Estimamos, para cada um dos ciclos escolares separadamente, um modelo de escolha discreta em que a variável dependente é uma variável binária que indica se o indivíduo frequenta ou não a rede de ensino privada:

$$\Pr(y_{rede\ de\ ensino} = 1 | \chi) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + \chi\beta)$$

em que G é uma função de distribuição acumulada que assume valores entre 0 e 1: $0 < G(z) < 1$ para qualquer valor de z .

O modelo de escolha discreta estimado foi o modelo *logit*, em que G é uma função logística:

$$G(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)} = \Lambda(z)$$

$$G(z) = \Pr(y = 1 | \chi) = G(\chi\beta)$$

O efeito parcial das variáveis na probabilidade de resposta é obtido pela derivada parcial:

$$\frac{\partial p(\chi)}{\partial x_j} = g(\beta_0 + \chi\beta)\beta_j \text{ em que } g(z) \equiv \frac{dG}{dz}(z)$$

As variáveis binárias $y_{rede\ de\ ensino}$ indicam a rede de ensino frequentada:

$$\text{Rede de Ensino} \begin{cases} 1, \text{ se rede privada} \\ 0, \text{ se rede pública} \end{cases}$$

em cada um dos ciclos escolares considerados:

$$\text{Ciclos} \left\{ \begin{array}{l} \text{Ensino fundamental 1: 1}^{\text{a}} \text{ à 4}^{\text{a}} \text{ série} \\ \text{Ensino fundamental 2: 5}^{\text{a}} \text{ à 8}^{\text{a}} \text{ série} \\ \text{Ensino médio: 1}^{\text{a}} \text{ à 3}^{\text{a}} \text{ série} \end{array} \right.$$

Para identificar as características dos alunos que optam por frequentar a rede privada de ensino, inserimos ao modelo as variáveis que o caracterizam: raça, sexo e idade da pessoa, nível educacional e raça da mãe, renda familiar *per capita*, e número de pessoas da família que frequentam escola ou creche. A região de moradia e o ano da pesquisa também foram considerados no modelo.

Devido aos problemas da educação pública no Brasil (como a falta de estabelecimentos de ensino), achamos relevante controlar o modelo por uma variável de oferta, representando as restrições com as quais se defrontam os indivíduos ao escolherem entre as redes de ensino. Assim como em Long e Toma (1988), colocamos no modelo uma variável que representa as condições de oferta nos estados brasileiros. Essa variável indica a relação entre o número de matrículas nas escolas públicas e o número de matrículas nas escolas privadas por ciclo em cada estado,⁴ funcionando como *proxy* para a oferta de escolas nas redes de ensino. Por fim, inserimos uma variável de custo da educação como *proxy* para o preço do bem.

$$\begin{aligned} \Pr(y_{\text{rede de ensino}} = 1 | \chi) = & G(\beta_0 + \beta_1 \text{Sexo} + \beta_2 \text{Raça} + \beta_3 \text{Idade} + \beta_4 \text{RaçaMãe} + \\ & + \beta_5 \text{NumeroPessFreq} + \beta_6 \text{EducaçãoMãe} + \\ & + \beta_7 \text{ClasseRenda} + \beta_8 \text{CustoEducação} + \beta_9 \text{Oferta} + \\ & + \beta_{10} \text{Região} + \beta_{11} \text{Ano}) \end{aligned} \quad (1)$$

A amostra restrita foi dividida em quatro classes de renda familiar *per capita* a partir do critério da Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa (ABEP), segundo o qual cada classe de renda é composta por uma porcentagem de pessoas. Assim, entre os indivíduos com idade entre 0 e 25 anos que frequentam escola, os 5% mais ricos em termos de renda familiar *per capita* são classificados como classe A, os 24% seguintes como classe B, os próximos 43% como classe C, os 25% seguintes como classe D, e os 3% com menor renda familiar *per capita* como classe E. Optamos por agregar estas duas últimas.

4. Fonte: INEP <www.inep.gov.br>.

O custo da educação, variável utilizada como *proxy* para o preço, foi obtido a partir dos dados da própria POF realizada em 2002/2003. Essa variável representa o custo anual médio por pessoa em cada um dos ciclos. Consideramos apenas as famílias com um único integrante frequentando a escola, ou famílias com mais de um integrante frequentando o mesmo ciclo escolar. Assim, essa variável representa o custo médio anual da educação por aluno em cada um dos três ciclos analisados. Ela foi utilizada em logaritmo nos modelos estimados.

Outros agrupamentos foram feitos pelas faixas etária e educacional. Os estudantes foram divididos em cinco grupos etários: 0 a 6 anos de idade (grupo de comparação); 7 a 10; 11 a 14; 15 a 17; e 18 a 25 anos de idade. As mães foram separadas em quatro grupos, de acordo com o nível educacional: 0 a 4 anos de estudo (grupo de comparação); 5 a 8 anos de estudo; 9 a 11 anos de estudo; e mais de 11 anos de estudo.

3.2 Os determinantes dos gastos das famílias com educação

Esta etapa consiste em estimar empiricamente os determinantes dos gastos das famílias com educação em cada um dos ciclos: pré-escola (incluindo a creche), ensino fundamental 1, ensino fundamental 2 e ensino médio. Um dos principais fatores que influenciam o consumo de um bem é a evolução da renda dos indivíduos e o preço do produto. Assim, procuramos estimar a magnitude da sensibilidade dos gastos com educação às variações na renda, e a sensibilidade desses gastos às variações no preço.

Como reflexo da complexidade e das desigualdades da economia brasileira existem disparidades expressivas entre os estratos sociais (níveis de renda) e as regiões no que se refere aos hábitos de consumo e à participação dos bens na renda. Estas diferenças implicam diferentes sensibilidades da demanda à renda e ao preço para os vários estratos da sociedade e as várias localidades. É interessante, então, considerar as diferenças regionais e sociais nas estimações, assim como algumas características específicas das famílias.

Para obtermos a sensibilidade dos gastos com educação à renda e ao preço e seus outros determinantes, estimamos um modelo considerando que a escolha da família é feita em dois estágios. Primeiramente, a família escolhe se consome ou não um determinado bem. Na etapa seguinte, as famílias que consomem o bem devem decidir o quanto vão consumir desse bem.

A amostra de consumidores de um bem apresenta um viés de seleção, isto é, os indivíduos que consomem certo bem podem ter características semelhantes entre si e diferentes daqueles que escolhem não consumi-lo, e este efeito pode gerar um viés nos parâmetros estimados.

O problema de seleção amostral, no caso das estimações das equações de gastos com educação, considera dois grupos: as famílias que gastam e as que não gastam com mensalidade escolar. Esses consumidores constituem uma amostra autosselecionada da população (isto é, os consumidores não constituem uma amostra aleatória da população de origem), por possuírem determinadas características que os tornam consumidores de educação. Assim, devemos utilizar métodos de estimação que corrigem o viés de seleção enfrentado.

Importante ressaltar que existe um terceiro grupo: o dos jovens aptos a cursarem certos níveis de ensino, mas que não o fazem, o que resulta em que essa amostra permaneça com um possível viés. O processo de decisão, então, poderia ser entendido como: *i*) decide se frequenta ou não a escola; em caso positivo *ii*) decide se será na rede privada ou pública de ensino; em caso da escolha pela rede privada *iii*) decide o quanto gastar. Porém, este seria tema para outro estudo e o presente trabalho abrange, provavelmente, a parte mais importante do processo decisório no que se refere à determinação dos gastos.

Um estudo semelhante foi feito por Andrade e Lisboa (2002) em que os autores estão interessados em entender a estrutura e os determinantes dos gastos pessoais privados com saúde no Brasil nos diferentes grupos socioeconômicos. O trabalho consiste da estimação de um modelo econométrico que procura decompor os determinantes dos gastos domiciliares em saúde. Os problemas enfrentados pelos autores são semelhantes aos nossos, e a metodologia utilizada é a estimação por modelos censurados de Heckman e Tobit.

3.2.1 Heckman

Para corrigir o viés de seleção da amostra, e assim, obter estimadores consistentes, utilizamos o modelo de Heckman (1979) que incorpora um critério de seleção. Esse critério de seleção identifica as famílias que consomem um produto e as que optam por não consumi-lo a partir de determinadas características. Assim, sob certas hipóteses, “corrigimos” os coeficientes estimados pelo efeito da autosseleção. A principal hipótese é a de que os termos aleatórios da equação de seleção e de gastos seguem uma distribuição normal bivariada de forma que as preferências por educação são levadas em conta através da correlação entre os erros das duas equações. Portanto, na primeira escolha, a família comprará o bem caso seja atendida a seguinte restrição:

$$0 < Z_f \gamma + u_{fj}$$

em que, f é a família, j é o bem consumido, e Z_f é o vetor de características da família f que afetam sua decisão de consumir ou não o bem j . Essas variáveis são as mesmas utilizadas no modelo *logit*.

Assim, o critério de seleção é baseado em um modelo de escolha discreta em que a variável dependente no caso analisado é D_{gasto} que indica a opção da família entre gastar ou não com educação:

$$\text{Gasto} \begin{cases} 1, & \text{se a família gasta com educação} \\ 0, & \text{se a família não gasta com educação} \end{cases}$$

em cada um dos ciclos escolares considerados:

$$\text{Ciclos} \begin{cases} \text{Pré-escola e creche} \\ \text{Ensino fundamental 1} \\ \text{Ensino fundamental 2} \\ \text{Ensino médio} \end{cases}$$

Para as famílias que optaram por consumir o bem, a segunda decisão é o quanto (em valor) comprar desse bem. Essa especificação do modelo é dada por:

$$\ln G_{fj} = \ln Y_f \beta + \ln C_{ciclo} \alpha + X_f \eta + u_{fj} \quad (2)$$

em que: G_{fj} é o gasto total no bem j (=educação) realizado pela família f ; Y_f é a renda *per capita* da família f ; C_{ciclo} é o custo médio por aluno (= preço) do ciclo escolar; e X_f é um vetor de características da família f que influenciam na determinação da quantidade consumida do bem, tais como o número de moradores e a instrução dos pais.

Os parâmetros estimados β e α representam, respectivamente, a sensibilidade dos gastos com educação às variações na renda e a sensibilidade dos gastos com educação às variações no preço, já desconsiderados os efeitos das escolhas exógenas.

Portanto, nos modelos estimados dos determinantes dos gastos, a variável dependente é o logaritmo dos gastos com cursos regulares, e as variáveis explicativas são as mesmas utilizadas nos modelos de escolha binária apresentados anteriormente, mas nesse caso, em que a unidade de referência é a família e não o indivíduo, as variáveis binárias, como sexo, cor e idade, representam a porcentagem de pessoas da família com tais características.

3.2.2 Tobit

Neste artigo estamos interessados em identificar dois impactos. Primeiro, queremos entender como as variáveis explicativas impactam a probabilidade de gastar com

educação, ou, dito de outra forma, como estas variáveis alteram a decisão de realizar o gasto. Segundo, estamos interessados em entender, uma vez tomada a decisão de gastar com educação, como estas variáveis explicativas impactam a decisão de quanto gastar.

Estes impactos podem ser calculados através dos efeitos marginais usuais obtidos pela estimação de modelos econométricos que procuram decompor os determinantes dos gastos familiares com educação. A análise dos dados de gastos controlada pelas características das famílias apresenta, entretanto, algumas dificuldades. Como na maioria das decisões de gastos das famílias, os gastos com educação dependem das características familiares e dos estados da natureza sujeitos a uma restrição de não negatividade.

No caso de educação, a maioria das famílias da amostra da POF não realizou gastos. Isto significa que a probabilidade de uma família realizar gastos com educação, o que depende em parte de um choque idiossincrático não observável, é uma função não-linear nas características observáveis.

Sendo y_i o gasto com educação da família i , supomos que esse gasto depende tanto das características da família, X_i , quanto de uma variável aleatória, ε_i , que é o erro aleatório:

$$y_i = \beta X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

em que β mensura o impacto das características da família na decisão de gastos com educação. A condição de não negatividade dos gastos com educação implica que a variável aleatória é truncada de modo que $y_i \geq 0$ para toda a realização de ε_i . Supondo que ε_i é uma normal truncada temos então o modelo Tobit usual.

Segundo Greene (2002), o modelo Tobit é usado nos casos em que a variável dependente está compreendida entre certos valores ou concentrada em pontos iguais a um valor-limite. Usando com propriedade os termos estatísticos, há nesses casos o que se chama de amostra censurada. Nessas situações, a aplicação do modelo Tobit visa contornar o problema da censura valendo-se de técnicas estatísticas que possibilitem fazer inferências para toda a população sem perda de qualidade, como ocorria no caso de variáveis truncadas.

A partir da estimação do modelo Tobit é possível calcular o efeito marginal de cada uma das variáveis explicativas na decisão de gastar com educação, de três formas:

- 1) Efeito sobre a variável latente: desejo de gastar com educação.
- 2) Efeito sobre o y observado, que inclui os zeros observados nos dados.
- 3) Efeito sobre o y condicional, que não inclui os zeros. Esse método é o mais parecido com o estimado pelo modelo de Heckman.

4 ANÁLISE DESCRITIVA

A análise descritiva é dividida em duas partes: na primeira delas observamos as características dos estudantes que frequentam a rede privada de ensino. A partir dos dados das PNADs fazemos uma análise da evolução ao longo do período de 2001 a 2006, e com os dados da POF observamos essas características em 2002/2003. Na segunda parte, analisamos os gastos com educação e as características das famílias que o fazem a partir dos dados da POF. Em ambas as etapas, as análises foram feitas separadamente por ciclo escolar.

4.1 Características dos alunos que frequentam a rede de ensino privada

Para analisar as características das pessoas que frequentam a rede privada de ensino, restringimos a amostra das PNADs realizadas entre 2001 e 2006 às pessoas com idade entre 0 a 25 anos que frequentam a escola.

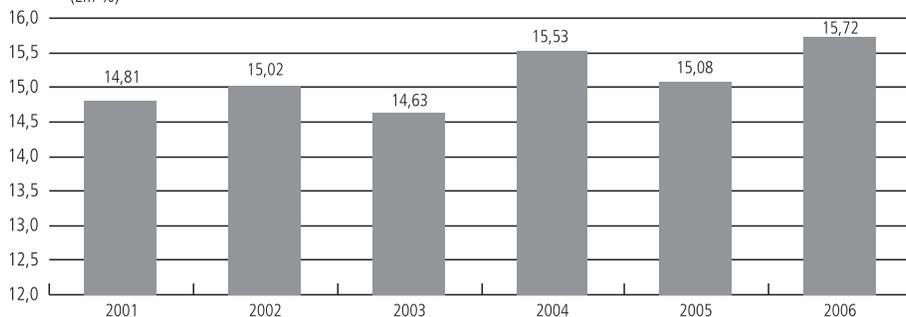
O gráfico 3 destaca a evolução da porcentagem de pessoas com idade entre 0 e 25 anos que frequentam a rede de ensino privada nos ensinos fundamental e médio. Em 2001 cerca de 14,8% dos alunos que frequentavam as escolas brasileiras eram da rede privada. Observamos pequenas alterações dessa porcentagem ao longo dos anos. A porcentagem de estudantes das escolas privadas em 2006 era de 15,7%, caracterizando uma expansão no período de 6,1%. Destacamos duas retrações nessa porcentagem: de 2002 para 2003, de 2,6%, e de 2004 para 2005, de 2,9%. O ano de 2003 foi o de menor frequência às escolas privadas em relação às públicas.

Analisando separadamente por ciclo escolar (gráfico 4), notamos que, proporcionalmente, a maior frequência à rede privada de ensino nos dois primeiros anos do período analisado ocorreu entre os alunos do ensino médio, superior a 17%, e a menor entre os alunos do ensino fundamental 2, inferior a 11%.

GRÁFICO 3

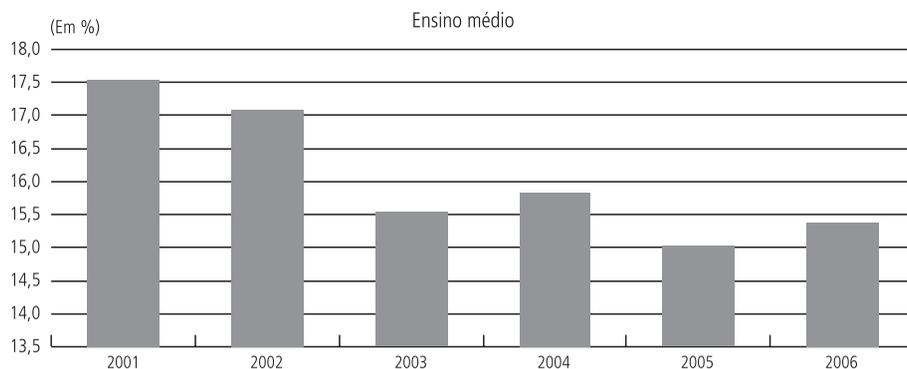
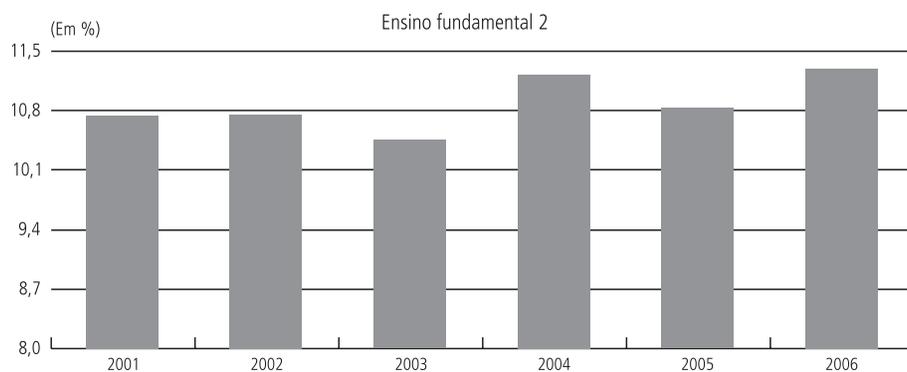
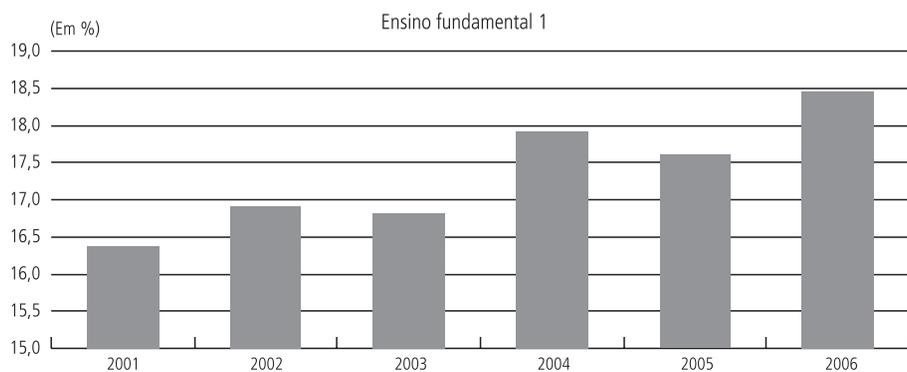
Evolução do percentual de alunos que frequentam a rede privada

(Em %)



Fonte: PNAD. Elaboração própria.

GRÁFICO 4

Evolução do percentual de alunos que frequentam a rede privada por ciclo escolar

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

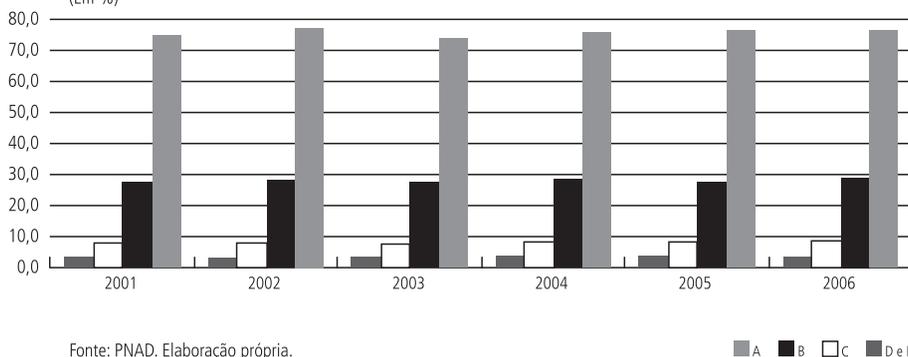
Entretanto, a porcentagem de alunos do ensino médio frequentando as escolas privadas sofreu sucessivas reduções, totalizando uma retração de 12,4% de 2001 a 2006. Por outro lado, a porcentagem de alunos do ensino fundamental 1 que frequenta a rede privada aumentou 12,8% ao longo do período. Assim, já em 2003 a porcentagem de alunos do ensino fundamental 1 que frequentava a rede privada era maior do que a porcentagem de alunos do ensino médio. Em 2006, 15,4% dos alunos que estavam cursando o ensino médio e 18,5% dos que cursavam o ensino fundamental 1 estudavam em escolas privadas. Já entre os alunos do ensino fundamental 2, a porcentagem dos que frequentam a rede privada apresentou expansões e retrações ao longo do período. Em 2001, 10,7% dos estudantes da 5ª à 8ª série eram da rede privada, valor que em 2006 era 5,1% maior, 11,3%.

O gráfico 5 mostra a análise por classe de renda familiar *per capita*. Como esperado, a frequência à rede privada de ensino é diretamente relacionada à renda familiar *per capita*. Em 2006, quase 77% dos estudantes da classe A frequentavam escolas privadas, enquanto apenas 3,5% dos alunos das classes D e E eram da rede privada. Destaca-se que entre as classes A e B a diferença é grande, menos de 30% dos estudantes da classe B em 2006 eram da rede privada. Analisando ao longo do tempo, observamos que a maior expansão percentual de frequência à rede privada de 2001 a 2006 aconteceu entre os alunos da classe C: quase 10,3%, aumentando de 8,0% em 2001 para 8,8% em 2006. E a menor expansão, de 2,3%, ocorreu entre os estudantes da classe A. O percentual de alunos das classes D e E frequentando a rede de ensino privada também teve aumento considerável, 6,0%, mas baixo dada a base de comparação.

GRÁFICO 5

Evolução do percentual de alunos que frequentam a rede privada por renda familiar *per capita*

(Em %)

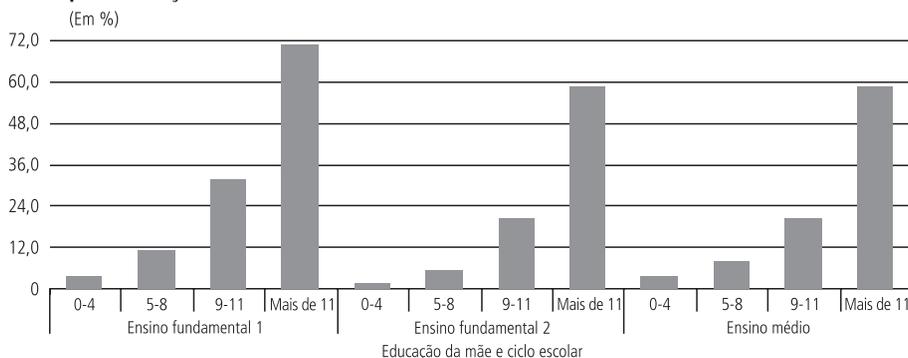


No gráfico 6 a análise é feita por educação da mãe e por ciclo escolar. Para os três ciclos analisados, observamos que quanto maior o nível educacional da

mãe, maior a porcentagem de alunos que frequentam as escolas privadas. Considerando os estudantes do fundamental 1, observamos que em 2006 apenas 4% dos que têm mãe com 0 a 4 anos de estudo vão para escolas privadas, e 11,3% dos filhos de mães com 5 a 8 anos de estudo frequentavam as escolas privadas. Além disso, destaca-se que entre as mães com nível educacional entre 9 e 11 anos de estudo, a porcentagem de alunos do fundamental 1 na rede privada em 2006 era de 31,6%, e que quase 71% dos filhos de mães com mais de 11 anos de estudo eram da rede privada de ensino. Entre os alunos do ensino fundamental 2, menos de 2,0% dos filhos de mães de baixa qualificação (0 a 4 anos de estudo) vão para as escolas privadas, e, no outro extremo, entre os filhos de mães com mais de 11 anos de estudo, cerca de 60% vão para as escolas privadas. Entre os alunos da 5ª à 8ª série destacamos que a porcentagem dos que vão para a rede privada chega a quadruplicar a cada elevação do grupo educacional da mãe. Observamos, ainda, que entre os estudantes do ensino fundamental 1, a porcentagem dos que têm acesso à educação privada é maior do que para os alunos dos outros dois ciclos considerando qualquer nível educacional da mãe

GRÁFICO 6

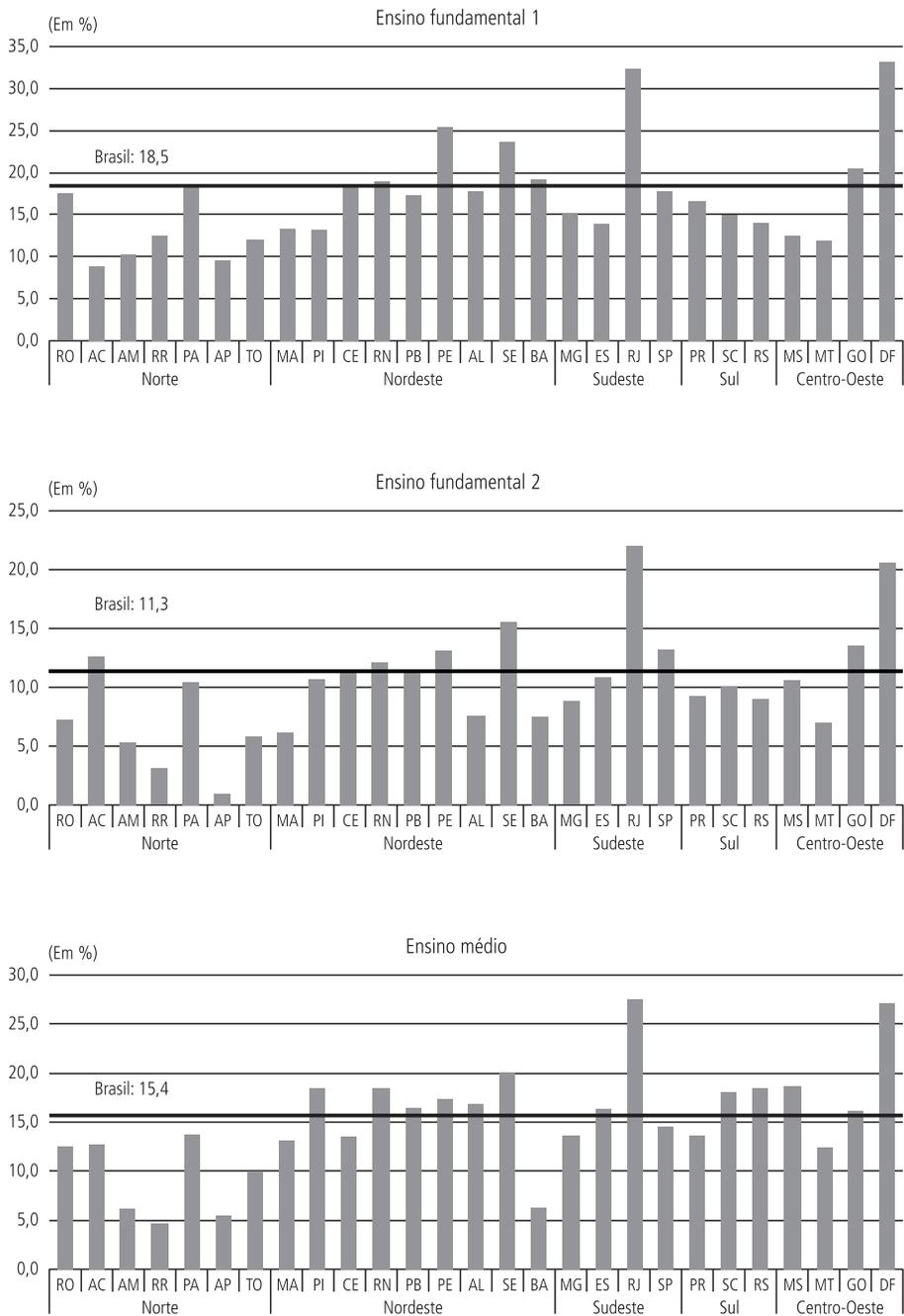
Percentual de alunos que frequentavam a rede privada por educação da mãe e ciclo escolar em 2006



Fonte: PNAD. Elaboração própria.

O gráfico 7 mostra a porcentagem de pessoas por ciclo escolar que frequenta a rede privada de ensino por UF em 2006. Observando os alunos do ensino fundamental 1, 18,5% deles estão nas escolas privadas. Em todos os estados do Norte, do Sul e do Sudeste, com exceção do Rio de Janeiro, essa porcentagem é menor do que a nacional. O estados do Rio de Janeiro e do Distrito Federal têm a maior porcentagem de alunos frequentando o ensino fundamental 1 na rede privada – mais de 32%. Por outro lado, no Amapá apenas 8,9% dos alunos desse ciclo estão em escolas privadas – a menor porcentagem do país.

GRÁFICO 7

Percentual de alunos que frequentam a rede privada por ciclo e por UF em 2006

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Comparando os alunos do ensino fundamental 2 entre os estados, temos que nos estados das regiões Sul e Norte, com exceção do Acre, a porcentagem de alunos que frequentam a rede privada é menor do que a do Brasil como um todo, que é de 11,3%. Novamente os estados do Amapá e do Rio de Janeiro se destacam como os com, respectivamente, a menor (1,0%) e a maior (22,1%) porcentagem de estudantes do ciclo nas escolas privadas. Na região Sudeste, os estados de Minas Gerais e Espírito Santo têm porcentagens inferiores à nacional, e no Centro-Oeste, apenas no Distrito Federal e em Goiás as porcentagens são maiores do que a brasileira.

Entre os alunos do ensino médio, temos que todos os estados da região Centro-Oeste, com exceção de Mato Grosso, e os da região Sul, com exceção do Paraná, têm porcentagem de estudantes que frequentam a rede privada superior à nacional. Entretanto, todos os estados da região Norte têm porcentagem de frequência à rede privada menor do que a do Brasil. Neste ciclo a menor porcentagem de alunos na rede privada está em Roraima, 4,8%, e, repetindo os outros dois ciclos, o Distrito Federal e o Rio de Janeiro aparecem com as maiores porcentagens de frequência à rede privada, 27,2 e 27,6%, respectivamente.

A tabela 1 mostra a característica dos estudantes que frequentam a rede privada de ensino de acordo com os dados da POF realizada no período de julho de 2002 a junho de 2003. No Brasil, 15,5% dos estudantes em idade escolar, 0 a 25 anos, que frequentam a escola no ensino fundamental ou médio são da rede privada. Entre os estudantes de 7 a 17 anos de idade não há muita diferença:: em torno de 13,3% deles frequentam escolas privadas. Já para os alunos com idade entre 0 e 6 anos e 18 a 25 anos essa porcentagem é de 30% e 10%, respectivamente. Como esperado, frequentar a rede privada de ensino é diretamente proporcional à renda familiar *per capita*. Enquanto menos de 3,5% dos estudantes das classes D e E são da rede privada, mais de 75% dos estudantes da classe A vão para as escolas privadas.

TABELA 1

Percentual de alunos que frequentam a rede privada por características

(Em %)

Característica	Rede privada		Característica	Rede privada		Característica	Rede privada	
Brasil	15,5		Norte	9,3		0 a 6 anos	29,5	
Sexo	Mulher	15,7	Região	Nordeste	14,8	Idade	7 a 10 anos	13,9
	Homem	15,3		Centro-Oeste	14,2		11 a 14 anos	12,7
Raça	Outras	10,4	Sudeste	18,2		15 a 17 anos	13,2	
	Branca	21,5		Sul	14,8		18 a 25 anos	10,1
Educação da mãe (anos de estudo)	0 a 4	5,3	Classe de renda	D e E	3,2	Ciclo escolar	Fundamental 1	17,1
	5 a 8	11,5		C	10,3		Fundamental 2	11,7
	9 a 11	29,6		B	33,2		Médio	17,8
mais de 11	66,2	A	76,1					

Fonte: POF. Elaboração própria.

As diferenças regionais também são claras. No Sudeste, região mais rica e desenvolvida do país, 18,2% dos alunos são da rede privada, por outro lado, no Norte essa porcentagem é inferior a 10%. Destacamos ainda que, enquanto 21,5% dos jovens brancos frequentam a rede privada, entre os das demais raças essa porcentagem é de 10,4%. O *background* familiar também é determinante na rede de ensino frequentada pelos jovens, sendo que, quanto maior o nível educacional da mãe, maior a porcentagem de alunos que frequentam as escolas privadas. Cerca de 66,2% dos filhos de mãe com mais de 11 anos de estudo vão para as escolas privadas. A porcentagem dos filhos de mãe com 9 a 11 anos de estudo e 5 a 8 anos de estudo que estão na rede privada é duas e quase seis vezes menor, respectivamente. Comparando entre os ciclos escolares, no ensino fundamental 2 observamos a menor frequência à rede privada, seguido pelo ensino fundamental 1 e pelo ensino médio, semelhante aos resultados obtidos com os dados da PNAD de 2002.

4.2 Análise dos gastos das famílias com educação

Focamos essa segunda seção das análises descritivas nos gastos educacionais das famílias com indivíduos em idade escolar que frequentam escola desde a pré-escola até o ensino médio. Para tanto, utilizamos os dados da POF 2002/2003 realizada nos 27 estados brasileiros.

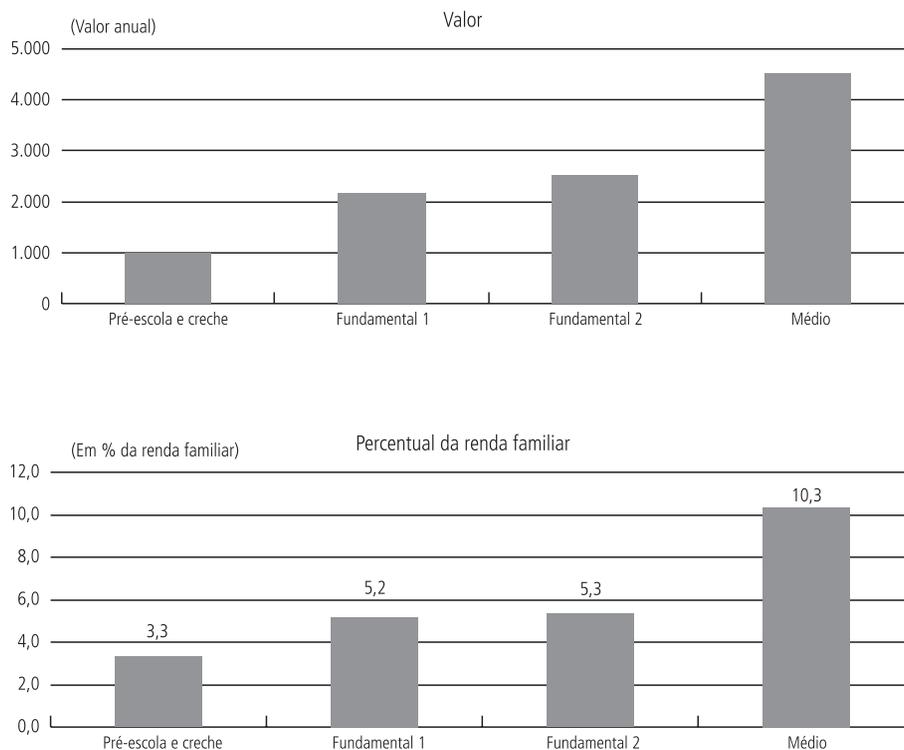
No gráfico 8 apresentamos os gastos médios (valores de janeiro de 2003) realizados anualmente pelas famílias, considerando apenas as famílias que tiveram algum gasto com cursos educacionais (descartamos as famílias que não gastaram com os itens analisados), em cada um dos ciclos escolares e, o quanto esses gastos representam da renda familiar

Comparando entre os ciclos, notamos que tanto os gastos como sua proporção em relação à renda familiar são crescentes com os ciclos. O valor médio gasto anualmente pelas famílias com educação pré-primária (pré-escola e creche) é de R\$ 1.003, representando um comprometimento de 3,3% da renda das famílias que os fazem. No ensino fundamental 1 e no ensino fundamental 2, o gasto familiar médio é de R\$ 2.177 e R\$ 2.525 por ano, respectivamente, comprometendo cerca de 5,16% e 5,3% da renda familiar. No ensino médio o gasto é quase o dobro dos ciclos anteriores, de R\$ 4.503 em média, e o comprometimento médio da renda familiar é de 10,3%.

O gráfico 9 mostra a relação entre gasto com educação e renda familiar *per capita* considerando duas amostras: uma com todas as famílias com indivíduos em idade escolar que frequentam a escola independentemente de se gasta (gasto maior que zero) ou não (gasto igual a zero) com educação, e outra apenas com famílias que consomem tal bem. Notamos que os gastos familiares em educação são crescentes em relação à renda familiar quer consideremos apenas as famílias

que gastam, quer consideremos a amostra toda. Entretanto, o comprometimento da renda é decrescente em relação à renda quando consideramos apenas as famílias com gastos positivos (exceção das famílias da classe B que comprometem mais da renda do que as famílias da classe C), e crescente quando consideramos a amostra toda.

GRÁFICO 8
Gasto anual das famílias por ciclo escolar

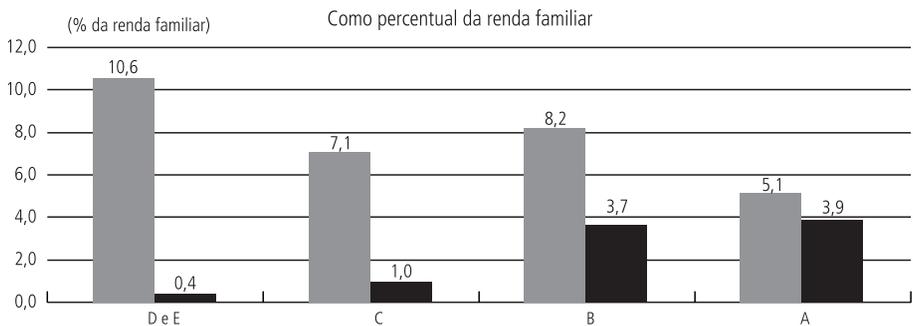
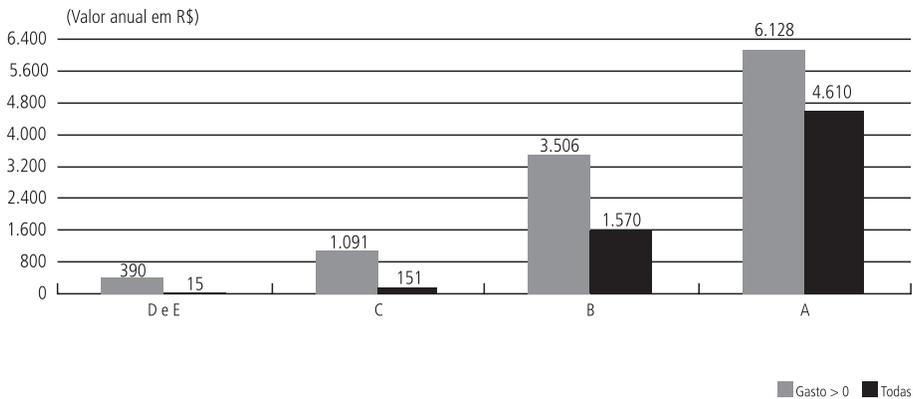


Fonte: POF de 2002/2003. Elaboração própria.

As famílias das classes D e E que gastaram com educação apresentam, em média, gasto com cursos regulares de R\$ 390 no ano, o que compromete 10,6% da renda familiar delas no período. Considerando também as famílias com gasto zero (não gastam com educação), temos que o gasto médio com cursos regulares cai para R\$ 15 no ano, representando menos de 0,5% da renda familiar. Comparando as famílias das faixas de renda intermediárias que gastam com educação, as famílias da classe B gastaram em média quase 3,2 vezes mais do que as famílias da classe C com cursos regulares, R\$ 3.500 contra R\$ 1.090, mas comprometeram apenas 16% mais da renda familiar – 8,2% contra 7,1%. Comparando a amostra

toda, a diferença é maior: as famílias da classe B gastaram em média mais de 10 vezes mais do que as famílias da classe C. Isso pode ser explicado pelo fato de que, proporcionalmente, existem menos famílias da classe B com gastos nulos do que famílias da classe C que não gastam com educação. As famílias da classe A, por sua vez, gastaram quase R\$ 6.130 com educação no ano, o que representa 5,1% da renda dessas famílias. Comparando as famílias mais ricas (classe A) com as mais pobres (classes D e E), considerando apenas as que gastam, observamos que os gastos médios das famílias da classe A são 15,7 vezes maiores, mas o comprometimento da renda é 51,5% menor.

GRÁFICO 9

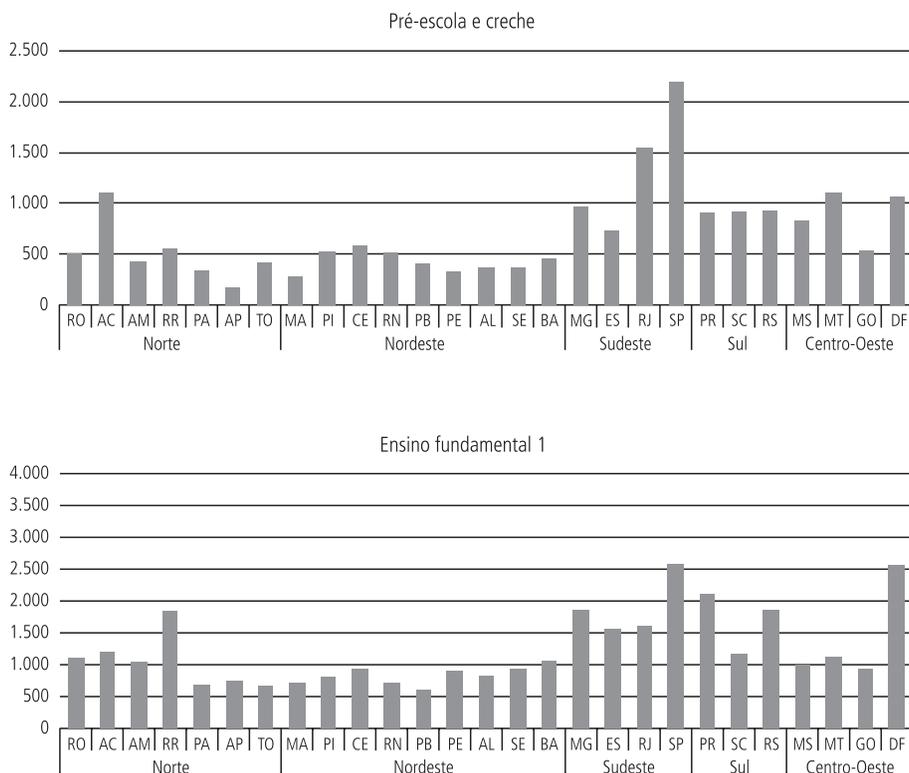
Gasto anual médio das famílias por classe de renda

Fonte: POF de 2002/2003. Elaboração própria.

O gráfico 10 mostra os custos anuais médios por pessoa em cada um dos ciclos escolares (*proxy* para preço) separadamente por UF (valores de janeiro de 2003). Para calcular esses valores, consideramos apenas as famílias com um único

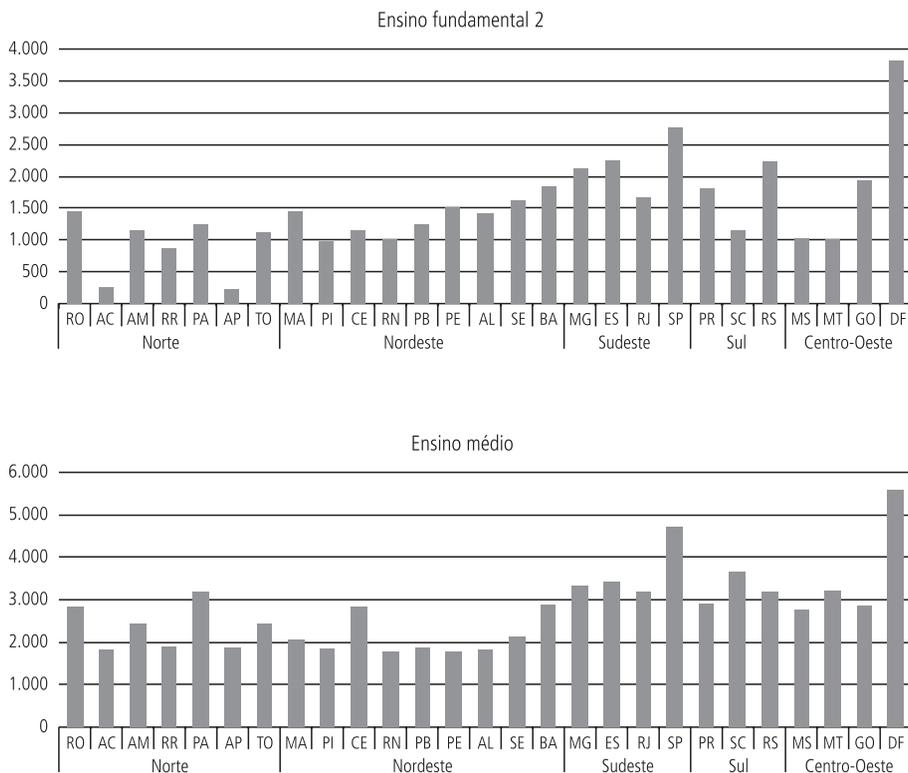
integrante frequentando a escola, ou famílias com mais de um integrante frequentando o mesmo ciclo escolar. Observamos que, em geral, nos três ciclos os estados do Norte e Nordeste apresentam os menores custos, e os estados das regiões Sul e Sudeste os maiores. Na pré-escola e creche destacam-se o Estado de São Paulo com um custo muito superior ao dos demais estados (mais de R\$ 2 mil), e o Amapá que, por outro lado, apresenta um custo muito inferior (menos de R\$ 170). Nos ensinos fundamental 1 e fundamental 2, e no ensino médio, além de São Paulo, destaca-se também o elevado custo no Distrito Federal, onde o custo médio anual de uma pessoa no ensino fundamental 1 é superior a R\$ 2.560, no ensino fundamental 2 é acima de R\$ 3.800 e no ensino médio é de cerca de R\$ 5.500. Em São Paulo, os custos desses ciclos são de R\$ 2.570, R\$ 2.770 e R\$ 4.735, respectivamente.

GRÁFICO 10

Custo médio anual por ciclo escolar por UF

Fonte: POF de 2002/2003. Elaboração própria.

GRÁFICO 10
Custo médio anual por ciclo escolar por UF



Fonte: POF de 2002/2003. Elaboração própria.

5 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS^{5,6}

5.1 Os determinantes da escolha do aluno de frequentar a rede de ensino privada

A partir da estimação de modelos de escolha discreta – modelos *logit* –, separadamente para os três ciclos escolares, observamos os determinantes da escolha dos alunos entre frequentar a rede privada no ensino fundamental 1, no ensino fundamental 2 e no ensino médio. Para tanto utilizamos os dados das PNADs e da POF, a primeira realizada anualmente de 2001 a 2006, e a segunda realizada em 2002/2003.

5. Os resultados apresentados em negrito nessas tabelas indicam as variáveis estatisticamente significantes a 10% na determinação da variável dependente.

6. Os resultados apresentados da tabela 2 mostram os efeitos marginais- dy/dx , que são a mudança discreta da variável binária de 0 a 1 – e seus *p-valores* calculados depois da estimação do modelo *logit*.

Os resultados dos modelos *logit* estimados (tabela 2) com ambos os bancos de dados indicam que as mulheres têm maior probabilidade de frequentar a rede privada no ensino médio do que os homens. Entretanto, para as pessoas que estão no ensino fundamental 1, segundo os dados das PNADs o sexo não é significativo para determinar a rede de ensino, mas, de acordo com os dados da POF, os homens desse ciclo têm maior probabilidade de frequentar a rede privada. Por outro lado, para as pessoas que estão no ensino fundamental 2, segundo os dados da POF o sexo não é significativo para determinar a rede de ensino, mas, de acordo com os dados das PNADs, as mulheres desse ciclo têm maior probabilidade de frequentar a rede privada.

Com relação à cor da pessoa, as estimações, tanto com os dados das PNADs quanto com os dados da POF, apontam significância dessa característica na determinação da rede de ensino. Em todos os três ciclos escolares, os brancos têm maior probabilidade de frequentar a rede de ensino privada do que as pessoas das demais raças. A cor da mãe também é estatisticamente significativa, sendo que os filhos de mãe branca têm maior probabilidade de frequentar a rede de ensino privada do que os demais, sendo o efeito marginal crescente com os ciclos. Em todos os ciclos os efeitos marginais da raça da mãe estimados com dados da POF são maiores que os estimados com os dados das PNADs.

Analisando os efeitos marginais estimados para o número de pessoas da família que frequentam escola ou creche, temos que nos dois primeiros ciclos o impacto é negativo, o que era esperado, já que o número de pessoas da família que frequentam escola ou creche é diretamente relacionado às despesas totais da família. Notamos que o efeito marginal do número de pessoas da família que frequentam escola ou creche na escolha entre as redes de ensino é muito maior nas primeiras quatro séries do que entre a 5ª e a 8ª séries. Entretanto, no ensino médio o impacto estimado com os dados da PNAD não é estatisticamente significativo, e o efeito estimado com os dados da POF é positivo e significativo, o que nos parece contraintuitivo.

O impacto estimado da idade do estudante na decisão de escolha a partir dos dados das PNADs indica que quanto mais velho é ele, menor a probabilidade de optar pela rede privada de ensino. Isso pode ser explicado pelo fato de o aluno mais velho ser “repetente”, isto é, já estar cursando pela segunda (ou mais) vez uma determinada série, ou podem ser alunos que começam na escola mais tarde devido a fatores econômicos – se iniciam cedo no mercado de trabalho. Os resultados da POF para o ensino fundamental 1 corroboram os obtidos com as PNADs, mas para os outros dois ciclos a idade não se mostra estatisticamente significativa para a decisão entre as redes de ensino.

TABELA 2

Efeitos marginais de frequentar a rede de ensino privada

Variáveis explicativas	PNADs 2001 a 2006			POF 2002/2003		
	E.F. 1	E.F. 2	E. M.	E.F. 1	E.F. 2	E. M.
Homem	0,000 (0,885)	-0,001 (0,076)	-0,004 (0,028)	0,006 (0,080)	-0,003 (0,333)	-0,023 (0,001)
Branco	0,013 (0,000)	0,012 (0,000)	0,029 (0,000)	0,007 (0,084)	0,012 (0,005)	0,036 (0,000)
Idade: 7 a 10 anos	-0,071 (0,000)			-0,073 (0,000)	0,042 (0,005)	
Idade: 11 a 14 anos	-0,076 (0,000)	-0,005 (0,003)	0,047 (0,000)	-0,080 (0,000)	0,029 (0,000)	
Idade: 15 a 17 anos	-0,069 (0,000)	-0,023 (0,000)	0,033 (0,000)	-0,057 (0,000)	0,000 (0,948)	0,012 (0,452)
Idade: 18 a 25 anos	-0,069 (0,000)	-0,030 (0,000)		-0,069 (0,000)		-0,003 (0,872)
Mãe branca	0,004 (0,002)	0,005 (0,000)	0,012 (0,000)	0,006 (0,158)	0,017 (0,000)	0,034 (0,000)
Educação da mãe: 5 a 8 anos de estudo	0,075 (0,000)	0,034 (0,000)	0,049 (0,000)	0,058 (0,000)	0,016 (0,001)	0,012 (0,240)
Educação da mãe: 9 a 11 anos de estudo	0,197 (0,000)	0,115 (0,000)	0,128 (0,000)	0,164 (0,000)	0,084 (0,000)	0,100 (0,000)
Educação da mãe: mais de 11 anos de estudo	0,439 (0,000)	0,285 (0,000)	0,317 (0,000)	0,467 (0,000)	0,246 (0,000)	0,182 (0,000)
Número de pessoas frequentando escola ou creche	-0,020 (0,000)	-0,006 (0,000)	-0,001 (0,425)	-0,013 (0,000)	-0,003 (0,024)	0,007 (0,049)
Classe de renda: C	0,080 (0,000)	0,031 (0,000)	0,049 (0,000)	0,114 (0,000)	0,070 (0,000)	0,103 (0,000)
Classe de renda: B	0,279 (0,000)	0,155 (0,000)	0,197 (0,000)	0,320 (0,000)	0,242 (0,000)	0,306 (0,000)
Classe de renda: A	0,716 (0,000)	0,601 (0,000)	0,641 (0,000)	0,665 (0,000)	0,690 (0,000)	0,719 (0,000)
Nordeste	0,045 (0,000)	0,040 (0,000)	0,012 (0,014)	0,043 (0,000)	0,045 (0,000)	-0,015 (0,417)
Centro-Oeste	-0,025 (0,000)	-0,006 (0,001)	-0,021 (0,000)	-0,033 (0,000)	-0,004 (0,617)	-0,009 (0,662)
Sudeste	-0,009 (0,002)	-0,009 (0,000)	-0,018 (0,001)	-0,010 (0,339)	-0,006 (0,550)	-0,012 (0,586)
Sul	-0,040 (0,000)	-0,019 (0,000)	-0,043 (0,000)	-0,024 (0,002)	-0,020 (0,002)	-0,036 (0,027)
Custo da educação em ln	-0,079 (0,000)	-0,019 (0,000)	-0,084 (0,000)	-0,079 (0,000)	-0,029 (0,000)	-0,135 (0,000)
<i>Dummies</i> de ano	SIM	SIM	SIM			
Oferta (número de matrículas públicas/número de matrículas privadas) em ln	-0,041 (0,000)	-0,026 (0,000)	-0,070 (0,000)	-0,055 (0,000)	-0,035 (0,000)	-0,088 (0,000)
Número de observações	322.230	189.638	100.976	27.779	16.158	8.189

Fontes: PNAD e POF.

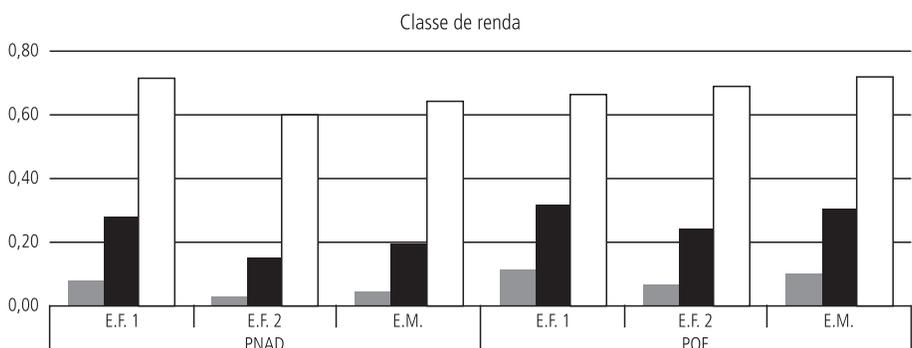
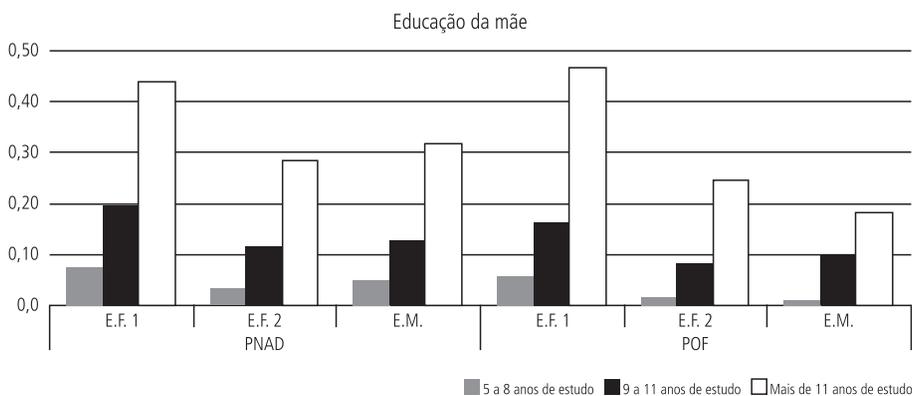
Notas: Entre parênteses está exposto o valor-p. Destacados em negrito os coeficientes significantes a 10%.

E.F. = ensino fundamental; E.M. = ensino médio.

O gráfico 11 expõe os efeitos marginais de algumas características. A educação da mãe é significativamente relacionada à escolha pela rede de ensino, indicando que quanto maior o nível educacional da mãe, maior a probabilidade de frequentar a rede privada. Em todos os ciclos e níveis educacionais, os efeitos marginais estimados a partir dos dados das PNADs são maiores do que os estimados a partir dos dados da POF.

A classe de renda é outra característica importante. Como esperado, os resultados mostram que, quanto maior a renda familiar *per capita*, maior a probabilidade de frequentar a rede privada de ensino. As maiores diferenças entre as classes de renda dos efeitos marginais estimados na escolha ocorre no ensino fundamental 2 com dados das PNADs: o efeito marginal estimado da classe A na escolha da rede de ensino chega a ser quase quatro vezes maior do que o efeito marginal estimado da classe B, e esse chega a ser quase cinco vezes maior do que o estimado da classe C. As menores diferenças ocorrem no ensino fundamental 1 com dados da POF: duas vezes maior da classe A para a B, e três vezes maior dessa para a classe C.

GRÁFICO 11

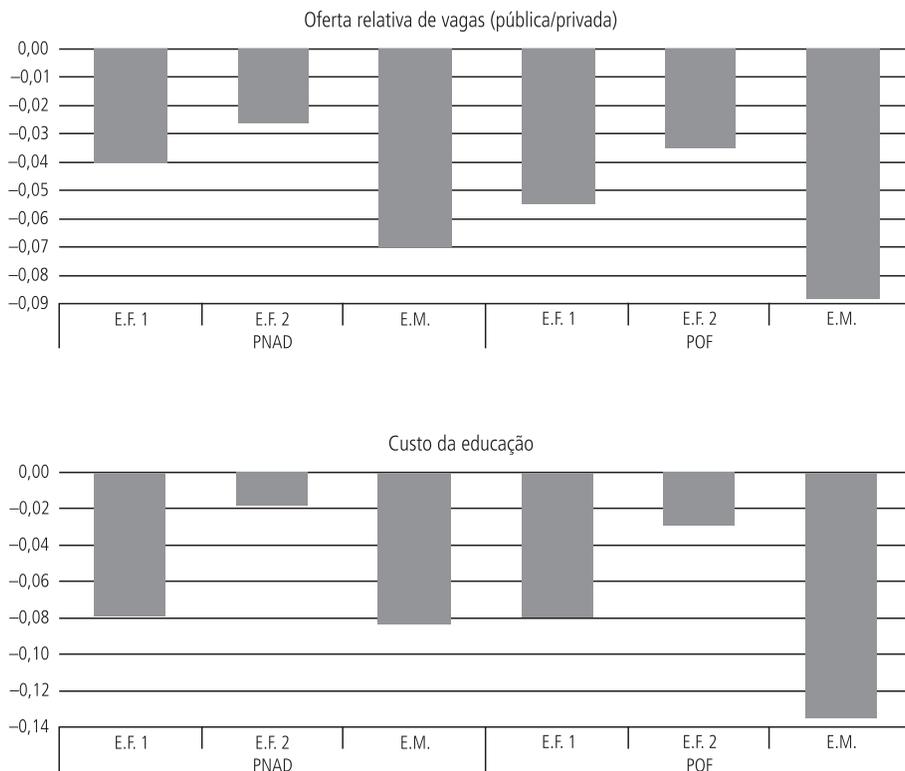
Efeitos marginais de frequentar a rede privada

Fontes: PNAD e POF. Elaboração própria.

Nota: E.F. = ensino fundamental; E.M. = ensino médio.

■ C ■ B □ A

GRÁFICO 11

Efeitos marginais de frequentar a rede privada

Fontes: PNAD e POF. Elaboração própria.

Nota: E.F. = ensino fundamental; E.M. = ensino médio.

O custo da educação no estado é fator relevante na escolha entre as redes pública e privada de ensino. Segundo os efeitos estimados, quanto maior o custo da educação privada, menor a probabilidade de frequentá-la. O maior efeito marginal dos custos é sobre a escolha dos alunos do ensino médio, e o menor sobre os alunos do ensino fundamental 2.

Por fim, a variável de oferta, que representa a relação entre o número de matrículas nas escolas públicas sobre o número de matrículas nas escolas privadas por ciclo e ano, é significativa e negativamente relacionada à escolha pela rede de ensino privada nos três ciclos analisados. Isso indica que uma oferta maior de vagas nas escolas públicas faz com que menos estudantes optem por gastar com escolas privadas. Assim como o custo, o maior efeito marginal dessa variável é no ensino médio e o menor no ensino fundamental 2. Comparando os resultados com dados da POF e das PNADs, os efeitos marginais estimados com dados da POF são maiores do que os estimados com os dados das PNADs. Os resultados

obtidos com as variáveis de custo e de oferta estão de acordo com os obtidos na bibliografia internacional como em Long e Toma (1988).

5.2 Determinantes dos gastos das famílias com educação no Brasil

As tabelas 3 e 4 mostram os resultados das estimações do modelo de gastos, que representam a segunda etapa da decisão dos consumidores: quanto (em valor) gastar com educação em cada um dos ciclos. Nessa etapa, utilizamos modelos censurados que incorporam o critério de seleção para corrigir o viés amostral.

Os resultados expostos na tabela 3 são os efeitos marginais obtidos pela estimação do modelo de Heckman. As famílias com mulheres gastam mais com educação no ensino médio do que as famílias com homens. Para os demais ciclos, essa característica não é estatisticamente significativa para determinar o quando gastar com educação.

Com exceção do ensino fundamental 2, a raça do estudante não influencia de forma significativa a escolha do valor gasto anualmente pelas famílias com educação. Por outro lado, a raça da mãe é significativa para determinar os gastos escolares com o ensino fundamental 1 e o ensino fundamental 2, sendo que famílias com mães brancas gastam mais com educação nesses ciclos. O efeito marginal estimado dessa característica para o ensino fundamental 2 é maior do que o estimado para o ensino fundamental 1.

Por outro lado, a educação da mãe é significativa e positivamente relacionada ao valor gasto com educação nos quatro ciclos analisados. Assim, as famílias com mães com nível educacional mais elevado gastam, em média, mais em educação. Além disso, observamos que o número de pessoas da família frequentando escola ou creche é positivamente relacionado com o valor gasto com educação, estando de acordo com o esperado.

Comparando entre as regiões, o valor gasto com o ensino médio não é determinado pela região de moradia das famílias. Na pré-escola, as famílias nordestinas e do Centro-Oeste gastam mais do que as famílias da região Norte, e estas, mais do que as famílias sulistas. O valor gasto pelas famílias com o ensino fundamental 1 e 2 é maior na região Nordeste, seguidas pelas famílias das regiões Norte e Sudeste. As famílias sulistas são as que menos gastam com esses ciclos.

Analisando para cada um dos ciclos a sensibilidade às variações no preço e a sensibilidade às variações na renda do valor gasto com educação, notamos primeiramente que para todos os ciclos, os custos da educação (*proxy* para preço) e a renda familiar *per capita* são estatisticamente significantes na escolha de quanto gastar, apresentando, ambas, relação positiva com essa decisão.

TABELA 3
Estimação do modelo de gastos – Heckman¹

Variáveis explicativas	Pré-escola e creche	E.F. 1	E.F. 2	E.M.
Homem	0,017 (0,779)	-0,005 (0,935)	0,017 (0,861)	-0,156 (0,008)
Branco	0,063 (0,447)	-0,046 (0,518)	-0,217 (0,077)	0,131 (0,155)
Idade: 7 a 10 anos	0,130 (0,536)	0,546 (0,000)	-0,342 (0,232)	-0,234 (0,082)
Idade: 11 a 14 anos	-0,078 (0,796)	0,746 (0,000)	0,172 (0,547)	0,179 (0,181)
Idade: 15 a 17 anos	-0,299 (0,304)	0,235 (0,057)	0,200 (0,638)	-0,320 (0,015)
Idade: 18 a 25 anos	0,009 (0,975)	0,332 (0,027)	0,111 (0,702)	0,212 (0,187)
Mãe branca	0,025 (0,739)	0,146 (0,023)	0,200 (0,066)	-0,051 (0,549)
Educação da mãe: 5 a 8 anos de estudo	0,058 (0,529)	0,443 (0,000)	0,400 (0,008)	0,102 (0,246)
Educação da mãe: 9 a 11 anos de estudo	0,411 (0,000)	0,634 (0,000)	0,649 (0,001)	0,359 (0,000)
Educação da mãe: mais de 11 anos de estudo	0,964 (0,000)	0,945 (0,000)	0,718 (0,001)	0,304 (0,003)
Número de pessoas frequentando escola ou creche	0,094 (0,032)	0,235 (0,000)	0,117 (0,075)	0,095 (0,004)
Renda familiar <i>per capita</i> em ln	0,552 (0,000)	0,592 (0,000)	0,583 (0,000)	0,377 (0,000)
Custo da educação em ln	0,394 (0,000)	1,120 (0,000)	0,695 (0,000)	1,150 (0,000)
Nordeste	0,477 (0,000)	0,274 (0,016)	0,286 (0,086)	0,127 (0,426)
Centro-Oeste	0,431 (0,012)	-0,056 (0,688)	-0,057 (0,746)	0,028 (0,873)
Sudeste	0,124 (0,488)	-0,401 (0,007)	0,171 (0,347)	-0,015 (0,926)
Sul	-0,291 (0,062)	-0,935 (0,000)	-0,366 (0,046)	0,032 (0,840)
Constante	-0,827 (0,208)	-6,545 (0,000)	-2,476 (0,115)	-4,411 (0,000)
Número de observações	28.089	28.089	28.089	28.089

Fonte: POF.

Notas: Entre parênteses está exposto o p-valor. Destacados em negrito os coeficientes significantes à 10%.

¹ Os resultados do primeiro estágio, em que a família decide entre a rede pública ou privada de ensino, são muito semelhantes aos obtidos nas estimações dos modelos *logit* na seção anterior.

TABELA 4

Estimação do modelo de gastos – Tobit*

Variáveis explicativas	Efeito sobre o y observado				Efeito sobre o y condicional			
	Creche e pré-escola	E.F.1	E.F.2	E.M.	Creche e pré-escola	E.F.1	E.F.2	E.M.
Homem	-0,003 (0,608)	0,004 (0,619)	-0,005 (0,078)	-0,019 (0,001)	-0,016 (0,608)	0,017 (0,619)	-0,076 (0,078)	-0,134 (0,001)
Branco	0,013 (0,078)	0,020 (0,082)	0,009 (0,010)	0,027 (0,002)	0,066 (0,078)	0,076 (0,082)	0,151 (0,010)	0,192 (0,002)
Idade: 7 a 10 anos	-0,259 (0,000)	0,250 (0,000)	0,000 (0,986)	-0,018 (0,132)	-1,365 (0,000)	0,943 (0,000)	-0,002 (0,986)	-0,125 (0,132)
Idade: 11 a 14 anos	-0,354 (0,000)	0,191 (0,000)	0,051 (0,000)	-0,025 (0,033)	-1,863 (0,000)	0,721 (0,000)	0,840 (0,000)	-0,178 (0,033)
Idade: 15 a 17 anos	-0,363 (0,000)	-0,047 (0,007)	0,113 (0,000)	0,044 (0,000)	-1,915 (0,000)	-0,177 (0,007)	1,872 (0,000)	0,309 (0,000)
Idade: 18 a 25 anos	-0,342 (0,000)	-0,252 (0,000)	0,056 (0,000)	0,181 (0,000)	-1,802 (0,000)	-0,953 (0,000)	0,925 (0,000)	1,266 (0,000)
Mãe branca	0,004 (0,537)	0,012 (0,274)	0,008 (0,010)	0,015 (0,064)	0,021 (0,538)	0,044 (0,273)	0,140 (0,010)	0,107 (0,064)
Educação da mãe: 5 a 8 anos de estudo	0,050 (0,000)	0,244 (0,000)	0,025 (0,000)	0,038 (0,000)	0,234 (0,000)	0,695 (0,000)	0,329 (0,000)	0,239 (0,000)
Educação da mãe: 9 a 11 anos de estudo	0,116 (0,000)	0,486 (0,000)	0,073 (0,000)	0,122 (0,000)	0,460 (0,000)	1,109 (0,000)	0,699 (0,000)	0,616 (0,000)
Educação da mãe: mais de 11 anos de estudo	0,075 (0,000)	0,568 (0,000)	0,057 (0,000)	0,229 (0,000)	0,306 (0,000)	1,150 (0,000)	0,549 (0,000)	0,900 (0,000)
Número de pessoas frequentando escola ou creche	0,034 (0,000)	0,062 (0,000)	0,020 (0,000)	0,035 (0,000)	0,182 (0,000)	0,233 (0,000)	0,331 (0,000)	0,241 (0,000)
Renda familiar <i>per capita</i> em ln	0,070 (0,000)	0,191 (0,000)	0,035 (0,000)	0,094 (0,000)	0,368 (0,000)	0,720 (0,000)	0,581 (0,000)	0,659 (0,000)
Custo da educação em ln	-0,032 (0,000)	0,000 (0,985)	0,033 (0,000)	0,205 (0,000)	-0,170 (0,000)	-0,001 (0,985)	0,547 (0,000)	1,436 (0,000)
Nordeste	0,046 (0,000)	0,190 (0,000)	0,052 (0,000)	0,425 (0,000)	0,231 (0,000)	0,577 (0,000)	0,593 (0,000)	1,529 (0,000)
Centro-Oeste	-0,025 (0,035)	-0,099 (0,000)	-0,013 (0,061)	0,160 (0,000)	-0,148 (0,020)	-0,552 (0,000)	-0,306 (0,010)	0,693 (0,000)
Sudeste	0,013 (0,308)	0,093 (0,000)	0,065 (0,000)	0,538 (0,000)	0,066 (0,330)	0,332 (0,000)	0,796 (0,000)	2,022 (0,000)
Sul	-0,010 (0,432)	0,069 (0,002)	0,164 (0,000)	1,115 (0,000)	-0,055 (0,412)	0,230 (0,005)	1,085 (0,000)	2,423 (0,000)
Oferta (número de matrículas públicas/número de matrículas privadas) em ln	-0,024 (0,000)	-0,170 (0,000)	-0,023 (0,000)	0,078 (0,000)	-0,124 (0,000)	-0,642 (0,000)	-0,383 (0,000)	0,546 (0,000)
Constante	-0,348 (0,000)	-1,556 (0,000)	-0,673 (0,000)	-3,046 (0,000)	-1,836 (0,000)	-5,878 (0,000)	-11,187 (0,000)	-21,286 (0,000)
Número de observações	28.089	28.089	28.089	28.089	28.089	28.089	28.089	28.089

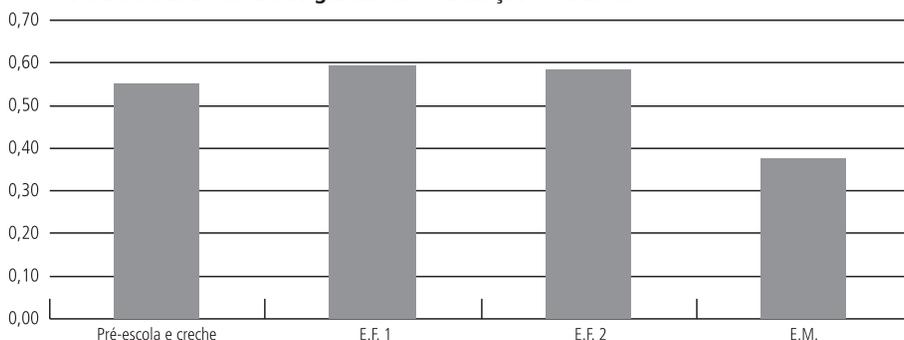
Fonte: POF.

Notas: Entre parênteses está exposto o p-valor. Destacados em negrito os coeficientes significantes à 10%.

Interessante notar que o valor gasto é composto pelo preço multiplicado pela quantidade consumida ($Gasto = P_x Q$). Assim, o valor positivo estimado para a sensibilidade-preço indica que uma variação de preço gera uma variação da quantidade em sentido contrário em menor proporção, o que resulta em variação dos gastos no mesmo sentido da variação de preço. A sensibilidade-preço estimada é superior a 1 no ensino fundamental 1 e no ensino médio, e próxima a 0,4 na educação pré-primária e a 0,7 no ensino fundamental 2.

Comparando o valor das sensibilidades estimadas (gráfico 12), observamos que a sensibilidade dos gastos às variações na renda é próxima a 0,6 tanto no ensino fundamental 1 quanto no ensino fundamental 2, valor superior ao obtido para a creche e a pré-escola. Notamos ainda que no ensino médio esse valor estimado é muito inferior ao estimado para os demais ciclos. Esses valores estimados indicam que uma variação percentual na renda gera uma variação menos que proporcional no mesmo sentido no valor gasto com todos os ciclos. Na pré-escola, a cada aumento de 1% na renda, o valor gasto aumenta cerca de 0,55%. No ensino fundamental 1 e 2, cada aumento de 1% na renda corresponde a aumentos de 0,6% no valor gasto com cada ciclo. No ensino médio a sensibilidade-renda é inferior a 0,38.

GRÁFICO 12

Sensibilidade-renda dos gastos com educação – Heckman

Fonte: POF.

Os resultados expostos na tabela 4 são os efeitos marginais estimados pelo modelo Tobit. Apresentamos dois tipos de efeitos marginais: o efeito sobre o y observado, que inclui os zeros observados nos dados; e o efeito sobre o y condicional, que não inclui os zeros (mais parecido com o estimado pelo modelo do Heckman). Primeiramente, observamos que o primeiro grupo de efeitos marginais apresenta valores muito menores do que o segundo. Os resultados que incluem o zero são menores porque é mais fácil fazer uma pessoa gastar mais, dado que ela já está gastando alguma coisa, do que fazê-la passar a gastar com escola privada, dado que ela não gastava nada. Por isto a sensibilidade-renda é menor, o que faz sentido.

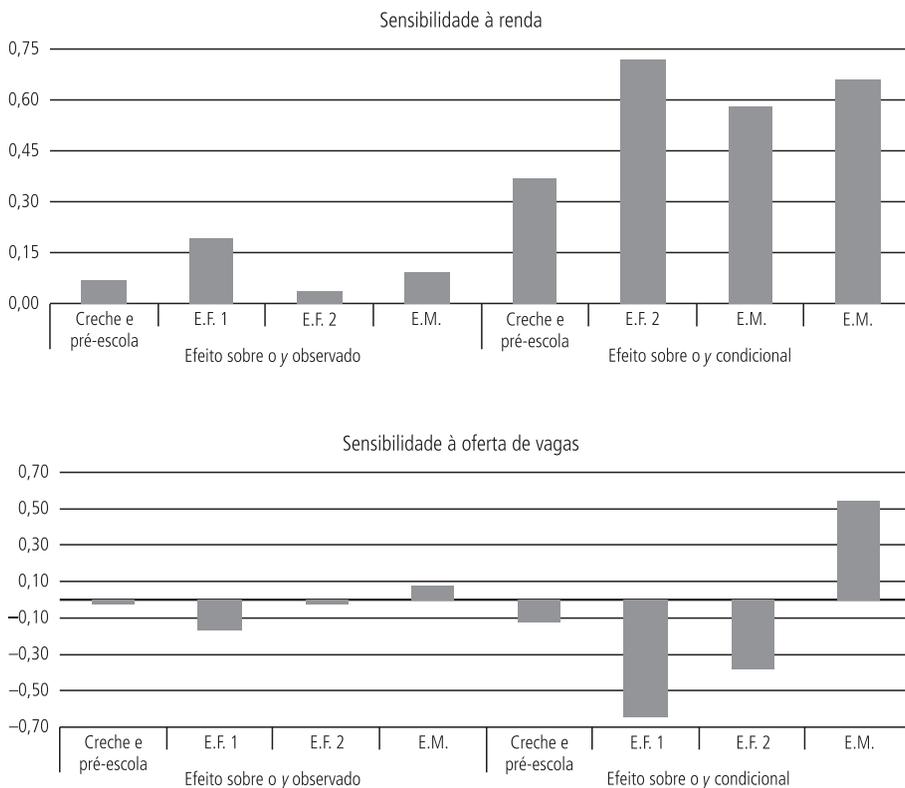
Observamos que o sexo e a raça do estudante, e a raça da mãe são características significantes para determinar os gastos das famílias com educação no ensino fundamental 2 e no ensino médio. Indicando que as famílias com mulheres, brancos e mães brancas gastam, em média, mais com educação do que seus respectivos pares. Para os outros dois ciclos, apenas a raça do estudante se mantém estatisticamente significativa para determinar o quanto gastar com educação.

Por outro lado, a educação da mãe é significativa para essa escolha nos quatro ciclos. O nível educacional da mãe é positivamente relacionado com os gastos com educação pré-primária e nos ensinos fundamental e médio, indicando que quanto mais elevado o nível educacional da mãe, maiores são os gastos familiares com educação, em média. Observamos, ainda, que o número de pessoas da família frequentando escola ou creche é positivamente relacionado com o valor gasto com educação nos quatro ciclos.

Comparando entre as regiões, notamos que, em média, os gastos familiares com educação no ensino médio são maiores na região Sul, seguida pelas regiões Sudeste e Nordeste. Os menores gastos nesse ciclo ocorrem entre as famílias da região Norte. No ensino fundamental 2, a ordem é semelhante, a única diferença é que os menores gastos familiares ocorrem na região Centro-Oeste. Já no ensino fundamental 1, em média, as famílias da região Nordeste são as que mais gastam, em segundo estão as famílias da região Sudeste e em terceiro as da região Sul. Assim como no ensino fundamental 2, as famílias da região Centro-Oeste são as que menos gastam, em média. Para a educação pré-primária, os maiores gastos são das famílias nordestinas e os menores, novamente, são os das famílias que vivem no Centro-Oeste.

Analisando para cada um dos ciclos a sensibilidade do valor gasto com educação: *i*) às variações no preço, *ii*) às variações na oferta e *iii*) às variações na renda (gráfico 13), notamos primeiramente que, para todos os ciclos, essas três variáveis são estatisticamente significantes na escolha de quanto gastar. A renda familiar *per capita* está diretamente relacionada aos gastos com todos os ciclos. Isso indica que, em média, as famílias de maior renda *per capita* gastam mais com educação em todos os ciclos, o que é intuitivo. Entretanto o custo é negativamente relacionado com a decisão de gasto na pré-escola (indicando que uma variação de preço gera uma variação da quantidade em sentido contrário em maior proporção, o que resulta em variação dos gastos no sentido oposto da variação de preço), e positivamente relacionado com tal decisão nos demais ciclos. Com relação à oferta de escolas públicas, os resultados indicam que para a pré-escola e o ensino fundamental quanto maior o número de escolas públicas em relação ao número de escolas privadas, menor o gasto com educação. Além disso, notamos que o efeito marginal no ensino fundamental 1 é muito maior do que nos demais. Entretanto, no ensino médio tal relação se inverte.

GRÁFICO 13

Sensibilidades dos gastos com educação – Tobit

Fonte: POF.

6 CONCLUSÃO

Neste trabalho procuramos analisar os determinantes da escolha entre as redes de ensino pública e privada, separadamente, para os alunos do ensino fundamental 1, do ensino fundamental 2 e do ensino médio. Para tanto, restringimos a amostra das PNADs de 2001 a 2006 e da POF realizada em 2002/2003 aos jovens com idade entre 0 e 25 anos. Em seguida, analisamos os determinantes dos gastos das famílias com educação pré-primária (pré-escola e creche), no ensino fundamental 1, no ensino fundamental 2, e no ensino médio. Esse exercício foi feito a partir dos dados da POF.

A análise descritiva mostra que cerca de 16% dos alunos frequentam escolas privadas no Brasil. Esta porcentagem varia de 11% no ensino fundamental 2, 15,5% no ensino médio, a 18,5% no ensino fundamental 1. Nas famílias mais ricas, quase 80% dos jovens estudam em escolas particulares, ao passo que entre

as mais pobres a parcela é de 3,5%. Os maiores contingentes de estudantes na rede privada estão no Estado do Rio de Janeiro e no Distrito Federal, enquanto os menores estão na Bahia e nos estados da região Norte.

Os gastos *anuais* com mensalidades variam de cerca de R\$ 1.000 na creche/pré-escola a R\$ 2.170 e R\$ 2.525 no ensino fundamental 1 e no ensino fundamental 2, e R\$ 4.500 no ensino médio. As famílias mais pobres que gastam com mensalidades comprometem cerca de 10,6% da renda familiar, enquanto nas famílias mais ricas o comprometimento fica em torno de 5%. As escolas mais caras, em média, estão no Estado de São Paulo e no Distrito Federal, enquanto as mais baratas estão nos estados do Nordeste.

Os resultados econométricos mostram que os principais determinantes da decisão familiar de matricular os filhos nas escolas privadas são: a educação da mãe, a renda familiar, o custo da educação e a oferta relativa de escolas públicas e privadas no estado (ambas, negativamente) e a região de moradia.

Concluimos que a classe de renda é positivamente relacionada à escolha entre as redes de ensino. Isso indica que quanto maior a renda familiar *per capita* do aluno, maior a probabilidade de ele frequentar escolas particulares no ensino fundamental 1, no ensino fundamental 2 e no ensino médio. Da mesma forma, para esses ciclos, os efeitos marginais estimados mostram uma relação positiva e significativa entre o nível educacional da mãe e a probabilidade de o aluno frequentar a rede privada.

Por fim, os custos dos ciclos e a oferta relativa de escolas públicas são negativamente relacionados à probabilidade de frequentar a rede privada nos três ciclos analisados. Os efeitos marginais negativos estimados de ambas as variáveis são maiores no ensino médio, e menores no ensino fundamental 2.

Com relação aos determinantes do valor gasto com educação, observamos alta sensibilidade desse valor à renda familiar *per capita*. A sensibilidade às variações na renda do valor gasto é maior no ensino fundamental e menor no ensino médio pelo modelo de Hekman. Já pelo Tobit, o ensino fundamental 1 tem a maior sensibilidade-renda, e a menor é da educação pré-primária; ainda, o ensino médio tem sensibilidade-renda maior do que o ensino fundamental 2. Todas as sensibilidades-renda estimadas são inferiores a 1, indicando que variações na renda geram impactos menos que proporcionais nos gastos.

A partir desses resultados podemos concluir que as famílias mais pobres matriculam seus filhos em escolas privadas, chegando a comprometer cerca de 10% da sua renda com mensalidades. Independentemente da renda, as mães mais educadas e que se defrontam com escolas mais baratas tendem a matricular seus filhos em escolas privadas no ensino básico.

A opção das famílias pela rede privada ocorre devido a dois fatores: *i*) a má qualidade da educação pública que é oferecida para essas famílias, muito inferior à qualidade da educação oferecida na rede privada, como destacamos; *ii*) a baixa oferta de vagas na rede pública, dado que essa variável se mostrou bastante relevante na escolha das famílias. Assim, destacamos como importantes focos para as políticas públicas a melhoria da qualidade da educação na rede pública e a ampliação das vagas oferecidas nessa rede.

ABSTRACT

The aim of this paper is to examine the determinants of education expenditures in Brazil. We estimate discrete models in which families decide whether or not to enroll their children in a private or public school. We also model de education expenditures using censored regression models. We use micro data from the PNADs between 2001 and 2006 and from POF 2002/2003. The paper concludes that the main determinants of enrollments in private schools are mother's education, family income, supply of public schools, cost of education and state of residence. With respect to expenditures, the main determinant is per capita family income, with the sensitivity of spending to changes in income being higher in the fundamental education than in the high school.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. *Determinantes dos gastos pessoais privados com saúde no Brasil*. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, 2002. Mimeografado.
- CASTRO, J. A.; VAZ, F. Gasto das famílias com educação. In: SILVEIRA, F. G. et al. (Org.). *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: IPEA, 2007. v. 1.
- DANG, H.-A. H. The determinants and impact of private tutoring classes in Vietnam. *Economics of Education Review*, v. 26, issue 6, p. 683-698, 2007.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 5 edition. New York: Macmillan, 2002.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.
- LONG, J. E.; TOMA, E. F. The determinants of private school attendance, 1970-1980. *The Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 2, p. 351-357, May 1988.
- SILVEIRA, F. G., et al. (Org.). *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: IPEA, 2007. v. 1.

(Originais submetidos em setembro de 2009. Última versão recebida em abril de 2010. Aprovada em abril de 2010.)

ANEXO

TABELA A.1

Intervalos de renda por classe – PNAD

Classe de renda	Média	Mínimo	Máximo
D e E	R\$ 64,19	R\$ 0,00	R\$ 113,33
C	R\$ 197,93	R\$ 113,40	R\$ 316,67
B	R\$ 530,85	R\$ 317,00	R\$ 1.058,00
A	R\$ 2.034,82	R\$ 1.058,33	R\$ 25.185,50

Fonte: PNAD.

TABELA A.2

Intervalos de renda por classe – POF

Classe de renda	Média	Mínimo	Máximo
D e E	R\$ 84,94	R\$ 2,17	R\$ 142,78
C	R\$ 263,11	R\$ 142,80	R\$ 454,99
B	R\$ 822,41	R\$ 455,00	R\$ 1.685,14
A	R\$ 3.140,62	R\$ 1.685,64	R\$ 55.035,81

Fonte: POF.

TABELA A.3

Descrição das variáveis utilizadas nos modelos *logit*

Ciclo escolar	E.F. 1			E.F. 2			E.M.		
	Obs.	Média	Erro-padrão	Obs.	Média	Erro-padrão	Obs.	Média	Erro-padrão
PNADs 2001 a 2006									
Rede privada de ensino	322.230	17,23%	37,77%	189.638	10,76%	30,99%	100.976	15,83%	36,51%
Homem	322.230	52,03%	49,96%	189.638	50,36%	50,00%	100.976	46,50%	49,88%
Branco	322.230	45,91%	49,83%	189.638	47,24%	49,92%	100.976	54,04%	49,84%
Idade: 0 a 6 anos	322.230	33,20%	47,09%	189.638	0,00%	0,00%	100.976	0,00%	0,00%
Idade: 7 a 10 anos	322.230	50,68%	50,00%	189.638	2,89%	16,74%	100.976	0,00%	0,00%
Idade: 11 a 14 anos	322.230	12,50%	33,08%	189.638	65,61%	47,50%	100.976	2,37%	15,20%
Idade: 15 a 17 anos	322.230	2,12%	14,42%	189.638	22,79%	41,95%	100.976	56,87%	49,53%
Idade: 18 a 25 anos	322.230	1,49%	12,10%	189.638	8,71%	28,20%	100.976	40,76%	49,14%
Mãe branca	322.230	44,14%	49,66%	189.638	47,49%	49,94%	100.976	54,59%	49,79%
Educação da mãe: 0 a 4 anos de estudo	322.230	44,52%	49,70%	189.638	46,87%	49,90%	100.976	37,63%	48,45%
Educação da mãe: 5 a 8 anos de estudo	322.230	27,22%	44,51%	189.638	27,37%	44,59%	100.976	25,61%	43,65%
Educação da mãe: 9 a 11 anos de estudo	322.230	21,29%	40,93%	189.638	18,77%	39,05%	100.976	27,00%	44,40%
Educação da mãe: mais de 11 anos de estudo	322.230	6,97%	25,47%	189.638	6,98%	25,49%	100.976	9,77%	29,69%
Número de pessoas que frequentam escola ou creche	322.230	2,32	1,28	189.638	2,38	1,23	100.976	2,12	1,10
Classe de renda: D e E	322.230	34,82%	47,64%	189.638	24,79%	43,18%	100.976	13,22%	33,87%
Classe de renda: C	322.230	41,20%	49,22%	189.638	46,35%	49,87%	100.976	42,18%	49,39%
Classe de renda: B	322.230	19,68%	39,76%	189.638	24,15%	42,80%	100.976	36,87%	48,24%
Classe de renda: A	322.230	4,30%	20,30%	189.638	4,71%	21,17%	100.976	7,74%	26,72%
Custo da educação	322.230	1.503,52	683,58	189.638	1.879,42	632,69	100.976	3.357,04	978,14
Oferta (matrículas públicas/ matrículas privadas)	322.230	11,51	5,86	189.638	10,34	4,24	100.976	7,66	3,20

(continua)

(continuação)

Ciclo escolar	E.F. 1			E. F. 2			E.M.		
	Obs.	Média	Erro-padrão	Obs.	Média	Erro-padrão	Obs.	Média	Erro-padrão
POF 2002/2003									
Rede privada de ensino	27.779	16,88%	37,46%	16.158	11,42%	31,81%	8.189	17,25%	37,78%
Homem	27.779	52,64%	49,93%	16.158	50,24%	50,00%	8.189	46,89%	49,91%
Branco	27.779	44,65%	49,71%	16.158	45,55%	49,80%	8.189	54,81%	49,77%
Idade: 0 a 6 anos	27.779	31,73%	46,54%	16.158	0,00%	0,00%	8.189	0,00%	0,00%
Idade: 7 a 10 anos	27.779	48,88%	49,99%	16.158	3,78%	19,08%	8.189	0,00%	0,00%
Idade: 11 a 14 anos	27.779	13,38%	34,05%	16.158	62,30%	48,46%	8.189	4,63%	21,01%
Idade: 15 a 17 anos	27.779	3,10%	17,34%	16.158	23,19%	42,20%	8.189	52,05%	49,96%
Idade: 18 a 25 anos	27.779	2,91%	16,80%	16.158	10,72%	30,94%	8.189	43,33%	49,56%
Mãe branca	27.779	42,02%	49,36%	16.158	45,27%	49,78%	8.189	55,06%	49,75%
Educação da mãe: 0 a 4 anos de estudo	27.779	52,42%	49,94%	16.158	51,22%	49,99%	8.189	40,17%	49,03%
Educação da mãe: 5 a 8 anos de estudo	27.779	25,17%	43,40%	16.158	26,30%	44,03%	8.189	26,71%	44,25%
Educação da mãe: 9 a 11 anos de estudo	27.779	16,50%	37,12%	16.158	15,91%	36,58%	8.189	23,28%	42,26%
Educação da mãe: mais de 11 anos de estudo	27.779	5,91%	23,58%	16.158	6,56%	24,76%	8.189	9,85%	29,80%
Número de pessoas que frequentam escola ou creche	27.779	2,56	1,45	16.158	2,63	1,39	8.189	2,32	1,17
Classe de renda: D e E	27.779	36,46%	48,13%	16.158	27,94%	44,87%	8.189	13,25%	33,91%
Classe de renda: C	27.779	42,61%	49,45%	16.158	48,22%	49,97%	8.189	46,96%	49,91%
Classe de renda: B	27.779	18,18%	38,57%	16.158	20,69%	40,51%	8.189	34,26%	47,46%
Classe de renda: A	27.779	2,75%	16,36%	16.158	3,15%	17,46%	8.189	5,52%	22,85%
Custo da educação	27.779	1.476,92	678,44	16.158	1.864,65	625,09	8.189	3.352,88	970,86
Oferta (matrículas públicas/ matrículas privadas)	27.779	12,79	6,72	16.158	10,92	4,56	8.189	7,53	3,80

Fontes: PNAD e POF.

TABELA A.4

Descrição das variáveis utilizadas nos modelos Tobit e Heckman

Variável (POF 2002-2003)	Obs.	Média	Erro-padrão
Gasto creche/pré-escola	28.089	65,29	447,60
Gasto ensino fundamental 1	28.089	182,15	1.005,49
Gasto ensino fundamental 2	28.089	97,89	650,69
Gasto ensino médio	28.089	310,18	1.562,31
Homem	28.089	50,22%	41,20%
Branco	28.089	52,45%	47,47%
Idade: 0 a 6 anos	28.089	17,05%	32,70%
Idade: 7 a 10 anos	28.089	25,14%	36,03%
Idade: 11 a 14 anos	28.089	23,90%	34,18%
Idade: 15 a 17 anos	28.089	16,07%	29,61%
Idade: 18 a 25 anos	28.089	17,84%	33,77%
Mãe branca	28.089	51,29%	49,98%
Educação da mãe: 0 a 4 anos de estudo	28.089	44,24%	49,67%
Educação da mãe: 5 a 8 anos de estudo	28.089	25,94%	43,83%
Educação da mãe: 9 a 11 anos de estudo	28.089	20,40%	40,30%
Educação da mãe: mais de 11 anos de estudo	28.089	9,41%	29,20%
Número de pessoas frequentando escola ou creche	28.089	1,90	1,08
Renda familiar <i>per capita</i>	28.089	476,21	831,92
Custo creche/pré-escola	28.089	1.062,01	671,41
Custo ensino fundamental 1	28.089	1.584,55	677,69
Custo ensino fundamental 2	28.089	1.903,27	631,18
Custo ensino médio	28.089	3.265,86	953,67
Oferta creche/pré-escola	28.089	2,86	1,36
Oferta ensino fundamental 1	28.089	12,00	6,19
Oferta ensino fundamental 2	28.089	10,49	4,51
Oferta ensino médio	28.089	7,42	3,54

Fonte: POF.

POLÍTICA FISCAL E CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS PARA DADOS DO ORÇAMENTO FUNÇÃO*

Gedir S. de Souza**

Sérgio Kannebley Júnior***

Eliezer M. Diniz****

O artigo visa a obtenção de evidências acerca da possível relação entre a política fiscal e a expansão do produto interno brasileiro durante os anos de 1980 a 2008. Examina, em especial, se a recente experiência brasileira vai ao encontro das predições do modelo de Barro (1990), o qual demonstra que gastos públicos e tributação podem afetar as taxas de crescimento do produto de longo prazo. A fim de possibilitar a realização dos testes empíricos, foram construídas séries temporais para as variáveis do orçamento público, segundo a classificação funcional, o que ocorreu com base na proposição de uma metodologia própria. Os testes econométricos foram conduzidos a partir da estimação de modelos gerais do tipo Autorregressivos com Defasagens Distribuídas (ADL), os quais foram submetidos à aplicação do algoritmo *PcGets* de Hendry e Krolzig (2005), a fim de que fossem obtidos modelos reduzidos com maior grau de ajuste e, posteriormente, geradas as respectivas soluções de longo prazo. Em termos de resultados, verificou-se que aumentos dos gastos públicos produtivos (principalmente aqueles relativos ao setor de infraestrutura, quais sejam, as funções habitação, urbanismo, indústria, comércio, serviços, comunicação, agricultura, energia, recursos minerais e transportes) estão relacionados ao crescimento do produto no longo prazo, ao passo que expansões da tributação incidente sobre a renda estão negativamente relacionadas ao crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) de longo prazo.

1 INTRODUÇÃO

A taxa de crescimento da economia brasileira deve ser considerada modesta, se comparada à registrada para o resto do mundo nas últimas décadas. A comparação torna-se ainda mais desfavorável quando se dá em relação ao grupo dos países de economia emergente. Dentre os argumentos levantados para explicar o fato, destaca-se o da ocorrência de um efeito expulsão (*crowding out*) entre governo e setor privado, segundo o qual sucessivos aumentos dos gastos públicos tenderiam a restringir o investimento privado e, por decorrência, o nível de produção. Tal argumento se apoia nos resultados obtidos a partir dos modelos tradicionais de crescimento, tais como: Solow (1956), Ramsey (1928), Cass (1965), Koopmans (1965) e Diamond (1965).

* Os autores agradecem aos pareceristas anônimos pelas sugestões e críticas feitas durante o processo de submissão deste artigo. Como de praxe, os autores se responsabilizam por eventuais erros e omissões.

** Mestre em Economia e Auditor da Receita Federal do Brasil.

*** Professor Titular do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP) da Universidade de São Paulo (USP).

**** Professor Associado do Departamento de Economia da FEA-RP/USP.

A partir dos resultados acima e no contexto de economias como a brasileira, ou seja, com elevados níveis de gastos públicos e reduzidas taxas de crescimento, preconiza-se o corte indiscriminado do nível de tais gastos a fim de que sejam criados espaços para a retomada do investimento privado.

Um conjunto de novos trabalhos questionou os resultados obtidos pelos modelos tradicionais de crescimento. Os modelos construídos por Ram (1986), Barro (1990) e Devarajan, Swaroop e Zou (1996) – os dois últimos na linha dos modelos de crescimento endógeno – são exemplos de um outro tipo de racionalidade, que demonstra a relação existente entre gasto público e a taxa de crescimento do produto, ao admitir que este tipo de gasto possa servir como insumo na função de produção do setor privado. Em resumo, argumenta-se que os bens públicos e semipúblicos podem gerar *externalidades* positivas que elevam o retorno privado, a taxa de poupança e a acumulação de capitais, dado que estes bens seriam ofertados em quantidade insuficiente sem a presença do Estado. Em contrapartida, destacam-se também os efeitos restritivos da política tributária sobre o crescimento da economia, na medida em que o tipo de receita utilizada para o financiamento dos gastos do governo poderia provocar maiores ou menores distorções sobre a alocação dos fatores de produção.

O presente trabalho propõe-se a discutir a aplicabilidade desses argumentos à realidade brasileira, testando as previsões teóricas do modelo de Barro (1990) para o período de 1980 a 2008. A especificação econométrica segue a linha geral proposta por Kneller, Bleaney e Gemmell (1999), na qual os gastos do governo são classificados por função e as variáveis de receitas públicas são incluídas como elemento financiador de tais gastos. O artigo é composto por sete seções, entre as quais se inclui esta introdução. A seção 2 apresenta uma versão do modelo teórico de Barro (1990) e uma breve sistematização das evidências empíricas encontradas por outros autores. A seção 3 discute a metodologia de obtenção das séries de gastos públicos (classificados por função) e receitas governamentais. A seção 4 propõe uma regra de adequação entre as categorias teóricas e as funções orçamentárias vigentes no Brasil e discute a evolução de tais categorias no período coberto pelo trabalho. Na seção 5 são apresentados o modelo empírico e a estratégia de estimação, ficando para a seção 6 a análise dos resultados. Por fim, na seção 7 – conclusões – faz-se uma síntese dos pontos discutidos, tecendo-se as últimas considerações do trabalho.

2 MODELO TEÓRICO E RESENHA DA LITERATURA EMPÍRICA

A fim de dar motivação teórica ao trabalho, esta seção apresenta uma versão desagregada do modelo de Barro (1990). Foram feitas duas modificações em relação ao modelo original de Barro (1990): *i*) os gastos públicos com bens e serviços (g), que supostamente medem de modo adequado o fluxo de serviços públicos, foram

desagregados em gastos produtivos¹ (g_p) e gastos improdutivo (g_i); e *ii*) a tributação (t) foi separada em tributação incidente sobre a renda ($t_y = \tau_y y$) e tributação incidente sobre o consumo ($t_c = \tau_c c$). Embora Devarajan, Swaroop e Zou (1996) também considerem a separação entre gastos produtivos e improdutivo, nosso enfoque difere principalmente ao considerar um imposto sobre consumo adicionalmente ao imposto sobre a renda. No modelo proposto neste artigo, temos que: todas as categorias orçamentárias, bem como o capital físico (k) e a renda (y), são medidas em unidades de produto por trabalhador; o capital se deprecia a uma taxa δ por período e a população cresce à taxa constante η , de modo que os agregados para gastos (g), receitas (t) e superávits² (SB) do orçamento público podem ser definidos a partir das expressões abaixo:

$$g = g_p + g_i$$

$$t = t_y + t_c$$

$$SB = t - g$$

O produto é função da acumulação de capital físico (k) e do fluxo de gastos públicos de caráter produtivo (g_p). Supõe-se que a função de produção seja homogênea de grau 1. Para simplificar, utilizar-se-á uma função de produção com uma forma funcional do tipo *Cobb-Douglas*. Tal função apresenta retornos constantes de escala no capital por trabalhador e no gasto público produtivo por trabalhador, além de rendimentos decrescentes para cada fator de produção tomado isoladamente.³

1. Para os efeitos desta seção, gastos produtivos são gastos públicos complementares ao capital privado, por isso utilizados como insumos na função de produção, enquanto os gastos improdutivo seriam gastos públicos que não possuem esta característica. Pode-se supor, também, que os gastos improdutivo exerçam algum efeito positivo sobre o nível de utilidade (seja pela contemplação, seja pela recreação, por exemplo). Pela complexidade da análise, essa hipótese não será adotada no artigo.

2. Destaca-se que foram mantidas as seguintes hipóteses em relação ao modelo original: o orçamento público se mantém equilibrado a cada instante por meio do ajuste do gasto improdutivo, de modo que o superávit orçamentário (SB) seja nulo; não há *externalidades* associadas ao uso dos serviços públicos (como, por exemplo, congestionamentos) e não se supõe, a princípio, a existência de progresso tecnológico exógeno (embora os resultados possam ser facilmente adaptados para esse caso sem mudanças substantivas).

3. Uma importante implicação dessa função é que, embora haja rendimentos decrescentes para cada fator, um aumento, concomitante e à mesma taxa, de capital e gastos produtivos poderia contornar os rendimentos decrescentes e a economia apresentaria crescimento endógeno, comportando-se como um modelo *AK*, ou seja, uma classe de funções em que o produto guarda uma proporção fixa (A) com o capital. Esse ponto pode ser visualizado melhor reescrevendo-se a função de produção da seguinte forma: $y = Bk(g_p/k)^\alpha$, em que fica fácil perceber que, se capital físico e gastos produtivos crescem à mesma taxa, a função passa a ser $y = Ak$, de modo que $A = B(g_p/k)^\alpha$ seja constante. Como veremos a seguir, isso acontece no equilíbrio quando a razão entre gastos produtivos e capital é constante. Essa situação ocorre quando os gastos produtivos do governo são complementares ao capital privado, de modo que permaneçam em uma proporção fixa no equilíbrio.

A elasticidade do produto em relação aos gastos produtivos (α) é constante. Dessa forma, tem-se, para uma constante B positiva:

$$y = f(k, g_p) = Bk^{1-\alpha} g_p^\alpha \quad (1)$$

Supondo que em cada instante ocorra o equilíbrio orçamentário ($SB = 0$), temos:

$$g_i = \tau_y f(k, g_p) + \tau_c c - g_p \quad (2)$$

A economia possui um agente representativo com vida infinita que escolhe a trajetória de consumo de forma a maximizar sua função utilidade. A função utilidade das famílias é o somatório das funções utilidade individuais. Adotou-se uma função utilidade do tipo *Constant Relative Risk Aversion* (CRRA) caracterizada por um coeficiente constante de aversão relativa ao risco para o consumo, o que implica que a elasticidade de substituição intertemporal do consumo (σ) é constante. Nesta função, a utilidade está relacionada a c (o consumo por trabalhador).

A taxa de crescimento em equilíbrio desta economia resulta da solução de um problema de otimização dinâmica com um planejador central. O problema é dado por:

$$\text{Max. } U = \int_0^\infty u(c)e^{-\rho t} dt, \text{ sujeito a } \dot{k} = f(k, g_p) - c - g_p - g_i - (\eta + \delta)k \quad (3)$$

A solução de estado estacionário, obtida pelas condições de primeira ordem do hamiltoniano, é dada por:

$$\gamma_c = \frac{\dot{c}}{c} = \sigma \left[(1 - \tau_y)(1 - \alpha)B \left(\frac{g_p}{k} \right)^\alpha - (\eta + \delta + \rho) \right] \quad (4)$$

Na expressão (4), semelhante à solução proposta em Barro (1990), o termo $(1 - \tau_y)(1 - \alpha)B \left(\frac{g_p}{k} \right)^\alpha$ é o retorno marginal privado do capital. No equilíbrio, temos que γ_c é constante, o que implica uma razão constante entre gastos produtivos e capital, dados os parâmetros do modelo e a alíquota de imposto de renda constante, ou seja, o comportamento da função de produção é semelhante às funções do tipo AK , conforme argumentado anteriormente, e o retorno marginal privado do capital é constante.

A expressão (4) mostra que a taxa de crescimento do consumo é afetada positivamente pelos gastos públicos produtivos (ao elevar o retorno marginal privado do capital), e negativamente pela tributação incidente sobre a renda (ao diminuir o retorno marginal privado do capital). Temos também que os gastos improdutos e a tributação incidente sobre o consumo não influem sobre a taxa de crescimento do consumo no equilíbrio de longo prazo (o que pode ser chamado de predição da neutralidade). A expressão (4) é a que nos interessa para fundamentar a análise empírica do trabalho.

A dinâmica do capital em termos de taxa de variação, que é uma restrição do modelo, é dada por:

$$\gamma_k - \frac{\dot{k}}{k} - (1 - \tau_y)B \left(\frac{g_p}{k} \right)^\alpha - (1 + \tau_c) \left(\frac{c}{k} \right) - (\eta + \delta)$$

Na expressão acima, tal como ocorre em (4), temos que, no equilíbrio, a taxa de crescimento do capital físico deve ser constante. Para isso, utilizamos os resultados obtidos em (4), segundo os quais a alíquota do imposto de renda é constante e os gastos produtivos crescem à mesma taxa que o capital físico. Supondo adicionalmente que a alíquota do imposto sobre consumo é constante, temos que consumo e capital crescem à mesma taxa.

Sabe-se até aqui que o capital, o consumo e os gastos produtivos crescem à mesma taxa no equilíbrio. Conforme discutido anteriormente, uma razão constante entre gastos produtivos e capital leva a uma função de produção do tipo AK dada por $y = Ak$. É fácil ver que o produto cresce à mesma taxa que o capital privado. Pela restrição orçamentária (2), temos também que os gastos improdutos crescem à mesma taxa que as demais variáveis analisadas. Concluímos que produto, capital privado, consumo, gastos públicos produtivos e gastos públicos improdutos crescem à mesma taxa no equilíbrio, dado que as alíquotas de impostos são constantes no equilíbrio. Logo, a expressão (4), obtida por um processo de maximização de utilidade dos agentes, é essencial para se analisar a taxa de crescimento de todas as variáveis relevantes do sistema expressas em termos por trabalhador, em especial do produto por trabalhador. Essa classe de modelos não apresenta dinâmica de transição⁴ e, por isso, as expressões podem ser usadas livremente. A partir daqui chamaremos a taxa de crescimento das variáveis dada por (4) de γ .

Tomando as expressões da taxa de crescimento (4), do equilíbrio orçamentário (2) e da razão entre gasto produtivo e capital dada por $\left(\frac{g_p}{k} \right) = \left(\frac{g_p}{y} \right) B \left(\frac{g_p}{k} \right)^\alpha$,

4. Sobre esse ponto, remeta-se o leitor a Barro (1990) e Barro e Sala-i-Martin (2004, cap. 4).

pode-se derivar as seguintes elasticidades da taxa de crescimento ótima com relação a gastos públicos produtivos, gastos públicos improdutivo, tributação sobre a renda e tributação sobre o consumo:

$$\varepsilon(\gamma, g_p) = \alpha \Psi > \alpha$$

$$\varepsilon(\gamma, g_i) = -\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)\left(\frac{g_i}{g_p}\right)\Psi < 0$$

$$\varepsilon(\gamma, \tau_c) = -\left(\frac{\alpha\tau_c}{1-\alpha}\right)\left(\frac{c}{g_p}\right)\Psi > 0$$

$$\varepsilon(\gamma, \tau_y) = \left[\left(\frac{\alpha\tau_y}{1-\alpha}\right)\left(\frac{y}{g_p}\right) - \left(\frac{\tau_y}{1-\tau_y}\right)\right]\Psi$$

em que

$$\Psi \equiv \left[\frac{1}{1 - \left(\frac{\eta + \delta + \rho}{(1 - \tau_y)(1 - \alpha)B \left(\frac{g_p}{k} \right)^\alpha} \right)} \right] > 1$$

Os sinais das elasticidades mostram que: os gastos produtivos influem positivamente sobre a taxa de crescimento; os gastos improdutivo têm impacto negativo sobre a mesma taxa; a tributação sobre o consumo exerce um impacto positivo sobre a taxa de crescimento; e a tributação sobre a renda tem impacto positivo sobre a taxa de crescimento no caso de um país com reduzido tamanho (τ_y pequeno). Se os efeitos indiretos levados em conta na derivação das elasticidades não forem

expressivos, então valerá a predição da neutralidade e a taxa de crescimento não sofrerá influência nem da tributação sobre o consumo nem dos gastos improdutivos. As elasticidades acima, que levam em conta impactos diretos e indiretos, são importantes para a avaliação dos estudos empíricos sobre o modelo.

Empiricamente, as proposições teóricas de Barro (1990) foram testadas, na maioria dos casos, a partir de estudos envolvendo diversos países. Da análise dos diferentes trabalhos empíricos, observa-se que os resultados obtidos não apontam para a mesma direção. Entretanto, nota-se uma evolução nas diversas especificações ao longo do tempo. Os artigos que incluíram variáveis relativas à receita pública como elemento financiador dos gastos obtiveram resultados mais próximos das predições teóricas. Outro ponto é que os trabalhos mais antigos utilizaram as variáveis orçamentárias classificadas por categorias econômicas, ao passo que os trabalhos mais recentes passaram a utilizar a classificação funcional para os gastos públicos ou mesmo uma classificação híbrida.

No artigo de Barro (1991), a partir de uma amostra composta por 98 países para o período 1960-1985, verificou-se a existência de uma associação negativa e significativa entre os gastos em consumo do governo e a taxa de crescimento do produto *per capita*, ao passo que o investimento público apresentou um resultado não significativo. Já Cashin (1995), a partir de uma amostra composta por 23 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) com observações para o período de 1971 a 1988, obteve um coeficiente positivo para o investimento público e negativo para os gastos correntes do governo em relação ao crescimento *per capita*, quando financiados por meio de uma tributação incidente sobre a renda (a qual apresentou um coeficiente negativo e significativo). O mesmo não foi confirmado pelo estudo de Mendoza, Milesi-Ferretti e Asea (1997) que, utilizando dados para os países do G7 no período 1965-1988, ratificaram a validade do postulado de Harberger (1964 *apud* MENDOZA; MILESI-FERRETTI; ASEA, 1997) sobre a neutralidade da tributação em relação à taxa de crescimento do produto.

Com relação aos estudos que relacionaram funções de gastos públicos às taxas de crescimento do produto, Landau (1993) avalia os efeitos de alterações nos gastos com defesa, a partir de uma amostra de 71 países em desenvolvimento no período de 1969 a 1989, e conclui que não há evidências que demonstrem a existência de uma relação entre este tipo de gasto e o crescimento econômico. Devarajan, Swaroop e Zou (1996), utilizando informações sobre 43 países em desenvolvimento para o período de 1970 a 1990, encontram evidências de que os gastos com defesa e infraestrutura estiveram negativamente relacionados às taxas de crescimento do produto *per capita*. O sinal negativo para a infraestrutura contraria a hipótese de Barro de que o governo exerce um papel complementar ao setor privado no crescimento econômico, sendo, por isso, objeto de cuidadosa

análise dos motivos para esse resultado por parte dos autores. Kelly (1997) relacionou as variáveis investimento público e gastos sociais (educação, defesa, saúde e previdência social) à taxa de crescimento econômico. O único resultado que se confirmou em toda a sua análise foi o efeito positivo do investimento público sobre as taxas de crescimento do produto.⁵ De modo similar, Nazmi e Ramirez (1997) analisaram os determinantes das taxas de crescimento da economia mexicana no período de 1950 a 1990 e concluíram, na mesma linha de Kelly (1997), que os gastos com investimento público apresentam um impacto positivo sobre as taxas de crescimento econômico, não sendo possível, entretanto, distingui-los das contribuições do investimento privado. Por fim, Kneller, Bleaney e Gemmell (1999), a partir de uma amostra de 23 países da OCDE para o período de 1970 a 1994, observaram uma relação positiva entre gastos públicos produtivos e taxa de crescimento econômico, bem como uma relação negativa entre tributação *distorciva* e taxa de crescimento econômico.

Ao estudar especificamente o caso brasileiro, Ferreira (1996) estimou os efeitos de longo prazo dos investimentos do governo em infraestrutura sobre o Produto Interno Bruto (PIB) real entre os anos de 1970 e 1993, utilizando métodos de cointegração para um modelo do tipo VAR. Os resultados mostraram uma elasticidade positiva para a relação e situada em torno de 0,7. Ferreira e Malliagros (1997) obtiveram resultados similares para a elasticidade da renda em relação aos gastos em infraestrutura para o período 1950-1995, utilizando-se das mesmas técnicas de cointegração. Aplicando técnicas para análise de cenários (relativamente ao quinquênio 1997-2001), Rigolon (1998) obteve evidências da importância dos gastos em infraestrutura para a expansão das taxas de crescimento. Arraes e Telles (2001) estimaram as elasticidades da renda em relação aos gastos públicos desagregados, obtendo que as maiores magnitudes obedeceram à seguinte ordem: gastos com educação e cultura, com transportes e com saúde e saneamento. O estudo abrangeu o período de 1981 a 1995 e os resultados foram estimados para dados em painel. Por fim, Rocha e Giuberti (2007) avaliam quais componentes dos gastos públicos influenciaram a taxa de crescimento dos estados brasileiros no período de 1986 a 2003. Os resultados, estimados para dados em painel, mostram que os gastos de capital (classificação por categorias econômicas), com transporte e comunicação, com educação e com defesa (classificação funcional) contribuíram para o crescimento dos estados brasileiros.

5. Para os gastos com educação os resultados foram ambíguos, enquanto para os gastos com previdência social os resultados foram positivos, porém nem sempre estatisticamente significativos. Os coeficientes encontrados para gastos com saúde e educação foram negativos, enquanto o coeficiente para gastos com defesa apresentou variações de sinal.

3 METODOLOGIA DE OBTENÇÃO DAS SÉRIES ORÇAMENTÁRIAS: CLASSIFICAÇÃO FUNCIONAL

Os orçamentos da administração pública no Brasil tradicionalmente discriminaram gastos e receitas por categoria econômica (orçamento clássico),⁶ o que nasceu como extensão das práticas da contabilidade social. Apenas recentemente, as informações relativas aos gastos públicos passaram a ser, também, registradas por sua classificação funcional.⁷ Tal procedimento deu-se como meio de evidenciar e de dar transparência às realizações do governo. A adoção relativamente recente do orçamento função e a dificuldade de padronização das informações para os diversos entes federativos levaram à não disponibilidade de séries temporais longas relativas a gastos públicos classificados por função.

Como os trabalhos mais recentes que testaram as hipóteses do modelo de Barro (1990) obtiveram maior êxito através do uso de especificações com variáveis de gastos públicos classificados por função (em oposição às especificações mais tradicionais, com as mesmas variáveis classificadas segundo as categorias econômicas de gastos correntes, investimento público e transferências), justifica-se o esforço no sentido da construção das séries de dados orçamentários para o Brasil a partir da classificação funcional.

A metodologia de construção das séries temporais utilizada aqui implicou, sinteticamente, percorrer as seguintes etapas: localização das informações para os orçamentos fiscais e previdenciários (União, estados, Distrito Federal e municípios); consolidação de tais orçamentos e segregação, no orçamento consolidado, das categorias de gastos públicos e receitas públicas, necessárias à construção das séries temporais para as variáveis fiscais a serem utilizadas.

Os dados orçamentários foram classificados por função e se referem apenas à administração direta. Os registros orçamentários utilizados para a pesquisa e a organização dos dados foram obtidos a partir de documentos da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), através da Coordenação-Geral de Contabilidade/Gerência de Informações Contábeis (CCONT/GEINC) e da Coordenação-Geral das Relações e Análise Financeira de Estados e Municípios (Corem). O quadro 1 sintetiza as fontes documentais que foram utilizadas para a consolidação dos dados orçamentários em referência.

6. As receitas e despesas públicas podem ser classificadas, segundo a categoria econômica, como receitas, ou despesas, correntes ou de capital.

7. Segundo a Portaria nº 42/1999 do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG), os gastos públicos são classificados nas seguintes funções: legislativa, judiciária, essencial à justiça, administração, defesa nacional, segurança pública, relações exteriores, assistência social, previdência social, saúde, trabalho, educação, cultura, direito da cidadania, urbanismo, habitação, saneamento, gestão ambiental, ciência e tecnologia, agricultura, organização agrária, indústria, comércio e serviços, comunicações, energia, transporte, desporto e lazer e encargos especiais.

QUADRO 1

Mapa da consolidação orçamentária para União, estados, DF e municípios

Período	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08
União	Orçamento fiscal e da seguridade social da União																												
Estados e DF	Execução orçamentária e da dívida fundada dos estados e municípios					Execução orçamentária dos estados e dos municípios de capitais					Execução orçamentária dos estados					Consolidação dos orçamentos fiscais e da seguridade social													
											Execução orçamentária dos municípios																		
Municípios	Capitais					Demais					Execução orçamentária dos municípios (-) capitais																		
Período	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08

Fonte: Elaboração própria.

A consolidação do orçamento fiscal e da seguridade social⁸ serviu como única fonte de informações orçamentárias para os períodos de 2000 a 2008 e como referência para a consolidação entre os vários demonstrativos orçamentários observados nos períodos anteriores.

Os dados relativos à União foram retirados do orçamento fiscal e da seguridade social da União⁹ (as informações utilizadas se referem apenas ao período de 1980 a 1999). Os dados orçamentários para estados, Distrito Federal e municípios, no período de 1980 a 1984, foram obtidos dos registros da execução orçamentária e da dívida fundada dos estados e municípios.¹⁰ As informações para o Distrito Federal, os estados e suas capitais para o período de 1985 a 1994 foram encontradas na execução orçamentária dos estados e municípios de capitais.¹¹ As informações para os municípios no período de 1985 a 1988 (excluídos os valores relativos aos municípios das capitais dos estados) foram extraídas da execução orçamentária e da dívida fundada dos estados e municípios. Os valores orçamentários obtidos para os

8. Séries históricas para a consolidação das contas públicas estão disponíveis no sítio da STN do Ministério da Fazenda (MF): <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br>>; data de referência para a pesquisa: 16/08/2009. A referida consolidação (que contém informações orçamentárias para a União, o Distrito Federal, os estados e os municípios) diz respeito à soma do conjunto de receitas e despesas para todos os entes federados.

9. Informação disponível no sítio da STN/MF: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br>>; data de referência para a pesquisa: 02/09/2009.

10. As informações em relação à execução orçamentária e à dívida fundada dos estados e municípios (total Brasil) se encontram na série Finanças Públicas do Brasil (Finbra), v. 1, disponível na Coordenação-Geral das Relações e Análise Financeira de Estados e Municípios (Corem)/STN/MF. As informações para os gastos governamentais no período obedeceram à classificação por categorias econômicas e os valores foram registrados na moeda corrente de junho de 1989 – correção pela Obrigações do Tesouro Nacional (OTN) média anual. A fim de sanar os problemas apontados, os valores expressos em unidades monetárias de junho de 1989 foram deflacionados com base na OTN média anual e em seguida expressos em real. Os gastos foram segregados por função e os valores registrados para cada função obedeceram à relação média observada para cada função de gastos encontrada para os estados e os municípios de capitais, constante das execuções orçamentárias dos estados e municípios de capital, no período de 1985 a 1988.

11. Documento divulgado pela STF/MF, em setembro de 1995, e que consta do sítio: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br>>; data de referência para a pesquisa: 25/08/2006.

municípios no período de 1989 a 1994 (subtraídos os valores relativos aos municípios de capitais) se encontram na execução orçamentária dos municípios.¹² No período de 1995 a 1999, os dados relativos aos estados e ao Distrito Federal foram extraídos da execução orçamentária dos estados, ao passo que os dados relativos aos municípios foram obtidos da execução orçamentária dos municípios.¹³

Obtido um conjunto de valores orçamentários relativos a todos os entes da federação, um procedimento é relevante para o ajuste das informações, a saber: o isolamento dos efeitos das receitas e despesas de caráter meramente financeiro. Assim, os valores relativos a amortizações, refinanciamentos e encargos das dívidas (externa e interna) foram subtraídos da função de gastos em administração e planejamento¹⁴ até o advento da Portaria nº 42/1999 do MPOG. A partir da edição da portaria em referência, os valores das operações de caráter financeiro foram subtraídos da função encargos especiais, já que passaram a ter registro naquela função. Procedimento similar foi observado em relação ao total das receitas públicas.

Consolidadas as informações orçamentárias para as administrações públicas e eliminados os efeitos atribuídos a operações de caráter financeiro, foram obtidos os quadros de gastos e receitas públicas constantes, respectivamente, nas tabelas A.1 e A.2 do apêndice.¹⁵

4 A CLASSIFICAÇÃO TEÓRICA E AS FUNÇÕES ORÇAMENTÁRIAS VIGENTES NO BRASIL

Nas seções anteriores foi discutido respectivamente o modo pelo qual as categorias do orçamento público, em tese, atuam sobre as taxas de crescimento do produto e, em seguida, foi sugerida uma metodologia de obtenção das séries temporais para as funções orçamentárias vigentes no Brasil durante o período estudado. Entretanto, antes da proposição de uma regra de adequação entre as funções orçamentárias obtidas e as categorias teóricas, que constitui o principal objeto desta seção, é necessário esclarecer os conceitos utilizados no presente trabalho para cada uma das categorias sugeridas pela teoria.

12. As execuções orçamentárias dos municípios estão consolidadas e publicadas na Finbra, v. II – *Finanças do Brasil – Receitas e Despesas dos Municípios*. Informação disponível também no sítio da STN/MF – <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br>>. Os dados para os municípios não seguiram a classificação funcional no período de 1989 a 1994. Assim, os valores registrados para cada função foram estimados a partir do peso observado para cada função de gastos em relação aos gastos totais, encontrados para os municípios de capitais, no mesmo período, constante das execuções orçamentárias dos estados e municípios de capital.

13. Informação disponível no sítio da STN/MF – <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br>>.

14. Observa-se que até o exercício de 1993 os valores referentes à amortização das dívidas não foram separados daqueles referentes ao refinanciamento. A partir do exercício de 1994 os valores registrados na função de administração e planejamento estavam líquidos dos valores referentes ao refinanciamento das dívidas.

15. A tabela A.1 do apêndice apresenta o quadro de gastos públicos classificados por função, consolidados para as administrações públicas do Brasil de 1980 a 2008 (quadro obtido pelos procedimentos descritos nesta seção). A tabela A.2 do apêndice traz o quadro de receitas públicas com a desagregação das receitas tributárias. Os valores constantes em ambos os quadros são apresentados como proporção do PIB corrente.

4.1 Categorias teóricas para gastos públicos e tributação

O presente trabalho, na linha de Barro (1990), supõe que *gastos produtivos* sejam os gastos públicos com bens e serviços rivais que servem de insumo para o setor privado, gerando condições para a instalação e o desenvolvimento da atividade produtiva e, dessa forma, atuando de modo complementar ao capital privado no processo produtivo. Supõe-se, portanto, que insumos públicos não sejam substitutos próximos de insumos privados. Os *gastos improdutivos*, por sua vez, seriam aqueles direcionados à aquisição de bens e serviços rivais, não aproveitados como insumos na função de produção do setor privado por não serem complementares ao capital privado. Portanto, o caráter produtivo ou não do gasto governamental está vinculado à sua função no processo produtivo, ou seja, à sua característica de complementaridade ou não em relação ao capital privado.

No que tange às receitas do Estado, a contenda se assenta no tipo de distorção sobre as decisões individuais provocada por cada tributo. A evolução da teoria da tributação mostra que, inicialmente, foi argumentado que os impostos de incidência geral (caso específico do imposto sobre a renda) seriam neutros e, portanto, mais eficientes do que aqueles incidentes de forma parcial ou seletiva, característica dos impostos sobre o consumo, posto que os primeiros não tenderiam a provocar alterações dos preços relativos e, conseqüentemente, a realocação dos fatores de produção.

A hipótese assentava-se na ideia de que a escolha entre um produto A e um produto B (ambos bens normais), observada a partir de uma alteração na renda, modificaria as quantidades consumidas dos dois bens, mas não a proporção entre tais quantidades.¹⁶ Entretanto, Musgrave e Musgrave (1973), ao trazerem para a análise as implicações das escolhas entre trabalho e lazer ou, ainda, entre consumo presente e futuro, consideram a possibilidade de que os tributos incidentes sobre a renda venham a causar distorções sobre a alocação dos fatores de produção e sobre a própria renda.

Por outro lado, a capacidade de distorção dos tributos sobre o consumo (quando parciais ou seletivos) passou a ser *relativizada*. Conforme argumenta Friedman (1971, *apud* REZENDE, 2001), há situações em que a alteração dos preços relativos (causada pelo aumento do imposto incidente sobre o consumo de um bem específico) pode gerar uma situação desejável em relação ao equilíbrio inicial devido à superação de possíveis imperfeições preexistentes em um determinado mercado. Logo, a superioridade ou neutralidade dos impostos que incidem sobre a renda dependeria, também, da hipótese de preexistência de uma situação de equilíbrio em um mercado que operasse sob condições próximas às de concorrência perfeita.

Os conceitos de neutralidade e de distorção, adotados implicitamente neste trabalho com relação aos tributos, não têm um sentido amplo. Tais conceitos

16. Para uma discussão mais aprofundada, ver Rezende (2001).

estão relacionados, estritamente, aos efeitos da receita tributária sobre o PIB de longo prazo.

Neste sentido, e na linha do modelo teórico visto anteriormente, será testada a hipótese de que a tributação sobre a renda afeta negativamente o comportamento do PIB no longo prazo, o que se apoia na tese de Musgrave e Musgrave (1973), captada pelo modelo de Barro (1990) através da diminuição da taxa de crescimento do produto provocada por um aumento da alíquota do imposto em um país suficientemente grande. Supõe-se, também, que os efeitos causados pela tributação sobre o consumo não influam sobre as taxas de crescimento do produto, o que não quer dizer, entretanto, que tais tributos sejam absolutamente neutros.

4.2 Adequação das categorias orçamentárias à classificação teórica

Não obstante a origem do conceito teórico para as categorias de gastos e receitas públicas, a regra de enquadramento de cada uma das funções ao conceito teórico é uma proposta deste trabalho a fim de adaptar tal conceito às funções orçamentárias observadas para o caso brasileiro.

O quadro 2 discrimina todas as categorias teóricas para gastos e receitas públicas utilizadas neste trabalho, assim como compatibiliza e fornece a composição de cada uma delas em termos das funções orçamentárias a que se referem.

Procurou-se relacionar como gastos públicos produtivos as funções que pudessem: fornecer infraestrutura para a instalação e o desenvolvimento da atividade privada; atuar na formação de capital humano a ser aproveitado pelo setor privado; possibilitar o aumento da produtividade do mesmo setor (por meio do progresso tecnológico); ou garantir a manutenção dos direitos de propriedade e da ordem interna.

Os gastos públicos improdutivos foram relacionados às funções que representam demandas sociais (principalmente as relativas ao setor de previdência e assistência social) ou demandas trabalhistas e que não provocam, isoladamente, facilidades para a implantação ou a expansão da atividade privada.

Foram arrolados na categoria de tributação sobre a renda: os impostos incidentes sobre o patrimônio e a renda (série temporal conjunta) e as contribuições que recaem basicamente sobre a renda, a folha de salários e a movimentação financeira dos agentes. A ideia é que este tipo de tributação possa afetar a rentabilidade das aplicações e as decisões de investimento dos agentes. A categoria de tributação de incidência sobre o consumo relacionou os impostos sobre o consumo, sobre a circulação e a produção, além das contribuições sobre o faturamento.¹⁷

17. A classificação das receitas tributárias no sistema brasileiro como tributação incidente sobre a renda ou sobre o consumo segue o enquadramento proposto em Rezende (2001, Subseção 7.2, p. 157).

QUADRO 2

Classificação teórica e funcional das variáveis orçamentárias

Classificação teórica	Classificação funcional
Gastos produtivos	Saúde e saneamento Educação e cultura Habitação e urbanismo Comunicação Ciência e tecnologia Agricultura Indústria, comércio e serviços Energia e recursos minerais Transporte Defesa e segurança
Gastos improdutivos	Assistência e previdência social Trabalho Direitos da cidadania Organização agrária Gestão ambiental Desporto e lazer
Outros gastos	Legislativa Judiciária Essencial à justiça Administração e planejamento Relações exteriores Desenvolvimento regional Encargos especiais Outros
Tributação sobre a renda	Impostos sobre o patrimônio e a renda Contribuições sobre o lucro e a folha de salários Contribuição Provisória sobre Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira (CPMF)
Tributação sobre o consumo	Impostos sobre a produção e a circulação Contribuições sobre o faturamento
Outras receitas	Impostos sobre o comércio exterior Taxas e contribuições de melhoria Receitas não tributárias

Fonte: Elaboração própria.

O enquadramento das demais funções nas categorias de outros gastos e outras receitas se deve à dificuldade de que tais funções se encaixem nas categorias anteriormente descritas ou ao fato de tais funções possuírem características dúbias.

4.3 O comportamento das categorias orçamentárias no Brasil

Antes de passar para a estimação dos resultados, é interessante observar o comportamento das principais categorias orçamentárias do setor público no Brasil, construídas a partir da metodologia apresentada na seção 3 e qualificadas nesta subseção.

O gráfico 1 apresenta o comportamento dos gastos produtivos comparativamente ao dos gastos improdutivos para o Brasil no período de 1980 a 2008. As variáveis estão expressas como percentual do PIB corrente.



Observa-se, do exame do gráfico, que os gastos produtivos experimentaram elevado crescimento nos períodos iniciais da série, saindo da marca de 9% do PIB em 1980 para chegar, rapidamente, ao seu ápice em 1988, quando foi alcançado o patamar de 19% do PIB. A partir de então, observou-se um longo período de oscilação e declínio da série, que, no ano de 2004, representou apenas 14% do PIB. O comportamento da série acusa que, a partir de 2005, houve uma retomada dos gastos do governo de natureza produtiva, o que coincide com o discurso do governo federal da necessidade de retomada do crescimento.

Não obstante, o nível dos gastos improdutivos apresentou uma forte tendência de crescimento durante todo o período, apresentando os maiores saltos para os anos de 1989 e 1990, de modo que os 2,5% do PIB registrados para 1980 transformaram-se em quase 14% para o ano de 2008.

Pode-se argumentar, no que tange aos gastos improdutivos, que a elevação dos níveis de tais gastos está relacionada à promulgação da Constituição de 1988, a qual propiciou a universalização dos direitos sociais (principalmente nas áreas de previdência e assistência social), e a elevação dos custos do sistema previdenciário

(os quais já vinham aumentando desde meados da década de 1970, por conta de fatores demográficos e tecnológicos).¹⁸

A desagregação dos gastos de caráter produtivo em grupos de funções específicas pode trazer maiores subsídios à análise. Assim, o gráfico 2 ilustra o comportamento para três grupos ou séries do agregado para gastos produtivos, quais sejam: *i*) grupo de gastos em infraestrutura, que será definido como o somatório das funções de habitação, urbanismo, indústria, comércio, serviços, comunicação, agricultura, energia, recursos minerais e transportes; *ii*) o grupo de gastos em educação e saúde¹⁹ (que reúne as funções de saúde, saneamento, educação e cultura); e *iii*) o grupo de gastos em defesa, composto pelas funções de defesa nacional e segurança pública.



O exame do gráfico 2 revela uma forte redução para os gastos em infraestrutura no que diz respeito às duas últimas décadas, os quais despencaram dos quase 10% do PIB (registrados em 1988) para um nível inferior a 4% do PIB, assinalado em 2008. Não obstante, há que se registrar uma recuperação extremamente tímida do mesmo agregado a partir do ano de 2005, a qual pode se mostrar ou não sustentável. No período enfocado pela amostra, os gastos em saúde e educação apresentaram algumas oscilações em torno de uma tendência de crescimento, saltando de pouco

18. Dentre os fatores demográficos pode-se citar o aumento da expectativa de vida da população (envelhecimento) e dentre os fatores tecnológicos, pode-se argumentar que a matriz de modernização do setor produtivo no Brasil foi capital intensiva, utilizando relativamente menos mão de obra.

19. A série para gastos públicos em saúde engloba os gastos em saneamento e a série para gastos com educação engloba os gastos em cultura, tendo em vista o fato de que tais funções de gastos somente foram separadas a partir do orçamento de 2000. Deve-se destacar que os gastos em saneamento e em cultura (após a separação) mostraram-se desprezíveis se comparados, respectivamente, aos gastos em saúde e educação. Não obstante, o grupo tenta refletir um conjunto de gastos do governo direcionados para a formação de capital humano.

menos de 4% do PIB em 1980 para pouco mais de 10% do PIB em 2008. O grupo de gastos em defesa, por sua vez, mostrou-se relativamente estável durante todo o período, encontrando-se na casa de 2% do PIB.

A conclusão obtida ao se analisar a participação de cada tipo de gasto no total é de que o governo brasileiro aumentou a participação do gasto público improdutivo, isto é, “trocou” gasto público produtivo por gasto público improdutivo. Isso quer dizer que as políticas de contenção de gastos públicos recaíram principalmente sobre os gastos de caráter produtivo. O governo se viu obrigado a suprir a demanda social em setores ligados à assistência e à previdência social (gastos improdutivos) em decorrência da legislação vigente, a qual resultou da regulamentação da Constituição Federal que procurou atender a dívidas sociais históricas represadas. Não obstante, o ajuste com relação aos gastos parece ter se concentrado na categoria produtiva, notadamente nos gastos em infraestrutura, o que pode ter contribuído para reduzir as taxas de crescimento da economia no período.

A evolução para os últimos 29 anos das duas principais categorias de receitas públicas, na forma como foram definidas neste trabalho, estão representadas no gráfico 3, que compara o comportamento da tributação incidente sobre a renda ao comportamento da tributação sobre o consumo.



A série para a tributação do consumo oscilou em torno de uma tendência crescente, durante o período coberto pela amostra, saindo do patamar de 9% do PIB em 1980 para 15% do PIB em 2008. Não obstante, as receitas tributárias incidentes sobre a renda apresentaram uma tendência de crescimento acentuado durante todo o período, registrando saltos e provavelmente duas mudanças de média, que aconteceriam no período “pós-constitucional” e no início do século XXI, o que demonstra que os aumentos da carga tributária brasileira no período

concentraram-se, em grande parte, sobre este tipo de tributação. A tributação sobre a renda, que se encontrava no patamar de 3% do PIB em 1980, esteve em 5% do PIB em 1989, saltando para mais de 10% do PIB já em 1990, para em 2008 registrar a marca de 16% do PIB.

Ao menos dois fatores podem explicar o crescimento da tributação sobre a renda no período: o movimento da União em procurar receitas tributárias que não pudessem ser objeto de transferências constitucionais e a necessidade do financiamento do sistema de previdência social. Com relação ao primeiro fator, vê-se que desde o final da década de 1980 o governo federal iniciou um processo de criação e ampliação de impostos e contribuições que não fossem compartilhados com outros entes federados, a fim de fugir da redução de receitas imposta pelas transferências determinadas pela Constituição de 1988. Como a competência tributária da União envolve primordialmente tributos incidentes sobre o patrimônio e a renda, a ampliação da base tributária federal implicou a ampliação da tributação sobre tais bases de incidência com natureza extremamente *distorciva* para o crescimento. Quanto ao segundo fator, temos que as receitas para o financiamento do sistema de previdência social, que segundo a Constituição Federal incidem basicamente sobre o faturamento e a folha de salários, tendem a exigir mais recursos para fazer face aos aumentos dos custos do mesmo sistema. As receitas das contribuições sociais sobre a folha de salários, deste modo, acabaram por engrossar os sucessivos aumentos dos tributos sobre a renda.

As informações produzidas até aqui mostram uma diminuição da proporção dos gastos produtivos nos gastos totais liderada pelos gastos em infraestrutura, os quais atuam como propulsores do crescimento econômico. Por outro lado, os dados sobre receitas mostram que a tributação sobre a renda apresentou um vigoroso aumento durante o período, o que contribuiu para reduzir as taxas de crescimento econômico.

Considerando as predições teóricas, temos que este cenário fiscal parece adequar-se perfeitamente à modesta média das taxas de crescimento do PIB *per capita* observada para o Brasil durante o período estudado.

5 MODELO EMPÍRICO E ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO

É necessário estimar alguma forma linearizada da expressão (4), levando-se em conta os efeitos diretos e indiretos das variáveis fiscais sobre o crescimento econômico. Conforme discutido anteriormente, o impacto das variáveis fiscais sobre o crescimento econômico no modelo de Barro foi expresso em termos de elasticidades com um sinal definido. A seguir tratamos da implementação empírica do modelo, incluindo, além das variáveis fiscais, outras variáveis relevantes apontadas na literatura econômica sobre o tema.

O modelo empírico a ser estimado formula-se a partir da forma estática representada pela expressão (5), na qual o PIB real *per capita* está relacionado a dois conjuntos distintos de variáveis explicativas: o primeiro, composto por variáveis de controle (variáveis de caráter não fiscal), e o segundo, formado por variáveis representativas de gastos e receitas públicas.

$$y_{PC} = \mu + W\alpha + X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

Na expressão acima, y_{PC} é um vetor de dimensão $T \times 1$, que representa o produto real *per capita* para cada período de tempo t ; W é uma matriz de dimensões $T \times N$, formada pelas N variáveis de controle (não fiscais) do modelo; α é um vetor $N \times 1$ de parâmetros; X é uma matriz $T \times M$, formada por M variáveis explicativas fiscais; β é um vetor $M \times 1$ de parâmetros e ε é um vetor $T \times 1$ de erros aleatórios.

Para o modelo em questão, o conjunto de variáveis de controle (W) será dado por: investimento privado (I_{-PRIV}); população economicamente ativa (PEA) urbana, que serve como uma *proxy* da força de trabalho; PIB mundial (PIB_{-MUNDO}); e termos de troca (TT). O investimento privado e a força de trabalho atuam no aumento do produto *per capita* através da acumulação de fatores. O produto mundial reflete o impacto sobre a economia resultante da evolução do restante do mundo, atuando em especial sobre o componente exportações líquidas. O conjunto de variáveis fiscais (X), que deverá variar conforme o teste empírico proposto, será dado por: gastos produtivos (G_{-PROD}); gastos improdutivos (G_{-IMP}); outros gastos (G_{-OUT}); tributação da renda (T_y); tributação sobre o consumo (T_c); e outras receitas (REC_{-OUT}). Observa-se, ainda, a existência de três outras variáveis fiscais a partir da desagregação dos gastos produtivos: gastos em infraestrutura (G_{-INFRA}); gastos com educação e saúde ($G_{-EDUCAUDE}$); e gastos em defesa ($G_{-DEFESA}$). As variáveis desagregadas serão utilizadas em especificações que visam aferir os efeitos da desagregação sobre o modelo. As definições e as fontes de obtenção dos dados para as variáveis relacionadas nesta seção se encontram no quadro A.1 do apêndice. Todas as séries de dados foram transformadas para a forma logarítmica.

Em termos de estratégia de estimação, serão propostos inicialmente modelos dinâmicos e gerais, para que então sejam realizadas reduções posteriores, seguindo a metodologia proposta por Hendry e Richard (1982, 1983 *apud* HENDRY, 1995). O reduzido tamanho da amostra, entretanto, restringiu a ordem do modelo geral e impôs limitações às especificações das formas funcionais. Partindo de (5), temos que o modelo dinâmico geral a ser estimado será representado por um modelo

autorregressivo com defasagens distribuídas²⁰ de ordem 1, ADL (1,1,1), expresso na forma abaixo para um dado instante t :

$$y_{PC,t} = \mu + \lambda y_{PC,t-1} + \alpha_0 W_t + \alpha_1 W_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

A fim de incorporar a dinâmica ao modelo estático com uma equação, estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Hendry e Richard (1982, 1983 *apud* HENDRY, 1995) sugerem a estimação de um modelo dinâmico suficientemente geral e sua posterior redução, reparametrizando-o na forma de um modelo de correção de erros. Entretanto, o limitado número de graus de liberdade e o número excessivo de variáveis devem provocar a não significância estatística de um subconjunto de variáveis incluídas no modelo. Segundo esses autores, o processo de redução deve seguir critérios de adequação estatística tais como: *i*) coerência dos dados; *ii*) condicionamento válido; *iii*) abrangência (*encompassing*); *iv*) compatibilidade com a teoria; *v*) parcimônia; e *vi*) constância dos parâmetros.²¹ Esse processo de redução foi sistematizado e implementado no *software PcGets*. Hendry e Krolzig (2005) discutem as propriedades do algoritmo de seleção do modelo específico implementado no *PcGets*.²² Basicamente, são percorridas as etapas a seguir:

- formulação geral sem restrições;
- seleção dos testes de má especificação e seus níveis de significância;
- estimação do modelo geral não restrito por MQO (ou variáveis instrumentais);
- condução de uma pré-busca de caminhos para redução de modelos a partir da avaliação das estatísticas- t associadas aos coeficientes e testes F , eliminando-se um conjunto de variáveis irrelevantes e reduzindo a complexidade do modelo; e
- a partir desse modelo simplificado, inicia-se a busca do modelo final, com reduções sucessivas e alternativas, admitidas por testes de diagnóstico, se-

20. *Autoregressive Distributed Lag* (ADL).

21. Para mais detalhes sobre essa teoria de redução ver, entre outros, Hendry (1995).

22. Pode-se questionar se o resultado do algoritmo do *PcGets* é robusto à presença de variáveis integradas ou se os resultados são espúrios. Usualmente, são empregados testes de raiz unitária para verificar a hipótese nula de que $u_t \in I(1)$. No entanto, uma das alternativas para a cura da regressão espúria é a estimação de um modelo de defasagens distribuídas em que são incluídas uma defasagem da variável dependente e uma defasagem da variável independente. Temos, em nosso caso, um ADL (1,1,1) dado por (6). Se a regressão (6) fosse espúria, teríamos $\lambda = 1$ e $\alpha_0 = \alpha_1 = \beta_0 = \beta_1 = 0$. Pode ser demonstrado que o estimador de MQO produz estimativas consistentes de todos os parâmetros. Os coeficientes estimados $\hat{\lambda}_T, \hat{\alpha}_{0T}, \hat{\alpha}_{1T}, \hat{\beta}_{0T}$ e $\hat{\beta}_{1T}$ convergem individualmente à taxa \sqrt{T} para uma distribuição gaussiana e os testes t de $H_0: \alpha_0 = 0$ e $H_0: \beta_0 = 0$ são assintoticamente $N(0, 1)$. Entretanto, o teste F da hipótese conjunta $\alpha_0 = \alpha_1 = \beta_0 = \beta_1 = 0$ apresenta distribuição não padrão. É com base em testes t e F em testes para modelos aninhados que são selecionadas as variáveis no modelo pelo *PcGets*. Podemos dizer que os testes t utilizados são apropriados, evitando, inclusive, o problema de regressão espúria. Para detalhes, recomenda-se Hamilton (1994). Ademais, segundo Phillips e Loretan (1991), a diferença entre as estimativas das relações de longo prazo a partir dos métodos de Johansen e via modelos ADL está na hipótese de exogeneidade fraca. O texto traz as estimativas para os dois métodos.

guiados por testes de abrangência a fim de selecionar modelos concorrentes, chegando a um modelo final.

Os cenários do *PcGets* foram calibrados por Monte Carlo em Hendry e Krolzig (2005) para implementar duas estratégias pré-programadas, chamadas liberal e conservadora, com aproximadamente 5% e 1% de significância por teste, respectivamente. A estratégia liberal trabalha com o objetivo de minimizar a probabilidade de eliminar variáveis relevantes do modelo, ao passo que a estratégia conservadora minimiza a probabilidade de não eliminação de variáveis irrelevantes. Consequentemente, a estratégia liberal tende a apresentar uma chance maior de sobreajustar o modelo, enquanto a estratégia conservadora tende a produzir um modelo com um grau de ajuste inferior em relação ao modelo geral.²³

Ao final do processo de estimação, cada uma das estratégias de redução selecionará modelos reduzidos de maior qualidade estatística. Com o objetivo de melhorar o grau de confiabilidade dos resultados, as duas estratégias de seleção de modelos serão utilizadas para que sejam obtidas as respectivas equações de longo prazo que obedecem à seguinte expressão geral:²⁴

$$y_{PC,t} = \left(\frac{\mu}{1-\lambda} \right) + \left(\frac{\alpha_0 + \alpha_1}{1-\lambda} \right) W_t + \left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{1-\lambda} \right) X_t \quad (7)$$

Essa relação de longo prazo deve encontrar contrapartida em um modelo de correção de erros. Em (6), subtraindo $y_{PC,t-1}$ de ambos os lados, somando e subtraindo a expressão $(\alpha_0 W_{t-1} + \beta_0 X_{t-1})$ e rearranjando, vem

$$\Delta y_{PC,t} = (\lambda - 1) \left[y_{PC,t-1} - \left(\frac{\mu}{1-\lambda} \right) - \left(\frac{\alpha_0 + \alpha_1}{1-\lambda} \right) W_{t-1} - \left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{1-\lambda} \right) X_{t-1} \right] + \alpha_0 \Delta W_t + \beta_0 \Delta X_t + \varepsilon_t$$

Daí vem

$$\Delta y_{PC,t} = (\lambda - 1) s_{t-1} + \alpha_0 \Delta W_t + \beta_0 \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (6')$$

em que s_{t-1} é o termo de erro que contribui para correções no curto prazo em $y_{PC,t}$.

23. Segundo os autores, a seleção de modelo pelo *PcGets* não é baseada, em nenhuma etapa do processo, em critérios de ajuste. Entretanto, espera-se que um modelo congruente mínimo que aninhe os demais modelos deva produzir um nível de ajuste superior em algum nível de significância predeterminado.

24. A escolha se dá em função dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

6 RESULTADOS

A apresentação dos resultados inicia-se pela estimação do modelo teórico, obtido na seção 2 e adaptado para o modelo empírico da seção anterior, no qual a matriz W (de variáveis de controle) é formada pelo investimento privado (I_{-PRIV}), pela PEA urbana e pelos termos de troca (TT), enquanto a matriz X (de variáveis fiscais) é composta pelos gastos produtivos (G_{-PROD}) e pela tributação sobre a renda (T_Y). Admite-se em seguida a inclusão em W da variável PIB mundial (PIB_{-MUNDO}) a fim de verificar se o resultado original apresenta modificações significativas em razão de considerar na análise o comportamento da economia no resto do mundo. Os resultados, estimados para modelos do tipo ADL (1,1,1), foram obtidos por duas estratégias de redução diferentes (conforme definido pelo algoritmo do *PcGets*), quais sejam: a estratégia liberal (que minimiza a probabilidade de eliminação de variáveis relevantes) e a estratégia conservadora (que minimiza a probabilidade de não eliminação de variáveis irrelevantes).

As soluções de longo prazo do modelo ADL e a análise de cointegração são apresentadas na tabela 1. Os resultados do ADL com e sem a inclusão da variável PIB mundial não apresentaram diferenças significativas. As estratégias de redução liberal e conservadora produziram os mesmos resultados em cada caso, e por isso a tabela traz apenas uma estimativa para cada caso. Em termos de consistência teórica, observa-se que as variáveis explicativas (de controle ou de política fiscal) apresentaram resultados compatíveis com a predição da teoria ao fim do processo de redução, exceção feita à PEA, que não apresentou resultado significativo em nenhuma das regressões, e pelos termos de troca, variável eliminada pelo algoritmo de redução.

Considerando a possibilidade de viés de simultaneidade na equação de longo prazo (7), estimada por MQO, foi realizada uma análise de cointegração por meio do procedimento de Johansen (1988), a partir de um modelo VAR(1), e obtido o vetor de longo prazo da relação. O resultado desse teste indica a rejeição em um nível de significância de 10% da hipótese nula de ausência de cointegração, segundo a estatística do traço. Os coeficientes são todos significativos estatisticamente em um nível de significância de 5%. É possível perceber que a diferença em relação aos coeficientes estimados por MQO é mínima, com um pequeno viés para cima no coeficiente associado à variável de investimento privado, e um viés mais notório na variável de tributação sobre a renda.²⁵

25. A interpretação dos coeficientes de relações de longo prazo em um contexto de cointegração é discutida por Wickens (1996) e Johansen (2005). Wickens (1996) argumenta que vetores de cointegração só possuem algum sentido econômico se soubermos a matriz de transformação utilizada. Segundo ele, as estimativas do vetor de cointegração são únicas, mas sem interpretação econômica, dado que por trás há uma transformação aplicada sobre os coeficientes estruturais. Dentro desse argumento, a interpretação econômica só pode ocorrer com a estimação da estrutura completa do modelo. Em nosso caso, com apenas um vetor de cointegração, o autor destaca que se houver uma variável endógena na equação, então os coeficientes do vetor de cointegração podem ser interpretados como a forma reduzida de longo prazo e se houver mais de uma variável endógena, os coeficientes do vetor de cointegração são os coeficientes da equação estrutural de longo prazo. Johansen (2005) discute explicitamente a interpretação dos coeficientes de cointegração como elasticidades, uma vez que os coeficientes sejam identificados. Segundo ele, é possível, tomando a equação de cointegração normalizada, interpretar um dado coeficiente da relação de cointegração identificada como uma elasticidade de longo prazo, dado que as variáveis sejam medidas em logaritmos. Para maiores detalhes, remetemos o leitor aos artigos originais. Dadas as considerações dos dois autores, a interpretação dos coeficientes estimados como elasticidades é possível no presente artigo. No entanto, deve-se ressaltar a possibilidade de viés nos coeficientes, em especial da tributação sobre a renda, dado que as variáveis fiscais são endógenas e a renda *per capita* e o investimento privado aparentemente são exógenos.

TABELA 1

PIB per capita: solução de longo prazo para o ADL (1,1,1) e a cointegração

Regressões	ADL		Johansen
	1	2	Forma reduzida (beta)
Regressores (Ln)	Coefficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coefficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coefficiente (erro-padrão)
Constante	6,7194 (0,4648) [14,5]***	(-)	
Tendência	0,0106 (0,0016) [6,44]***	-0,0036 (0,0008) [-4,29]***	0,0170 (0,0019)
I_{PRIV}	0,2271 (0,0232) [9,80]***	0,1982 (0,0204) [9,74]***	0,1813 (0,0265)
G_{PROD}	0,0586 (0,0216) [2,72]**	0,0508 (0,0182) [2,79]***	0,0534 (0,0235)
T_Y	-0,0843 (0,0186) [-4,53]***	-0,0723 (0,0151) [-4,80]***	-0,1627 (0,0209)
PIB_{MUNDO}		0,4161 (0,0237) [17,5]***	
TT		(-)	
	Teste de Wald $\chi^2(4) = 703.008$ $\chi^2(5) = 1.43879e+007$ [0.0000] ** [0.0000] **		Teste do traço Prob. Autovalor máximo Prob.
		Posto	
		0	60,67 0,089 25,26 0,282
		1	35,41 0,232 16,72 0,496
		2	18,69 0,306 14,55 0,226
		3	4,13 0,723 4,13 0,725

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *, ** e *** correspondem a resultados significantes a 10%, a 5% e a 1%.

(-) variável eliminada pelo algoritmo de redução (PcGETS).

As séries foram expressas em logaritmo natural.

O investimento privado apresentou coeficiente positivo em todos os resultados finais, que variou de 0,198 a 0,227 para o período analisado, com significância ao nível de 1%.

Os resultados mostraram também que a evolução do PIB *per capita* no Brasil respondeu positivamente à evolução do PIB mundial, de modo que o coeficiente encontrado foi de 0,416. O resultado mostrou-se significativo a 1%.

No que se refere às variáveis do orçamento público, destaca-se que o coeficiente para gastos públicos produtivos apresentou-se positivo e significativo em pelo menos 5% em todas as regressões observadas, independentemente da estratégia de redução ou da especificação adotada. O resultado sugere, então, que o agregado para gastos produtivos, conforme definido na seção 4, esteve positivamente relacionado ao produto na recente experiência brasileira, de modo que o coeficiente oscilou entre 0,051 e 0,059. O coeficiente da variável tributação sobre a renda, por sua vez, cuja magnitude variou de 0,072 a 0,084, é negativo e estatisticamente significativo a um nível de significância de 1%. O resultado, que se reafirmou em todas as regressões, confirma a sugestão teórica de que elevações nos níveis da tributação incidente sobre a renda estão relacionadas à redução do PIB *per capita* no longo prazo.

Os resultados para o modelo ADL e as estatísticas de diagnóstico encontram-se na tabela A.3 do apêndice. Os resultados do modelo de correção de erros correspondente a cada modelo ADL estão na tabela A.5 do apêndice. No gráfico A.1 do apêndice são mostrados os gráficos dos resíduos da equação de cointegração utilizados no modelo de correção de erros. Nos correspondentes modelos de correção de erros pode ser observada a significância estatística, em um nível de significância de 1%, dos respectivos termos de correção de erros, referendando a existência das relações de longo prazo aqui apresentadas.

6.1 Neutralidade e desagregação para gastos produtivos

Um dos resultados do modelo teórico, desde que supostos não significantes os chamados efeitos indiretos de gastos e tributação sobre as taxas de crescimento do produto, diz respeito à conjectura da neutralidade dos gastos públicos improdutivos e da tributação do consumo sobre as mesmas taxas de crescimento. A fim de testar este resultado teórico, a especificação inicial do modelo empírico incluiu todos os agregados para gastos e receitas públicas discriminados neste trabalho, conforme consta no quadro 2. O teste consistiu em verificar a hipótese de que os agregados para gastos improdutivos (G_{-IMP}) e para tributação do consumo (T_C), uma vez selecionados nas especificações finais, poderiam gerar modelos reduzidos e consistentes com a relevância dos seus efeitos indiretos sobre o PIB no longo prazo, ao passo que, se tais variáveis fossem eliminadas durante o mesmo processo, haveria evidências em favor da conjectura da neutralidade para as categorias de gastos improdutivos e de tributação sobre o consumo, observados os limites do presente trabalho.

Por fim, foi testada a sensibilidade dos resultados a uma desagregação dos gastos públicos produtivos. Tais gastos foram segregados em: *i*) gastos com saúde e educação (tentativa de capturar os efeitos, sobre o produto, provocados por gastos do governo com a formação de capital humano); *ii*) gastos com setores ligados à

formação de infraestrutura (habitação, urbanismo, indústria, comércio, serviços, comunicação, agricultura, energia, recursos minerais e transporte); e *iii*) gastos com defesa (funções defesa e segurança pública).

Feitas as estimações, os resultados de longo prazo encontram-se relacionados na tabela 2, e podem ser observados na regressão 3, estimada pelas duas estratégias de redução admitidas. Os resultados para o modelo ADL e as estatísticas de diagnóstico encontram-se na tabela A.4 do apêndice.

O agregado para gastos públicos improdutivos – definição da subseção 4.2 – não foi selecionado como significativo em nenhum dos processos de redução. A tributação sobre o consumo, por sua vez, foi selecionada apenas quando submetida à estratégia de redução liberal, evento no qual apresentou um coeficiente com sinal positivo e significativo a 5%, mas que trouxe algumas alterações ao modelo final: *i*) tornou não significativo o resultado para a tributação sobre a renda; *ii*) alterou a magnitude do coeficiente para gastos produtivos; e *iii*) admitiu a seleção de um número elevado de variáveis para a regressão, o que sugere a possibilidade de sobreajuste do modelo reduzido. Sendo assim, os resultados, tomados em seu conjunto, sugerem que as variáveis de gastos improdutivos e a tributação sobre o consumo não devam ser aceitas como importantes para a determinação do produto de longo prazo, confirmando-se, assim, a conjectura da neutralidade.

Os resultados reunidos na tabela 2 também não revelam alterações significativas com relação ao conjunto de variáveis de controle, de modo que, para a desagregação proposta, em ambas as estratégias de redução do modelo, apenas os gastos com infraestrutura foram selecionados como significativos para explicar alterações no produto de longo prazo. O coeficiente para gastos com infraestrutura apresentou-se como significativo a 1% e variou de 0,049 a 0,073 no período estudado, atuando assim de forma complementar ao capital privado, na determinação do produto e das taxas de crescimento econômico. Entretanto, como é possível observar no gráfico A.1 do apêndice, os resíduos das equações produzidas pela estratégia conservadora aparentam não estacionariedade. Na tabela A.5 do apêndice pode-se verificar que os correspondentes termos de correção de erros dessas equações não são significativos em um nível de significância de 10%, o que indica o caráter espúrio dessas relações; nesse sentido, devem ser consideradas como relações de longo prazo válidas apenas aquelas estimadas pela estratégia liberal.

TABELA 2

Solução de longo prazo: PIB real *per capita* – modelo ADL (1,1,1) – neutralidade e desagregação dos gastos produtivos

Regressões	3		4	
	Liberal	Conservadora	Liberal	Conservadora
Estratégia de redução	Coeficiente (erro-padrão)	Coeficiente (erro-padrão)	Coeficiente (erro-padrão)	Coeficiente (erro-padrão)
Regressores (Ln)	[estatística-t]	[estatística-t]	[estatística-t]	[estatística-t]
Constante	6,3146 (0,6545) [9,65]***	7,1882 (0,5448) [13,2]***	7,3018 (0,4138) [17,6]***	6,8966 (0,3735) [18,5]***
Tendência	0,0107 (0,0022) [5,07]***	0,0125 (0,0018) [7,12]***	0,0151 (0,0019) [7,88]***	0,0124 (0,0013) [9,16]***
I_{PRIV}	0,2176 (0,0299) [7,43]***	0,2152 (0,0234) [9,21]***	0,2173 (0,0200) [10,8]***	0,2239 (0,0208) [10,8]***
PEA	(-) 0,0950 (0,0259) [3,65]***	(-) 0,0701 (0,0214) [3,28]***	(-)	(-)
G_{PROD}	(-) -0,0986 (0,0311) [-3,17]***	(-)		
G_{IMP}	-0,0300 (0,0282) [-1,06]	-0,0843 (0,0186) [-4,53]***	-0,0842 (0,0158) [-5,33]***	-0,0835 (0,0166) [-5,01]***
G_{OUT}	0,1061 (0,0383) [2,77]**	(-)		
T_Y	-0,0576 (0,0154) [-3,74]***	-0,4737 (0,0133) [-3,55]***		
T_C			0,0720 (0,0171) [4,21]***	0,0492 (0,01278) [3,57]***
REC_{OUT}			-0,0514 (0,02715) [-1,89]*	(-)
G_{INFRA}			(-)	(-)
$G_{EDUCSAÚDE}$				
G_{DEFESA}				
Teste de WALD	Chi ² (7) = 679.707 [0.0000] **	Chi ² (5) = 914.827 [0.0000] **	Chi ² (6) = 982.221 [0.0000] **	Chi ² (4) = 879.669 [0.0000] **

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *, ** e *** correspondem a resultados significantes a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente;

(-) variável eliminada pelo algoritmo de redução (*PcGETS*).

As séries foram expressas em logaritmo natural.

7 CONCLUSÕES

O trabalho foi motivado pela necessidade de compreensão da relação entre a condução da política fiscal e o crescimento da economia. A partir da recente experiência brasileira, investigou-se se o direcionamento de gastos e receitas públicas pode ser utilizado como política de crescimento, independentemente das considerações acerca do tamanho do Estado.

A concepção do trabalho foi baseada nas predições teóricas de Barro (1990) e no modelo empírico formulado por Kneller, Bleaney e Gemmell (1999), no qual a especificação das variáveis fiscais obedece à classificação funcional. Esta opção vai ao encontro das novas práticas adotadas pela contabilidade pública, inauguradas a partir da instituição do orçamento-programa e que guardam o objetivo de dar maior transparência às ações governamentais.

Inicialmente, formulou-se um modelo de crescimento, inspirado em Barro (1990), o qual propôs uma desagregação das categorias orçamentárias, argumentando-se que a taxa de crescimento do produto é afetada positivamente pelos gastos públicos produtivos, e negativamente pela tributação incidente sobre a renda, ao passo que o gasto público de caráter improdutivo e a tributação sobre o consumo não se apresentaram relacionados à mesma taxa de crescimento (predição de neutralidade).

A primeira contribuição deste trabalho foi a construção de séries temporais para o orçamento público classificado por função e consolidado para todos os entes federados no período de 1980 a 2008.

O exame preliminar dos dados sugeriu que os gastos improdutivos teriam se ampliado para atender a demandas sociais, principalmente, a partir da Constituição de 1988. Já os gastos produtivos teriam sofrido ajustes, a partir de 1989, por força da concorrência com os gastos improdutivos, dadas as limitações orçamentárias. Os ajustes teriam atingido principalmente o setor de infraestrutura. A tributação incidente sobre a renda, segundo a análise apresentada, teria se expandido por dois fatores: o movimento da União em procurar receitas tributárias que não pudessem ser objeto de transferências constitucionais e o aumento da necessidade de financiamento do sistema de previdência social, o que ampliou a base de incidência das contribuições sobre a renda e a folha de salários.

Os resultados das estimações forneceram evidências de que na experiência brasileira recente o investimento privado e a evolução do PIB mundial foram os fatores mais importantes para a determinação do crescimento da renda *per capita* no Brasil. Os gastos públicos produtivos, principalmente os relativos às funções de infraestrutura, também estiveram positivamente relacionados ao produto *per capita* no longo prazo, enquanto as receitas da tributação incidente sobre a renda

estiveram negativamente relacionadas ao PIB *per capita*, resultados esses que se mantiveram em todas as estratégias de estimação.

Os gastos improdutivos (gastos em assistência e previdência social, trabalho, direito da cidadania, organização agrária, gestão ambiental, desporto e lazer) e a tributação sobre o consumo (incidente sobre a produção e a circulação de mercadorias e serviços), tomados como agregados, não se mostraram capazes de integrar modelos coerentes em relação ao PIB *per capita* no longo prazo, fato que sugere a predição de neutralidade de tais agregados em relação às taxas de crescimento.

Essa análise permite concluir que a política fiscal adotada no Brasil para o período 1980–2008 é um fator limitante ao crescimento econômico de longo prazo do país. Sendo assim, torna-se necessário discutir em que medida devem ser promovidas modificações na política fiscal de modo a se desenvolver maior focalização em gastos públicos de caráter produtivo, principalmente na infraestrutura. Um entrave ao mesmo processo, entretanto, parece ser a estrutura de financiamento do Estado brasileiro, a qual tem privilegiado a tributação incidente sobre a renda. Do ponto de vista do crescimento, torna-se imperativa a revisão da estrutura tributária, a fim de desonerar a renda dos fatores de produção, mas levando em conta as características distributivas deste tipo de tributo, o que vai além do escopo deste trabalho.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to find empirical evidence about the relation between fiscal policy and GDP expansion in Brazil from 1980 to 2008. It evaluates, ultimately, if the recent Brazilian experience gives support to the predictions of Barro's growth model (BARRO, 1990) that government's expenditure and tax collection can affect the rate of growth of output in the long run. Empirical tests were carried out using time series on government budget collected by functional classification according to a new methodology. The econometric tests were performed by general estimation of the Autoregressive Distributed Lag (ADL) models using the *PcGets* algorithm of Hendry and Krolzig (2005) in order to obtain reduced models with the highest degree of statistical adjustment and then to find the long run solution for these models. The results show that the growth of the government's productive expenditure (mainly that relative to infrastructure: housing, urban planning, industry, commerce, service, communication, agriculture, energy, mineral resources and transportation) is related to the growth of output in the long run, while the expansion in the tax on income is negatively related to the growth of GDP in the long run.

REFERÊNCIAS

- ARRAES, R.; TELLES, V. K. Política fiscal e crescimento econômico: aspectos teóricos e evidências empíricas para as regiões brasileiras. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32, n. especial, p. 676-690, 2001.
- BARRO, R. J. Government spending in a simple model of endogenous growth. *The Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, part 2: The problem of development: A Conference of the Institute for the Study of Free Enterprise Systems, S103-S125, Oct. 1990.

- _____. Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 407-443, May. 1991.
- _____.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth – second edition*. Cambridge, MA: MIT, 2004.
- CASHIN, P. Government spending, taxes, and economic growth. *IMF Staff Papers*, v. 42, n. 2, p. 237-269, Jun. 1995.
- CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *The Review of Economic Studies*, v. 32, n. 3, p. 233-240, Jul. 1965.
- DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H. The composition of public expenditure and economic growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, n. 2, p. 313-344, Apr. 1996.
- DIAMOND, P. A. National debt in a neoclassical growth model. *The American Economic Review*, v. 55, n. 5, part 1, p. 1126-1150, Dec. 1965.
- FERREIRA, P. C. Investimento em infra-estrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 26, n. 2, p. 231-252, ago. 1996.
- _____.; MALLIAGROS, T. G. O impacto da infra-estrutura sobre o crescimento da produtividade do setor privado e do produto brasileiro. *Ensaio Econômico – EPGE*, n. 315, 1997.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- HARBERGER, A. C. The measurement of waste. *The American Economic Review*, v. 54, n. 3, p. 58-76, May 1964 (Papers and Proceedings).
- HENDRY, D. F. *Dynamic econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- _____.; KROLZIG, H.-M. The properties of automatic GETS modelling. *Economic Journal*, v. 115, n. 502, p. C32-C61, Mar. 2005 (Conference Papers).
- _____.; RICHARD, J.-F. On the formulation of empirical models in dynamic econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 20, n. 1, p. 3-33, Oct. 1982.
- _____. The econometric analysis of economic time series. *International Statistical Review*, v. 51, n. 2, p. 111-148, Aug. 1983.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, June/Sept. 1988.
- _____. Interpretation of cointegrating coefficients in the cointegrated vector autoregressive model. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 67, n. 1, p. 93-104, Feb. 2005.
- KELLY, T. Public expenditures and growth. *The Journal of Development Studies*, v. 34, n. 1, p. 60-84, Oct. 1997.
- KNELLER, R.; BLEANEY, M. F.; GEMMELL, N. Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. *Journal of Public Economics*, v. 74, n. 2, p. 171-90, Nov. 1999.
- KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth. In: *The Econometric Approach to Development Planning*. Amsterdam: North-Holland, 1965, p. 225-295.
- LANDAU, D. *The economic impact of military expenditures*. Washington, DC: World Bank, May 1993 (Policy Research Working Paper WPS, n. 1.138).

MENDOZA, E. G.; MILESI-FERRETTI, G. M.; ASEA, P. On the ineffectiveness of tax policy in altering long-run growth: Harberger's superneutrality conjecture. *Journal of Public Economics*, v. 66, n. 1, p. 99-126, Oct. 1997.

MUSGRAVE, R. A.; MUSGRAVE, P. B. *Public finance in theory and practice*. New York: McGraw-Hill, 1973.

NAZMI, N.; RAMIREZ, M. D. Public and private investment and economic growth in Mexico. *Contemporary Economic Policy*, v. 15, n. 1, p. 65-75, Jan. 1997.

PHILLIPS, P. C. B.; LORETAN, M. Estimating long-run Equilibria. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 3, p. 407-436, May 1991.

RAM, R. Government size and economic growth: a new framework and some evidence from cross-section and time-series data. *The American Economic Review*, v. 76, n. 1, p. 191-203, Mar. 1986.

RAMSEY, F. P. A mathematical theory of saving. *Economic Journal*, v. 38, n. 152, p. 543-559, Dec. 1928.

REZENDE, F. A. *Finanças públicas*. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2001.

RIGOLON, F. J. Z. O Investimento em infra-estrutura e a retomada do crescimento sustentado. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 1, p. 129-158, abr. 1998.

ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros. *Economia Aplicada*, v. 11, n. 4, p. 463-485, out./dez. 2007.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, Feb. 1956.

WICKENS, M. R. Interpreting cointegrating vectors and common stochastic trends. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 2, p. 255-271, Oct. 1996.

(Originais submetidos em janeiro de 2008. Última versão recebida em abril de 2010. Aprovada em abril de 2010.)

ANEXO

TABELA A.1

Quadro de gastos públicos por função

(Em % do PIB)

Função	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Legislativa	0,23	0,24	0,26	0,26	0,34	0,30	0,29	0,36	0,46	0,55	0,59	0,57	0,49	0,57	0,62
Judiciária	0,37	0,41	0,45	0,43	0,55	0,42	0,65	0,62	0,65	0,95	1,06	0,98	1,15	1,51	1,29
Essencial à justiça	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Administração e planejamento	2,67	2,86	2,50	3,24	3,04	2,27	3,42	2,17	3,81	4,49	4,08	3,50	6,94	3,17	3,87
Administração	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Defesa nacional e seg. pública	1,33	1,37	1,56	1,58	2,02	1,49	1,73	1,80	2,22	2,45	2,52	2,12	1,81	2,19	2,18
Defesa nacional	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Segurança pública	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Relações exteriores	0,05	0,06	0,07	0,10	0,12	0,10	0,10	0,04	0,04	0,04	0,12	0,16	0,07	0,10	0,10
Assistência e previdência	2,07	2,41	2,33	2,34	2,93	2,37	2,58	2,75	3,25	5,49	10,02	7,36	7,56	9,60	9,74
Assistência	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Previdência	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Saúde e saneamento	1,03	1,14	1,24	1,20	1,55	1,29	1,40	1,71	2,37	2,74	2,59	3,57	3,84	4,37	4,24
Saúde	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Saneamento	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Trabalho	0,05	0,05	0,05	0,06	0,07	0,06	0,09	0,11	0,11	0,19	1,08	0,87	0,89	0,83	0,53
Educação e cultura	2,36	2,84	3,04	2,88	3,66	3,24	3,98	4,42	4,58	4,86	4,99	4,09	3,89	4,41	4,84
Educação	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Cultura	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Direitos da cidadania	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Urbanismo	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Habituação e urbanismo	0,40	0,45	0,48	0,47	0,64	0,53	0,50	0,77	1,30	0,98	1,25	1,50	1,52	1,26	1,25
Habituação	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

(continua)

(continuação)

Função	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Legislativa	0,68	0,65	0,73	0,72	0,69	0,63	0,63	0,64	0,70	0,66	0,64	0,67	0,68	0,66
Judiciária	1,40	1,38	1,54	1,84	1,56	1,38	1,29	1,24	1,26	1,22	1,23	1,32	1,32	1,27
Essencial à justiça	-	-	-	-	-	0,06	0,07	0,21	0,23	0,30	0,31	0,34	0,37	0,46
Administração e planejamento	3,12	3,92	6,29	9,52	6,91	3,98	1,30	-	-	-	-	-	-	-
Administração	-	-	-	-	-	0,56	0,56	2,07	2,03	2,07	1,92	2,02	2,33	2,25
Defesa nacional e seg. pública	2,02	1,84	1,98	1,98	1,94	1,03	1,15	-	-	-	-	-	-	-
Defesa nacional	-	-	-	-	-	0,90	0,91	1,19	0,68	0,70	0,78	0,71	0,76	0,77
Segurança pública	-	-	-	-	-	0,19	0,20	1,11	1,33	1,22	1,24	1,37	1,41	1,42
Relações exteriores	0,05	0,05	0,05	0,04	0,07	0,06	0,07	0,12	0,07	0,07	0,07	0,06	0,06	0,06
Assistência e previdência	9,57	9,81	9,70	9,74	10,85	2,24	1,69	-	-	-	-	-	-	-
Assistência	-	-	-	-	-	0,38	0,41	0,88	0,83	0,98	1,00	1,22	1,29	1,32
Previdência	-	-	-	-	-	7,92	8,26	9,86	9,93	10,08	10,30	10,76	10,83	10,93
Saúde e saneamento	3,98	3,46	3,69	3,83	3,98	2,18	2,39	-	-	-	-	-	-	-
Saúde	-	-	-	-	-	1,72	1,82	3,72	4,18	4,34	4,32	4,57	4,87	4,94
Saneamento	-	-	-	-	-	0,01	0,02	0,39	0,32	0,28	0,26	0,33	0,38	0,43
Trabalho	0,82	0,88	0,94	0,86	0,80	0,58	0,57	1,41	0,61	0,60	0,64	0,75	0,81	0,83
Educação e cultura	4,35	4,37	3,95	5,41	5,44	3,85	3,95	-	-	-	-	-	-	-
Educação	-	-	-	-	-	0,90	0,89	3,81	4,75	4,16	4,11	4,35	4,81	5,06
Cultura	-	-	-	-	-	0,02	0,02	0,16	0,13	0,12	0,13	0,15	0,16	0,18
Direitos da cidadania	-	-	-	-	-	0,03	0,04	0,09	0,13	0,14	0,16	0,18	0,18	0,20
Urbanismo	-	-	-	-	-	0,02	0,04	0,84	0,87	0,88	0,76	0,92	1,08	1,19
Habituação e urbanismo	1,20	0,97	0,93	0,93	0,88	0,85	0,75	-	-	-	-	-	-	-
Habituação	-	-	-	-	-	0,14	0,03	0,10	0,10	0,12	0,13	0,15	0,13	0,18

(continua)

(continuação)

Função	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Gestão ambiental	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ciência e tecnologia	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Agricultura	0,93	0,60	0,72	0,81	0,79	0,55	1,33	2,01	1,95	1,14	1,58	1,44	1,17	1,28	1,40
Organização agrária	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Indústria, comércio e serviços	0,32	0,33	0,39	0,27	0,29	0,22	0,68	1,10	1,15	0,52	0,46	0,37	0,22	0,46	0,37
Indústria	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Comércio e serviços	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Comunicações	0,12	0,15	0,14	0,10	0,06	0,05	0,11	0,08	0,05	0,06	0,06	0,03	0,03	0,02	0,04
Energia	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Energia e recursos minerais	0,43	0,82	0,74	0,61	1,08	0,43	0,74	0,86	1,01	0,57	0,20	0,18	0,24	0,48	0,22
Transporte	2,30	2,25	2,37	2,43	3,44	2,91	2,79	3,27	3,69	3,45	3,07	2,11	2,42	2,68	2,40
Desporto e lazer	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Desenvolvimento regional	1,96	1,90	2,01	1,99	2,57	2,45	2,89	2,52	2,67	2,82	4,35	3,77	4,04	4,18	4,23
Encargos especiais	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Outras	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Gastos totais (% do PIB)	16,62	17,87	18,35	18,77	23,14	18,66	23,27	24,60	29,30	31,30	38,03	32,61	36,27	37,09	37,33

(continua)

(continuação)	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Gestão ambiental	-	-	-	-	-	0,10	0,15	0,23	0,21	0,20	0,22	0,19	0,25	0,26
Ciência e tecnologia	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,11	0,12	0,15	0,18	0,20	0,22	0,23	0,24	0,23
Agricultura	1,36	0,98	1,18	0,95	1,00	0,65	0,63	0,56	0,58	0,56	0,57	0,61	0,63	0,54
Organização agrária	-	-	-	-	-	0,09	0,10	0,10	0,09	0,14	0,17	0,19	0,19	0,16
Indústria, comércio e serviços	0,32	0,28	0,33	0,69	0,93	0,30	0,21	-	-	-	-	-	-	-
Indústria	-	-	-	-	-	0,03	0,04	0,14	0,10	0,13	0,13	0,14	0,16	0,13
Comércio e serviços	-	-	-	-	-	0,16	0,21	0,24	0,22	0,18	0,20	0,19	0,20	0,22
Comunicações	0,03	0,02	0,04	0,04	0,06	0,05	0,06	0,25	0,06	0,05	0,04	0,04	0,06	0,50
Energia	-	-	-	-	-	0,04	0,06	0,56	0,28	0,07	0,08	0,12	0,06	0,60
Energia e recursos minerais	0,14	0,13	0,13	0,16	0,14	0,02	0,04	-	-	-	-	-	-	-
Transporte	1,67	1,53	2,40	1,51	1,17	1,17	1,18	1,95	0,85	0,91	1,07	1,03	1,26	1,37
Desporto e lazer	-	-	-	-	-	0,01	0,02	0,08	0,08	0,08	0,08	0,12	0,16	0,14
Desenvolvimento regional	3,60	3,44	3,48	3,62	3,50	0,00	0,03	-	-	-	-	-	-	-
Encargos especiais	-	-	-	-	-	4,31	4,34	6,39	7,41	7,14	7,93	8,55	9,96	11,27
Outras	0,00	0,83	0,06	0,52	0,47	0,81	4,57	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Gastos totais (% do PIB)	34,31	34,54	37,40	42,35	40,38	37,49	38,82	38,49	38,19	37,59	38,72	41,27	44,65	47,57

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Valores obtidos a partir da aplicação da metodologia descrita na seção 3 do presente trabalho.

A descrição das funções de gastos e a vinculação dos respectivos valores obedecem à Portaria nº 42/1999 do Ministério do Orçamento e Gestão (MOG) e à Portaria nº 9 de 1974 do Ministério de Estado do Planejamento e Coordenação Geral (MEP/CG).

Valores registrados como proporção do PIB corrente.

No quadro acima as funções administração e planejamento (na vigência da Portaria nº 9/1974 MEP/CG) e encargos especiais (a partir da Portaria nº 42/1999 do MOG) foram diminuídas dos valores relativos a amortização, refinanciamento e juros das dívidas a fim de que os efeitos financeiros fossem isolados.

Os valores relativos às transferências integram, respectivamente, as funções desenvolvimento regional e encargos especiais.

TABELA A.2
Quadro de receitas públicas
 (Em % do PIB)

Receita	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Receitas correntes	16,90	17,34	17,77	18,63	23,94	18,49	20,48	20,29	21,85	23,74	32,38	29,08	29,22	37,13	35,22
Receita tributária	13,57	13,84	13,99	14,06	17,91	13,98	15,45	14,34	15,04	14,19	16,66	14,22	14,18	14,17	16,19
Impostos	11,58	12,12	12,22	12,31	15,78	12,34	15,24	12,79	12,97	13,97	16,43	14,08	14,11	14,05	15,15
Impostos_com. exterior	0,70	0,58	0,48	0,45	0,52	0,38	0,47	0,40	0,43	0,43	0,38	0,41	0,39	0,44	0,52
Impostos_patr. e a renda	2,56	2,81	2,99	3,70	5,36	4,23	5,32	3,62	4,34	4,19	4,19	3,64	3,83	3,78	3,86
Impostos_prod. e a circulação	8,32	8,73	8,74	8,16	9,91	7,73	9,45	8,77	8,20	9,21	11,73	9,90	9,78	9,74	10,77
Outros impostos	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,15	0,13	0,12	0,10	0,07	0,00
Outras receitas tributárias	1,99	1,73	1,77	1,75	2,13	1,64	0,21	1,55	2,07	0,21	0,23	0,14	0,07	0,12	1,03
Receita de contribuições	0,35	0,40	0,46	2,19	2,89	1,59	1,58	1,51	1,97	2,43	8,98	7,55	7,78	8,90	8,95
Receita patrimonial	0,16	0,17	0,14	0,08	0,06	0,05	0,07	0,03	0,48	1,40	0,21	0,36	0,38	4,49	1,83
Receita agropecuária	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01
Receita industrial	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,03
Receita de serviços	0,01	0,00	0,00	0,05	0,06	0,05	0,75	0,45	0,19	0,22	0,17	0,20	0,23	1,17	1,09
Transferências correntes	1,99	1,89	2,16	1,68	2,13	1,87	1,90	2,03	2,42	3,53	5,18	4,39	4,27	5,73	5,15
Outras receitas correntes	0,81	1,03	1,02	0,57	0,88	0,95	0,73	1,93	1,74	1,95	1,15	2,35	2,37	2,63	1,97
Receitas de capital	0,65	0,68	0,66	0,43	0,54	0,52	0,49	0,85	0,88	3,34	7,89	4,62	3,07	7,39	4,57
Total das receitas	17,55	18,01	18,43	19,06	24,47	19,01	20,98	21,14	22,73	27,08	40,26	33,71	32,30	44,52	39,78

(continua)

(continuação)

Receita	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Receitas correntes	32,90	33,26	33,46	36,65	37,46	38,72	40,00	40,43	40,96	41,13	42,63	44,12	45,70	46,80
Receita tributária	14,83	14,36	13,89	14,81	15,21	15,23	15,89	15,74	15,74	15,55	16,15	16,54	17,25	18,53
Impostos	14,80	14,15	13,69	14,28	15,20	14,95	15,43	15,28	15,25	15,06	15,63	16,00	16,68	17,96
Impostos_com. exterior	0,69	0,50	0,54	0,67	0,73	0,71	0,70	0,54	0,48	0,47	0,42	0,42	0,48	0,59
Impostos_patr. e a renda	4,52	4,53	4,40	5,13	5,21	4,60	5,43	6,53	6,32	6,07	6,62	6,77	7,26	7,69
Impostos_prod. e a circulação	9,58	9,12	8,74	8,48	9,27	8,96	9,26	8,17	8,41	8,48	8,56	8,77	8,90	9,64
Outros impostos	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,67	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04
Outras receitas tributárias	0,03	0,21	0,21	0,52	0,01	0,29	0,47	0,46	0,49	0,49	0,52	0,54	0,57	0,53
Receita de contribuições	8,10	9,40	9,89	9,63	10,74	11,94	13,08	13,83	14,18	15,09	15,31	14,70	15,17	14,02
Receita patrimonial	0,99	0,49	0,62	1,48	0,94	1,06	1,27	1,07	1,27	1,18	1,22	2,14	2,12	2,45
Receita agropecuária	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Receita industrial	0,03	0,03	0,04	0,11	0,10	0,09	0,06	0,08	0,06	0,04	0,05	0,03	0,04	0,04
Receita de serviços	1,01	0,99	0,77	1,03	1,17	1,31	1,61	1,63	1,68	1,57	1,55	1,58	1,56	1,54
Transferências correntes	5,62	5,54	5,69	6,34	6,87	6,41	6,60	6,17	6,46	6,35	6,58	7,12	7,56	8,27
Outras receitas correntes	2,31	2,45	2,56	3,23	2,42	2,67	1,46	1,92	1,58	1,33	1,77	2,00	2,00	1,96
Receitas de capital	0,86	0,96	2,34	2,80	2,58	4,31	3,10	6,12	3,26	1,60	1,64	1,90	1,45	1,68
Total das receitas	33,76	34,22	35,80	39,44	40,04	43,03	43,10	46,55	44,23	42,72	44,27	46,01	47,15	48,48

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Valores obtidos a partir da metodologia de consolidação descrita na seção 3 deste trabalho.

Dados para a desagregação das receitas tributárias relativos aos períodos anteriores a 1994 foram completados por informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), site Estatísticas do Século XX.

Receitas de amortização, refinanciamento e de juros foram subtraídas das receitas de capital a fim de que os efeitos financeiros fossem segregados.

QUADRO A.1

Conceito e fonte das variáveis especificadas

Capital fixo - deflator implícito	Capital fixo - formação bruta - deflator implícito - índice encadeado (média 1980 = 100) - IBGE/Sistema de Contas Nacionais (SCN) 2000 Anual - SCN_DIFBKF. Fontes: Para 2007 e 2008: resultados preliminares estimados a partir das <i>Contas Nacionais Trimestrais Referência 2000</i> . Para 1970-1990: Sistema de Contas Nacionais Consolidadas. Nesse período a série foi construída pela evolução dos índices de base fixa aplicada ao valor corrente de 1980. A partir de 1991: série encadeada pela taxa de variação real anual da série a preços do ano anterior (base móvel). Para definição da variável: Contas Nacionais - Conceitos.
G _{IMP}	Gastos públicos improdutivos (preços de 2008). Soma dos gastos públicos relacionados às funções assistência e previdência social; trabalho; direitos da cidadania; organização agrária; gestão ambiental e desporto e lazer. Definição conforme subseção 4.2, quadro 2. Fonte STF. Série construída com a aplicação do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), índice normalizado para 2008.
G _{OUT}	Outros gastos públicos (preços de 2008). Soma dos gastos públicos relacionados às funções: legislativa; judiciária; essencial à justiça; administração e planejamento (subtraída de gastos com amortização, refinanciamento e juros das dívidas interna e externa); relações exteriores; desenvolvimento regional; encargos especiais e outros. Definição conforme subseção 4.2, quadro 2. Fonte STF. Série construída com a aplicação do IGP-DI/FGV, índice normalizado para 2008.
G _{PROD}	Gastos públicos produtivos (preços de 2008). Soma dos gastos públicos relacionados às funções: defesa e segurança pública; saúde e saneamento; educação e cultura; habitação e urbanismo; comunicação; ciência e tecnologia, agricultura; indústria, comércio e serviços; energia elétrica e recursos minerais e transportes. Definição conforme subseção 4.2, quadro 2. Fonte STF. Série construída com a aplicação do IGP-DI/FGV, índice normalizado para 2008.
G _{INFRA}	Grupo de gastos públicos relacionados ao setor de infraestrutura (preços de 2008). Soma dos gastos públicos relacionados às funções: habitação e urbanismo; comunicação; agricultura; indústria, comércio e serviços; energia elétrica e recursos minerais e transportes. Definição conforme subseção 4.3. Fonte STF. Série construída com a aplicação do IGP-DI/FGV, índice normalizado para 2008.
G _{EDUCAÚDE}	Grupo de gastos públicos relacionados ao setor de educação e saúde (preços de 2008). Soma dos gastos públicos relacionados às funções: saúde e saneamento; educação e cultura. Definição conforme subseção 4.3. Fonte STF. Série construída com a aplicação do IGP-DI/FGV, índice normalizado para 2008.
G _{DEFESA}	Grupo de gastos públicos relacionados ao setor de defesa (preços de 2008). Soma dos gastos públicos relacionados às funções: defesa e segurança pública. Definição conforme subseção 4.3. Fonte STF. Série construída com a aplicação do IGP-DI/FGV, índice normalizado para 2008.
I _{PRIV}	Investimento privado (preços de 2008). Série construída tomando-se a formação bruta de capital fixo (FBCF) total diminuída da FBCF da administração pública e aplicando-se o deflator implícito para a FBCF, índice normalizado para 2008. Fontes: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e STN (para dados referentes a investimentos públicos – FBCF da administração pública – posteriores a 2005).
IGP-DI/FGV	IGP-DI - geral - índice (agosto 1994 = 100) - FGV/ <i>Conjuntura Econômica</i> - IGP - IGP_IGP. IGP-DI. Obs.: Refere-se à média dos índices mensais.
PEA	População economicamente ativa PEA urbana - pessoa - Ipea - GEPS_PEAURB

(continua)

(continuação)

y_{PC}	PIB PC: PIB <i>per capita</i> (preços 2008) - R\$ de 2008 - Ipea - GAC_PIBCAPR. Elaboração Ipea. Série estimada utilizando-se o PIB preços de 2008 e a população residente em 1º de julho. Para 2008: resultados preliminares estimados a partir das <i>Contas Nacionais Trimestrais - Referência 2000</i> .
PIB_{MUNDO}	Série obtida a partir do encadeamento do PIB mundial - var. real anual - (% a.a.) - FMI/IFS - IFS_PWNG, que tomou como referência 100 o ano de 2008.
REC_{OUT}	Outras receitas (preços de 2008). Soma das receitas públicas não classificadas como tributação distorciva ou tributação não distorciva. Definição conforme subseção 4.2, quadro 2. Fonte STF. Série construída com a aplicação do IGP-DI/FGV, índice normalizado para 2008.
T_Y	Tributação sobre a renda (preços de 2008). Soma do total dos impostos incidentes sobre o patrimônio e a renda mais as contribuições sociais. Definição conforme subseção 4.2, quadro 2. Fonte STF. Série construída com a aplicação do IGP-DI/FGV, índice normalizado para 2008.
T_C	Tributação sobre o consumo (preços de 2008). Soma do total dos impostos incidentes sobre a produção e a circulação de mercadorias e serviços. Definição conforme subseção 4.2, quadro 2. Fonte STF. Série construída com a aplicação do IGP-DI/FGV, índice normalizado para 2008.
TT	Termos de troca - índice (média 2006 = 100) - Razão entre os índices de preço das exportações e os índices de preço das importações. Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex) - FUNCEX_TTR.

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A.3

PIB per capita: modelo ADL (1,1,1)

Regressões	1		2	
	Liberal	Conservadora	Liberal	Conservadora
Estratégias de redução				
	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
Regressores (Ln)	(erro-padrão)	(erro-padrão)	(erro-padrão)	(erro-padrão)
	[estatística-t]	[estatística-t]	[estatística-t]	[estatística-t]
Constante	6,7194 (0,4648) [14,5]***	6,7194 (0,4648) [14,5]***	(-)	(-)
Tendência	0,0106 (0,0016) [6,44]***	0,0106 (0,0016) [6,44]***	-0,0036 (0,0008) [4,29]***	-0,0036 (0,0008) [-4,29]***
I_{PRIV}	0,2271 (0,0232) [9,80]***	0,2271 (0,0232) [9,80]***	0,1982 (0,0204) [9,74]***	0,1982 (0,0204) [9,74]***
$I_{PRIV}(-1)$	(-)	(-)	(-)	(-)
PEA	(-)	(-)	(-)	(-)
$PEA(-1)$	(-)	(-)	(-)	(-)
G_{PROD}	0,0586 (0,0216) [2,72]**	0,0586 (0,0216) [2,72]**	0,0508 (0,0182) [2,79]***	0,0508 (0,0182) [2,79]***
$G_{PROD}(-1)$	(-)	(-)	(-)	(-)
T_Y	-0,0843 (0,0186) [-4,53]***	-0,0843 (0,0186) [-4,53]***	-0,0723 (0,0151) [-4,80]***	-0,0723 (0,0151) [-4,80]***
$T_Y(-1)$	(-)	(-)	(-)	(-)
PIB_{MUNDO}			0,4161 (0,0237) [17,5]***	0,4161 (0,0237) [17,5]***
$PIB_{MUNDO}(-1)$			(-)	(-)
Radj ²	0,9628	0,9628	0,9739	0,9739
DW	1,34	1,34	1,44	1,44
AIC	-8,1398	-8,1398	-8,4947	-8,4947
HQ	-8,0671	-8,0671	-8,4219	-8,4219
SC	-7,9019	-7,9019	-8,2568	-8,2568
T	28	28	28	28
p	5	5	5	5
Chow (L: 1) (prob)	(1995:1) 1,0900 (0,4541)	(1995:1) 1,0900 (0,4541)	(1995:1) 0,6327 (0,7833)	(1995:1) 0,6327 (0,7833)
Chow (L: 1) (prob)	(2006:1) 0,2905 (0,7508)	(2006:1) 0,2905 (0,7508)	(2006:1) 0,0140 (0,9861)	(2006:1) 0,0140 (0,9861)
T_Norm (prob)	0,4543 (0,7968)	0,4543 (0,7968)	0,5002 (0,7787)	0,5002 (0,7787)
T_AR 1-4 (prob)	1,9567 (0,1423)	1,9567 (0,1423)	1,3669 (0,2825)	1,3669 (0,2825)
T_ARCH 1-4 (prob)	0,4272 (0,7868)	0,4272 (0,7868)	0,7055 (0,6005)	0,7055 (0,6005)
T_hetero (prob)	5,8057 (0,6690)	5,8057 (0,6690)	8,0087 (0,6280)	8,0087 (0,6280)

Fonte: Elaboração própria. Notas: *, ** e *** correspondem a resultados significantes a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

(-) variável eliminada pelo algoritmo de redução (PcGets). As séries foram expressas em logaritmo.

TABELA A.4

PIB per capita: modelo ADL (1,1,1) para neutralidade e desagregação de gastos

Regressões	3		4	
	Liberal	Conservadora	Liberal	Conservadora
Estratégias de redução	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
Regressores (Ln)	(erro-padrão)	(erro-padrão)	(erro-padrão)	(erro-padrão)
	[estatística-t]	[estatística-t]	[estatística-t]	[estatística-t]
Constante	4,8759 (0,9140) [5,33]***	7,1882 (0,5448) [13,2]***	7,3018 (0,4138) [17,6]***	6,8966 (0,3735) [18,5]***
<i>y_PC (-1)</i>	0,2278 (0,09410) (2,42)**	(-)	(-)	(-)
Tendência	0,0083 (0,0022) [3,85]***	0,0125 (0,0018) [7,12]***	0,0151 (0,0019) [7,88]***	0,0124 (0,0013) [9,16]***
<i>I_PRIV</i>	0,1680 (0,0270) [6,21]***	0,2152 (0,0234) [9,21]***	0,2172 (0,0200) [10,8]***	0,2239 (0,0208) [10,8]***
<i>I_PRIV (-1)</i>	(-)	(-)	(-)	(-)
<i>PEA</i>	(-)	(-)	(-)	(-)
<i>PEA (-1)</i>	(-)	(-)	(-)	(-)
<i>G_PROD</i>	(-)	(-)		
<i>G_PROD (-1)</i>	0,0734 (0,0207) [3,54]***	0,0701 (0,0214) [3,28]***		
<i>G_IMP</i>	(-)	(-)		
<i>G_IMP (-1)</i>	(-)	(-)		
<i>G_OUT</i>	-0,0317 (0,0175) [-1,81]*	(-)		
<i>G_OUT (-1)</i>	-0,0444 (0,0164) [-2,72]**	(-)		
<i>T_Y</i>	-0,0591 (0,0173) [-3,42]***	-0,0843 (0,0186) [-4,53]***	-0,0842 (0,0158) [-5,33]***	-0,0835 (0,0166) [-5,01]***
<i>T_Y (-1)</i>	0,0359 (0,0175) [2,05]*	(-)	(-)	(-)
<i>T_C</i>	0,0819 (0,0270) [3,03]***	(-)		
<i>T_C (-1)</i>	(-)	(-)		

(continua)

(continuação)

Regressões	3		4	
	Liberal	Conservadora	Liberal	Conservadora
Estratégias de redução	Coeficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coeficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coeficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coeficiente (erro-padrão) [estatística-t]
<i>REC_OUT</i>	(-)	(-)		
	-0,0444	-0,4737		
<i>REC_OUT</i> (-1)	(0,0114) [-3,91]***	(0,0133) [-3,55]***		
<i>G_INFRA</i>			0,0720 (0,0171) [4,21]***	0,0492 (0,01278) [3,57]***
<i>G_INFRA</i> (-1)			(-)	(-)
<i>G_EDUCAÚDE</i>			-0,0514 (0,0271) [-1,89]	(-)
<i>G_EDUCAÚDE</i> (-1)			(-)	(-)
<i>G_DEFESA</i>			(-)	(-)
<i>G_DEFESA</i> (-1)			(-)	(-)
Radj ²	0,9834	0,9712	0,9733	0,9701
DW	2,00	1,38	1,67	1,46
AIC	-8,8181	-8,3678	-8,4372	-8,3576
HQ	-8,6581	-8,2805	-8,3499	-8,2849
SC	-8,2948	-8,0823	-8,1518	-8,1197
T	28	28	28	28
p	11	6	6	5
Chow (.: 1) (prob)				(1995:1) 0,9148 (0,5686)
Chow (.: 1) (prob)	(2006:1) 1,8165 (0,1966)	(2006:1) 0,6458 (0,5349)	(2006:1) 0,1054 (0,9004)	(2006:1) 0,1531 (0,8590)
T_ Norm (prob)	0,1119 (0,9456)	0,2827 (0,8682)	0,7929 (0,6727)	1,2147 (0,5448)
T_ AR 1-4 (prob)	0,1999 (0,9339)	0,7229 (0,5876)	0,2853 (0,8836)	0,9564 (0,4538)
T_ ARCH 1-4 (prob)	0,7992 (0,5550)	0,7454 (0,5770)	0,5185 (0,7236)	0,5943 (0,6722)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *, ** e *** correspondem a resultados significantes a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

(-) variável eliminada pelo algoritmo de redução (PcGets).

As séries foram expressas em logaritmo.

TABELA A.5

Resultados dos modelos de correção de erros correspondentes aos ADL estimados

Regressões	1	2	3	4	5	6
Regressores (Ln)	Coeficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coeficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coeficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coeficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coeficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coeficiente (erro-padrão) [estatística-t]
Constante	0,5483 (0,0130) [4,23]***	-0,0138 (0,0087) [-1,59]	0,0083 (0,0020) [4,16]***	0,0253 (0,0952) [0,27]	0,0120 (0,0031) [3,81]***	0,1107 (0,1015) [1,09]
erro (-1)	-0,7349 (0,2040) (-3,60)***	-0,9294 (0,2004) (-4,64)***	-0,7283 (0,0915) (-7,96)***	-0,0030 (0,0175) (-0,17)	-0,8607 (0,2079) (-4,14)***	-0,1629 (0,1644) (-0,99)
DI_PRIV	0,1958 (0,0296) [6,62]***	0,1633 (0,0271) [6,02]***	0,1772 (0,0224) [7,91]***	0,2173 (0,0413) [5,27]***	0,2006 (0,0268) [7,49]***	0,2049 (0,0325) [6,31]***
DG_PROD	0,0672 (0,0336) [2,00]**	0,0742 (0,0284) [2,61]**	0,0146 (0,0223) [0,66]	-0,0128 (0,0466) [-0,27]		
DG_IMP						
DG_OUT			-0,0308 (0,0125) [-2,48]**			
DT_Y	-0,0780 (0,0152) [-5,15]***	-0,0776 (0,0127) [-6,11]***	-0,0566 (0,0104) [-5,46]***	-0,0625 (0,0180) [-3,47]***	-0,0805 (0,0133) [-6,04]***	-0,0710 (0,0179) [-3,97]***
DT_C			0,0632 (0,0203) [3,12]***			
DREC_OUT			0,0042 (0,0093) [0,45]	0,0226 (0,0171) [1,32]		
DG_INFRA					0,0615 (0,0156) [3,95]***	0,0290 (0,0186) [1,56]
DG_EDUCAÚDE					-0,0370 (0,0311) [-1,19]	
DG_DEFESA						

(continua)

(continuação)

Regressões	1	2	3	4	5	6
Regressores (Ln)	Coefficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coefficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coefficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coefficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coefficiente (erro-padrão) [estatística-t]	Coefficiente (erro-padrão) [estatística-t]
<i>DPIB_MUNDO</i>		0,7378 (0,2497) [2,95]***				
sigma	0,0149	0,0126	0,0093	0,0183	0,0130	0,0175
SQR	0,0051	0,0035	0,0017	0,0074	0,0037	0,0071
R ²	0,8219	0,8778	0,9394	0,7425	0,8701	0,7525
F	26,54 [0,000]	31,61 [0,000]	44,28 [0,000]	12,68 [0,000]	29,46 [0,000]	17,48 [0,000]
Log-Verossimilhança	80,8288	86,1006	95,9139	75,6619	85,2385	76,2198
DW	1,49	1,50	2,19	1,80	1,53	1,83
T	28	28	28	28	28	28
p	5	6	8	6	6	5
Média (<i>Y_PC</i>)	0,0078	0,0078	0,0078	0,0078	0,0078	0,0078
var (<i>Y_PC</i>)	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010

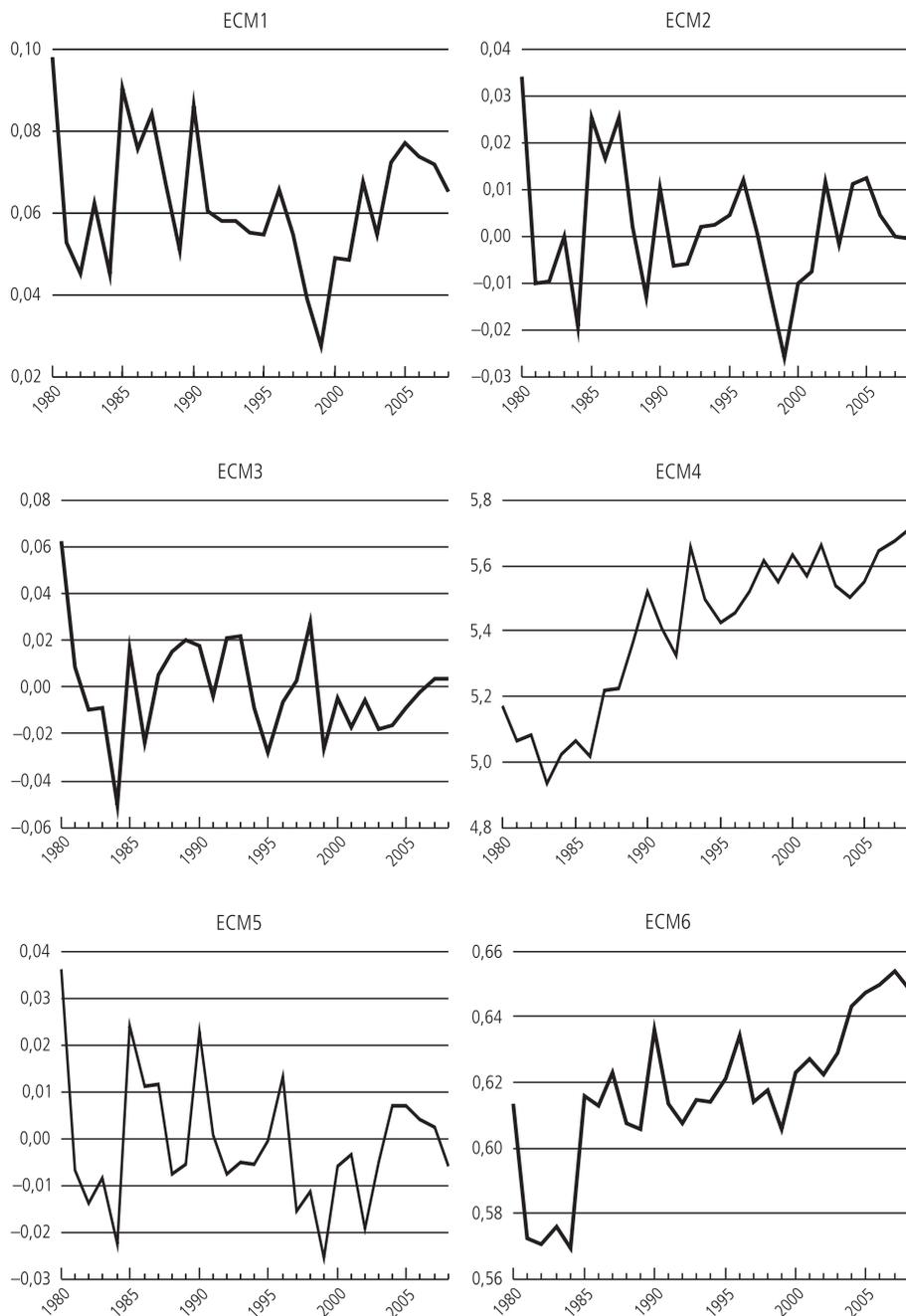
Fonte: Elaboração própria.

Notas: *, ** e *** correspondem a resultados significantes a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

As séries foram expressas em logaritmo.

GRÁFICO A.1

Gráficos do termo de erro dos modelos de correção de erros



Fonte: Elaboração própria.

REGRESSÃO QUANTÍLICA COM CORREÇÃO PARA A SELETIVIDADE AMOSTRAL: ESTIMATIVA DOS RETORNOS EDUCACIONAIS E DIFERENCIAIS RACIAIS NA DISTRIBUIÇÃO DE SALÁRIOS DAS MULHERES NO BRASIL*

Danilo Coelho**

Róbert Veszteg***

Fabio Veras Soares****

Este texto estima os retornos educacionais e os diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil, usando regressão quantílica com correção semiparamétrica para viés de seleção amostral. As estimativas mostram que os retornos educacionais são elevados e que não são constantes ao longo da distribuição salarial. Tanto os retornos educacionais quanto os diferenciais raciais são mais elevados nos pontos mais altos da distribuição de salário condicional, o que indica, no caso dos diferenciais raciais, que as mulheres negras enfrentam um teto de vidro (*glass ceiling*) nos níveis salariais mais altos. Para os diferenciais por anos de estudo, questões como a qualidade da educação podem ser um fator importante na explicação da desigualdade salarial entre as mulheres. O texto revela que o uso de uma especificação *probit* para a equação de participação, a fim de corrigir problemas de seleção, produz resultados muito semelhantes à correção semiparamétrica tanto para os retornos educacionais quanto para a discriminação racial.

1 INTRODUÇÃO

Embora tenha tido uma trajetória crescente,¹ a oferta de trabalho das mulheres ainda é bem inferior à dos homens nos países em desenvolvimento. Um aumento na participação feminina pode vir a ter um papel fundamental na redução da desigualdade de salários e de renda familiar *per capita*, assim como na diminuição dos diferenciais salariais entre homens e mulheres. Entretanto, há evidências de que o recente aumento da participação feminina no mercado de trabalho no Brasil teve um efeito pró-desigualdade de renda total (SCORZAFAVE, 2004), apesar de ter tido um efeito redutor da desigualdade salarial (SCORZAFAVE;

* Os autores agradecem a Eduardo Pontual, Rafael Osório e Mauricio Reis pelos valiosos comentários. Veszteg agradece o apoio financeiro do Ministério da Educação e Ciência do governo espanhol. Este artigo foi finalizado durante a visita de Veszteg ao Institute for Social and Economic Research, Osaka University, Japão.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Coordenação de Estudos de Mercado e Regulação da Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura - DISET/Ipea.

*** Professor da Universidad Carlos III de Madrid.

**** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais - DEINT/Ipea e pesquisador do Centro Internacional de Políticas para o Crescimento Inclusivo (CPI-CI).

1. Costa, Silva e Vaz (2009) mostram que no Brasil a taxa de participação das mulheres é de 54%. Para os homens era de 85% em 2006. O Chile apresenta a taxa de participação mais baixa para as mulheres na América Latina, cerca de 47%, segundo os dados da Encuesta de Caracterización Socioeconómica (Casen) de 2003.

MENEZES FILHO, 2005).² Desse modo, mesmo que o diferencial de salários entre homens e mulheres seja reduzido, a desigualdade de renda pode crescer, devido ao aumento da desigualdade entre as mulheres.

Neste caso, o retorno proveniente dos investimentos em educação – dado o maior estoque educacional das mulheres em relação aos homens – e o diferencial racial podem ser determinantes importantes da desigualdade salarial e, por meio desta, da desigualdade total dos rendimentos. Nesse sentido, é importante olhar para o efeito global dos determinantes dos salários das mulheres – tanto aqueles relacionados à remuneração de atributos produtivos, como a educação, quanto possíveis fontes de discriminação, como a cor – na distribuição salarial, em vez de se concentrar apenas no efeito condicional na média.

A regressão quantílica é uma poderosa ferramenta econométrica para examinar a distribuição dos salários das mulheres de uma forma útil e esclarecedora. Por exemplo, ela pode revelar se os retornos educacionais tendem a contribuir para uma desigualdade maior – quando os retornos são mais elevados no topo da distribuição de salários – e se os diferenciais raciais de salário tendem a ser mais prevalentes em quantis salariais mais elevados. Conforme apontam Martins e Pereira (2004), maiores retornos da educação para os quantis mais elevados podem indicar que a qualidade da educação ou externalidades e complementaridades relacionadas aos maiores níveis educacionais, entre outros fatores, podem ser importantes para entender os mecanismos que atuam no sentido de aumentar a desigualdade salarial. Neste caso, um acréscimo da participação feminina com um viés pró-mulheres escolarizadas pode ter o efeito de aumentar a desigualdade total, mesmo em um contexto de redução da desigualdade salarial, como discutido em Costa, Silva e Vaz (2009). Neste sentido, o aumento da participação de mulheres pobres e seu acesso a maiores salários são fatores extremamente importantes a serem levados em conta pelas políticas públicas, para diminuir tanto a desigualdade salarial quanto a desigualdade total.

Em termos metodológicos, o principal desafio na estimação dos determinantes da oferta de trabalho é que o salário de mercado não é observável para quem não está participando do mercado de trabalho. Este problema é particularmente importante no caso das mulheres, que enfrentam mais restrições para participar do mercado de trabalho. Ignorar o fato de que a distribuição salarial observada no mercado para as mulheres é truncada pode gerar um viés de seleção na estimativa dos parâmetros da equação de salários.

A econometria possui vários métodos de estimação que contornam o viés de seleção mencionado. O método convencional para estimar a oferta de trabalho sem

2. Hoffman e Leone (2004) também apontam que a renda do trabalho das mulheres contribuiu para o aumento da desigualdade na renda familiar *per capita* entre 1981 e 2002.

viés de seleção baseia-se na correção de Heckman, que consiste em duas equações: as equações de participação e de salário. A equação de participação explica a probabilidade de participar do mercado de trabalho, enquanto a equação de salário explica os salários de acordo com a abordagem minceriana de capital humano, incluindo o termo de correção derivada da distribuição do termo de erro da equação de participação. Em geral, este tipo de modelo pressupõe uma distribuição normal padrão para o termo de erro da equação de participação (modelo *probit*). No entanto, o uso de métodos semiparamétricos que não dependem de qualquer hipótese sobre a distribuição dos erros do modelo tornou-se comum na literatura.³

Buchinsky (2001) aplica o modelo de seleção amostral num arcabouço de regressão quantílica para estimar os retornos educacionais sobre os salários das mulheres nos Estados Unidos no período compreendido entre 1968 e 1990. Ele mostra que as estimativas semiparamétricas da equação de seleção (participação no mercado de trabalho) são consideravelmente diferentes daquelas obtidas a partir de um modelo paramétrico *probit*, e que existe um viés de seleção amostral importante para todas as faixas etárias e quantis.

A abordagem de regressão quantílica permite-lhe identificar que os retornos educacionais aumentaram muito para as coortes mais jovens, mas variaram pouco para as gerações mais velhas, e que, em geral, os retornos são mais elevados nos quantis mais baixos no início do período de observação e maiores nos quantis mais elevados no final do período de observação.

No que se refere à literatura brasileira, existem poucas aplicações de regressões quantílicas para investigar os determinantes dos salários das mulheres. Maciel, Campêlo e Raposo (2001), por exemplo, mostram um aumento nos retornos educacionais nos quantis superiores da distribuição salarial das mulheres entre 1992 e 1999. Entretanto, como a maioria das aplicações, os autores não controlam para um possível viés de seleção amostral.

Bartalotti e Leme (2007) investigam a discriminação salarial com base em cor e sexo, utilizando dados referentes ao Brasil fornecidos pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 2004. Eles mostram que a discriminação baseada em cor e sexo é positivamente relacionada com o quantil da distribuição salarial. Também indicam que os retornos educacionais são maiores para os quantis mais elevados em todos os grupos analisados, e que isso aumenta as desigualdades entre as mulheres. Arcand e D'Hombres (2004) adotam o método de regressão quantílica, sem correção para seleção amostral, e constatam que a discriminação racial atinge mais os negros e pardos e aumenta à medida que se sobe ao longo da distribuição

3. Ver Martins (2001) para uma aplicação desta abordagem na oferta de trabalho das mulheres em Portugal.

condicional de salários. Santos e Ribeiro (2006) investigam diferencial salarial entre homens e mulheres aplicando regressão quantílica (também sem correção para seleção amostral), a fim de investigar a hipótese de teto de vidro (*glass ceiling*), segundo a qual existe uma barreira invisível para o crescimento do rendimento dos salários das mulheres nos níveis mais altos de rendimento, o que implicaria que o diferencial salarial entre homens e mulheres tenderia a aumentar ao longo da distribuição de salários. Suas estimativas mostram que o diferencial salarial de gênero tem a forma de U invertido, exceto para quantis mais elevados, nos quais há um enorme aumento do diferencial de salários. Este aumento para os decis superiores indica a existência de um teto de vidro.

O objetivo deste estudo é apresentar novas estimativas relativas ao salário das mulheres no Brasil, enfocando os retornos educacionais e diferenciais raciais de salário dentro deste grupo. Usa-se regressão quantílica com correção semiparamétrica para seleção amostral similar à de Buchinsky (2001), com o intuito de se estimar como estes determinantes variam ao longo da distribuição de salários, contribuindo, ou não, para uma desigualdade salarial maior. Será avaliado se a hipótese de normalidade da distribuição dos erros no modelo Heckit padrão não leva a estimativas ainda enviesadas dos parâmetros de interesse. Existe apenas uma aplicação de técnicas para a correção semiparamétrica de seleção amostral usando dados brasileiros. Tanuri-Pianto e Pianto (2002) aplicam esta metodologia para decompor o diferencial de salários entre trabalhadores formais e informais.

Os resultados confirmam que os retornos educacionais são, de fato, elevados na amostra de mulheres ocupadas na faixa etária entre 20 e 60 anos no Brasil. Além disso, os resultados da regressão quantílica mostram que os retornos educacionais e a discriminação racial tendem a ser maiores para as mulheres no topo da distribuição salarial.

O trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 descreve brevemente o modelo de Heckman de seleção amostral e sua versão quantílica. A seção 3 expõe a abordagem semiparamétrica para corrigir viés de seleção. Os dados utilizados na estimativa são apresentados na seção 4. A seção 5 traz os principais resultados e a seção 6, as conclusões.

2 O MODELO DE SELEÇÃO AMOSTRAL DE HECKMAN E SUA VERSÃO QUANTÍLICA

2.1 Heckman: modelo de seleção amostral

No modelo de seleção amostral proposto por Heckman (1979), a variável dependente de interesse é o logaritmo do salário-hora observado apenas para os indivíduos que participam do mercado de trabalho. Uma das principais premissas do modelo estabelece que um indivíduo participa do mercado de trabalho sempre que seu

salário de mercado for maior do que seu salário de reserva. Este modelo pode ser descrito na seguinte forma:

$$Z_i^* = \underbrace{\left(1, CR018, CR03, CR06, EDU, ID, ID2, BRANCA, CHEFE, \right)}_{\tilde{X}_i} \cdot \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

A equação (1) é chamada de equação de participação e Z^* é a diferença entre o salário de mercado e o salário de reserva, que é linearmente dependente com relação a X . Por sua vez, X é um vetor de características individuais e do domicílio cuja especificação é baseada na teoria de capital humano minceriana e na hipótese de que cuidar dos afazeres domésticos e dos filhos são as principais alternativas femininas ao trabalho remunerado, particularmente ao exercido fora de casa. As variáveis $CR018$, $CR06$ e $CR03$ são, respectivamente, o número de crianças menores de 18, 6 e 3 anos de idade na família; EDU é o número de anos de escolaridade; ID é a idade da mulher dividida por 10; $ID2$ é o valor do quadrado de ID ; a variável $BRANCA$ assume o valor de 1 se a cor for branca, e a $CHEFE$ assume valor 1 se for chefe de família; TAM é o número de pessoas no domicílio; $NOSAL$ corresponde ao total das rendas não salariais da pessoa; $OUTRAS$ é a renda dos demais membros da família; $URBANA$ é uma variável binária para domicílio em áreas urbanas; e R é um conjunto de variáveis binárias para regiões geográficas.⁴

A variável dependente Z^* não é observável, mas, uma vez que se pode observar se o agente trabalha ou não, pode-se verificar se $Z^* \geq 0$ ou não. Logo, Z^* possui uma realização dicotômica e observável Z que está relacionada com Z^* como a seguir:

$$Z_i = \begin{cases} 1, \text{ se } \left(\underbrace{1, CR018, CR03, CR06, EDU, ID, ID2, BRANCA, CHEFE, TAM, NOSAL, OUTRAS, URBANA, R}_i \right) \cdot \beta + \varepsilon_i > 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases} \quad (2)$$

A equação (3) é a equação de salário que depende linearmente de um conjunto de características do mercado de trabalho e individuais, $H \subset X$. Ou seja, todas as variáveis que afetam o salário individual e o salário de reserva. Formalmente:

$$SAL_i^* = \underbrace{(1, EDU, BRANCA, ID, ID2, URBANA, R)}_{\tilde{H}_i} \cdot \gamma + u_i \quad (3)$$

4. Seguimos Buchinsky (1998) na escolha das variáveis que determinam a participação das mulheres na força de trabalho.

O viés de seleção amostral ocorre porque somente se observa a variável SAL descrita na equação (4) em vez de SAL^* :

$$SAL_i = \begin{cases} SAL_i^* & \text{se } Z_i = 1 \\ 0 & \text{se } Z_i = 0 \end{cases} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} E(SAL_i | H_i, Z_i = 1) &= H_i \cdot \gamma_\tau + E(u_i | H_i, Z = 1) = \\ &= H_i \cdot \gamma_\tau + \underbrace{E(u_i | H_i, \varepsilon_i \geq -X_i' \beta)}_{\mu(X' \beta)} \end{aligned} \quad (5)$$

Ao se supor que o termo de erro $(u, \varepsilon)_i$ tem uma distribuição normal bivariada, então $\mu(\cdot)$ na equação (5) é igual ao produto entre a inversa da razão de Mill e a covariância entre ε e u . Este é o famoso procedimento de Heckit, introduzido por Heckman (1979), que pode ser utilizado para estimar os coeficientes γ de forma consistente regredindo SAL com relação a H e $\frac{\phi(X' \beta_{probit})}{\Phi(X' \beta_{probit})}$ por mínimos quadrados ordinários (MQO).

2.2 Regressão quantílica para o modelo de seleção amostral de Heckman: Buchinsky (1998)

Por meio da regressão quantílica, introduzida por Koenker e Bassett (1978), estimam-se funções quantílicas condicionais, ou seja, estimam-se modelos cujos quantis da distribuição condicional da variável *resposta* são definidos como funções das covariadas observadas. O método de MQO permite que se determine a média condicional de uma variável aleatória, SAL^* , dadas algumas variáveis explicativas H . Por sua vez, a regressão quantílica vai além ao permitir esta determinação em qualquer quantil (τ) da função de distribuição condicional. Neste caso, a soma assimetricamente ponderada do valor absoluto dos resíduos é considerada para calcular os parâmetros:⁵

$$\min_{\gamma} \frac{1}{n} \sum_{i: SAL_i^* \geq \gamma H_i} w_i \tau |SAL_i^* - \gamma H_i| + \sum_{i: SAL_i^* < \gamma H_i} w_i (1 - \tau) |SAL_i^* - \gamma H_i| \quad (6)$$

5. Ver Koenker e Bassett (1978) e Koenker e Hallock (2001) para mais detalhes.

Assim, o método de regressão quantílica oferece uma visão mais profunda sobre as relações entre as variáveis na base de dados (KOENKER; HALLOCK, 2001). No caso particular que interessa a este trabalho, pode-se testar se os coeficientes associados aos retornos educacionais e os diferenciais raciais diferem ao longo da distribuição de salários.

A equação (5), formalmente, pode ser modificada para adaptar-se ao arcabouço do quantil condicional(τ) como a seguir:

$$\begin{aligned} Quant_{\tau}(SAL_i | H_i, Z_i = 1) &= H_i \cdot \gamma_{\tau} + Quant_{\tau}(u_i | H_i, Z = 1) = \\ &= H_i \cdot \gamma_{\tau} + \underbrace{Quant_{\tau}(u_i | H_i, \varepsilon_i \geq -X_i' \beta)}_{\mu(X' \beta)} \end{aligned} \quad (7)$$

O termo quantil condicional na equação (7) não tem as mesmas propriedades do valor esperado truncado do termo de erro na equação (5). Observe-se que, diferentemente da equação (5), o termo de correção, $\mu_{\tau}(X' \beta)$, não é igual ao produto entre a inversa da razão de Mill e a covariância entre ε e μ , ao se supor que $(u, \varepsilon)_i$ possui uma distribuição normal bivariada. De fato, o quantil condicional possui uma forma desconhecida que é função de $X' \beta$.

3 ESTIMADOR SEMIPARAMÉTRICO COM DOIS ESTÁGIOS: NEWEY (1991) E BUCHINSKY (1998)⁶

Buchinsky (1998, 2001) aplica a técnica de regressão quantílica para investigar a oferta de trabalho feminina nos Estados Unidos. A natureza deste problema requer modelos de seleção amostral. Dado que o quantil condicional dos salários observados depende do termo de correção com forma desconhecida, o estimador de dois estágios semiparamétrico é usado conforme sugerido por Heckman (1979) e Newey (1991).

Neste artigo, segue-se um caminho semelhante, na medida em que se estima a equação de participação no primeiro estágio por meio de um método semiparamétrico e prossegue-se para a estimação da equação de salários – adicionando-se o termo de correção derivado do primeiro estágio – por regressão quantílica. O procedimento de dois estágios semiparamétricos utilizados neste trabalho é resumido a seguir.

- 1) Primeiro estágio – estimador semiparamétrico proposto por Gallant e Nychka (1987): estima-se o parâmetro β por quase máxima verossimilhança seguindo

6. Ver detalhes no anexo A.

Gerfin (1996) e Gabler, Laisney e Lechner (1993), que adotam a técnica de estimação proposta por Gallant e Nychka (1987). Nesta abordagem, a estimação é desenvolvida sem se supor uma pré-distribuição condicional especificada para o termo de erro $(u, \varepsilon)_i$. O modelo sugere a utilização de um polinômio interpolador de Hermite como aproximação de $F_{\varepsilon|X}(\cdot)$, a função de distribuição condicional desconhecida do termo de erro ε_i .⁷ As estimativas do *probit* paramétrico e semiparamétrico não são diretamente comparáveis porque o último não tem variância unitária. No arcabouço semiparamétrico, um dos coeficientes é fixado em 1. No entanto, conforme demonstrado por De Luca (2008), pode-se usar a razão entre os coeficientes estimados para a comparação. Mais detalhes sobre a primeira etapa do processo de estimação podem ser encontrados no anexo A.

- 2) Segundo estágio – aproximação polinomial do termo de correção: estime-se o parâmetro γ_τ por uma regressão quantílica do *SAL* em respeito a $H_i = (1, \text{EDU}, \text{BRANCO}, \text{ID}, \text{ID2}, \text{URBANO}, R)_i$ e em respeito a uma aproximação do termo de seleção $\mu(X'\beta_{sp})$, como $\mu(\vartheta) = \sum_{j=1}^3 \alpha_j \vartheta^{j-1}$, onde $\vartheta_i = X_i' \beta_{sp}$.

4 DADOS

As estimativas são baseadas em uma amostra da PNAD/IBGE de 2007. Ela contém 107.634 observações para mulheres com idade entre 20 e 60 anos. A tabela 1 apresenta estatísticas descritivas para a amostra total, usando os pesos amostrais. Cerca de 61% das mulheres da amostra trabalham em empregos remunerados. Portanto, a variável dependente *log* do salário-hora é censurada para quase 40% da amostra. Em termos de características demográficas, 52% das mulheres eram brancas, 23% eram chefes de família com, em média, oito anos de escolaridade, e 86% viviam em áreas urbanas.

7. Outra forma de relaxar a hipótese de distribuição gaussiana do termo de erro é seguir Klein e Spady (1993). Neste caso, a função de distribuição semiparamétrica *kernel* é utilizada como aproximação de $F_{\varepsilon|X}(\cdot)$ a função de distribuição condicional desconhecida do termo de erro ε_i . Esta técnica é computacionalmente bastante custosa e, apesar dos esforços empreendidos, não foi possível executá-la, dado o grande tamanho da amostra.

TABELA 1
Estatísticas descritivas da amostra

Variáveis	Observações	Médias	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Dados ponderados					
<i>CHEFE</i>	107.634	0,23	9,17	0,00	1,00
<i>CR018</i>	107.634	1,22	27,98	0,00	13,00
<i>CR06</i>	107.634	0,36	14,17	0,00	8,00
<i>CR03</i>	107.634	0,17	9,19	0,00	6,00
<i>TAM</i>	107.634	3,95	37,92	1,00	22,00
<i>EDU</i>	107.031	8,00	96,96	0,00	15,00
<i>ID</i>	107.634	37,55	248,04	20,00	60,00
<i>BRANCA</i>	107.634	0,52	10,90	0,00	1,00
<i>URBANA</i>	107.634	0,86	7,49	0,00	1,00
<i>OUTRAS</i>	104.931	1.453,99	53.264,35	0,00	196.000,00
<i>SAL</i>	57.486	1,62	64,35	-5,47	25,47
<i>Z</i>	107.634	0,61	10,65	0,00	1,00
<i>Região Norte</i>	107.634	0,07	5,66	0,00	1,00
<i>Região Nordeste</i>	107.634	0,26	9,56	0,00	1,00
<i>Região Sudeste</i>	107.634	0,45	10,84	0,00	1,00
<i>Região Sul</i>	107.634	0,15	7,79	0,00	1,00
<i>NOSAL</i>	107.634	1,30	51,36	0,00	11,66

Fonte: PNAD/IBGE de 2007.

Elaboração dos autores.

5 RESULTADOS

A tabela 2 apresenta as estimativas dos coeficientes e dos respectivos erros-padrão para a equação de participação obtidas por dois métodos: o modelo paramétrico (*probit*) e o modelo semiparamétrico (o coeficiente de idade é fixado em uma unidade).⁸

Os dois métodos produziram resultados muito semelhantes. As variáveis positivamente relacionadas com o salário de reserva, como o número de filhos na família – *CH018*, *CH06*, *CH03* –, os rendimentos não laborais do indivíduo – *NOSAL* – e a renda total dos outros membros da família – *OUTRAS* – são significativas e afetam negativamente a decisão de participar no mercado de trabalho. O coeficiente da variável relacionada à educação (*EDU*) é positivo e é estatisticamente diferente de zero. O efeito da idade apresenta uma forma de *U* invertido, indicando que a participação no mercado de trabalho aumenta com a idade, mas em uma determinada idade começa a diminuir. Os resultados também indicam que as mulheres brancas e as que vivem em áreas urbanas são menos propensas a participar do mercado de trabalho, enquanto as mulheres chefes de família são mais propensas a participar do mercado de trabalho.

8. O estimador semiparamétrico identifica os coeficientes apenas em termos relativos e, portanto, fixou-se o coeficiente IDADE em 1.

TABELA 2

Coefficientes e erros-padrão da equação de participação

Variáveis	Probit		Gallant e Nychka	
	Coefficientes	Erro-padrão	Coefficientes	Erro-padrão
<i>Intercepto</i>	-1,4855	0,0026	0,1648327	0
<i>BRANCA</i>	-0,0291	0,0004	-0,22497	0,003811
<i>IDO</i>	0,1007	0,0001	1,00000	-
<i>ID2</i>	-0,0013	0,0000	-0,01297	2,48E-06
<i>EDU</i>	0,0611	0,0001	0,59963	0,000894
<i>TAM</i>	-0,00005	0,0002	-0,0229	0,001644
<i>CR018</i>	0,0253	0,0003	0,181029	0,002505
<i>CR06</i>	-0,0885	0,0005	-0,91336	0,004839
<i>CR03</i>	-0,1576	0,0006	-1,64769	0,006804
<i>Região Norte</i>	-0,1083	0,0010	-1,0087	0,009248
<i>Região Nordeste</i>	-0,0299	0,0008	-0,32931	0,007294
<i>Região Sudeste</i>	-0,0202	0,0008	-0,14173	0,006859
<i>Região Sul</i>	0,1691	0,0009	1,6216	0,007996
<i>URBANA</i>	-0,4784	0,0006	-4,17314	0,007573
<i>CHEFE</i>	0,3651	0,0005	3,458954	0,006372
<i>NOSAL</i>	-0,077	0,0001	-0,76418	0,001349
<i>OUTRAS</i>	-2,02E-05	1,91E-06	-0,00025	1,05E-06

Fonte: PNAD/IBGE de 2007.

Elaboração dos autores.

As tabelas 3 e 4 apresentam as estimativas de regressão quantílica para os retornos educacionais e os diferenciais raciais.⁹ As estimativas de regressão quantílica sem termo de correção e com um termo de correção paramétrico¹⁰ são apresentadas apenas como referência. Os resultados são ilustrados nos gráficos 1 e 2.

Nota-se que independentemente dos três métodos utilizados, após o quantil 0,30, os coeficientes associados à variável educação começam a aumentar, e no quantil 0,6 tornam-se maiores do que o retorno educacional médio estimado por MQO. Quanto aos coeficientes associados com o diferencial racial, estes mostram uma forma semelhante à descrita pelos retornos educacionais: caem até o quantil 0,30 e então passam a aumentar à medida que se sobe na distribuição de salários, sendo maior do que a estimativa de MQO a partir do sexto decil.

9. Os resultados apresentados nas tabelas 3 e 4 foram obtidos utilizando-se a rotina do SAS QUANTREG. Os intervalos de confiança (ICs) são baseados em erros-padrão estimados por *bootstrap*.

10. $\mu(\vartheta) = \sum_{j=1}^3 \alpha_j \vartheta^{j-1}$, onde $\vartheta_i = X_i \beta_{probit}$.

TABELA 3

Resultados da regressão quantílica (coeficientes e ICs): retornos educacionais

Quantis	EDU			EDU			EDU		
	(sem termo de seleção)			(termo de seleção paramétrico)			(termo de seleção semiparamétrico)		
	Coeficientes	IC 95%		Coeficientes	IC 95%		Coeficientes	IC 95%	
0,1	0,1084	0,1049	0,1119	0,0971	0,0920	0,1021	0,0976	0,0930	0,1022
0,2	0,1024	0,0997	0,1052	0,0964	0,0926	0,1002	0,0969	0,0931	0,1006
0,3	0,1004	0,0981	0,1027	0,0967	0,0932	0,1002	0,0975	0,0938	0,1012
0,4	0,1041	0,1022	0,1060	0,1008	0,0979	0,1037	0,1018	0,0988	0,1048
0,5	0,1085	0,1067	0,1103	0,1079	0,1054	0,1104	0,1090	0,1065	0,1115
0,6	0,1144	0,1125	0,1163	0,1146	0,1119	0,1173	0,1162	0,1133	0,1191
0,7	0,1197	0,1177	0,1216	0,1202	0,1170	0,1233	0,1215	0,1189	0,1241
0,8	0,1272	0,1251	0,1293	0,1297	0,1263	0,1331	0,1318	0,1285	0,1350
0,9	0,1371	0,1341	0,1402	0,1453	0,1420	0,1487	0,1456	0,1421	0,1491

Fonte: PNAD/IBGE de 2007.

Elaboração dos autores.

TABELA 4

Resultados da regressão quantílica (coeficientes e ICs): diferenciais raciais

Quantis	BRANCA			BRANCA			BRANCA		
	(sem termo de seleção)			(termo de seleção paramétrico)			(termo de seleção semiparamétrico)		
	Coeficientes	IC 95%		Coeficientes	IC 95%		Coeficientes	IC 95%	
0,1	0,0994	0,0788	0,1200	0,1063	0,0856	0,1270	0,1053	0,0837	0,1269
0,2	0,0988	0,0831	0,1145	0,1019	0,0862	0,1175	0,1002	0,0853	0,1151
0,3	0,1018	0,0872	0,1164	0,1032	0,0895	0,1168	0,1026	0,0879	0,1173
0,4	0,1072	0,0930	0,1215	0,1078	0,0943	0,1213	0,1083	0,0956	0,1209
0,5	0,1221	0,1075	0,1366	0,1161	0,1026	0,1296	0,1160	0,1012	0,1308
0,6	0,1336	0,118	0,1492	0,1293	0,1128	0,1459	0,1276	0,1115	0,1436
0,7	0,1526	0,1332	0,1719	0,1430	0,1228	0,1632	0,1431	0,1243	0,1619
0,8	0,1598	0,1351	0,1845	0,1525	0,1341	0,1708	0,1509	0,1290	0,1727
0,9	0,1612	0,1217	0,2006	0,1543	0,1242	0,1844	0,1541	0,1229	0,1853

Fonte: PNAD/IBGE de 2007.

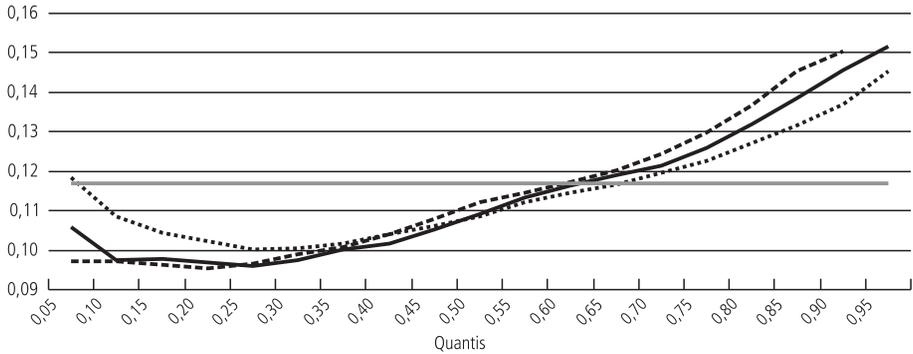
Elaboração dos autores.

Percebe-se que as estimativas dos retornos educacionais semiparamétricas ao longo da distribuição de salários tendem a ser localizadas entre as estimativas dos dois modelos paramétricos com e sem correção. O gráfico 1 mostra que, enquanto para os quantis mais baixos a estimativa paramétrica sem correção tende a superestimar os retornos da educação, para os quantis mais elevados os retornos educacionais são subestimados. Os ICs de 95% para o modelo com correção semiparamétrica cruzam com a estimativa com correção paramétrica para todos os quantis relatados, mas não coincidem com as do modelo sem correção para o primeiro e último decil da distribuição salarial.

GRÁFICO 1

Retornos educacionais: estimativas da regressão quantílica

(Coeficientes)

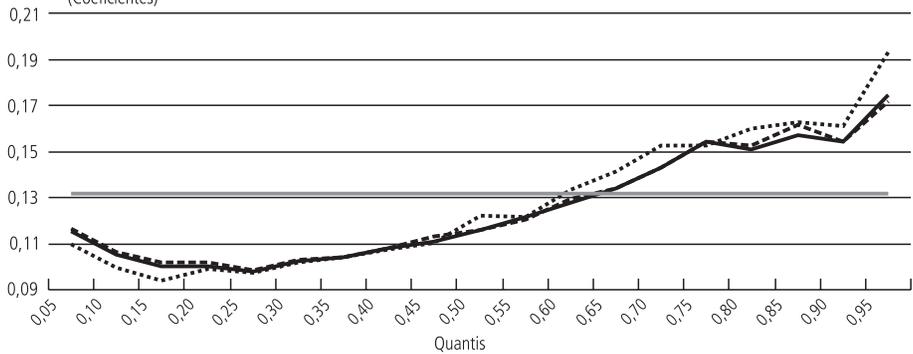


Quanto ao coeficiente associado à cor, os resultados semiparamétricos no gráfico 2 mostram que as estimativas paramétricas sem correção levam a uma superestimação do impacto da discriminação no quantil superior (0,95). No entanto, os ICs de 95% para as três estimativas se sobrepõem uns aos outros, tornando as estimativas muito semelhantes.

GRÁFICO 2

Diferenciais raciais: estimativas da regressão quantílica

(Coeficientes)



Para o modelo semiparamétrico, fez-se um teste para ver se os coeficientes são diferentes entre quantis, de modo que se pode afirmar que ambos os retornos educacionais e diferenciais raciais tendem a ser maiores em quantis mais elevados. Os resultados são apresentados nas tabelas B.1 e B.2 no anexo B. Mostra-se claramente que para os retornos educacionais a partir do quantil 0,40 pode-se rejeitar qualquer igualdade dois a dois entre coeficientes de quantis diferentes. Resultados

semelhantes foram encontrados para os coeficientes associados à cor, salvo o coeficiente no quantil 0,10, que apenas se mostram inferiores aos coeficientes dos quantis superiores ao quantil 0,60. Entre os quantis mais elevados (entre 0,90 e 0,80 quantis), não há diferença na comparação de pares de coeficientes.

6 CONCLUSÕES

As estimativas para os retornos educacionais confirmam o fato estilizado sobre o elevado retorno oriundo dos investimentos em educação observado no Brasil, mesmo para o subgrupo populacional de mulheres entre 20 e 60 anos de idade. Elas também revelam que a análise do retorno condicional médio da educação esconde um importante fato: de que este retorno não é constante ao longo da distribuição salarial. Na verdade, os retornos educacionais têm uma forma de U assimétrico para a esquerda, revelando que para os quantis mais baixos os retornos educacionais diminuem antes de aumentarem nos quantis mais elevados. No modelo semiparamétrico, o retorno é bastante estável por volta de 10%¹¹ nos quantis de 0,1 até 0,3. No entanto, cresce de forma constante a partir do quantil 0,3, atingindo o máximo de 16% no quantil 0,9.

Este resultado está em consonância com a literatura, que apresenta retornos mais elevados no topo da distribuição (MACIEL; CAMPÊLO; RAPOSO, 2001; MARTINS; PEREIRA, 2004; BARTALOTTI; LEME, 2007). Ademais, revela que, mesmo que a desigualdade entre as mulheres seja menor que entre os homens, é possível que um aumento da participação da oferta de trabalho feminina leve a uma diminuição da desigualdade salarial concomitantemente a um aumento da desigualdade total. Fatores não facilmente observáveis, como a qualidade da educação, ou complementares a esta, como redes sociais, e outras externalidades relativas à educação podem explicar o aumento do retorno da educação ao longo da distribuição de salários. Tal fato requer um cuidado especial das políticas públicas no sentido de melhorar a qualidade da educação, diminuir sua heterogeneidade e, ao mesmo tempo, garantir às mulheres de famílias pobres maiores possibilidades de acesso a postos de trabalho melhor remunerados. Tais políticas incluem não somente treinamento e aquisição de habilidades gerais e específicas, mas também melhor oferta de equipamentos públicos como creches e escolas, que permitam às mães retornarem ao mercado de trabalho com menores privações em termos de tempo e custos domésticos.

Com relação às diferenças entre os resultados da correção semiparamétrica e o modelo sem correção para o caso do retorno da educação, fica evidente que a não correção do viés superestima os retornos da educação para os quantis mais baixos e subestima-os para os quantis mais elevados. No entanto, não há diferença entre

11. O diferencial salarial é calculado exponencializando-se o coeficiente e subtraindo-se uma unidade.

os resultados dos modelos paramétrico e semiparamétrico. As estimativas pontuais são muito parecidas e os ICs se interceptam em todos os quantis. Este resultado sugere que as correções paramétrica e semiparamétrica do viés de seleção no âmbito da análise de regressão quantílica apresentam resultados muito semelhantes. Portanto, ao contrário de Buchinsky (2001), pelo menos no caso brasileiro, a correção semiparamétrica não revela nenhum viés na correção paramétrica para o retorno da educação no contexto de regressões quantílicas.

Com relação aos coeficientes associados à cor, os resultados mostram comportamentos semelhantes ao observado para o caso da educação. No entanto, para isto a seleção amostral não parece afetar as estimativas dos diferenciais raciais de salários, dado que não há diferença substancial entre as três estimativas analisadas. No que diz respeito às variações ao longo da distribuição salarial, os diferenciais raciais de salários parecem ser muito maiores em quantis mais elevados. Isto leva à conclusão de que entre os trabalhadores do sexo feminino a discriminação racial de salários é mais flagrante. Ou seja, é possível que exista um teto de vidro para mulheres negras nas ocupações melhor remuneradas. O diferencial racial de salários de acordo com o modelo semiparamétrico é de 11% no quantil 0,1 e de 17% no quantil 0,9. Este resultado está alinhado, por exemplo, com Arcand e D’Hombres (2004) e Bartalotti e Leme (2007), que encontraram que a discriminação racial – aproximada pelo diferencial racial – seria mais forte nos quantis mais elevados. Além disso, Bartalotti e Leme (2007) mostram que a diferença salarial entre mulheres brancas e negras é maior no topo da distribuição salarial. Apesar de os autores não corrigirem para o viés de seleção amostral, os resultados do presente texto indicam que as três estimativas diferentes são muito semelhantes. Ou seja, neste caso, a seleção amostral não parece enviesar o coeficiente associado à cor.

Em resumo, este texto tem duas mensagens importantes. A primeira refere-se a uma questão técnica: trabalhar com uma distribuição paramétrica condicional errada dos erros do modelo para corrigir o viés de seleção pode levar a vários problemas na estimativa do retorno da educação nas equações salariais. Ou seja, pode levar à superestimação dos retornos educacionais em quantis mais baixos e à subestimação de quantis mais elevados. O mesmo não ocorre para estimativas de diferenciais raciais. A segunda mensagem refere-se à necessidade de se olhar para a distribuição condicional de salário por inteiro para se obter uma visão mais clara do impacto heterogêneo dos retornos educacionais e diferenciais raciais de salários. Os resultados da regressão quantílica mostram que os retornos educacionais tendem a ser maiores para as mulheres no topo da distribuição salarial. Da mesma forma, a discriminação racial tende a ser mais grave para as mulheres na parte superior da distribuição salarial. Este último resultado evidencia a existência de um teto de vidro para as negras na distribuição de salários das mulheres. Neste contexto, políticas que melhorem a qualidade da educação e assegurem um acesso maior das

mulheres negras mais educadas a postos mais bem remunerados são necessárias para garantir uma melhora na desigualdade salarial que se reverta também em melhora na desigualdade total dos rendimentos.

ABSTRACT

We estimate the returns to education for women and the racial wage differential among women over the wage distribution in Brazil by using quantile regression with semiparametric correction for sample selection. Our estimates show that the returns to education are high and that they are not constant along the wage distribution. Both returns to education and the racial wage differentials are higher at higher points of (the conditional) wage distribution. Black women seem to be facing a glass-ceiling in the higher wage segment of the distribution. In addition, quality of education seems also to play some role in the inequality observed among higher paid women. The paper also reveals that using a probit specification to the participation equation in order to correct selection issues yields very similar results to the semiparametric correction for both returns to education and racial discrimination.

REFERÊNCIAS

- ARCAND, J.; D'HOMBRES, B. Racial discrimination in the Brazilian labour market: wage, employment and segregation effects. *Journal of International Development*, v. 16, n. 8, p. 1.053-1.066, 2004.
- BARTALOTTI, O.; LEME, M. C. S. *Discriminação salarial por cor e gênero revisitada: uma abordagem de decomposição contrafactual utilizando regressões quantílicas*. 2007. Mimeografado. Disponível em: <<http://www.eesp.fgv.br/pessoas/alunos/mestrado-doutorado/A/1/36/>>
- BUCHINSKY, M. The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: a quantile regression approach. *Journal of Applied Econometrics*, n. 13, p. 1-30, 1998.
- _____. Quantile regression with sample selection: estimating women's return to education in the U.S. *Empirical Economics*, n. 26, p. 87-113, 2001.
- COSTA, J.; SILVA, E.; VAZ, F. *The role of gender inequalities in explaining income growth, poverty and inequality: evidence from Latin American countries*. International Policy Centre for Inclusive Growth, Apr. 2009 (Working Paper, n. 52).
- DE LUCA, G. SNP and SML estimation of univariate and bivariate binary-choice models. *The Stata Journal*, n. 8, p. 190-220, 2008.
- GABLER, S.; LAISNEY, F.; LECHNER, M. Semiparametric estimation of binary-choice models with an application to labour-force participation. *Journal of Business and Economic Statistics*, n. 11, p. 61-80, 1993.
- GALLANT, A. R.; NYCHKA, D. N. Semi-nonparametric maximum likelihood estimation. *Econometrica*, n. 55, p. 363-390, 1987.
- GERFIN, M. Parametric and semi-parametric estimation of binary response model of labour market participation. *Journal of Applied Econometrics*, n. 11, p. 321-339, 1996.
- HECKMAN, J. Sample selection as a specification error. *Econometrica*, n. 47, p. 153-161, 1979.
- HOFFMAN, R.; LEONE, T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil: 1981-2002. *Nova Economia*, v. 14, n. 2, p. 35-58, 2004.

KLEIN, R.W.; SPADY, R. H. An efficient semiparametric estimator for binary response models. *Econometrica*, n. 61, p. 387-421, 1993.

KOENKER, R.; BASSETT, G. W. Regression quantiles. *Econometrica*, n. 46, p. 33-50, 1978.

_____.; HALLOCK, K. F. Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, n. 15, p. 143-156, 2001.

MACIEL, M. C.; CAMPÊLO, A. K.; RAPOSO, M. C. F. A dinâmica das mudanças na distribuição salarial e no retorno em educação para mulheres: uma aplicação de regressão quantílica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 21., 2001. *Anais...* Salvador: ANPEC, 2001.

MARTINS, M. F. O. Parametric and semiparametric estimation of sample selection models: an empirical application to the female labour force in Portugal. *Journal of Applied Econometrics*, n. 16, p. 23-39, 2001.

MARTINS, P. S.; PEREIRA, P. T. Does education reduce wage inequality? Quantile regressions evidence from 16 countries. *Labour Economics*, v. 11, n. 3, p. 355-371, 2004.

NEWKEY, W. *Two step series estimation of sample selection model*. MIT, 1991. Mimeografado.

SANTOS, R. V.; RIBEIRO, E. P. *Diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres no Brasil revisitado: explorando o "Teto de Vidro"*. In: SEMINÁRIOS DE PESQUISA, 2006. Disponível em: <www.eg.fjp.pg.gov.br/seminarioiv/download/vale.pdf>

SCORZAFAVE, L. *Caracterização da inserção feminina no mercado de trabalho e seus efeitos sobre a distribuição de renda*. 2004. Tese (Doutorado) – Instituto de Pesquisa Econômica da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

_____.; MENEZES FILHO, N. Impacto da participação das mulheres na evolução da distribuição da renda do trabalho no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 2, p. 245-266, 2005.

TANURI-PIANTO, M.; PIANTO, D. M. *Formal-informal earnings differentials in Brazil: a semiparametric approach*. 2002. Mimeografado. Disponível em: <<http://epge.fgv.br/portal/arquivo/1098.pdf>>

(Originais submetidos em março de 2008. Última versão recebida em abril de 2010. Aprovada em abril de 2010.)

ANEXO A

A aproximação polinomial de Hermite é dada por $h^*(u) = \sum_{i,j=0}^k \alpha_i \alpha_j u^{i+j} \exp[-(u/\delta)^2]$.

Segue-se a normalização escolhida por Gabler, Laisney e Lechner (1993) e fixa-se $\delta = \sqrt{2}$ e $\alpha_0 = (2\pi)^{-1/4}$. O parâmetro k fornece flexibilidade para a distribuição do termo de erro. À medida que k aumenta, aumenta-se o leque das distribuições consideradas, diferentemente do que ocorre na distribuição normal do modelo *probit*.

De Luca (2008) sugere a fixação de k pela aplicação de alguns critérios de seleção do modelo (por exemplo, os critérios de informação de Akaike e o bayesiano). No entanto, conforme apontado por Gerfin (1996) e Gabler, Laisney e Lechner (1993), o processo de estimação torna-se pesado e tende a não convergir para o limite máximo global à medida que k aumenta. Por um lado, especula-se que provavelmente (muito) mais observações são necessárias para que se possa escolher o valor do parâmetro correto. Por outro lado, argumenta-se que $k = 3$ (o menor valor possível para o parâmetro) não é má escolha na prática.

Com esta especificação, a função de probabilidade pode ser definida como

$$F(X_n \gamma | X_n) = S^{-1} \int_{-X_n \gamma}^{\infty} h^*(u) du, \text{ sendo que:}$$

$$S = \int_{-\infty}^{\infty} h^*(u) du \text{ e } \underbrace{\left(\begin{array}{l} 1, CR018, CR03, CR06, EDU, ID, ID2, BRANCA, CHEFE, \\ TAM, NOSAL, OUTRAS, URBANA, R \end{array} \right)}_{\tilde{x}_i}$$

Para a estimação, usou-se o comando SNP do STATA desenvolvido por De Luca (2008).

ANEXO B

TABELA B.1

Teste de Wald para diferenças entre os coeficientes de *EDU* entre os quantis do modelo semiparamétrico

	$q = 0,2$	$q = 0,3$	$q = 0,4$	$q = 0,5$	$q = 0,6$	$q = 0,7$	$q = 0,8$	$q = 0,9$
$q = 0,1$	0,36502	0,04548	-1,78833	-4,76260	-7,34282	-9,03923	-11,8454	-16,54719
$q = 0,2$		-0,47078	-3,12444	-7,11413	-9,67195	-11,3164	-14,1423	-19,06323
$q = 0,3$			-4,34919	-9,33534	-11,8897	-13,3054	-16,3825	-21,12105
$q = 0,4$				-8,15305	-11,0789	-12,4040	-15,4860	-19,97940
$q = 0,5$					-7,85693	-9,51669	-13,2453	-17,74780
$q = 0,6$						-5,18583	-10,5122	-14,83515
$q = 0,7$							-8,41607	-12,93223
$q = 0,8$								-8,07499

Fonte: PNAD/IBGE de 2007.

Elaboração dos autores.

TABELA B.2

Teste de Wald para diferenças entre os coeficientes de *BRANCA* entre os quantis do modelo semiparamétrico

	$q = 0,2$	$q = 0,3$	$q = 0,4$	$q = 0,5$	$q = 0,6$	$q = 0,7$	$q = 0,8$	$q = 0,9$
$q = 0,1$	0,61354	0,28195	-0,29534	-0,98676	-1,89811	-3,13169	-3,41703	-2,87258
$q = 0,2$		-0,39884	-1,15214	-2,03920	-3,13955	-4,45697	-4,55794	-3,48114
$q = 0,3$			-1,18331	-2,13954	-3,22455	-4,40026	-4,53174	-3,42872
$q = 0,4$				-1,76977	-3,02369	-4,29718	-4,23918	-3,01860
$q = 0,5$					-2,30225	-3,80962	-3,81815	-2,53336
$q = 0,6$						-2,65237	-2,65735	-1,77844
$q = 0,7$							-1,15189	-0,78864
$q = 0,8$								-0,26600

Fonte: PNAD/IBGE de 2007.

Elaboração dos autores.

EFEITOS DA EDUCAÇÃO, DA RENDA DO TRABALHO, DAS TRANSFERÊNCIAS E DAS CONDIÇÕES INICIAIS NA EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS NO PERÍODO DE 1991 A 2000

Roberto Tatiwa Ferreira*

Mércia Santos da Cruz**

O presente trabalho objetiva testar se há clubes de convergência na desigualdade de renda dos municípios brasileiros, no período de 1991 a 2000, e quantificar qual o efeito da educação e do perfil entre as rendas do trabalho e das transferências governamentais neste processo. Os clubes de convergência foram identificados de forma endógena, através de um modelo com efeito *threshold*, no qual a variável *threshold* utilizada foi o índice de Gini no período inicial. Foram encontrados seis clubes de convergência. Neste processo de convergência, a renda do trabalho mostrou-se mais significativa para a redução da desigualdade do que a renda oriunda das transferências governamentais. A média de anos de estudo (MAE) também contribuiu para a redução da desigualdade nos municípios que apresentaram menor desigualdade inicial.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade é um problema amplo e que abrange vários aspectos sociais e econômicos, incluindo disparidades de acesso à saúde e a outros bens e serviços, diferenciações raciais, de gênero, educacionais, de habilidades, entre outros. Estas múltiplas facetas da questão podem refletir ou explicar a desigualdade de renda, foco principal deste estudo.

A questão da concentração de rendimentos no Brasil tem raízes históricas decorrentes do processo de evolução econômica do país e, apesar da sua redução observada nos últimos anos, o país continua com a posição de destaque internacional como uma das sociedades mais desiguais do mundo (BARROS; MENDONÇA, 1995; BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2000).

Conforme Ferreira *et al.* (2007), é possível identificar, nos últimos 25 anos, três períodos com dinâmicas distintas de desigualdade, a saber: *i*) de 1981 a 1989, período com uma elevada desigualdade; *ii*) de 1989 a 1993, caracterizado por uma elevada volatilidade e por um pico de desigualdade; e *iii*) de 1993 a 2005, marcado por um período de acelerada redução na desigualdade.

* Professor do Departamento de Economia Aplicada e do Curso de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (DEA/CAEN/UFC).

** Professora da Universidade Federal da Paraíba (UFPB).

Uma possível forma de se analisar as razões que levam à existência de unidades econômicas ricas e outras menos favorecidas e de testar se esta diferença entre elas tende a desaparecer no longo prazo, consiste na elaboração de estudos que testam as hipóteses de convergência.

Neste sentido, Ferreira e Ellery Jr. (1996) não rejeitam a hipótese de convergência para a renda *per capita* dos estados brasileiros. Azzoni (2001) encontra evidências empíricas de um processo de convergência da renda regional no Brasil. Os resultados de Laurini, Andrade e Pereira (2003) e de Coelho e Figueiredo (2007) são favoráveis à existência de clubes de convergência de renda *per capita* nos municípios brasileiros.

Segundo Benabou (1996), o acréscimo de choques idiossincráticos em vários modelos neoclássicos de crescimento econômico gera uma possível convergência em distribuição. Em outras palavras, economias com os mesmos fundamentos macroeconômicos tenderiam para um mesmo nível de distribuição da renda *per capita*. Baseado no trabalho de Benabou, e a partir de uma amostra composta por dados internacionais, Ravallion (2003) encontra suporte para a hipótese de convergência da desigualdade de renda medida pelo índice de Gini. Para o Brasil, Gomes (2007) não rejeita a hipótese de convergência absoluta da desigualdade de renda para os municípios brasileiros no período 1991-2000.

Entretanto, o nível de desigualdade inicial pode gerar clubes de convergência na desigualdade de renda (GALOR; ZEIRA, 1993). Quanto maior o nível da desigualdade inicial, maior a chance de se observar indivíduos que não possuem um determinado valor limiar de riqueza inicial necessário para investimento em capital humano. No futuro, estes indivíduos trabalharão como mão de obra não qualificada e existirá desigualdade entre a renda desses trabalhadores e a dos que se qualificaram previamente. Desta forma, diferentes níveis de desigualdade inicial podem gerar diferentes níveis de desigualdade de renda de longo prazo.

Almejando contribuir com o debate sobre um possível processo de convergência na desigualdade¹ de renda dos municípios brasileiros, o principal objetivo deste trabalho consiste em testar a hipótese de clubes de convergência nesta variável, considerando os efeitos da desigualdade inicial, bem como da média dos anos de estudos (MAE), da participação percentual das rendas provenientes do trabalho e das transferências governamentais nesse processo.

Para isso, a desigualdade de renda nas unidades econômicas analisadas é medida pelo índice de Gini no período de 1991 a 2000 e utiliza-se um modelo de regressão *ad hoc* baseado na estrutura de uma equação de convergência condicional

1. Vale ressaltar que o sentido de desigualdade, neste trabalho, é restrito e refere-se à diferença entre as rendas dos indivíduos de um determinado município.

com efeito limiar (*threshold*), que permite testar e identificar a formação destes clubes de maneira endógena a partir da desigualdade inicial observada.

Além de analisar esta questão através de enfoque e metodologia diferenciada, este trabalho é importante por duas outras razões. Primeiramente, a evidência empírica em favor de um processo de convergência linear, neste caso, pode indicar que o movimento de reversão na desigualdade de renda dos municípios brasileiros ocorre de forma sustentável em direção a um equilíbrio de longo prazo.

Por outro lado, no caso de formação de clubes de convergência, este processo de reversão pode ocorrer em direção a múltiplos equilíbrios de longo prazo. Desta forma, as políticas públicas devem ser diferenciadas de acordo com cada clube para reduzir as desigualdades de renda entre eles.

Em segundo lugar, a metodologia empírica utilizada neste estudo permite a identificação dos municípios pertencentes a cada clube, caso o teste para hipótese de convergência em clubes seja aceita. Finalmente, os resultados encontrados neste trabalho podem indicar qual política pública é mais eficiente na redução da desigualdade de renda dos municípios brasileiros.

Este artigo possui três seções. Na próxima seção, apresentam-se os principais aspectos teóricos, metodológicos e os dados utilizados. Em seguida são apresentados os resultados empíricos. Na última seção, são tecidas as principais conclusões deste estudo.

2 ASPECTOS TEÓRICOS E ABORDAGEM EMPÍRICA

2.1 O conceito de desigualdade, suas causas e a evolução da desigualdade de renda no Brasil na década de 1990

De modo geral, a desigualdade econômica tem sido observada em diferentes sociedades e fases históricas. Considerando essas diversidades, a natureza e a importância da desigualdade também divergem de região para região e de período para período.

Ray (1998), ao conceituar desigualdade de maneira mais ampla, define-a como a disparidade que possibilita o usufruto de uma determinada quantidade de bens de forma diferenciada entre os indivíduos. Essa disparidade pode ser uma resultante das condições iniciais divergentes, com as quais os indivíduos em questão se deparam. Essas divergências nas condições iniciais das diferentes pessoas, como características pessoais e/ou socioeconômicas, podem de maneira isolada ou combinada permitir que um indivíduo obtenha maiores facilidades em adquirir determinadas oportunidades, que, ao longo da vida, podem levá-lo a possuir um maior nível de renda.

Ipea (2006) e Barros *et al.* (2007) colocam que há ao menos quatro grupos de fatores que explicam uma distribuição desigual de renda, a saber: *i*) fatores relativos ao mercado de trabalho; *ii*) a raça, o gênero e as habilidades inatas que dizem respeito às características natas dos indivíduos; *iii*) o nível de riqueza inicial; e *iv*) a desigualdade gerada pelos mecanismos dos mercados de capitais.

O mercado de trabalho se constitui como um fator explicativo da desigualdade, haja vista que é através da interação entre oferta e demanda por mão de obra que as características dos indivíduos são transformadas em rendimento.

Neste contexto, há dois fatores principais para explicar as diferenças na renda do trabalho: as resultantes de diferenças de produtividade e as que derivam de discriminação ou de segmentação na renda de trabalhadores (BARROS; MENDONÇA, 1995).

No primeiro caso, maior educação (anos de estudos) levaria a uma habilidade maior e consequentemente a maior produtividade e a maiores salários. No segundo, o mercado é dividido em dois segmentos, primário e secundário, e a renda dos indivíduos é determinada por características particulares de cada segmento.

Estes submercados diferenciam-se principalmente quanto aos postos de trabalho. Nos postos primários, as vantagens são maiores em termos de rendimentos, seguridade e condições de trabalho, oportunidades de treinamento e perspectiva de carreira; neste caso, acréscimos na educação e experiência resultam em maiores salários (CORREIA; GOMES FILHO, 1997). Nos postos secundários, também chamados *bad jobs*, maior nível de educação não significa necessariamente maiores salários. Este segmento é caracterizado por alta rotatividade da mão de obra, salários relativamente baixos, más condições de trabalho, baixa produtividade, estagnação tecnológica e níveis relativamente altos de desemprego.

Em sociedades com baixo acesso à educação, o aumento na demanda por trabalhadores altamente qualificados pode gerar uma elevação nos níveis de desigualdade por dois motivos. Em primeiro lugar, a procura mais intensiva em tecnologia e informação gera maior demanda por trabalhadores qualificados, aumentando o rendimento deste segmento. Por outro lado, pode haver uma redução nos rendimentos das pessoas com baixa qualificação em virtude do crescimento da desigualdade educacional e da desvalorização deste tipo de mão de obra, levando assim a maior desigualdade.

Outro aspecto que pode justificar a desigualdade entre os diferentes agentes é a divergência na capacidade inata das pessoas. De acordo com essa abordagem, além dos aspectos de oferta e demanda por mão de obra, indivíduos com maiores níveis de inteligência e carisma tendem a apresentar maiores níveis de rendimento em comparação com as pessoas que não possuem tais características. Segundo

Kerstenetzky e Costa (2005), relacionando essas habilidades inatas com os aspectos do mercado de trabalho, pessoas que tivessem tais habilidades apresentariam uma vantagem relativa no mercado do trabalho e, conseqüentemente, poderiam obter aumento de salário em relação aos demais trabalhadores.

Acemoglu (2000), utilizando a mesma abordagem, propõe uma justificativa para a desigualdade de renda salarial observada nos Estados Unidos pós-1970. O estudo mostrou que os principais fatores explicativos para a desigualdade de renda no período foram a evolução tecnológica que favorecia a mão de obra qualificada e, por outro lado, a existência constatada de desigualdade salarial decorrente de divergências nas habilidades inatas (desigualdade salarial residual).

O conjunto de fatores relativos às disparidades raciais e de gênero também apresentam correlação com a desigualdade de renda. As evidências empíricas mostram que em algumas regiões e países os indivíduos pertencentes a certas minorias raciais e étnicas têm maior probabilidade de ser pobres. Entre essas causas, que podem levar indivíduos igualmente produtivos a ser tratados de modo desigual no mercado de trabalho, temos o processo de discriminação, que, do ponto de vista da demanda, pode ser de dois tipos: discriminação por preferência e discriminação estatística ou informacional. Em ambos os casos, se dois indivíduos são tratados de modo desigual no mercado de trabalho, apesar de igualmente produtivos, o grupo que é alvo de preconceito tenderia a se distanciar no quesito renda do primeiro grupo, gerando ou ampliando a desigualdade econômica e social entre eles.

Outro fator determinante da desigualdade de renda refere-se a imperfeições no mercado de capital. Neste caso, devido à segmentação no acesso ao crédito e aos mecanismos de seguro, os resultados destas imperfeições irão afetar o mecanismo de geração e distribuição de renda dos indivíduos (FERREIRA, 2000).

Em Galor e Zeira (1993), a distribuição inicial da riqueza influencia na decisão de investimento em capital humano dos indivíduos. Isto ocorre em virtude da assimetria existente no custo e no padrão de financiamento desse investimento entre grupos de indivíduos com diferentes dotações iniciais de riqueza. Caso as condições de financiamento para adquirir um nível de educação com qualidade permaneçam diferenciadas, dificultando o seu acesso aos indivíduos com menor nível de renda ou tornando as expectativas de ganho futuro insuficientes para cobrir o gasto com esse investimento em capital humano no presente, esta situação gera maior distância entre os rendimentos dos trabalhadores qualificados e não qualificados no longo prazo, aumentando a desigualdade entre os indivíduos.

Em resumo, verifica-se que a desigualdade de renda pode refletir vários outros níveis de desigualdades sociais, diferenciações e discriminações socioeconômicas, bem como características inatas dos indivíduos e até mesmo das instituições de uma determinada economia.

Em relação à análise da evolução dos níveis de desigualdade de renda no Brasil, dados do Ipea (2006) mostram que os índices de desigualdade do Brasil apresentaram um declínio no período de 1990 a 2001. Essas informações estão sumarizadas na tabela 1, a qual mostra a evolução do índice de Gini do país para o referido período.

TABELA 1
Evolução da renda no Brasil – 1990-2001

Ano	Índice de desigualdade de Gini
1990	0,6119
1992	0,5805
1993	0,6024
1995	0,5987
1996	0,6003
1997	0,6004
1998	0,5985
1999	0,5921
2001	0,5938

Fonte: Ipeadata, 2009.

Vale salientar que, neste período, os mais pobres receberam um aumento na sua renda² e que a razão da renda dos 10% mais ricos sobre os 10% mais pobres caiu de 26,46% para 23,34%. Entretanto, apesar dessa redução observada, o país continua com a posição de destaque internacional como uma das sociedades mais desiguais do mundo (BARROS; MENDONÇA, 1995; BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2000). Nesse sentido, verifica-se que a parcela da renda total apropriada pela fração de 1% dos mais ricos da população brasileira é da mesma magnitude daquela apropriada pelos 50% mais pobres.

2.2 A hipótese da convergência

Entre os estudos recentes que visam calcular a convergência da renda entre regiões, a maioria teve como inspiração o instrumental desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1992). Este tem origem na versão de Cass-Koopmans (CASS, 1966; KOOPMANS, 1965) para o modelo de Solow (1956) e de Ramsey (1928). Segundo Galor (1996), há três hipóteses de convergência distintas:

- 1) Absoluta: independentemente das condições iniciais das diferentes economias, as suas rendas *per capita* convergem para um mesmo nível de longo prazo (estado estacionário).

2. Ver em: <www.ipeadata.gov.br>.

- 2) Condicional: independentemente das condições iniciais, as rendas *per capita* de economias com características estruturais idênticas convergem para um mesmo nível de longo prazo.
- 3) Clubes de convergência: em economias que apresentam condições iniciais similares e características estruturais idênticas, as rendas *per capita* convergem para um mesmo nível de longo prazo.

De acordo com Azzoni (2001) e Azzoni *et al.* (2000), o modelo de Solow, ainda que muito intuitivo, proporciona questões metodológicas complicadas de ser resolvidas no que se reporta à técnica de estimação. Estas questões estão vinculadas à necessidade de as economias se encontrarem em seus respectivos estados estacionários. Uma forma de se contornar o referido problema surge através da análise da correlação entre o nível da renda inicial e a subsequente taxa de crescimento.

Há vários modelos teóricos nos quais o sistema econômico apresentará diferentes equilíbrios de estado estacionário. Becker, Murphy e Tamura (1990) introduzem uma função de produção de capital humano sujeita a não convexidades, gerando um efeito limiar (*threshold*) no processo de acumulação deste fator de produção, que depende do seu nível inicial de acumulação. Nos modelos apresentados por Benabou (1996), Durlauf (1996) e Galor e Tsiddon (1994), aspectos familiares e locais possuem efeitos sobre a distribuição inicial de capital humano, gerando clubes de convergência.

Neste estudo, a explicação para a possibilidade de diferentes estados estacionários de desigualdade de renda, responsável pela formação de clubes de convergência dessa variável, segue as ideias apresentadas por Galor e Zeira (1993). Segundo esses autores, a distribuição inicial da riqueza influencia na decisão de investimento em capital humano dos indivíduos da seguinte forma: o custo e o padrão de financiamento do investimento em capital humano não são os mesmos entre grupos de indivíduos com diferentes distribuições iniciais de riqueza. Portanto, o retorno deste investimento também é diferenciado nestes grupos.

Desta forma, haveria um efeito limiar (*threshold*) na decisão de investimento em capital humano e nos seus retornos futuros. O indivíduo que não possuir um determinado valor de riqueza inicial pode preferir não investir em educação e trabalhar como mão de obra não qualificada na presença de imperfeições no mercado de crédito. Neste caso, investimento em capital humano torna-se limitado aos indivíduos com riqueza inicial alta o suficiente para ultrapassar este valor limiar.

Como os salários e os ganhos futuros dependem do capital humano que o indivíduo possui, haverá trabalhadores qualificados ganhando melhores salários do que trabalhadores não qualificados. E a diferença entre estes dois grupos é maior quanto maior for a diferença inicial na distribuição da riqueza.

Portanto, a distribuição inicial da riqueza influencia na desigualdade de renda no longo prazo: quanto pior for a desigualdade inicial, maior será o número de indivíduos que não atingem o referido valor limiar e que, portanto, não investem na acumulação de capital humano. O resultado deste processo será uma distância maior entre os rendimentos dos trabalhadores qualificados e não qualificados, ou seja, na desigualdade no longo prazo. Ademais, a desigualdade inicial de renda pode resumir a influência dos fatores que causam este problema, abordados na seção anterior, no seu nível no futuro.

2.3 O modelo de efeito limiar (*threshold*)

A abordagem descrita abaixo é baseada em Hansen (2000) que desenvolveu um modelo de regressão com efeito limiar³ (*threshold*) apresentado a seguir.

$$y_i = \theta_1' x_i + e_i, \quad q_i \leq \gamma \quad (1)$$

$$y_i = \theta_2' x_i + e_i, \quad q_i > \gamma \quad (2)$$

onde q_i é a variável *threshold*, que é usada para dividir a amostra em dois ou mais grupos chamados de classes ou regimes. A variável aleatória e_i é o erro de regressão. Este modelo pode ser representado em uma única equação. Para isso, defina a variável *dummy* $d_i(\gamma) = I\{q_i \leq \gamma\}$, onde $I\{\cdot\}$ é uma função indicadora e faça $x_i(\gamma) = x_i d_i(\gamma)$. Os modelos apresentados nas equações (1) e (2) podem ser expressos como:

$$y_i = \theta_2' x_i + \delta_n' x_i(\gamma) + e_i \quad (3)$$

em que $\delta_n = \theta_2 - \theta_1$. A equação (3) pode ser representada na forma matricial, isto é, seja Y e e vetores ($n \times 1$); X e $X\gamma$ matrizes com dimensão ($n \times m$). Então a equação (3) torna-se:

$$Y = X\theta + X_\gamma \delta_n + e \quad (4)$$

3. Note que cada grupo (clube) de municípios pode apresentar um modelo com parâmetros diferenciados, isto é, $y_i = \theta_i' x_i + e_i$, os quais são determinados de forma endógena a partir da variável de efeito limiar. Desta forma, este modelo pode capturar uma possível heterogeneidade espacial entre estes clubes. No entanto, seria interessante incluir nesse tipo de modelo testes para autocorrelação espacial, bem como a possibilidade da inclusão destes fatores espaciais caso seja necessário.

Os parâmetros da equação acima $(\theta, \delta_n, \gamma)$ podem ser estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Definindo $S_n(\theta, \delta, \gamma) = (Y - X\theta - X_\gamma \delta)'$ $(Y - X\theta - X_\gamma \delta)$ como a função de soma de quadrados dos erros, por definição, os estimadores de mínimos quadrados $\hat{\theta}, \hat{\delta}, \hat{\gamma}$ minimizam a soma acima. Neste processo, assume-se que γ é restrito a um conjunto limitado $[\underline{\gamma}, \bar{\gamma}] = \Gamma$.

Condiccionando os parâmetros da equação (4) em relação aos valores de γ , obtêm-se os estimadores de mínimos quadrados, $\hat{\theta}(\hat{\gamma})$ e $\hat{\delta}_n(\gamma)$, através da regressão de Y em $X_\gamma^* = [X X_\gamma]$. Assim, $S_n(\theta, \delta, \gamma)$ pode ser escrita na forma concentrada:

$$S_n(\gamma) = S_n(\hat{\theta}(\gamma), \hat{\delta}(\gamma), \gamma) = Y'Y - Y'X_\gamma^* (X_\gamma^{**} X_\gamma^*)^{-1} X_\gamma^{**} Y \quad (5)$$

No processo de estimação do valor de $\hat{\gamma}$, deve-se realizar uma varredura sobre os valores de γ , tal que,

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} S_n(\gamma) \quad (6)$$

Após a determinação de $\hat{\gamma}$, as estimativas de MQO de θ e γ são dadas por $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\hat{\gamma})$ e $\hat{\delta} = \hat{\delta}(\hat{\gamma})$.

Para testar a hipótese nula de linearidade, $H_0: \theta_2 = \theta_1$, contra a hipótese alternativa de efeito limiar, Hansen (1996, 2000) sugere utilizar a estatística *Sup F* (ANDREWS; PLOBERGER, 1994). Como este teste não possui uma distribuição assintótica padrão, será utilizado o procedimento de *bootstrap* sugerido por Hansen para se obter os valores críticos deste teste. Neste trabalho, o teste será realizado até que nenhuma partição da amostra seja estatisticamente significativa ao nível de 5%.

2.4 A equação de convergência em desigualdade e os dados

De acordo com Benabou (1996), vários modelos neoclássicos de crescimento econômico, que consideram a possibilidade de choques idiossincráticos, implicam a convergência da distribuição de renda *per capita*. Ravallion (2003) testou esta hipótese utilizando uma equação de convergência na qual o índice de Gini é a variável analisada em detrimento do produto (renda) *per capita*.

$$\ln \left[\frac{Gini_{i,t+1}}{Gini_{i,t}} \right] = \beta_0 + \beta_1 Gini_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

onde $Gini_{i,t}$ é o índice de Gini da i -ésima economia no período t . Neste trabalho, utiliza-se uma versão ampliada do modelo apresentado na equação anterior, o qual

inclui três variáveis explicativas adicionais e uma função indicadora representada por $I(\cdot)$, para capturar possíveis efeitos limiares (*threshold*).

$$\ln \left[\frac{Gini_{i,2000}}{Gini_{i,1991}} \right] = \{ \alpha_1^1 + \beta^1 \ln(Gini_{i,1991}) + \alpha_2^1 \ln(Ytrabalho_i) + \alpha_3^1 \ln(Ytransferência_i) + \alpha_4^1 \ln(mae_i) + \alpha_5^1 (\ln(Ytrabalho_i))^2 + \alpha_6^1 (\ln(Ytransferência_i))^2 \} I(Gini_{i,1991} \leq \gamma) + \{ \alpha_1^2 + \beta^2 \ln(Gini_{i,1991}) + \alpha_2^2 \ln(Ytrabalho_i) + \alpha_3^2 \ln(Ytransferência_i) + \alpha_4^2 \ln(mae_i) + \alpha_5^2 (\ln(Ytrabalho_i))^2 + \alpha_6^2 (\ln(Ytransferência_i))^2 \} I(Gini_{i,1991} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

onde:

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

$(Ytrabalho)_i$ = média da participação percentual das rendas provenientes do trabalho (principal e outros) na renda total do município do período de 1991 a 2000;

$(Ytransferência)_i$ = média da participação percentual das rendas provenientes de transferências governamentais (aposentadorias, pensões e programas oficiais de auxílio, como renda mínima, bolsa-escola e seguro-desemprego etc.) na renda total do município do período de 1991 a 2000;

$(mae)_i$ = média da MAE de pessoas com 25 anos ou mais de cada município i do período de 1991 a 2000.

A amostra utilizada compreende 5.507 municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000 e foram coletados junto ao Ipeadata.⁴ Na equação (8), a evidência de convergência é associada com o sinal negativo para β . Os clubes são determinados a partir da aplicação do teste de linearidade de forma continuada até que nenhuma partição adicional da amostra (clubes de convergência) seja encontrada ao nível de significância de 5%.

4. Há no Brasil 5.564 municípios, entretanto foram retirados os municípios da amostra que não apresentaram, no período em análise, informações sobre alguma das variáveis utilizadas no modelo. Após esse procedimento a amostra analisada engloba 5.507 municípios. Ver: <www.ipea.gov.br>

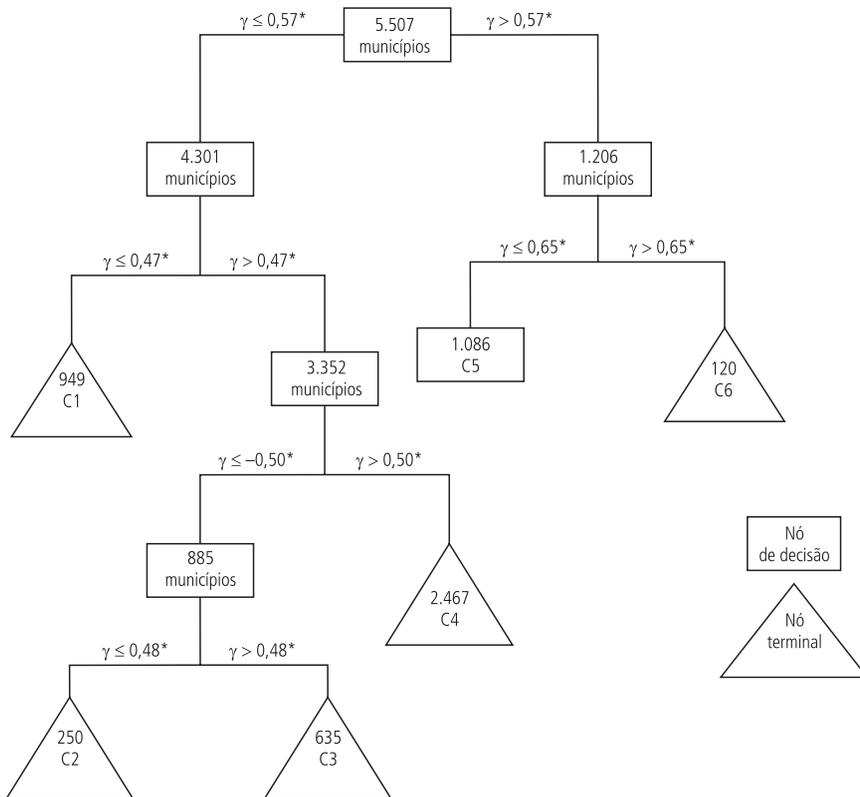
3 RESULTADOS EMPÍRICOS

O modelo apresentado na equação (8)⁵ foi estimado de acordo com o procedimento descrito na subseção 2.2. A hipótese de homocedasticidade dos resíduos foi rejeitada e, por isso, optou-se pelo uso de estatísticas de teste e de desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

A variável *threshold* utilizada foi o nível de desigualdade inicial, isto é, o índice de Gini dos municípios do ano de 1991. A partir desta variável, seis clubes de convergência (C1,...,C6) foram encontrados, todos significantes ao nível de 5%. Estes clubes estão na forma de nós terminais na árvore de regressão apresentados na figura 1.

FIGURA 1

Árvore de regressão: modelo *threshold*



Fonte: Elaboração própria.

5. Inicialmente um modelo de regressão linear, incluindo as variáveis da equação (8) mais as variáveis MAE ao quadrado e gastos correntes em razão dos gastos orçamentários dos municípios, foi estimado para a amostra toda (grupo Brasil). Através de testes para modelos não aninhados (*nonnested*), baseados no princípio da abrangência (*encompassing tests*) e na estatística F, selecionou-se o modelo apresentado na equação (8). Para maiores detalhes sobre este procedimento para seleção de modelo, consultar Davidson e Mackinnon (1993). Esse mesmo procedimento foi realizado a partir de outro modelo amplo, o qual substituiu os gastos correntes pelos gastos públicos nas funções de educação e cultura, habitação e urbanismo e administração e planejamento, todas em relação ao montante das despesas orçamentárias municipais. Novamente os testes para modelos não aninhados foram favoráveis à utilização do modelo representado na equação (8).

O clube 1 é composto por municípios brasileiros que apresentaram coeficiente de Gini, em 1991, menores do que 0,47. O clube 2 reúne os municípios no qual o Gini inicial é maior do que 0,47 e menor ou igual a 0,48. Os clubes 3, 4, 5 e 6 são aqueles em que $0,48 < \text{Gini } 91 \leq 0,50$; $0,50 < \text{Gini } 91 \leq 0,57$; $0,57 < \text{Gini } 91 \leq 0,65$ e $0,65 < \text{Gini } 91$, respectivamente.

As figuras A.1 e A.2, apresentadas no anexo, mostram os 5.507 municípios brasileiros que fizeram parte da amostra, classificados de acordo com os clubes de convergência encontrados. Na figura A.1, as bordas do mapa foram suprimidas para permitir uma melhor visualização dos pequenos municípios próximos às fronteiras estaduais. Na figura A.2, as delimitações geográficas das mesorregiões brasileiras foram incluídas para permitir melhor visualização da distribuição espacial dos clubes de municípios encontrados.

A tabela 2 apresenta os valores dos parâmetros e das estatísticas t (em parênteses) para o Brasil e para cada clube de convergência.

TABELA 2

Análise de regressão

Municípios	Brasil	C1	C2	C3	C4	C5	C6
	5.507	949	250	635	2.467	1.086	120
Constante	-12,61* (10,48)	-8,82** (-1,94)	-15,00* (-9,62)	-17,49* (-5,87)	-14,57* (-8,47)	-10,32* (-5,10)	-0,94 (-0,38)
Gini inicial (1991)	-0,64* (-53,93)	-0,52* (-1,59)	0,12 (0,14)	-0,39 (-1,43)	-0,55* (-13,50)	-0,66* (-9,83)	-0,55* (-2,80)
Renda do trabalho	6,48* (11,23)	4,85* (2,29)	8,08* (2,72)	9,05* (6,42)	7,52* (9,06)	5,27* (5,42)	0,61 (0,48)
Renda de transferências	0,02 (0,83)	-0,10 (-1,25)	0,09 (1,29)	-0,08 (-1,14)	-0,04 (-1,07)	0,09* (2,39)	-0,07 (-0,83)
Renda do trabalho ²	-0,83* (12,03)	-0,64* (2,56)	-1,05* (3,00)	-1,15* (6,76)	-0,96* (-9,09)	-0,69* (5,75)	0,11 (0,67)
Renda de transferências ²	-0,03* (5,58)	-0,01 (0,63)	-0,06* (5,58)	-0,01 (0,97)	-0,02* (-1,25)	-0,04* (4,44)	0,01 (0,04)
MAE	-0,03* (-8,46)	-0,08* (-9,87)	-0,02* (-1,99)	-0,04* (3,38)	-0,02* (-3,33)	0,02* (2,50)	0,05** (1,65)
R ² ajustado	0,55	0,48	0,49	0,44	0,34	0,26	0,17
Variância do resíduo	0,006	0,007	0,005	0,006	0,006	0,005	0,008

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * significantes a 5%; ** significantes a 10%. Estatísticas t entre parênteses.

O parâmetro β estimado mostra-se negativo e significativo ao nível de 5% para o Brasil como um todo e para os clubes de convergência 1, 4, 5 e 6. Em outras palavras, há evidências empíricas de que, nestes casos, existe um processo de convergência da desigualdade da distribuição de renda no Brasil e que este processo apresenta grupos com características diferentes.

Portanto, políticas públicas diferenciadas para cada um destes clubes podem ser realizadas para que a desigualdade entre eles diminua ou desapareça no longo prazo. Caso contrário, existe a possibilidade de se observar grupos de municípios nos quais as diferenças de desigualdade de renda diminuam dentro do (intra) grupo, mas permaneçam constantes ou aumentem se comparadas entre os grupos.

Exceto no sexto clube, a participação percentual das rendas provenientes do trabalho na renda total do município mostrou-se estatisticamente significativa e com uma associação não linear com a variável explicada. Especificamente, a relação entre a taxa de desigualdade de renda e a proporção da renda do trabalho alternou-se entre positiva e negativa, de acordo com valores menores ou maiores, respectivamente, da variável explicativa em questão. Isto significa que um aumento na renda média do trabalho pode aumentar a desigualdade da renda em alguns municípios e reduzi-la em outros.

No período em análise, a proporção das rendas de transferências governamentais na renda municipal mostrou-se estatisticamente significativa nos clubes 2, 3, 4 e 5. Apenas no quinto clube ocorreu uma associação desta variável com a variável dependente, de maneira não linear, semelhante à da participação da renda do trabalho explicada no parágrafo anterior. Nos clubes 2, 3 e 4 os coeficientes estatisticamente significantes da renda transferida foram os dos termos ao quadrado, evidenciando uma relação negativa entre a taxa de desigualdade de renda e os valores mais elevados da participação da variável renda de transferências.

Através dos valores estimados dos coeficientes apresentados na tabela 2 e de valores médios para as variáveis que representam as fontes de renda utilizadas neste trabalho, calcularam-se as elasticidades da taxa de desigualdade de renda em relação a estas variáveis (apresentadas na tabela 3).

Os resultados exibidos na tabela 3 mostram que a elasticidade da renda do trabalho é sempre maior, de forma expressiva, do que a da renda de transferência. Resultado semelhante ao encontrado por Lerman e Yitzhaki (1985) para os Estados Unidos. Por exemplo, no caso dos municípios que compõem o clube 2, a elasticidade média da proporção da renda do trabalho na taxa de desigualdade é 0,92, enquanto a elasticidade média da proporção da renda das transferências na taxa de desigualdade é 0,32.

TABELA 3

Elasticidades renda

Municípios	Brasil	C1	C2	C3	C4	C5	C6
	5.507	949	250	635	2467	1086	120
Renda do trabalho	-0,63	-0,66	-0,92	-0,80	-0,75	-0,63	-
Renda de transferências	-0,14	-	-0,32	-	-0,10	-0,12	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (-) Elasticidades não foram calculadas em virtude de as estimativas dos parâmetros da variável em análise não serem significantes do ponto de vista estatístico.

No que se refere à variável MAE, esta contribuiu mais para a redução da desigualdade nos municípios menos desiguais inicialmente. Nos clubes com maior desigualdade, em 1991, o coeficiente desta variável foi positivo. A média da MAE e o nível de desigualdade inicial nos clubes 5 e 6 são maiores do que nos demais (ver tabela 4); portanto, pode existir maior desigualdade via maior retorno da educação e maior desigualdade inicial (GALOR; ZEIRA, 1993), ou uma combinação de composição educacional e retornos da educação maiores nestes clubes (MENEZES FILHO; FERNANDES; PICCHETTI, 2006).

Ainda neste sentido, Chiswick (1971) mostra que, nos países menos desenvolvidos, uma expansão educacional pode produzir um aumento na dispersão salarial e, conseqüentemente, um aumento da desigualdade, dependendo do nível inicial e da dispersão educacional e da relação entre anos de estudo e seu retorno.

É claro que esta constatação não desmerece em nenhum momento a educação como um instrumento de redução de desigualdade de renda. Na verdade, deve-se facilitar o acesso à educação de qualidade para os menos favorecidos para reduzir as disparidades geradas pelos seus retornos.

A tabela 4 apresenta estatísticas descritivas para as variáveis utilizadas na equação (8), excetuando-se as variáveis ao quadrado, para cada clube encontrado neste estudo. Nesta tabela, verifica-se também que a renda das transferências foi menor, em termos médios, para os clubes que iniciaram com um nível maior de desigualdade.

TABELA 4

Estatísticas descritivas dos clubes de convergência

Variáveis	Clube 1				Clube 2			
	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Taxa de Gini	0,18	0,12	0,53	-0,19	0,12	0,10	0,41	-0,12
Gini inicial (1991)	0,44	0,02	0,47	0,35	0,47	0,00	0,48	0,47
Renda do trabalho	73,58	7,84	89,82	44,90	74,06	7,33	90,03	52,40
Renda de transferências	13,35	4,20	26,10	2,50	13,76	4,36	28,91	2,15
MAE	3,05	1,42	6,97	0,64	3,38	1,35	7,93	0,93

Variáveis	Clube 3				Clube 4			
	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Taxa de Gini	0,11	0,10	0,43	-0,17	0,05	0,09	0,42	-0,36
Gini inicial	0,49	0,01	0,50	0,48	0,53	0,02	0,57	0,50
Renda do trabalho	73,32	7,53	89,03	43,32	74,24	7,18	90,22	39,50
Renda de transferências	13,78	4,31	29,28	1,73	13,63	4,31	29,43	1,36
MAE	3,29	1,26	6,95	0,60	3,60	1,18	8,91	0,99

(continua)

(continuação)

Variáveis	Clube 5				Clube 6			
	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Taxa de Gini	-0,02	0,09	0,30	-0,32	-0,11	0,10	0,10	-0,35
Gini inicial (1991)	0,60	0,02	0,65	0,57	0,68	0,03	0,79	0,65
Renda do trabalho	74,25	7,28	89,03	38,74	72,03	9,19	91,54	29,93
Renda de transferências	13,18	4,69	27,17	1,39	12,09	5,37	24,41	2,30
MAE	3,89	1,17	9,25	1,10	3,66	1,19	7,32	1,45

Fonte: Elaboração própria.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Através de um modelo de efeito limiar (*threshold*), no qual os grupos (ou clubes) são selecionados de forma endógena, este trabalho testou a hipótese de clubes de convergência na desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini, entre os municípios brasileiros no período de 1991 a 2000.

Há evidências empíricas de que o processo de convergência mencionado esteja ocorrendo e foram identificados seis clubes a partir do índice de Gini inicial (1991). Ou seja, dependendo do nível inicial de desigualdade, podem existir múltiplos estados estacionários, cada um destes formando um clube de convergência com características socioeconômicas distintas.

Essas evidências significam que os fatores que promoveram a redução da desigualdade da distribuição de renda brasileira, no período em análise, atuaram de forma assimétrica nos municípios. Caso este cenário não seja alterado, é possível que se observe no longo prazo uma redução nas desigualdades de renda entre os municípios pertencentes a um mesmo clube. Entretanto, a desigualdade de renda entre municípios de diferentes grupos pode persistir ou até mesmo aumentar. Para remediar este possível processo de segmentação ou de polarização da desigualdade de renda entre os municípios brasileiros, políticas públicas diferenciadas de acordo com as necessidades e características socioeconômicas de cada um destes clubes podem ser elaboradas e executadas.

Nestes clubes, as rendas provenientes do trabalho e das transferências governamentais, expressas em termos de participação percentual na renda total do município, apresentaram, a partir de um determinado montante, uma correlação negativa com a taxa de desigualdade de renda na maioria dos clubes encontrados. Vale ressaltar que a elasticidade da renda do trabalho mostrou-se sempre muito superior ao da renda de transferências.

Estes resultados são em favor da possibilidade de que políticas que melhorem o nível de emprego e a produtividade do trabalhador possam obter resultados mais eficazes na redução da desigualdade do que políticas redistributivas, as quais também foram significantes do ponto de vista estatístico.

Outra variável empregada nesta análise foi a MAE. Nos dois clubes que apresentaram maior desigualdade inicial, os coeficientes estimados para esta variável foram positivos. A maior desigualdade de renda inicial pode ser responsável por maior desigualdade no acesso à educação de qualidade, tornando os retornos do investimento em capital humano diferentes entre os indivíduos e, portanto, aumentando o nível de desigualdade de renda nestes clubes. Nos demais clubes, esta variável mostrou-se negativamente correlacionada com a taxa de desigualdade de renda. Desta forma, facilitar o acesso à educação de qualidade para os menos favorecidos pode reduzir a desigualdade de renda em todos os municípios brasileiros e principalmente nos municípios que pertencem aos dois clubes que apresentaram maior desigualdade inicial.

ABSTRACT

This work aims to test for convergence of income inequality in Brazilian municipalities, from 1991 to 2000, under the focus of convergence clubs, and to quantify the contribution of education and the profile of the labor income and government transfers in this process. These clubs have been endogenously identified using a threshold effect model, with the initial period Gini index as threshold variable. In the six convergence clubs identified, empirical evidence shows a convergence process of income distribution inequality in Brazil. In this process, labor income has been more significant for the inequality reduction than income from government transfers, while the average number of study years has also contributed for reducing inequality in the municipalities with lower initial inequality.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D. *Technical change, inequality and the labor market*. NBER, 2000 (Working Paper, n. 7.800).
- ANDREWS, D. W. K.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, v. 62, n. 6, p. 1.383-1.414, 1994.
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. *Annals of Regional Science*, v. 35, n. 1, p. 133-152, 2001.
- _____; et al. *Geography and regional income inequality in Brazil*. Inter American Development Bank, 2000 (Working Paper, n. 395).
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BARROS, R. P. et al. *A recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década*. Ipea, 2007 (Textos para Discussão, n. 1.304).
- _____; MENDONÇA, R. S. P. *Determinantes da desigualdade no Brasil*. Ipea, 1995 (Textos para Discussão, n. 337).
- _____; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Ipea, 2000.

- BENABOU, R. *Inequality and growth*. NBER, 1996 (Working Paper, n. 5.658).
- BECKER, G. S.; MURPHY, K. M.; TAMURA, R. Human capital, fertility, and economic growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. SI 2-37, 1990.
- CASS, D. Optimum growth in an aggregate model of capital accumulation: a turnpike theorem. *Econometrica*, v. 34, n. 4, p. 833-850, 1966.
- COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*. v. 61, n. 3, p. 331-352, 2007.
- CHISWICK, B. R. Earnings inequality and economic development. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 85, n. 1, p. 21-39, 1971.
- CORREIA, C. L. B; GOMES FILHO, J. F. Reestruturação produtiva sob a ótica da teoria da segmentação do mercado de trabalho. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS DO TRABALHO, 5.,1997. *Anais...* Rio de Janeiro: ABET, 1997.
- DAVIDSON, R., MACKINNON, J. G. *Estimation and inference in econometrics*. Oxford University Press, 1993.
- DURLAUF, N. S. A theory of persistent income inequality. *Journal of Economic Growth*, v. 1, n. 1, p. 75-93, 1996.
- ELLERY JÚNIOR, R. de G.; FERREIRA, P. C. G. Convergência entre renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, v. 16, n. 1, p. 88-103,1996.
- FERREIRA, F. H. G. Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classe ou heterogeneidade educacional? In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Ipea, 2000.
- _____. *et al.* Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil: uma atualização para 2005. In: BARROS, R. P; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Ipea, 2007.
- GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. *Economic Journal*, v. 106, n. 437, p. 1.056-1.069, 1996.
- _____.; TSIDDON, D. *Human capital distribution, technological progress, and economic growth*. CEPR, 1994 (Working Paper, n. 971).
- _____.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies*, v. 60, n. 1, p. 35-52, 1993.
- GOMES, F. A. R. Convergence in income inequality: the case of Brazilian municipalities. *Economics Bulletin*, v. 15, n. 15, p. 1-9, 2007.
- _____.; BARROS, L. C. Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? In: ENCONTRO CAEN-UFC/EPGE-FGV DE POLÍTICAS PÚBLICAS E CRESCIMENTO ECONÔMICO, 3., Fortaleza, 2007. *Anais...* Fortaleza, 2007.
- HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, v. 64, n. 2, p. 413-430, 1996.
- _____. Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Sobre a recente queda da desigualdade no Brasil*. 2006 (Notas Técnicas).

- KERSTENETZKY, C. L.; COSTA, A. C. Desigualdade intra-grupos educacionais e crescimento. *Economia e Sociedade*, v. 14, n. 2, p. 337-364, 2005.
- KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth. *The Econometric Approach to Development Planning*, v. 28, p. 225-300, 1965.
- LAURINI, M. P.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P. L. V. *Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica*. IBMEC, 2003 (Working Paper, n. 6).
- LERMAN, R.; YITZHAKI, S. Income inequality effects by income source: a new approach and application to the U.S. *Review of Economics and Statistics*, v. 67, n. 1, p. 151-156, 1985.
- MENEZES FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Rising human capital but constant inequality: the education composition effect in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, n. 4, p. 200-250, 2006.
- PHELPS, E. S. The statistical theory of racism and sexism. *American Economic Review*, v. 62, n. 2, p. 659-666, 1972.
- RAMSEY, F. A mathematical theory of saving. *Economic Journal*, v. 38, n. 152, p. 543-559, 1928.
- RAVALLION, M. Inequality convergence. *Economics Letters*, v. 80, n. 3, p. 351-361, 2003.
- RAY, D. *Economic inequality. Development economic*. Boston: Princeton University Press, 1998, p. 169-196.
- SALVATO, M. A.; SOUZA, P. F. L. Decomposição de fatores educacionais e regionais para a desigualdade de renda brasileira. In: FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO – ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 12., 2007, Fortaleza, CE. *Anais...* Fortaleza: ANPEC, 2007.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

(Originais submetidos em outubro de 2008. Última versão recebida em abril de 2010. Aprovada em abril de 2010.)

ANEXO

FIGURA A.1

Municípios brasileiros e clubes de convergência: sem bordas

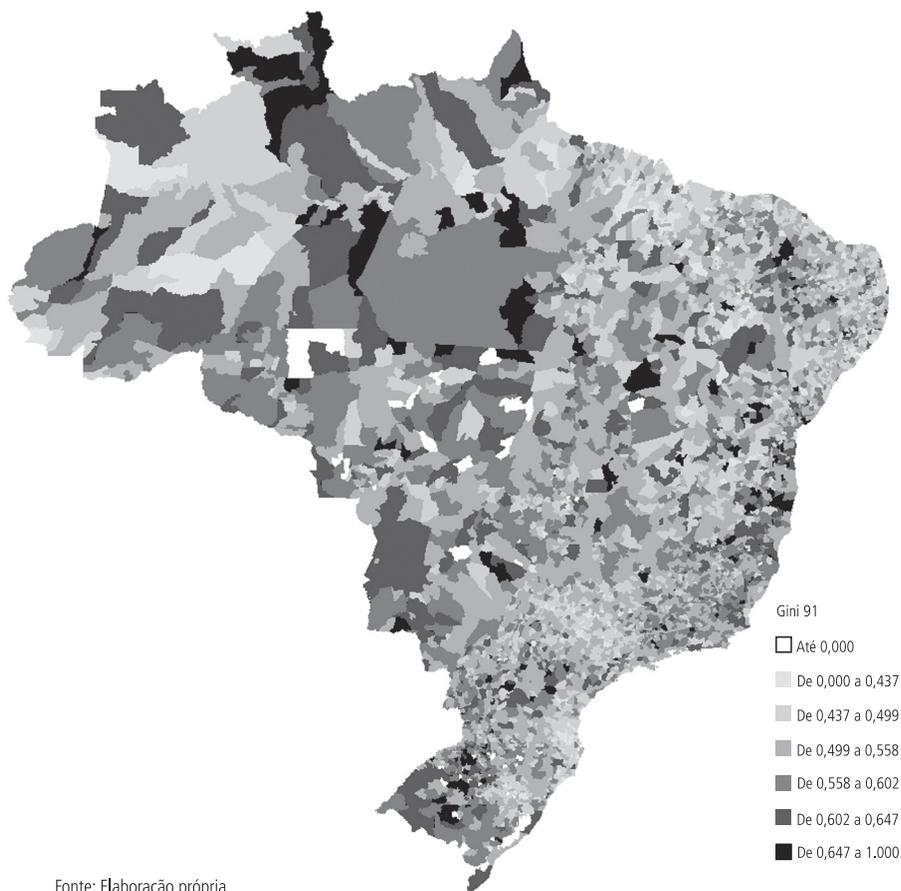
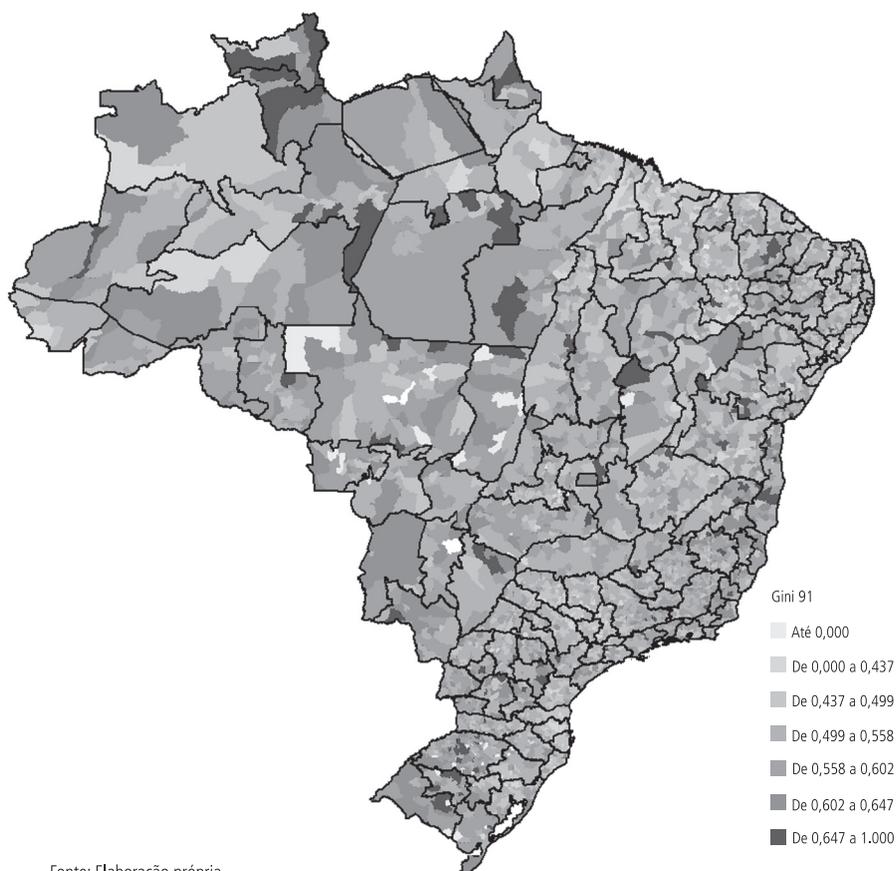


FIGURA A.2

Municípios brasileiros e clubes de convergência: bordas para mesorregiões

Fonte: Elaboração própria.

MODELO DE CRESCIMENTO BASEADO NAS EXPORTAÇÕES: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA CHILE, BRASIL E MÉXICO EM PERSPECTIVA NÃO LINEAR*

João Paulo Martin Faleiros**

Denisard Cnéio de Oliveira Alves***

Este trabalho faz uma avaliação não linear sobre modelo de crescimento orientado pelas exportações, por meio do MR-STVAR. O tratamento não linear aqui desenvolvido assume que a trajetória da taxa de crescimento do produto ao longo do tempo pode alternar entre quatro diferentes tipos de regimes. Cada um destes se caracteriza como uma combinação entre altas e baixas taxas da variação trimestral tanto do produto como das exportações. Por meio do teste de causalidade de Granger é possível verificar em qual dos regimes a taxa de crescimento corrente das exportações aumenta a capacidade preditiva do crescimento do Produto Interno Bruto (PIB). O modelo MR-STVAR foi aplicado para um conjunto de três países latino-americanos: Brasil, Chile e México.

1 INTRODUÇÃO

O estudo do modelo de crescimento orientado pelas exportações ganhou espaço nos últimos anos. Ampliar o conhecimento dos fatores econômicos que estão por trás desse mecanismo de crescimento, assim como levantar evidências empíricas que atestam sua existência foi o intuito principal da literatura ligada a essa área de pesquisa.

Em síntese, podemos destacar algumas das principais razões econômicas que explicam a origem de um crescimento sustentado pelas exportações. Em Balassa (1978, 1985) esse fato está ligado à alocação de recursos de acordo com as vantagens comparativas do país, maior utilização da capacidade instalada, exploração de economias de escala e o aprimoramento tecnológico em resposta à competição externa. Para Bruton (1989) a chave do crescimento está na mudança tecnológica e no aumento da produtividade e, para tanto, as exportações são relevantes. Em Grossman e Helpman (1991) as exportações podem ser um mecanismo importante de difusão de conhecimento, e com isso engendrar um aumento de produtividade. Marin (1992) argumenta que o crescimento das exportações possui influência estimulante na economia via *spillovers* tecnológicos e outros tipos de externalidades. Felipe e Lim (2005) salientam que a estratégia de crescimento baseado nas exportações contribui

* Os autores agradecem ao editor, aos dois pareceristas, a Eduardo Angeli e aos participantes do XXXVI Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia (ANPEC-2008) pelos comentários e sugestões.

** Doutorando em Economia pela Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo (FEA/USP) e Economista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

*** Professor titular do Departamento de Economia da FEA/USP.

para introdução de novas tecnologias tanto para o setor exportador como para o resto da economia, além de ser um canal de aprendizado e avanço tecnológico.

Por sua vez, Jung e Marshall (1985) destacam que o aumento das exportações pode alavancar a demanda do produto de um país, além de permitir importações intermediárias produtivas. Panayiotis e Dimitris (2005) indicaram quatro canais pelos quais as exportações influenciam o produto: *i*) via multiplicador do comércio internacional; *ii*) especialização dos produtos para exportação, de modo que haja uma alocação do setor doméstico menos eficiente para o mais eficiente; *iii*) aumento de divisas para importação de bens de capital; e *iv*) aumento substancial de economias de escala e aceleração da taxa de acumulação de capital.

Do ponto de vista empírico, o teste de causalidade de Granger, difundido a partir de Granger (1969), tem sido um dos procedimentos mais usuais para verificar a hipótese de crescimento orientado pelas exportações (JUNG; MARSHAL, 1985; BAHMANI-OSKOOEE, 1991; MARIN, 1992; HENRIQUES; SADORSKY, 1996; AWOKUSE, 2007). O grande mérito dessa técnica está em investigar, por meio da estrutura do modelo VAR, se a taxa de crescimento corrente das exportações, ao longo do tempo, contribui para o aumento do desempenho preditivo do crescimento do produto.

Emergem dessa literatura empírica dois resultados importantes: em primeiro lugar, para países com diferentes níveis de renda, há evidências de que as exportações contribuem para a predição do produto; e em segundo lugar, os resultados do teste de causalidade de Granger podem ser divergentes quando aplicado a um mesmo país (GILES; WILLIAMS, 2000).

Por exemplo, Xu (1996) e Ghatak (1998) refutam a hipótese de inexistência de orientação do produto por meio das exportações para a Coreia do Sul. Entretanto, em trabalhos como Dutt e Ghosh (1996) e Sharma e Dhakal (1994), tal hipótese não é rejeitada. Mesmo no caso do Japão e dos Estados Unidos, países que possuem economias bastante dependentes do mercado interno, esperava-se também uma relação entre essas duas variáveis, uma vez que exportam produtos de alto valor agregado. Novamente a literatura sugere resultados divergentes.¹

A origem desse conflito está relacionada tanto com a decisão do pesquisador de escolher as variáveis e a periodicidade das séries, quanto com a escolha dos critérios de informação para seleção do número de defasagens, entre outros aspectos.

Um fator que pode ser relevante para a explicação de tais divergências, até então pouco discutido, é supor que a relação entre o crescimento do produto e o crescimento das exportações seja intrinsecamente linear ao longo do tempo. Sob

1. Podemos citar Marin (1992), que, ao utilizar dados trimestrais, traz indícios de orientação do crescimento pelas exportações para os Estados Unidos, enquanto Ghartey (1993) traz apenas evidências de que o produto corrente aumenta o poder de previsão das exportações futuras.

essa ótica, uma nação teria somente trajetória única de crescimento baseada na dinâmica externa.

Além do que, por trás da estrutura do teste de causalidade de Granger convencional, é assumido que esse tipo de orientação de crescimento via exportações é sempre ativo ao longo do tempo. E essa hipótese pode ser restritiva, pois grande parte dos países analisados, além de ter nas exportações um dos motores da economia, pode também ser conduzida pelo mercado doméstico. Nesse contexto, a melhor maneira de se tratar essa questão é uma abordagem que possibilite diagnosticar se há diferentes tipos de condução de crescimento. E isso é possível por meio de modelos que embutem uma parametrização não linear de mudança de regimes.

Conseqüentemente, evita-se incorrer em possíveis conclusões errôneas ao se realizar o teste de causalidade de Granger na estrutura linear padrão. A rejeição da hipótese nula de que o crescimento das exportações não influencia a variação do produto não implica, necessariamente, que as exportações, para todos os períodos, são ativas na condução do crescimento de um país. Por conseguinte, a não rejeição não significa ausência de relação temporal entre as variáveis, mas essa pode estar restrita somente a alguns períodos.

A não linearidade aqui discutida se comporta de acordo com os modelos paramétricos da família Smooth Transition Regression (STR), apresentados em Anderson e Teräsvirta (1992) e Dijk, Teräsvirta e Franses (2002). Estes possibilitam a alternância de regimes, de acordo com um limiar estimado endogenamente, e um coeficiente de transição entre as fases. Caso haja indícios de uma dinâmica não linear, pode-se estimar um VAR com quatro diferentes tipos de regimes, assim denominado Multiple Regime Smooth Transition VAR ou MR-STVAR.

A metodologia proposta é aplicada à análise de três países latino-americanos: Brasil, Chile e México. No contexto aqui proposto estes três países tornam-se oportunos para discussão e avaliação empírica pelos seguintes aspectos: *i*) durante 40 anos o modelo de desenvolvimento seguido por esses países se baseou no mercado doméstico via processo de substituição de importações (MELO; DHAR, 1992; BACHA; BONELLI, 2004); *ii*) a partir das décadas de 1980 e 1990, ocorreu um processo de maior abertura comercial, elevando a participação do setor externo na composição do Produto Interno Bruto (PIB) (SILIVERSTOV; HERZER, 2006; HERZER; NOWAK-LEHMANN; SILIVERSTOV, 2006; LUSTIG, 2001); e *iii*) existem diferenças no grau de abertura comercial entre os três países (ADROGUÉ; CERISOLA; GELOS, 2006).

Em suma, este artigo pretende trazer novas contribuições para a discussão do modelo de crescimento orientado pelas exportações por meio da aplicação do teste de causalidade de Granger para os três países latino-americanos aqui mencionados. Entretanto, com uma diferença fundamental: o teste é executado em uma estrutura não linear que permite alternância de regimes.

Os resultados encontrados indicam que o modelo MR-STVAR é mais adequado para descrever a relação entre taxas de crescimento do produto e das exportações em comparação ao modelo VAR linear. Somado a esse fato, os testes de causalidade de Granger, aqui aplicados para os três países em análise, trouxeram evidência de crescimento liderado pelas exportações. Por sua vez, somente o caso brasileiro trouxe indícios de condução de crescimento, tanto pelo mercado doméstico, como pelas exportações.

O presente artigo é composto por mais quatro seções. A seção 2 apresenta o modelo MR-STVAR; a seção 3 discute a necessidade do uso do teste de detecção de *outlier*; a seção 4 debate os resultados empíricos obtidos; por fim, na seção 5 conclui-se o trabalho.

2 MODELO MR-STVAR

O MR-STVAR possibilita descrever as séries da taxa de crescimento do produto e das exportações por meio da alternância entre quatro regimes distintos de crescimento.² Seguindo a proposta de Dijk, Teräsvirta e Franses (2002), o modelo com p defasagens pode ser especificado como

$$X_t = \mu_1 + \sum_{j=1}^p \phi_{1,j} X_{t-j} + \left(\mu_2 + \sum_{j=1}^p \phi_{2,j} X_{t-j} \right) \times F(s_{Ft-d}, \gamma_F, c_F) + \left(\mu_3 + \sum_{j=1}^p \phi_{3,j} X_{t-j} \right) \times G(s_{Gt-e}, \gamma_G, c_G) + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que $X_t = (y_t, x_t)'$, sendo y_t a taxa real de crescimento do produto e x_t a taxa real de crescimento das exportações em dólares; μ_i , $i = 1, 2, 3$ são vetores 2×1 de constantes; $\Phi_{i,j}$, $i = 1, 2, 3$, $j = 1, \dots, p$, são matrizes 2×2 dos coeficientes a serem estimados; $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ é o vetor de ruídos brancos com média 0 e variância Σ . As funções $F(s_{Ft-d}, \gamma, c_F)$ e $G(s_{Gt-e}, \gamma, c_G)$ são contínuas e limitadas entre 0 e 1, sendo que $s_{Ft-d} = \mathcal{Y}_{t-d}$ ou x_{t-d} e $s_{Gt-e} = \mathcal{Y}_{t-e}$ ou x_{t-e} .

2. O principal intuito deste artigo é a avaliação, em termos preditivos, dos impactos de curto prazo da variação trimestral das exportações sobre a variação trimestral do PIB real. Ou seja, é avaliado se existe um padrão de comportamento não linear tal que cada regime especificado contribuiria para o aumento da capacidade de previsão da taxa de crescimento a cada trimestre. Sendo assim, neste contexto, a estrutura do modelo VAR, sem a adição dos vetores de correção de erros, se apresenta como adequada. Em Skalin e Teräsvirta (1999), nas mesmas circunstâncias, o teste de causalidade de Granger é aplicado, uma vez que a proposta do artigo é de apenas avaliar a relação de curto prazo entre as variáveis em destaque.

Neste trabalho, considera-se que as duas funções são logísticas,³ de acordo com Anderson e Teräsvirta (1992), Teräsvirta (1994), Dijk, Teräsvirta e Franses (2002) e Medeiros, Dijk e Teräsvirta (2005). Logo,

$$F(s_{Ft-d}, \gamma_F, c_F) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma_F (s_{Ft-d} - c_F) / \hat{\sigma}_{s_F})} \quad (2)$$

$$G(s_{Gt-e}, \gamma_G, c_G) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma_G (s_{Gt-e} - c_G) / \hat{\sigma}_{s_G})} \quad (3)$$

em que $\gamma > 0$ é o parâmetro de suavidade (*smooth parameter*); d e e são os parâmetros de atraso (*delay parameters*) das funções de transição, $\hat{\sigma}_s$ é o desvio-padrão de s_t ; c_F e c_G são os respectivos limiares (*thresholds*) de cada função de transição e indicam o momento em que ocorre a mudança de regime.⁴

O MR-STVAR pode ser considerado uma extensão do modelo de Öcal e Osborn (2000) a modelos multivariados,⁵ sendo que as variáveis de transição das duas funções logísticas podem ser dadas tanto pela defasagem de y_t , quanto pela de x_t . Com essa estrutura, nos extremos 0 e 1 das funções de transição, o MR-STVAR assume quatro diferentes tipos de regimes.

No caso específico em que, $s_{Ft-d} = y_{t-d}$ e $s_{Gt-e} = x_{t-e}$, os regimes de crescimento podem ser interpretados como:

- Regime 1: $s_{Ft-d} \ll c_{F1}$ e $s_{Gt-e} \ll c_{G1}$. Economia se encontra com baixo crescimento das exportações e baixo crescimento doméstico.
- Regime 2: $s_{Ft-d} \gg c_{F1}$ e $s_{Gt-e} \ll c_{G1}$. Economia se encontra com baixo crescimento das exportações e alto crescimento doméstico.
- Regime 3: $s_{Ft-d} \ll c_{F1}$ e $s_{Gt-e} \gg c_{G1}$. Economia se encontra com alto crescimento das exportações e baixo crescimento doméstico.
- Regime 4: $s_{Ft-d} \gg c_{F1}$ e $s_{Gt-e} \gg c_{G1}$. Economia se encontra com alto crescimento das exportações e alto crescimento doméstico.

Para avaliar se de fato as duas séries podem ser descritas de acordo com o MR-STVAR, é necessário realizar inicialmente o teste de linearidade e, logo após,

3. Optou-se por utilizar a função logística uma vez que possibilita alternância entre dois tipos distintos de crescimento, diferentemente da função exponencial que considera os valores extremos da série como um único regime, ou seja, os desvios ao regime normal de crescimento representam apenas um regime.

4. Se $\gamma \rightarrow \infty$, a função de transição pode assumir a especificação Threshold Autoregressive (TAR), possibilitando uma transição discreta entre os regimes.

5. O MR-STVAR é um caso especial multivariado do modelo de transição suave de coeficientes flexíveis discutido em Medeiros e Veiga (2005).

um teste de especificação para múltiplos regimes. Ambos os testes são adaptados para um sistema de defasagens com duas equações.

2.1 Teste de linearidade

O teste de linearidade⁶ é baseado em Teräsvirta (1994) onde se avalia a hipótese nula $H_0: \gamma = 0$ contra a hipótese alternativa $H_1: \gamma > 0$. Como este coeficiente não é identificável, realiza-se a expansão de Taylor de terceira ordem em torno de $\gamma = 0$.

Pelo fato de o MR-STVAR possuir duas funções de transição, esse teste deve ser executado em etapas, conforme abordagem “específica para o geral” de Lundbergh, Dijk e Teräsvirta (2003), além de ser adaptado para estrutura de mais equações.⁷

Executa-se, inicialmente, o teste de linearidade para a especificação de $F(s_{Ft-d}, \gamma_F, c_F)$, sendo que $s_{Ft-d} = \mathcal{Y}_{t-d}$ ou X_{t-d} . Neste caso, o teste de razão de verossimilhança (LR) é mais apropriado para um sistema de duas equações.

Refutada a hipótese de linearidade, estima-se o modelo VAR com uma função de transição (STVAR) por mínimos quadrados não lineares. Logo após esse procedimento, executa-se o teste LR para múltiplos regimes, tomando como base o *remaining nonlinearity test* proposto em Eitrheim e Teräsvirta (1996) e discutido em Dijk, Teräsvirta e Franses (2002), modificado para a estrutura de sistemas de equações do STVAR. O teste LR de linearidade e o teste LR para múltiplos regimes seguem um procedimento similar aos testes de razão de verossimilhança executados em Weise (1999).

As etapas para a implementação dos dois testes são apresentadas a seguir:

- 1) Estimar o modelo VAR linear e reportar os resíduos de cada uma das equações.
- 2) Regredir os resíduos do passo anterior sobre a constante X_{t-1}, \dots, X_{t-k} e computar a matriz de variância-covariância Σ_{11} .
- 3) Regredir os resíduos do VAR linear sobre a constante $X_{t-1}, \dots, X_{t-k}, X_{t-1} s_{Ft-d}, \dots, X_{t-k} s_{Ft-d}, X_{t-1} s_{Ft-d}^2, \dots, X_{t-k} s_{Ft-d}^2$ e computar a matriz de variância-covariância Σ_{12} .
- 4) Calcular a estatística $LR_1 = (T - c) \{ \log(\Sigma_{11}) - \log(\Sigma_{12}) \}$ distribuída de acordo com uma χ^2 com grau de liberdade igual ao número de restrições do sistema, T é o número de observações usadas e c (correção de Sims para pequenas amostras) é igual ao número de parâmetros estimados em cada equação do sistema não restrito.

6. Duas razões são fundamentais para a execução do teste de linearidade. A primeira delas é saber se o modelo VAR pode ser tratado por meio de múltiplos regimes, ou seja, se de fato é coerente analisar sob este prisma não linear a relação entre a taxa de crescimento do produto e exportações. A segunda razão está no conhecimento apropriado do parâmetro de atraso.

7. Esta abordagem auxilia na escolha da especificação das duas funções e das variáveis de transição. Para maior detalhamento, ver Lundbergh, Dijk e Teräsvirta (2003, p. 107).

- 5) Caso se refute a hipótese nula de linearidade a pelo menos 10% de significância, estimam-se as duas equações por mínimos quadrados não lineares, separadamente. Como em Teräsvirta (1994) e Lundbergh, Dijk e Teräsvirta (2003), os valores do parâmetro de atraso d e da variável de transição s_{Ft-d} são escolhidos com base no menor valor-p do teste de linearidade.⁸

O modelo STVAR pode ser definido como

$$X_t = H(X_t, \Psi) + \varepsilon_t = H(X_t, \Phi_1, \Phi_2, \gamma_F, c_F) + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que

$$H(X_t; \Psi) = \mu_1 + \sum_{j=1}^p \Phi_{1,j} X_{t-j} + \left(\mu_2 + \sum_{j=1}^p \Phi_{2,j} X_{t-j} \right) \times F(s_{Ft-d}, \gamma_F, c_F)$$

Para a realização do teste LR com múltiplos equilíbrios deve-se proceder conforme o próximo estágio.

- 6) Regredir cada resíduo do modelo VAR em apenas uma função de transição sobre $\nabla \hat{H}(s_{Ft}; \theta_1) = \partial \hat{H}(s_{Ft}; \hat{\theta}_1) / \partial \theta_1$,⁹ onde $\theta_1 = (\Phi_1, \Phi_2, \gamma_F, c_F)'$, para assim obter a matriz de variância-covariância do modelo restrito Σ_{21} .
- 7) Regredir cada resíduo do modelo VAR, em apenas uma função de transição sobre $\nabla \hat{H}(s_{Ft}; \theta_1) = \partial \hat{H}(s_{Ft}; \hat{\theta}_1) / \partial \theta_1$, onde $\theta_1 = (\Phi_1, \Phi_2, \gamma_F, c_F)'$ e sobre a expansão de Taylor de terceira ordem da função $G(s_{Gt-e}, \gamma_G, c_G)$, em torno de $\gamma_G = 0$, $X_{t-1} s_{Gt-e}, \dots, X_{t-K} s_{Gt-e}, X_{t-1} s_{Gt-e}^3, \dots, X_{t-k} s_{Gt-e}^3$, obtendo, assim, a matriz de variância-covariância do modelo não restrito Σ_{22} .
- 8) Calcular a estatística $LR_2 = (T - c) \{ \log(\Sigma_{21}) - \log(\Sigma_{22}) \}$ distribuída de acordo com uma χ^2 com grau de liberdade igual ao número de restrições do sistema, T é o número de observações usadas e c (correção de Sims para pequenas amostras) é igual ao número de parâmetros estimados em cada equação do sistema não restrito.
- 9) Se a hipótese nula é refutada, então as duas equações do MR-STVAR podem ser estimadas por mínimos quadrados não lineares. Para escolha da variável de transição de $G(s_{Gt-e}, \gamma_G, c_G)$, utiliza-se como critério o menor valor-p.

8. Ver detalhes em Teräsvirta (1994, p. 211) e Lundbergh, Dijk e Teräsvirta (2003, p. 107 e 113).

9. Para maiores detalhes sobre a derivada parcial com relação aos coeficientes estimados do STVAR com uma função de transição, consultar anexo A.

2.2 Causalidade de Granger e o modelo MR-STVAR

O teste de causalidade de Granger possibilita investigar a relação temporal entre duas séries (GRANGER, 1969). Diz-se que uma série $\{y_t\}$ é “Granger-causada” por $\{x_t\}$ se $\{x_t\}$ melhora o desempenho de previsão de $\{y_t\}$, ou existe uma relação sistemática entre valores correntes de $\{x_t\}$ e os valores futuros de $\{y_t\}$.¹⁰

A literatura sobre o teste de causalidade de Granger sob uma ótica não linear ganhou destaque nos últimos anos.¹¹ Rothman, Dijk e Franses (2001) verificam a relação entre moeda e produto e, recentemente, Li (2006) examina o impacto das variáveis investimento, PIB e taxa de juros reais sobre o desemprego. Esses dois últimos artigos, assim como Skalin e Teräsvirta (1999), especificam o teste com a estrutura dos modelos paramétricos de transição suave.

Se a dinâmica de $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ pode ser descrita pelo modelo MR-STVAR, é importante destacar, como em Rothman, Dijk e Franses (2001), que, ao se utilizar a família dos modelos de transição suave, é conveniente distinguir entre as duas origens da causalidade de Granger entre exportações e produto. A primeira se relaciona ao fato de a taxa de crescimento das exportações ser uma das variáveis de transição que governa a mudança de regime, ou seja, o teste LR apresentado anteriormente evidencia tal aspecto. E a segunda origem está ligada às variáveis defasadas da taxa de crescimento das exportações entrarem como regressores.

No contexto do MR-STVAR, o teste de causalidade de Granger, embutido no teste LR, indica se a variável de transição contribui para o aumento do poder preditivo, em termos da alternância de regimes. Por sua vez, o teste de causalidade de Granger sobre as defasagens será importante para avaliar a hipótese de crescimento liderada pelas exportações, em cada um dos possíveis tipos de regimes.

Portanto, se em qualquer um dos quatro regimes, a taxa de crescimento das exportações Granger causar o crescimento do produto, há uma típica situação de crescimento liderado pelas exportações. Caso contrário, tem-se uma situação em que o crescimento do país é liderado pelo mercado doméstico. Essa interpretação torna-se factível somente na ocorrência conjunta de y_{t-d} e x_{t-e} como variáveis de transição.

Para explicar esse último aspecto, é importante ressaltar que a literatura que faz uso dos modelos LSTAR univariados utilizando variáveis que medem o nível de atividade, como em Anderson e Teräsvirta (1992), denomina o regime $s_{Ft-d} << c_{F1}$, tal que $s_{Ft-d} = y_{t-d}$, como regime de recessão ou de baixo crescimento. Caso contrário, quando $s_{Ft-d} >> c_{F1}$ para $s_{Ft-d} = y_{t-d}$, denomina-se regime de expansão ou de alto crescimento.

10. Isso não significa que o teste dê indícios de que x_t é exógeno com relação a y_t . Exogeneidade está ligada à relação contemporânea entre x_t e y_t .

11. Trabalhos como Bell, Kay e Malley (1996), Péguin-Feissolle e Teräsvirta (1999) e Baghli (2006) discutem e propõem uma abordagem não linear para o teste.

O modelo MR-STAR, por sua vez, adiciona mais uma função de transição com a finalidade de controlar a dinâmica do produto, por meio da dinâmica externa, dada pela taxa de crescimento das exportações x_{t-e} . Nesse sentido, como é possível isolar a dinâmica externa através de uma função de transição específica, a alternância de regimes dada por $s_{Ft-d} = y_{t-d}$ pode ser considerada uma boa medida para avaliar a dinâmica de expansão e retração ligadas à atividade doméstica.

Se para um regime específico as defasagens da taxa de crescimento das exportações não contribuem para o aumento preditivo da taxa de crescimento do PIB, somando-se ao fato de que há alternância de regimes baseada na variação do produto controlada pela alternância de regimes baseada na variação das exportações, diz-se que fatores domésticos foram responsáveis pela condução do crescimento do país.

Para aplicabilidade do teste de causalidade de Granger é importante descrever a equação de y_t , em (1), como

$$\begin{aligned}
 y_t = & \mu_{11} + \phi_{11,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{11,k}y_{t-k} + \varphi_{11,1}x_{t-1} + \dots + \varphi_{11,k}x_{t-k} \\
 & + (\mu_{21} + \phi_{21,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{21,k}y_{t-k} + \varphi_{21,1}x_{t-1} + \dots + \varphi_{21,k}x_{t-k}) \\
 & \times F(s_{Ft-d}, \gamma, c_{F1}) + (\mu_{31} + \phi_{31,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{31,k}y_{t-k} + \varphi_{31,1}x_{t-1} \\
 & + \dots + \varphi_{31,k}x_{t-k}) \times G(s_{Gt-e}, \gamma, c_{G1}) + \varepsilon_1
 \end{aligned} \tag{5}$$

A hipótese nula de que $\{y_t\}$ não é “Granger-causada” por $\{x_t\}$ é dada, respectivamente, por

$$H_0 : \varphi_{11,1} = \dots = \varphi_{11,k} = \varphi_{21,1} = \dots = \varphi_{21,k} = \varphi_{31,1} = \dots = \varphi_{31,k} = 0 \tag{6}$$

Mais quatro testes auxiliares podem ser executados para verificar em quais regimes a hipótese nula, de que o crescimento do PIB não é Granger-causada pelo crescimento das exportações, é rejeitada. Sendo assim, enunciam-se as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned}
 \text{Regime 1: } & H_{01} : \varphi_{11,1} = \dots = \varphi_{11,k} = 0 \\
 \text{Regime 2: } & H_{02} : \varphi_{11,1} = \dots = \varphi_{11,k} = \varphi_{21,1} = \dots = \varphi_{21,k} = 0 \\
 \text{Regime 3: } & H_{03} : \varphi_{11,1} = \dots = \varphi_{11,k} = \varphi_{31,1} = \dots = \varphi_{31,k} = 0 \\
 \text{Regime 4: } & H_{04} : \varphi_{21,1} = \dots = \varphi_{21,k} = \varphi_{31,1} = \dots = \varphi_{31,k} = 0
 \end{aligned} \tag{7}$$

O MR-STVAR poderia também ser construído de acordo com a especificação proposta em Skalin e Teräsvirta (1999). Para avaliar qual das duas abordagens é a

mais apropriada, testa-se a seguinte hipótese auxiliar, considerando o caso em que $s_{Ft-d} = y_{t-d}$ e $s_{Gt-e} = x_{t-e}$:

$$H_{0ST} : \varphi_{21,1} = \dots = \varphi_{21,k} = \phi_{31,1} = \dots = \phi_{31,k} = 0 \quad (8)$$

Se a hipótese nula for rejeitada, a especificação do MR-STVAR aqui apresentada é a mais adequada, caso contrário, a especificação de Skalin e Teräsvirta (1999) se apresenta como tal.

3 TESTE DE DETECÇÃO DE *OUTLIER*

Antes da estimação do modelo MR-STVAR por mínimos quadrados não lineares é importante avaliar se a série apresenta ou não *outliers*. Existem duas razões preponderantes para a necessidade dessa avaliação.

A primeira delas é discutida em Dijk, Franses e Lucas (1999). Os autores apontam que, se uma série é linear e contaminada com *outliers*, os testes podem apresentar viés em favor da rejeição de linearidade, podendo levar a conclusões errôneas sobre a existência de uma estrutura não linear. Desse modo, alertam para a necessidade de estratégias na modelagem que são capazes de distinguir entre não linearidade e *outliers*.

A segunda razão se fundamenta no fato de que a função de transição pode captar apenas alguns poucos *outliers* da série, ou seja, quando o regime é estabelecido com base em apenas um número pequeno de *outliers*. Essa situação em geral ocorre quando o limiar estimado é próximo aos valores extremos da série. Neste caso, não há número suficiente de observações em pelo menos um dos regimes, tornando muito difícil o ajustamento do modelo aos dados.¹²

3.1 Teste de detecção de *outlier* modificado para as equações do modelo VAR

Em geral, a literatura define dois tipos de *outliers*: *i) additive outlier (AO)*; e *ii) innovative outlier (IO)*. O AO é um efeito isolado na série, pois somente a observação no instante t é afetada. Na presença de IO, um choque ocasionado no período t influenciará os períodos subsequentes $y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+n}$ o que o torna,

12. Um meio para captar os efeitos dos *outliers*, sugerido por Ócal e Osborn (2000) é a adição de *dummies* ao modelo. Esse método segue a linha da abordagem tradicional de análise de intervenção como em Box e Tiao (1975). Para que a função de transição não capture apenas um número pequeno de *outliers*, Ócal e Osborn (2000) sugerem que se incluam variáveis *dummies* para as observações aberrantes da série. Ainda ressaltam que se o modelo STAR capturar apenas *outliers*, este deve ser descartado. No entanto, assim como Arango e Melo (2006), os autores não apresentam qualquer critério de detecção de *outliers* endógeno. Isso, por sua vez, pode acarretar uma remoção desnecessária de *outliers* e enfraquecer a estrutura não linear. Para evitar que essa situação ocorra, este trabalho realiza o teste de detecção de *outliers* proposto por Tsay (1986), aplicado em Balke e Fomby (1994), modificado para a estrutura do modelo VAR linear aqui estimado.

portanto, parte da dinâmica da série. Caso não haja atenção para as consequências do AO, é possível estar incorrendo no erro de se rejeitar a hipótese de linearidade indevidamente.

A base dessa estratégia de detecção se encontra na distinção entre AO e IO. Para tanto, captam-se os efeitos dos distúrbios e choques nas séries econômicas por meio de um teste de detecção de *outlier* apresentado em Tsay (1986, 1988) e discutido em Balke e Fomby (1994). No entanto, o teste é realizado levando-se em conta a estrutura univariada dos modelos ARMA. Para sua aplicabilidade nos modelos VAR há necessidade de certas modificações discutidas a seguir.

O teste de detecção proposto é executado isoladamente para cada uma das equações do modelo VAR, que podem ser escritas como

$$\theta(L)Z_t = a_t + \theta(L)Y_t \quad (9)$$

em que Z_t é a série não observada livre de *outlier*; Y_t é a segunda série que compõe o modelo bivariado; $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$, $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_p L^p$ e $\{a_t\}$ são um ruído branco com média zero e variância constante. Os modelos para os *outliers* IO e AO são descritos respectivamente como

$$X_t = Z_t + \phi(L)^{-1} \omega I_t^{(T)} \quad (10)$$

$$X_t = Z_t + \omega I_t^{(T)} \quad (11)$$

em que X_t é a série observada, ω é a magnitude do *outlier* e $I_t^{(T)}$ é o indicador da ocorrência de *outlier*, tal que, $I_t^{(T)} = 1$ se $t = T$ e $I_t^{(T)} = 0$, caso contrário. Para o processo de detecção considere $e_t = \phi(L)X_t - \theta(L)Y_t$, em que e_t é o resíduo observado. Então (10) e (11) podem ser reescritos respectivamente como

$$e_t = a_t + \omega I_t^{(T)} \quad (12)$$

$$e_t = a_t + \omega \phi(L) I_t^{(T)} \quad (13)$$

uma vez que (12) é obtido

$$e_t = \phi(L)X_t - \theta(L)Y_t$$

$$e_t = \phi(L)[\phi(L)^{-1}a_t + \phi(L)^{-1}\theta(L)Y_t + \phi(L)^{-1}\omega I_t^{(T)}] - \theta(L)Y_t$$

$$e_t = a_t + \omega I_t^{(T)}$$

e a expressão (13) é obtida

$$e_t = \phi(L)X_t - \theta(L)Y_t$$

$$e_t = \phi(L)[\phi(L)^{-1}a_t + \phi(L)^{-1}\theta(L)Y_t + \omega I_t^{(T)}] - \theta(L)Y_t$$

$$e_t = a_t + \omega \phi(L)I_t^{(T)}$$

Observa-se que os termos da variável Y_t não modificam a expressão para o cálculo por mínimos quadrados ordinários (MQO) da magnitude dos *outliers*. Portanto, o procedimento é idêntico ao proposto por Tsay (1986), lembrando apenas que o resíduo observado é modificado, tendo em vista a estrutura de defasagens estimadas do VAR. Os valores críticos que Tsay sugere para as estatísticas λ_{A0} e λ_{I0} são 3.0, 3.5 ou 4.0. Podem ocorrer casos em que tanto λ_{A0} quanto λ_{I0} ultrapassem o valor crítico, e nessa situação, irá se definir o tipo de *outlier* por aquele que apresentar maior valor. O teste é executado, consecutivamente, até não haver mais evidência de observações aberrantes.

4 AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS DO MODELO MR-STVAR

4.1 Dados

Para este trabalho foram obtidas séries do PIB e exportações, com periodicidade trimestral, para Brasil, Chile e México. Os dados foram coletados do banco de dados *Main Indicators* da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), *International Financial Statistics*, do Fundo Monetário Internacional (FMI), e Contas Nacionais do Ipeadata. Os quadros B.1 e B.2 e o gráfico B.1 do anexo B fornecem as características das séries selecionadas.¹³ Foram aplicadas a transformação logarítmica e a primeira diferença para obtenção das taxas de crescimento, pois, de acordo com os resultados do teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979), as duas variáveis no nível trazem evidência de que são integradas de ordem 1, como aponta a tabela 1. A relevância de se executar esse teste está em avaliar se as séries do PIB e das exportações, tanto no nível como em primeira diferença, são

13. O FMI em geral disponibiliza as séries com ajustamento sazonal. No caso do Chile, o PIB foi disponibilizado sem ajustamento, e neste caso utilizou-se o método Census X12 multiplicativo fornecido pelo *software* E-Views 5. Todas as séries sofreram transformação logarítmica.

estacionárias. Caso isso não se verifique, as distribuições das estatísticas do teste de causalidade de Granger, aplicado ao modelo VAR, deixam de ser conhecidas.

TABELA 1

Teste de raiz unitária: estatística ADF

	PIB		Exportações	
	Nível	Taxa de crescimento	Nível	Taxa de crescimento
I -				
Brasil	-0,8171	-3,9679***	0,6467	-4,9183***
Chile	0,3293	-4,2140***	0,9923	-3,1334**
México	0,9450	-4,7893***	0,7572	-3,4939**
II -				
Brasil	-3,2489*	-3,9371***	-0,9638	-5,0336***
Chile	-3,3528*	-4,2140***	-1,0767	-3,4942***
México	-2,8681	-5,0891***	-2,4140	-2,4140**

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: I - Modelo ADF com constante e cinco defasagens.

II - Modelo ADF com constante, tendência e cinco defasagens.

*** 1% de significância, ** 5% de significância, * 10% de significância.

4.2 Teste de detecção de outlier

O modelo VAR com constante foi estimado por MQO e o número de defasagens p foi definido com base no critério de informação AIC. O teste de detecção de outlier foi executado para todos os três países. É importante que este teste seja realizado para todas as equações do sistema, pois os testes LR de linearidade e especificação de múltiplos regimes utilizam a matriz de variância-covariância estimada a partir do VAR, além do que a eliminação de um possível outlier pode alterar a indicação do AIC sobre o número de defasagens. O quadro 1 apresenta a relação de outliers identificados pelo teste proposto na subseção 3.1. O valor crítico utilizado neste trabalho foi igual a $C = 4,0$. Apresentaram evidências de outliers somente as séries da variação trimestral do PIB e exportações para o caso mexicano. O modo como as séries são tratadas, caso haja detecção de possíveis outliers, segue o mesmo procedimento adotado em Franses, Bruin e Dijk (2000), modificado apenas para o caso de AO. Para eliminar os efeitos dos IOs no instante T , adiciona-se uma dummy como variável exógena no modelo VAR, tal que

$$I_t^{(T)} = \begin{cases} 1 & \text{se } t = T \\ 0 & \text{se } t \neq T \end{cases}$$

Em relação à eliminação dos AOs, modifica-se diretamente a série, mas, em vez de substituir o outlier pela média das observações anterior e posterior, utilizou-se

o procedimento adotado por Tsay (1986). Sendo $\omega_{A,T}$ a magnitude do AO no instante T , temos que

$$\tilde{X}_t = \begin{cases} X_t & , \text{ para } t \neq T \\ X_T - \omega_{A,T} & , \text{ para } t = T \end{cases}$$

Os testes de linearidade, apresentados na subseção 4.3, são executados levando-se em consideração as transformações nas séries já sugeridas.

QUADRO 1
Teste de detecção de outlier

	Brasil ($\rho = 3$)	Chile ($\rho = 3$)	México ($\rho = 3$)
y_t :	-	-	$\lambda_{1995;1}^{IO} = -4.04$
	-	-	$\lambda_{1995;2}^{AO} = -4.30$
x_t :	-	-	$\lambda_{1986;1}^{AO} = -3.96$

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Foi considerado o outlier do primeiro trimestre de 1986 como AO, pois o valor da estatística calculada ficou muito próximo ao valor crítico.

4.3 Teste de especificação para o MR-STVAR

Após o teste de detecção de outliers, somente o VAR para o caso mexicano foi novamente estimado, incluindo as modificações necessárias às séries. A partir daí, os passos para o teste de especificação do MR-STVAR foram executados utilizando a taxa real de crescimento do produto y_{t-d} e a taxa real de crescimento das exportações x_{t-d} , sendo que $d = 1, \dots, d_{\max}$, tal que $d_{\max} = 8$.

A tabela 2 fornece os valores-p do teste de razão de verossimilhança para especificação do MR-STVAR. As colunas de 2 a 4 apresentam os valores-p da primeira fase do teste, o de linearidade. Verifica-se a hipótese nula de que o modelo VAR linear é melhor para caracterizar o comportamento das séries em contrapartida ao modelo com uma função de transição (STVAR). A hipótese nula de linearidade é fortemente rejeitada, a pelo menos 1% de significância, sendo que, para os modelos aplicados ao Brasil e México, os menores valores-p são encontrados para a variável de transição y_{t-d} , com d igual a 6 e 7, respectivamente, enquanto para o Chile, a variável de transição é x_{t-d} , para $d = 4$.

Após a estimação dos modelos STVAR para cada país,¹⁴ foi realizado o segundo passo do teste LR, sob a hipótese nula de que o modelo STVAR é mais adequado do que o modelo MR-STVAR. As colunas de 5 a 7 apresentam os valores-p do teste. É possível verificar que, para os casos brasileiro e mexicano, rejeita-se a hipótese nula com menor valor-p para a variável x_{t-e} , com e igual a 4 e 5, respectivamente, enquanto para o caso chileno, isso ocorre para a variável y_{t-e} , com $e = 1$.

14. Os modelos STVAR estimados não foram apresentados para economizar espaço.

TABELA 2
Valores-p dos testes LR

Variável de transição	VAR			STVAR			MR-STVAR		
	Brasil	México	Chile	Brasil	México	Chile	Brasil	México	Chile
y_{t-1}	0.01224	0.00186	0.01784	0.20715	0.00982	0.00955	0.45010	0.18009	0.77225
y_{t-2}	0.01594	0.04364	0.05409	0.04213	0.12936	0.13771	0.08438	0.65594	0.75243
y_{t-3}	0.02350	0.00266	0.05445	0.06193	0.13306	0.44319	0.76005	0.65265	0.74054
y_{t-4}	0.10291	0.34933	0.19176	0.12845	0.14316	0.44445	0.62093	0.48521	0.83991
y_{t-5}	0.52658	0.13874	0.49970	0.43922	0.11851	0.20069	0.31627	0.58790	0.98314
y_{t-6}	0.00820	0.36200	0.02903	0.18925	0.79884	0.28507	0.38237	0.79977	0.96964
y_{t-7}	0.56260	0.00002	0.57799	0.50037	0.00102	0.65982	0.95360	0.44023	0.75998
y_{t-8}	0.63361	0.00230	0.79103	0.50487	0.01615	0.61323	0.91702	0.73099	0.47786
x_{t-1}	0.16211	0.00351	0.21843	0.12384	0.00449	0.69357	0.68192	0.39742	0.89657
x_{t-2}	0.36140	0.00209	0.51235	0.10218	0.00278	0.76861	0.76425	0.16533	0.60294
x_{t-3}	0.13838	0.01584	0.09978	0.69477	0.04041	0.38730	0.71246	0.48201	0.59333
x_{t-4}	0.04100	0.01448	0.01056	0.03483	0.00944	0.17783	0.67353	0.30634	0.95745
x_{t-5}	0.21879	0.00095	0.39032	0.21491	0.00020	0.82758	0.53779	0.70853	0.19756
x_{t-6}	0.61076	0.00691	0.47402	0.72866	0.00262	0.79926	0.95081	0.09041	0.98275
x_{t-7}	0.03204	0.07616	0.05711	0.04708	0.12946	0.25441	0.79909	0.51742	0.89942
x_{t-8}	0.82250	0.10329	0.71269	0.21360	0.21075	0.47788	0.87759	0.39211	0.89673

Fonte: Elaboração dos autores.

Por fim, nas colunas de 8 a 10 são apresentados os testes LR que verificam se resta alguma evidência de não linearidade em relação às variáveis de transição até aqui utilizadas. O procedimento é o mesmo executado até aqui, mas, aplicado sob a estrutura do modelo MR-STVAR. De acordo com os resultados, não houve rejeição, a pelo menos 5% de significância, da hipótese nula de que o modelo de múltiplos regimes foi suficiente para captar as possíveis não linearidades do sistema.

Sendo assim, todos os modelos MR-STVAR apresentam duas funções de transição distintas, tal que haja alternância de regimes baseados tanto na variação trimestral do PIB como das exportações.

4.4 Estimativas do MR-STVAR

As estimativas do modelo MR-STVAR¹⁵ são apresentadas na tabela 3 para cada um dos países selecionados. Para economizar espaço, os coeficientes da equação de x_t não foram apresentados.

15. Vale ressaltar que uma das características que os modelos STR com função logística apresentam é a obtenção de estimativas de coeficientes elevados e não significantes do parâmetro de suavidade. Quando γ é elevado, o formato da função de transição é afetado pelas mudanças no próprio parâmetro. Isto implica que a convergência das estimativas para o ótimo é lenta e os desvios-padrão de γ tendem a ser elevados quando a estimativa do ponto desse parâmetro é também elevada. Para maiores informações sobre a questão da estimativa de γ , consultar Dijk, Teräsvirta e Franses (2002). Conforme sugestão de Dijk e Franses (1999), pelas razões apresentadas acima, os desvios-padrão de γ não serão reportados.

TABELA 3

Estimativa da equação de y_t do modelo MR-STVAR

S_t	Brasil			México			Chile		
	-	y_{t-6}	x_{t-4}	-	y_{t-7}	x_{t-5}	-	y_{t-4}	x_{t-1}
μ	-0,009** (0,004)	0,008** (0,004)	0,009** (0,004)	-0,004 (0,003)	-0,004 (0,003)	0,014*** (0,005)	0,011*** (0,004)	-0,002 (0,008)	-0,019 (0,025)
y_{t-1}	0,114 (0,179)	0,181 (0,194)	-0,096 (0,183)	-0,573 (0,735)	0,901** (0,341)	0,296 (0,781)	0,587*** (0,170)	-0,616* (0,336)	0,281 (0,640)
y_{t-2}	0,506** (0,235)	-0,281 (0,208)	-0,593** (0,243)	1,178** (0,515)	0,279 (0,307)	-1,250** (0,560)	-0,204 (0,169)	0,498* (0,263)	-0,430 (0,458)
y_{t-3}	-0,374*** (0,101)	0,373*** (0,120)	0,111 (0,130)	-1,289 (1,281)	0,058 (0,280)	1,004 (1,335)	0,072 (0,135)	-0,053 (0,273)	0,530 (0,385)
y_{t-4}	-0,107 (0,120)	0,027 (0,160)	-0,080 (0,151)	-	-	-	0,030 (0,157)	0,353 (0,288)	-0,686** (0,320)
y_{t-5}	0,479 (0,183)	-0,204 (0,191)	-0,096 (0,176)	-	-	-	-0,119 (0,133)	0,019 (0,222)	0,317 (0,388)
x_{t-1}	0,093*** (0,025)	-0,129*** (0,039)	0,042 (0,041)	-0,012 (0,103)	0,047 (0,077)	0,027 (0,106)	-0,063 (0,040)	0,051 (0,057)	-0,043 (0,117)
x_{t-2}	0,010 (0,025)	-0,035 (0,031)	0,010 (0,029)	-0,358 (0,261)	-0,068 (0,069)	0,495* (0,276)	0,089* (0,050)	0,013 (0,063)	0,036 (0,084)
x_{t-3}	0,074** (0,033)	-0,034 (0,039)	-0,074** (0,033)	0,109 (0,100)	-0,067 (0,065)	-0,059 (0,115)	0,065 (0,047)	-0,052 (0,067)	-0,025 (0,087)
x_{t-4}	-0,061 (0,054)	0,009 (0,044)	0,081** (0,039)	-	-	-	0,100 (0,067)	-0,240** (0,110)	0,474*** (0,167)
x_{t-5}	0,055 (0,035)	-0,050 (0,035)	-0,052 (0,032)	-	-	-	0,058 (0,047)	-0,031 (0,073)	-0,047 (0,099)
γ	-	192,26	192,26		1,993	1,993	-	131,24	131,24
c_1	-	0,0008** (0,0003)	0,010*** (0,001)		0,010* (0,006)	-0,067** (0,031)	-	-0,005** (0,002)	0,0238*** (0,0002)
LM(4)		1,21(0,31)			1,17(0,33)			1,53(0,20)	
ARCH(4)		1,55(0,81)			1,60(0,80)			1,01(0,90)	
JB		4,34(0,11)			2,69(0,26)			1,22(0,54)	
AIC_L		-383,0915			-343,1998			-449,7049	
AIC_{NL}		-398,2386			-334,5179			-477,3444	
BIC_L		-352,3378			-314,4334			-428,7051	
BIC_{NL}		-334,1263			-242,9887			-415,3052	

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: ARCH: teste para heterocedasticidade condicional (valor-p entre parênteses); LM: teste para autocorrelação serial (valor-p entre parênteses); JB: teste de normalidade Jarque-Bera (valor-p entre parênteses).

***valor-p $\leq 0,01$, **valor-p $\leq 0,05$, *valor-p $< 0,1$.

Os coeficientes estimados das *dummies* não foram apresentados na tabela. Para os critérios de informação AIC e BIC, o índice L se refere às estatísticas do modelo VAR linear, e o índice NL se refere ao modelo MR-STVAR. Para economizar espaço foram apresentadas somente as equações do produto para os modelos MR-STVAR. A primeira coluna de cada país apresenta os coeficientes estimados que não estejam associados às funções de transição. No caso da segunda e terceira colunas de cada país, são apresentados os coeficientes estimados, respectivamente, associados às funções de transição F e G.

A equação do produto do modelo estimado para o Brasil apresentou c_{F_1} próximo a 0 e c_{G_1} igual a 0,01, todos eles estatisticamente significantes, sendo que as duas variáveis de transição são, respectivamente, y_{t-6} e x_{t-4} . O valor de γ é elevado indicando uma transição brusca entre os regimes de crescimento.

No caso mexicano, as variáveis de transição são y_{t-7} e x_{t-5} , sendo iguais a, respectivamente, 0,010 e $-0,067$. Outra característica importante do modelo estimado para o México é o baixo valor do coeficiente de γ . Nessa situação é comum para as duas funções assumirem valores entre o intervalo 0 e 1, originando, com mais frequência, regimes de crescimento intermediários.

Os *thresholds* estimados para o modelo MR-STVAR chileno foram $-0,005$ e $0,013$, respectivamente, para as variáveis de transição x_{t-4} e y_{t-1} .

Os testes de avaliação para equação do produto nos modelos MR-STVAR, também apresentados na tabela 3, indicam ausência de autocorrelação para os resíduos na quarta defasagem. Os testes ARCH e Jarque-Bera aplicados ao resíduo dos modelos, respectivamente, não trazem indícios de heterocedasticidade condicional e ausência de distribuição normal.

Para um melhor exame da dinâmica de alternância entre os diferentes tipos de regime, os gráficos de 1 a 3 apresentam, conjuntamente, as duas funções de transição estimadas da equação do produto y_t , em função do tempo. Ao que tudo indica, com exceção do México, há uma alternância excessiva entre os quatro regimes, indicando que o grau de persistência da economia em um determinado modo de condução de crescimento, em relação ao tempo, não é muito alta. Isso pode estar relacionado com uma possível capacidade do Chile e do Brasil de adequar rapidamente sua produção a diferentes tipos de condução de crescimento. Mas antes de levantar tal hipótese, é necessário, para cada caso, avaliar se há diferentes trajetórias de crescimento, com base no teste de causalidade de Granger sobre as defasagens.

GRÁFICO 1

Brasil: evolução das funções de transição F(.) e G(.) para equação do produto

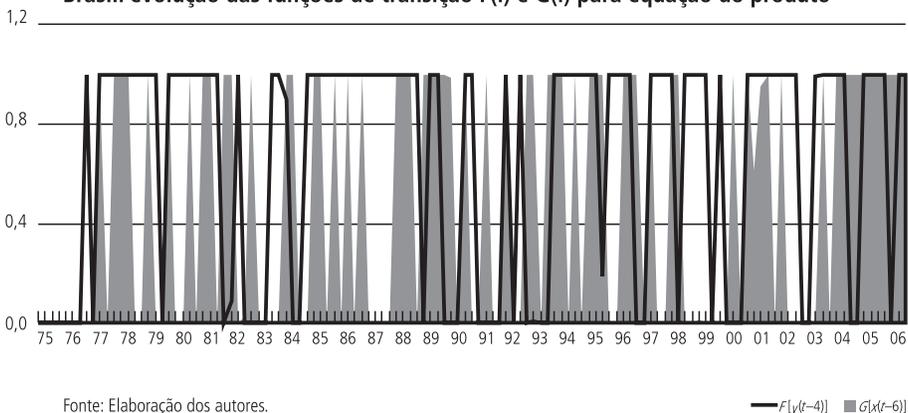


GRÁFICO 2

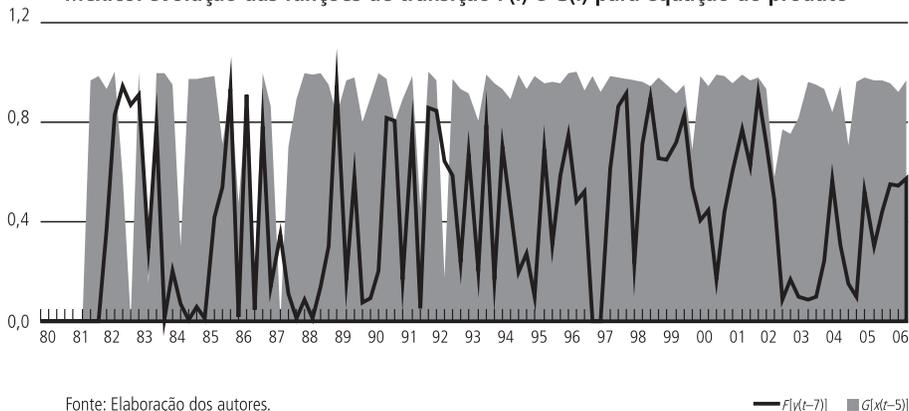
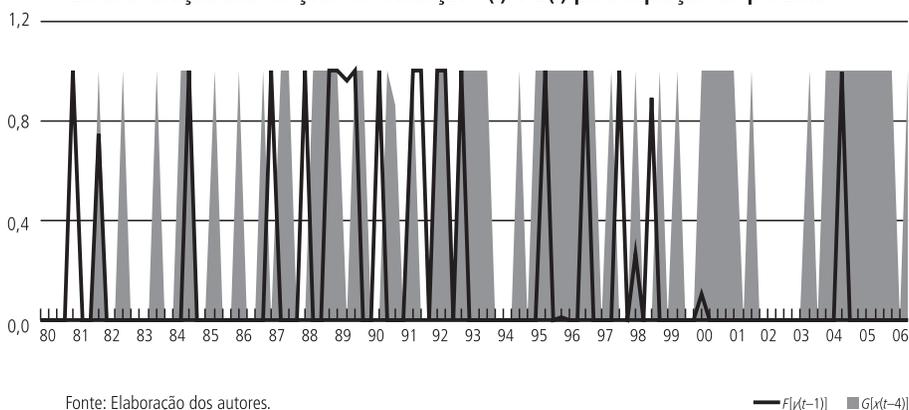
México: evolução das funções de transição $F(\cdot)$ e $G(\cdot)$ para equação do produto

GRÁFICO 3

Chile: evolução das funções de transição $F(\cdot)$ e $G(\cdot)$ para equação do produto

Após a estimação dos modelos MR-STVAR é aplicado o teste de causalidade de Granger aos quatro regimes de crescimento definidos, apresentados na tabela 4.¹⁶

Os resultados do teste geral de CG aplicado às defasagens do modelo VAR e ao MR-STVAR apontam que a taxa de crescimento das exportações contribui para o aumento do poder preditivo da taxa de crescimento do produto, exceção feita ao caso brasileiro. Entretanto, se considerarmos os testes auxiliares realizados para cada regime, a hipótese nula de que a taxa de crescimento das exportações defasadas aumentam o poder preditivo do crescimento do produto somente é rejeitada, a pelo menos 10% de significância, para os regimes 3 e 4.

16. É importante salientar que os testes de especificação LR que utilizaram como variável de transição a taxa de crescimento das exportações, de certo modo embutem em si o teste de causalidade de Granger. E nessa perspectiva, de acordo com os resultados da tabela 2, há evidências de que a taxa de crescimento das exportações Granger-cause a taxa de crescimento do produto, para todos os casos.

TABELA 4
Teste de causalidade de Granger e de especificação ST: valor-p

	Brasil	México	Chile
y_t			
H_{01} (regime 1)	0,15121	0,00138	0,05945
H_{02} (regime 2)	0,18341	0,00405	0,01779
H_{03} (regime 3)	0,08234	0,00027	0,02866
H_{04} (regime 4)	0,09949	0,00127	0,05487
MR-STVAR geral	0,21744	0,00007	0,01443
VAR geral	0,47097	0,07534	0,00708
Teste ST	0,03646	0,05651	0,02393
x_t			
H_{01} (regime 1)	0,12839	0,31778	0,83599
H_{02} (regime 2)	0,02163	0,13244	0,84286
H_{03} (regime 3)	0,04104	0,41340	0,98811
H_{04} (regime 4)	0,00499	0,56117	0,84298
MR-STVAR geral	0,00654	0,01095	0,87742
VAR geral	0,68703	0,00104	0,75416
Teste ST	0,02021	0,61530	0,37472

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Teste ST utilizado para verificar se a especificação do modelo VAR não linear em Skalin e Teräsvirta (1999) é mais adequada.

Levando em conta a equação das exportações, somente para o caso brasileiro o teste CG aplicado ao MR-STVAR trouxe evidências de que a taxa de crescimento do produto contribui para previsão da taxa de crescimento das exportações. Devendo-se salientar que o teste aplicado para o México rejeitou a hipótese nula geral a quase 1% de significância, mas os testes aplicados especificamente a cada regime apresentaram resultado oposto, tornando a avaliação inconclusiva.

Por fim, é importante destacar que o teste ST aponta que a especificação não linear proposta por Skalin e Teräsvirta (1999) na equação do produto não é a mais adequada, uma vez que a hipótese nula é rejeitada, a pelo menos 10% de significância, para todos os casos. Apenas para a equação das exportações dos modelos do México e Chile não é possível rejeitar tal hipótese.

4.5 Análise dos resultados

Com relação aos três modelos, o México foi o caso que apresentou menor c_2 , igual a $-0,067$. Essa última característica, associada ao baixo valor de γ , implica que os regimes intermediários de crescimento próximos aos regimes extremos 3 e 4 são predominantes na trajetória do PIB, cerca de 48,0% e 43,9% do total,

respectivamente, conforme atesta a tabela 5. Além do que, para todos os regimes, as variações trimestrais defasadas das exportações Granger causam y_t .

TABELA 5
Distribuição da ocorrência dos regimes de crescimento
(Em %)

	Brasil	Chile	México
Regime 1	15,0	38,2	6,1
Regime 2	32,5	6,9	2,0
Regime 3	15,0	43,1	48,0
Regime 4	37,5	11,8	43,9

Fonte: Elaboração dos autores.

Portanto, o México apresenta uma dinâmica de crescimento liderada pelas exportações indicando que, independentemente do resultado passado da variação trimestral do produto, as exportações continuam ativas para explicar a trajetória de crescimento do PIB deste país.¹⁷ O fato de a variável de transição y_{t-d} ser aqui, neste contexto, uma boa medida para avaliar a dinâmica doméstica, não há indícios, a partir do modelo MR-STVAR estimado para o período entre 1980 e 2006, de que o México apresente momentos exclusivos de crescimento liderado pelo mercado doméstico.

Uma das possíveis explicações para tanto pode estar associada a um deslocamento da produção industrial para atender o setor externo em razão do processo de liberação comercial implementada no começo da década de 1980 e a adesão do México ao Tratado Norte-Americano de Livre Comércio – North America Free Trade Agreement (NAFTA) – em 1994¹⁸ (SALVATORE, 2007). Ainda de acordo com Kose, Meredith e Towe (2004), os efeitos das exportações no crescimento do México tiveram influência positiva após a constituição da área de livre comércio. Por sua vez, Arora e Vamvakidis (2005) destacam que o desempenho da economia dos outros países integrantes do Nafta influenciou o crescimento do México até mesmo antes do acordo.

No caso chileno, o valor do parâmetro de transição γ é elevado, consequentemente, os regimes estão praticamente ligados ao extremo das duas funções. O regime 3 representa 43,1% do número total de trimestres, e isso em larga

17. Pelo fato de o modelo proposto ser bivariado, a indicação de causalidade de Granger não implica necessariamente uma relação causal direta entre taxa de crescimento das exportações e produtos, mas que essa relação pode ocorrer por meio de outras variáveis. Por exemplo, a variação das exportações pode ter uma forte relação com a variação da produtividade, e esta última terá impacto direto sobre a variação do produto.

18. É importante destacar que o presente artigo não se propõe a realizar um julgamento meritório do impacto de eventuais políticas econômicas sobre a evolução da dinâmica do produto. De outro modo, tenta-se encontrar uma possível explicação, podendo estar ligada a uma ação de política econômica ou mudança estrutural, que possa ter sido responsável pela dinâmica de crescimento aqui observada, mesmo que o modelo estimado não se proponha a isso.

medida se deve ao baixo valor do *threshold* da função de transição de x_{t-4} , igual a $-0,005$. Interessante também observar que apenas 11,8% dos trimestres estão presentes no regime 4, enquanto o regime 1 representa 38,2% das observações, percentual bem elevado.

Similarmente ao caso mexicano, há evidências de que as exportações Granger-causam o produto para todos os regimes, e, por conseguinte, não há indícios, a partir do modelo aqui proposto, de que o Chile possua momentos em que o seu crescimento fosse liderado exclusivamente pelo mercado doméstico.

Esse resultado, diferentemente do México, pode estar ligado ao fato de que o Chile é uma economia com mercado doméstico pequeno, e de acordo com Siliverstovs e Herzer (2005), países com essa característica, são limitados para engendrar um impulso econômico com base na demanda doméstica. É provável ainda que, associado a esse último aspecto, a insensibilidade do resultado do teste de causalidade de Granger à alternância de regimes se deva à dependência da estrutura de produção chilena aos produtos primários, como o cobre.

De acordo com De Gregório (2004), as exportações respondem por mais de 20% do total do PIB a partir dos anos 1980, atingindo 40% na última metade da década de 1990, sendo que a participação do cobre na pauta de exportação sempre foi superior a 40%. Além do que, Herzer, Nowak-Lehmann e Siliverstovs (2006) indicam que a economia do Chile é extremamente vulnerável à flutuação dos preços das *commodities*, especialmente do cobre.

Nesse sentido, é provável que a alternância temporal excessiva, verificada no gráfico 2, não esteja relacionada à rápida capacidade de adequação da estrutura produtiva do Chile a diferentes tipos de condução de crescimento. Entretanto, pode haver uma possível adequação produtiva em diferentes níveis da demanda internacional de seus produtos. Observemos que a função de transição baseada na taxa de crescimento das exportações é a que apresenta maior alternância ao longo do período.

Por fim, o MR-STVAR estimado para o Brasil também apresentou evidências de crescimento liderado pelas exportações, mas que, diferentemente dos outros dois países, está concentrado nos regimes 3 e 4, um total de 52,5% das observações. Portanto, as variações trimestrais das exportações defasadas são importantes para explicar a trajetória de crescimento do PIB, quando ultrapassam, em $t-4$, um patamar superior a 1%. Todavia, se mostraram inoportunas para aumento do poder preditivo nos outros dois regimes de baixo crescimento das exportações. Os regimes 1 e 2, que representam conjuntamente 47,5% dos trimestres, estão ligados diretamente ao movimento do mercado doméstico. Sendo assim, a partir dos resultados do MR-STVAR, o Brasil possui uma dinâmica de crescimento que

ora é conduzido pelo mercado doméstico, ora pelas exportações. Além do que, a alternância excessiva entre os regimes, ao longo do tempo, pode indicar ou que a estrutura produtiva se adapta rapidamente aos diferentes tipos de condução de crescimento ou mesmo que a economia brasileira é mais diversificada, comparada aos países aqui analisados, e possui setores especializados, tanto no mercado doméstico quanto no externo. Essa última hipótese é mais plausível, pois, a partir do gráfico 1, observa-se que a condução de crescimento, via exportações, tem um nível de concentração maior nos trimestres posteriores a 2002, período de elevação das exportações e aumento dos preços internacionais dos produtos primários.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho se propôs trazer novas contribuições empíricas ao estudo dos modelos de crescimento baseados nas exportações. O tratamento não linear aqui desenvolvido assumiu que a trajetória da taxa de crescimento do produto, ao longo do tempo, pode alternar entre quatro diferentes tipos de regimes. Cada um deles se caracteriza como uma combinação entre altas e baixas taxas da variação trimestral, tanto do produto, como das exportações. Para incorporar essa ideia de mudança de regimes foi utilizado o modelo MR-STVAR, que após a execução dos testes de especificação, foi estimado por mínimos quadrados não lineares para as séries da variação trimestral do PIB real e das exportações a preços constantes, para três países latino-americanos: Brasil, Chile e México.

Nessa estrutura, foi possível refutar a hipótese nula, por meio do teste de causalidade de Granger, de que os coeficientes das defasagens das exportações não são significantes na equação do produto, portanto, há evidências de crescimento orientado pelas exportações. Deve-se ressaltar que o sentido destacado aqui sobre esse tipo de crescimento está estritamente relacionado à concepção de causalidade fornecida por Granger (1969), ou seja, ao aumento do poder preditivo da variação trimestral do produto.

No período em análise, outro aspecto importante que os resultados do MR-STVAR fornecem é que somente o Brasil possui uma dinâmica de crescimento alternada entre mercado doméstico e exportações, tendo em vista que as variações trimestrais defasadas dessa última variável Granger-causam o produto somente para os regimes 3 e 4. Nos outros dois casos as defasagens das variações trimestrais são ativas para o aumento do poder preditivo do produto, independentemente do tipo de regime. Tais resultados podem estar ligados ao mercado pelo qual a estrutura produtiva dos países está direcionada.

Em termos do avanço da utilização de modelos não lineares para verificar a relação entre exportações e produto, alguns resultados teóricos e empíricos que emergiram neste trabalho podem ser aperfeiçoados. Em primeiro lugar, a discus-

são sobre os diferentes tipos de condução de crescimento aqui verificados poderia merecer um tratamento mais minucioso. Em segundo lugar, seria interessante uma análise, ao longo do tempo, que associasse o momento histórico às observações de cada regime. Estes dois primeiros aspectos demandariam atenção especial a cada país. E, por fim, a adição de outras variáveis macroeconômicas, como importação, formação bruta de capital, produtividade e exportação por setor de atividade podem trazer resultados complementares que ajudariam em maiores esclarecimentos dos aspectos a respeito da hipótese de crescimento orientado pelas exportações.

ABSTRACT

The aim of this paper is to evaluate Export-Led Growth hypothesis through MR-STVAR. If this model is assumed, the pattern of growth alternates among four distinct regimes. Each of them is characterized by the combination of high and low rates of output and export growth. To verify if the value of export quarterly growth increases the forecasting capabilities of output quarterly growth, it is applied a Granger causality test. Hence, this approach contributes to the analysis of traditional literature that, in general, verify export-led growth hypothesis using a Granger causality test in a linear framework. The MR-STVAR was applied to three Latin American countries: Brazil, Chile and Mexico.

REFERÊNCIAS

- ADROGUÉ, R.; CERISOLA, M.; GELOS, G. *Brazil's long-term growth performance – trying to explain the puzzle*. 2006 (IMF Working Paper, n. WP/06/282).
- ANDERSON, H. M.; TERÄSVIRTA, T. Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of Applied Econometrics. Special Issue on Nonlinear Dynamics and Econometrics*, v. 7, p. S119-S136, 1992.
- ARANGO, L. E.; MELO, L. F. Expansions and contractions in Brazil, Colombia, and Mexico: a view through nonlinear models. *Journal of Development Economics*, v. 80, p. 501-517, 2006.
- ARORA, V.; VAMVAKIDIS A. How much do trading partners matter for economic growth? *IMF Staff Papers*, v. 52, n. 1, p. 24-40, 2005.
- AWOKUSE, T. O. Causality between exports, imports, and economic growth: evidence from transition economies. *Economics Letters*, v. 94, p. 389-395, 2007.
- BACHA, E. L.; BONELLI, R. *Accounting for Brazil's growth experience: 1940-2002*. Rio de Janeiro: Ipea, 2004 (Texto para Discussão, n. 1.018).
- BAGHLI, M. A model-free characterization of causality. *Economics Letters*, v. 91, p. 380-388, 2006.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; MOHTADI, M.; SHABSIGH, G. Exports, growth and causality in LDCs. *Journal of Development Economics*, v. 36, p. 405-415, 1991.
- BALASSA, B. Exports and economic growth: further evidence. *Journal of Development Economics*, v. 5, p. 181-189, 1978.

- _____. Exports, policy choices, and economic growth in developing countries after the 1973 oil shock. *Journal of Development Economics*, v. 18, p. 23-35, 1985.
- BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Large shocks, small shocks, and economic fluctuations: outliers in macroeconomic time series. *Journal of Applied Econometrics*, v. 9, p. 181-200, 1994.
- BELL, D.; KAY, J.; MALLEY, J. A non-parametric approach to non-linear causality testing. *Economic Letters*, v. 51, p. 7-18, 1996.
- BOX, G. E. P.; TIAO, G. C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, v. 70, p. 70-79, 1975.
- BRUTON, H. J. Import substitution. In: CHENERY, H.; SRINIVASAN, T. N. (Org.). *Handbook of Development Economics*, Oxford: North-Holland, v. 2, p. 1.601-1.644, 1989.
- DE GREGORIO, J. *Economic growth in Chile: evidence, sources and prospects*. *Central Bank of Chile Working Papers*, v. 298, 2004.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.
- DIJK, D. van.; FRANCES, P. H. Modeling multiple regime in the business cycle. *Macroeconomic Dynamics*, v. 3, p. 311-340, 1999.
- _____; LUCAS, A. Testing for smooth transition nonlinearity in the presence of outlier. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 17, p. 271-234, 1999.
- _____; STRIKHOLM, B.; TERÄSVIRTA, T. The effects of institutional and technological change and business cycle fluctuation on seasonal patterns in quarterly industrial production series. *Econometrics Journal*, v. 6, p. 79-98, 2003.
- _____; TERÄSVIRTA, T.; FRANCES, P. H. Smooth transition autoregressive models – a survey of recent developments. *Econometric Reviews*, v. 21, p. 1-47, 2002.
- DUTT, S. D.; GHOSH, D. The export growth-economic growth nexus: a causality analysis. *Journal of Developing Areas*, v. 30, p. 167-182, 1996.
- EITRHEIM, O.; TERÄSVIRTA, T. Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 1, p. 59-75, 1996.
- FELIPE, J.; LIM, J. Export or domestic-led growth in Asia. *ERD Working Paper*, v. 69, 2005.
- FRANCES, P. H.; BRUIN, P. de; DIJK, D. J. C. van. *Seasonal smooth transition autoregression*. Econometric Institute Report 2000-06/A, 2000.
- GHATAK, A. Vector-autoregression modeling and forecasting growth of South Korea. *Journal of Applied Statistics*, v. 25, p. 579-592, 1998.
- GILES, J. A.; WILLIAMS, C. L. Export-led growth: a survey of the empirical literature and some non-causality results. Part 1. *The Journal of International Trade & Economic Development*, v. 9, p. 261-337, 2000.
- GRANGER, C. W. J. Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, p. 428-438, 1969.
- _____; TERÄSVIRTA, T. *Modeling nonlinear economic relationships*. New York: Oxford University Press, 1993.

- GREENAWAY, D.; SAPSFORD, D. Exports, growth, and liberalization: an evaluation. *Journal of Policy Modeling*, v. 16, p. 165-186, 1994.
- HENRIQUES, I.; SADORSKY, P. Export-led growth or growth-driven exports? The Canadian case. *The Canadian Journal of Economics*, v. 29, n. 3, p. 540-555, 1996.
- HERZER, D.; NOWAK-LEHMANN D. F.; SILIVERSTOV, B. Export-led growth in Chile: assessing the role of export composition in productivity growth. *Developing Economics*, v. 44, n. 3, p. 306-328, 2006.
- JUNG, W. S.; MARSHALL, P. J. Exports, growth, and causality in developing countries. *Journal of Development Economics*, v. 18, p. 1-12, 1985.
- KOSE, M. A.; MEREDITH, G. M.; TOWE, C. M. How has NAFTA affected the Mexican economy? *Review and Evidence*, 2004 (IMF Working Paper, WP/04/59).
- LI, J. Testing granger causality in the presence of threshold effects. *International Journal of Forecasting*, v. 22, p. 771-780, 2006.
- LUNDBERGH, S.; DIJK, D. V.; TERÄSVIRTA, T. Time-varying smooth transition autoregressive models. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 21, p. 104-121, 2003.
- LUSTIG, N. Life is not easy: Mexico's quest for stability and growth. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 1, p. 85-106, 2001.
- MARIN, D. Is the export-led growth hypothesis valid for industrialized countries? *The Review of Economics and Statistics*, v. 74, n. 4, p. 678-688, 1992.
- MEDEIROS, M. C.; DIJK, D. V.; TERÄSVIRTA, T. Linear models, smooth transition autoregressions and neural networks for forecasting macroeconomic time series: a reexamination. *International Journal of Forecasting*, v. 21, p. 755-774, 2005.
- _____; VEIGA, Á. A flexible coefficient smooth transition time series model. *IEEE Transactions on Neural Networks*, v. 16, p. 97-113, 2005.
- MELO, J. de; DHAR, S. *Lessons of trade liberalization in Latin America for economies in transition*. The World Bank, p. 1-40, 1992 (Working Paper Series, n. 1.040).
- ÖCAL, N.; OSBORN, D. R. Business cycle non-linearities in UK consumption and production. *Journal of Applied Econometrics*, v. 15, p. 27-43, 2000.
- PANAYIOTIS, A. R.; DIMITRIS, K. C. The export-output growth nexus: evidence from African and Asian countries. *Journal of Policy Modeling*, v. 27, n. 8, p. 929-940, 2005.
- PÉGUIN-FEISSOLLE, A.; TERÄSVIRTA, T. *A general framework for testing the granger noncausality hypothesis*. Stockholm School of Economics, 1999. Working Paper Series in Economics and Finance, n. 343).
- ROTHMAN, P.; DIJK, V. D.; FRANSES, P. H. Multivariate STAR analysis of money-output relationship. *Macroeconomics Dynamics*, v. 5, p. 506-532, 2001.
- SALVATORE, D. Economic effects of NAFTA on Mexico. *Global Economy Journal*, v. 7, p. 1-13, 2007.
- SHARMA, S. C.; DHAKAL, D. Causal analysis between exports and economic growth in developing countries. *Applied Economics*, v. 26, p. 1.145-1.157, 1994.
- SILIVERSTOV, B.; HERZER, D. *Manufacturing exports, mining exports and growth: cointegration and causality analysis for Chile: 1960-2001*. DIW Berlin, 2005 (Discussion Paper, n. 497).

- _____. Export-led growth hypothesis: evidence for Chile. *Applied Economics Letters*, v. 13, n. 5, p. 319-324, 2006.
- SKALIN, J.; TERÄSVIRTA, T. Another look at Swedish business cycles, 1861-1988. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, p. 359-378, 1999.
- STARTZ, R. Growth states and shocks. *Journal of Economic Growth*, v. 3, p. 203-215, 1998.
- TERÄSVIRTA, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 89, p. 208-218, 1994.
- TSAY, R. S. Time series model specification in the presence of outliers. *Journal of American Statistical Association*, v. 81, p. 132-141, 1986.
- _____. Outliers, level shifts, and variance changes in time series. *Journal of Forecasting*, v. 7, p. 1-20, 1988.
- WEISE, C. L. The asymmetric effects of monetary policy: a nonlinear vector autoregression approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 31, n. 1, p. 85-108, 1999.
- XU, Z. On the causality between export growth and GDP growth: an empirical reinvestigation. *Review of International Economics*, v. 4, p. 172-184, 1996.

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions in Automatic Control*, v. AC-19, p. 716-772, 1974.
- FRANSES, P. H.; DIJK, D. van. *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- GRANGER, C. W. J.; TERÄSVIRTA, T. *Modeling nonlinear economic relationships*. New York: Oxford University Press, 1993.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, v. 4, p. 461-464, 1978.

(Originais submetidos em outubro de 2008. Última versão recebida em abril de 2010. Aprovada em abril de 2010.)

ANEXO A

Reescrevendo STVAR (p) em (4), como sistema de equação $\begin{cases} y_t = H_1 + v_1 \\ x_t = H_2 + v_2 \end{cases}$

tal que $\begin{cases} H_1 = \mu_{11} + \phi_{11}w_{11t} + (\mu_{21} + \phi_{21}w_{21t}) \times F(y_{t-d}, \gamma_{11}, c_{11}) \\ H_2 = \mu_{12} + \phi_{12}w_{11t} + (\mu_{22} + \phi_{22}w_{22t}) \times F(y_{t-d}, \gamma_{21}, c_{21}) \end{cases}$

assim, $w_{11t} = w_{21t} = w_{12t} = w_{22t} = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, \dots, x_{t-p})$ e $v = (v_1, v_2)$ são ruídos brancos com média zero e variância constante. De acordo com a equação (4) no texto, o cálculo de $\nabla \hat{H}(y_t; \theta_1) = \partial \hat{H}(y_t; \hat{\theta}_1) / \partial \theta_1$ é dado por

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \mu_{11} = 1 \quad (\text{A.1})$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \phi_{11} = w_{11t} \quad (\text{A.2})$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \mu_{21} = F(y_{t-d}, \hat{y}_{11}, \hat{c}_{11}) \quad (\text{A.3})$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \phi_{21} = w_{21t} F(y_{t-d}, \hat{y}_{11}, \hat{c}_{11}) \quad (\text{A.4})$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \gamma_{11} = (1 + \exp\{-\hat{\gamma}_{11}(y_{t-d} - \hat{c}_{11})\})^{-2} \exp\{-\hat{\gamma}_{11}(y_{t-d} - \hat{c}_{11})\} (y_{t-d} - \hat{c}_{11}) \phi'_{21} w_{21t} \quad (\text{A.5})$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial c_{11} = \hat{\gamma}_{11} (1 + \exp\{-\hat{\gamma}_{11}(y_{t-d} - \hat{c}_{11})\})^{-2} \exp\{-\hat{\gamma}_{11}(y_{t-d} - \hat{c}_{11})\} \phi'_{21} w_{21t} \quad (\text{A.6})$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \mu_{12} = 1 \quad (\text{A.7})$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \phi_{12} = w_{12t} \quad (\text{A.8})$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \mu_{22} = F(y_{t-d}, \hat{y}_{21}, \hat{c}_{21}) \quad (\text{A.9})$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \phi_{22} = w_{22t} F(y_{t-d}, \hat{y}_{21}, \hat{c}_{21}) \quad (\text{A.10})$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \gamma_{21} = (1 + \exp\{-\hat{\gamma}_{21}(\hat{y}_{t-d} - \hat{c}_{21})\})^{-2} \exp\{-\hat{\gamma}_{21}(y_{t-d} - \hat{c}_{21})\} (y_{t-d} - \hat{c}_{21}) \phi'_{22} w_{22t} \quad (\text{A.11})$$

$$\frac{\partial \hat{H}_2}{\partial c_{21}} = \hat{\gamma}_{21} (1 + \exp\{-\hat{\gamma}_{21}(y_{t-d} - \hat{c}_{21})\})^{-2} \exp\{-\hat{\gamma}_{21}(y_{t-d} - \hat{c}_{21})\} \Phi'_{22} w_{22t} \quad (\text{A.12})$$

ANEXO B

QUADRO B.1

Séries PIB

País	Fonte	Características	Período
México	OCDE	Número índice (2000 = 100) – com ajuste sazonal	1980:I a 2006:III
Chile	FMI	Número índice (2000 = 100) – sem ajuste sazonal	1980:I a 2006:III
Brasil	Ipeadata	Número índice (1990 = 100) – com ajuste sazonal	1975:I a 2006:III

Fonte: Elaboração própria.

QUADRO B.2

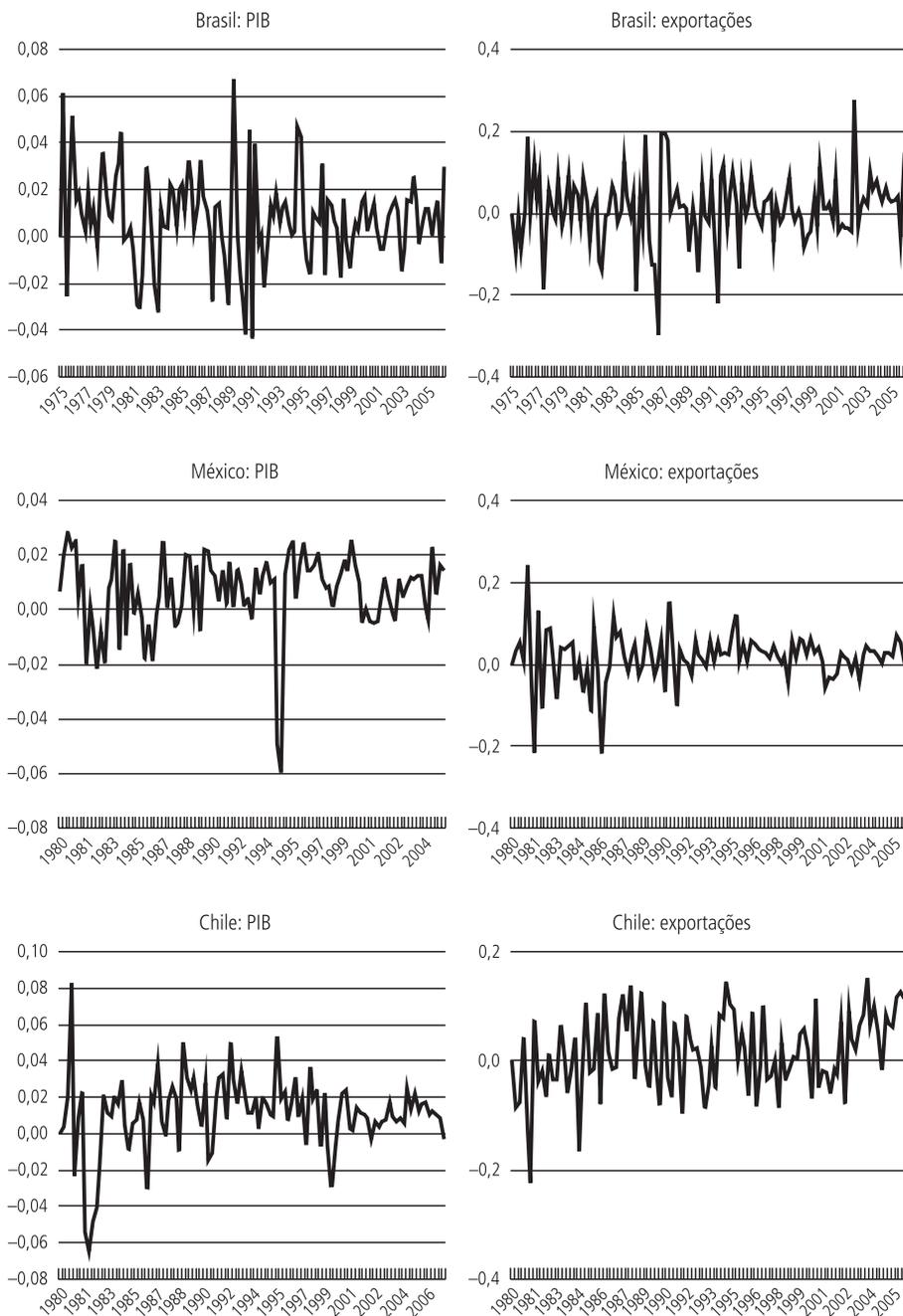
Séries exportações

País	Fonte	Características	Período
México	OCDE	Exportações de bens em US\$ bilhões – com ajuste sazonal	1980:I a 2006:III
Chile	FMI	Exportações (F.O.B) em US\$ milhões – sem ajuste sazonal	1980:I a 2006:III
Brasil	OCDE	Exportações de bens em US\$ bilhões – com ajuste sazonal	1975:I a 2006:III

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Foi utilizado o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) dos Estados Unidos para deflacionar todas as séries em dólar.

GRÁFICO B.1
Taxa de crescimento do PIB e das exportações



Fonte: Elaboração dos autores.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Claudio Passos de Oliveira

Supervisora

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Gilson Baptista Soares

Lucia Duarte Moreira

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro da Cunha

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

COMPORTAMENTO DOS PREÇOS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS UTILIZANDO MICRODADOS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR
Rebecca Barros e Sílvia Matos

A IMPUTAÇÃO DA RENDA DO NÃO TRABALHO NA PESQUISA MENSAL DE EMPREGO
Rafael Perez Ribas e Ana Flávia Machado

RESERVAS INTERNACIONAIS PARA O BRASIL: PATAMARES ÓTIMOS E CUSTOS FISCAIS
Christian Vorhun

ESCOLARIDADE E DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE O SETOR PRIVADO E O SETOR PÚBLICO NO BRASIL
Breno Braga, Sergio Fitpo e Gustavo Gonzaga

LONGE DOS PARTIDOS E PERTO DA FEDERAÇÃO: UMA AVALIAÇÃO DOS GASTOS MUNICIPAIS NA SAÚDE PÚBLICA
Thiago Callari, Ricardo Machado Ruiz e Ana Maria H. C. Oliveira

Correspondência para a revista deverá ser endereçada à editoria de **Pesquisa e Planejamento Econômico**.

Brasília

SBS - Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES - Térreo

CEP: 70076-900

Tel.: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.

Assinatura anual - quadrimestral

R\$ 58,00 (Brasil)

Exemplar avulso

R\$ 15,00 (Brasil)



FORMULÁRIO DE ASSINATURA

Solicito minha inclusão como assinante do periódico: **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**.

Para tanto, estou anexando cheque nominal ao Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada –, no valor correspondente a **R\$ 58,00 (cinquenta e oito reais)**, o que me dá direito a receber **3 (três) números**.

Os números atrasados poderão ser adquiridos ao preço de: **R\$ 15,00 (quinze reais) cada**.

DADOS CADASTRAIS

NOME:

ENDEREÇO:

BAIRRO: CEP:

CIDADE: UF: TEL.:

E-MAIL:

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Posto de venda – Brasília

SBS - Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES - Térreo - CEP: 70076-900

Tel.: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

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

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



Ipea - Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República