

A RELAÇÃO ENTRE PROFICIÊNCIA E DISPERSÃO DE IDADE NA SALA DE AULA: A INFLUÊNCIA DO NÍVEL DE QUALIFICAÇÃO DO PROFESSOR

Danielle Carusi Machado
Sergio Firpo
Gustavo Gonzaga

OS EFEITOS DA CRIMINALIDADE SOBRE A PROFICIÊNCIA ESCOLAR NO ENSINO FUNDAMENTAL NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO

Victor Azambuja Gama
Luiz Guilherme Scorzafave

A DISTRIBUIÇÃO FUNCIONAL DA RENDA NO BRASIL NO PERÍODO 1959-2009

Claudio Monteiro Considera
Samuel de Abreu Pessoa

COMO AS FAMÍLIAS BRASILEIRAS AVALIAM A SATISFAÇÃO COM SEUS RENDIMENTOS?

Marcelo de Sales Pessoa
Marcos Antônio Coutinho da Silveira

EMPREGO INDUSTRIAL E CUSTOS DE AJUSTAMENTO NAS EMPRESAS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MICRODADOS

Paulo de Andrade Jacinto
Eduardo Pontual Ribeiro

IMPACTOS REGIONAIS DA REFORMA TRIBUTÁRIA: LIÇÕES DE UMA ANÁLISE EGC PARA O RIO GRANDE DO SUL

Patrícia Ullmann Palermo
Alexandre Alves Porsse
Marcelo Savino Portugal

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 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

**A RELAÇÃO ENTRE PROFICIÊNCIA E DISPERSÃO DE
IDADE NA SALA DE AULA: A INFLUÊNCIA DO NÍVEL
DE QUALIFICAÇÃO DO PROFESSOR 419**

Danielle Carusi Machado
Sergio Firpo
Gustavo Gonzaga

**OS EFEITOS DA CRIMINALIDADE SOBRE A PROFICIÊNCIA ESCOLAR
NO ENSINO FUNDAMENTAL NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO 447**

Victor Azambuja Gama
Luiz Guilherme Scorzafave

**A DISTRIBUIÇÃO FUNCIONAL DA RENDA NO BRASIL
NO PERÍODO 1959-2009 479**

Claudio Monteiro Considera
Samuel de Abreu Pessoa

**COMO AS FAMÍLIAS BRASILEIRAS AVALIAM A SATISFAÇÃO
COM SEUS RENDIMENTOS? 513**

Marcelo de Sales Pessoa
Marcos Antônio Coutinho da Silveira

**EMPREGO INDUSTRIAL E CUSTOS DE AJUSTAMENTO NAS
EMPRESAS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MICRODADOS 557**

Paulo de Andrade Jacinto
Eduardo Pontual Ribeiro

**IMPACTOS REGIONAIS DA REFORMA TRIBUTÁRIA: LIÇÕES
DE UMA ANÁLISE EGC PARA O RIO GRANDE DO SUL 585**

Patrícia Ullmann Palermo
Alexandre Alves Porsse
Marcelo Savino Portugal

CONTENTS

THE RELATIONSHIP BETWEEN PROFICIENCY AND WITHIN-CLASS AGE DISPERSION: THE INFLUENCE OF TEACHER'S QUALIFICATION 419

Danielle Carusi Machado
Sergio Firpo
Gustavo Gonzaga

EFFECT OF CRIMINALITY ON COGNITIVE SKILLS OF ELEMENTARY SCHOOL STUDENTS IN SÃO PAULO 447

Victor Azambuja Gama
Luiz Guilherme Scorzafave

FUNCTIONAL INCOME DISTRIBUTION IN BRAZIL IN THE PERIOD 1959-2009 479

Claudio Monteiro Considera
Samuel de Abreu Pessoa

HOW THE BRAZILIAN FAMILIES ASSESS THE SATISFACTION WITH THEIR INCOME? 513

Marcelo de Sales Pessoa
Marcos Antônio Coutinho da Silveira

MANUFACTURING EMPLOYMENT AND ADJUSTMENT COST AT FIRM LEVEL: AN ANALYSING USING MICRODATA 557

Paulo de Andrade Jacinto
Eduardo Pontual Ribeiro

REGIONAL IMPACTS OF TAX REFORM: LESSONS FROM A CGE ANALYSIS FOR RIO GRANDE DO SUL 585

Patrícia Ullmann Palermo
Alexandre Alves Porsse
Marcelo Savino Portugal

NOTA DO CORPO EDITORIAL

A Editoria da revista *Pesquisa e planejamento econômico* relaciona a seguir, com o merecido destaque, os membros da comunidade acadêmica brasileira que, na condição de *referees*, colaboraram no biênio 2012-2013 para a preservação da qualidade desta publicação.

Aguinaldo Nogueira Maciente, Alessandro Oliveira, Alexandre Alves Porsse, Alexandre Marinho, Alexandre Nicolella, Alexis Maka, André Filipe Zago de Azevedo, Angelo Costa Gurgel, Bernardo Lanza Queiroz, Bernardo Patta Schettini, Carlos Henrique Courseuil, Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira, Christian Vonbun, Claudio Lucinda, Cristina Rodrigues, Danielle Carusi, Denise Cyrillo, Eduardo Zilberman, Elaine Pazello, Elvanio Souza, Enlison Mattos, Erivelton Guedes, Estevão Kopschitz Bastos, Fábio Gomes, Fabio Kanczuk, Fábio Waltenberg, Fernando Perobelli, Flavio Gonçalves, Flávio Ziegelmann, Gabriel Godofredo Fiuza de Bragança, Gabriel Ulyssea, Guilherme Issamu Hirata, Gustavo Gonzaga, Helder Ferreira de Mendonça, Joana Simões de Melo Costa, José Raimundo Carvalho Júnior, Leonardo Carvalho, Leonardo Santos Oliveira, Lízia de Figueiredo, Luiz Alberto D'Ávila de Araújo, Luiz Eduardo Brandão, Luiz Ricardo Mattos Teixeira Cavalcante, Marcelo Medeiros, Marcelo Nonnenberg, Marcelo Pessoa, Marcelo Resende, Marcelo Rodrigues dos Santos, Marco Lyrio, Maria Cristina Terra, Maria Dolores Diaz, Mário Jorge Cardoso de Mendonça, Mauricio Canêdo Pinheiro, Monica Mora Y Araujo de Couto e Silva Pessoa, Napoleão Luiz Costa Silva, Nathan Canen, Paula Carvalho Pereda, Paulo Aguiar Monte, Paulo de Andrade Jacinto, Pedro Herculano Souza, Priscilla Tavares, Renato Marcondes, Reynaldo Fernandes, Rodrigo Leandro Moura, Rodrigo Menon Simões Moita, Rodrigo Octávio Orair, Rudi de Castro, Sandro Sacchet de Carvalho, Thiago Caliar, Thiago Sevilhano Martinez, Vera Fava, Verônica Orellano, Vinícius dos Santos Cerqueira, Vivian Almeida, Vladimir Ponczek e Waldir Lobão.

A RELAÇÃO ENTRE PROFICIÊNCIA E DISPERSÃO DE IDADE NA SALA DE AULA: A INFLUÊNCIA DO NÍVEL DE QUALIFICAÇÃO DO PROFESSOR*

Danielle Carusi Machado**

Sergio Firpo***

Gustavo Gonzaga****

Este artigo documenta a existência de uma relação negativa e significativa entre dispersão etária dentro das turmas e a proficiência individual em meio aos alunos do ensino básico, no Brasil. A ligação entre a defasagem idade-série da criança e a sua capacidade escolar é usualmente explicada por diversos fatores que influenciam o processo de formação educacional, já que tanto o descompasso idade-série de um aluno quanto a sua proficiência refletem dificuldades implícitas da vida da criança. Contudo, mostra-se neste texto que essa relação negativa entre dispersão etária das turmas/classes escolares e o aproveitamento individual pode ser mitigada pela presença de professores com altos níveis de certos atributos, tais como experiência de magistério e escolaridade. Este vínculo corrobora a hipótese de que quanto maior a dispersão de idade dentro da turma, as dificuldades de se implantar projetos comuns de aprendizado são mais expressivas, tendo em vista que há uma acentuada diversidade de interesses. Nestas condições, o papel do professor parece ser fundamental para minimizar o efeito negativo das diferenças sobre desempenho individual.

Palavras-chave: educação infantil; atraso escolar; escola.

JEL: I2; I21; J13.

1 INTRODUÇÃO

Há uma vertente da literatura de demanda educacional que discute o impacto da retenção do aluno no sistema escolar sobre sua continuidade e seu

* Os autores agradecem os comentários de André Portela de Souza, André Urani (*in memoriam*), Eduardo Rios Neto e de um parecerista anônimo. Danielle Machado agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pela bolsa de doutorado. Sergio Firpo e Gustavo Gonzaga agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio financeiro à pesquisa. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

** Professora adjunta da Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF) e pesquisadora do Centro de Estudos sobre Desigualdade e Desenvolvimento (Cede/UFF). *E-mail:* <daniellecarusi@vm.uff.br>.

*** Professor-associado da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (EESP-FGV) e pesquisador do Centro de Microeconomia Aplicada (C-Micro/FGV), do Centro de Política e Economia do Setor Público (CEPESP/FGV), do Institute for the Study of Labor (IZA) e do Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia de Educação, Desenvolvimento Econômico e Inserção Social. *E-mail:* <sergio.firpo@fgv.br>.

**** Professor-associado do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RJ). *E-mail:* <gonzaga@econ.puc-rio.br>.

desempenho nos estudos (Dubois *et al.*, 2002;¹ Magnac e Thesmar, 2002²). A preocupação básica está nos incentivos criados dentro desse sistema, capazes de interferir no comportamento dos estudantes. Alguns acontecimentos ao longo da trajetória colegial, como repetências e inexistência de vagas em níveis mais elevados, podem prejudicar a finalização de etapas escolares (Gomes-Neto e Hanushek, 1994). As evidências mostram que as crianças que acumulam defasagem idade-série são consideradas em situação de risco educacional, sendo, portanto, fortes candidatas ao abandono definitivo da escola.

No Brasil, alguns autores chamam a atenção para as consequências negativas do acúmulo da defasagem idade-série e de experiências sucessivas de repetências sobre a vida escolar das crianças. Esse segmento da literatura especializada aborda principalmente o efeito sobre a evasão e o desempenho (Leon e Menezes-Filho, 2002; Gomes-Neto e Hanushek, 1994; Ribeiro, 1991) e de posteriores repetências (Barros e Mendonça, 1998). Já Ferrão, Beltrão e Santos (2002) demonstram que a desconexão idade-série tem um impacto negativo sobre a proficiência de um aluno.

A partir da Lei de Diretrizes e Bases da Educação de 1996 (Lei nº 9.394/1996), com a possibilidade de organização do ensino fundamental em ciclos e da adoção do regime de progressão continuada,³ alguns estudos começam também a investigar o impacto dessas inovações, que reduzem a defasagem idade-série, sobre os indicadores educacionais (Ferrão, Beltrão e Santos, 2002; Menezes-Filho, Vasconcellos e Werlang, 2005; Fernandes, 2003; Carvalho e Firpo, 2013).

Conforme Ferrão, Beltrão e Santos (2002), para os estados de Minas Gerais e São Paulo, não há evidências de que alunos com falta de sintonia no padrão idade-série de escolas que implantaram políticas de não repetência

1. Mostram que o programa de transferência de renda implantado no México – Programa de Educación, Salud y Alimentación (Progresá) –, em 1998, teve um impacto positivo na permanência das crianças na escola. Contudo, com relação ao rendimento escolar, o efeito foi positivo na escola primária, mas negativo na escola secundária. À medida que a criança se aproximava da série final do programa, surgiam incentivos para que preferisse não atingir a nova etapa escolar (reduzindo a proficiência) a fim de continuar a ser beneficiária do programa.

2. Para esses autores, o fato de uma criança ter repetido ao menos uma vez aumenta a sua probabilidade de abandonar a escola. Para eles, o aumento do nível educacional dos jovens entre 1980 e 1993 na França foi influenciado de forma significativa pela redução da seletividade do sistema educacional. Naquele período, houve uma elevação da probabilidade de passagem a um nível superior na escala educacional ocasionada pela flexibilidade na política de promoção.

3. A discussão sobre as alternativas à organização da escolarização em séries não é recente. Segundo Mainardes (2001), propostas de promoção automática surgiram a partir de 1920, mas apenas no final dos anos 1960 algumas experiências foram implementadas. Já na década de 1980, os estados de São Paulo, Minas Gerais, Paraná e Goiás adotaram o Ciclo Básico de Alfabetização.

tiveram seu desempenho acadêmico reduzido em relação ao de outros estudantes de escolas seriadas. Eles demonstram que os alunos mais pobres matriculados em escolas com promoção automática também não tiveram diminuição da capacidade. Menezes-Filho, Vasconcellos e Werlang (2005) confirmam o impacto positivo de programas de progressão continuada sobre a retração das taxas de evasão e reprovação escolar. Com relação à proficiência, chegam a resultados similares aos de Ferrão, Beltrão e Santos (2002).

A relação existente entre a situação de desacerto quanto à idade-série da criança e o seu aproveitamento escolar pode ser explicada pelos fatores familiares que influenciam o processo de formação educacional. O público infantil mais pobre é o que entra mais tarde na escola e o que tem mais dificuldades em prosseguir continuamente no sistema escolar. Se crianças pobres não têm condições de frequentar uma escola de boa qualidade, há um impacto negativo direto na aptidão delas. Sob outra ótica, se o ambiente escolar e a qualidade do ensino também são importantes para definir as expectativas futuras da escolaridade adquirida, estar matriculado numa escola de péssima qualidade cria incentivos para o abandono e para a não dedicação integral aos estudos.

Enfim, o impacto negativo da defasagem idade-série de um aluno sobre a sua proficiência reflete dificuldades implícitas da vida da criança. Ou seja, pode haver um problema de seleção: são os indivíduos em piores condições de estudar que mais apresentam irregularidade educacional e, portanto, acumulam resultados inferiores no desempenho escolar.

Entretanto, além dos aspectos “familiares e sociais” que afetam a relação existente entre o desequilíbrio idade-série e a capacidade de aprendizado, existiria outro canal que explicaria essa associação?

O desencontro idade-série significa que a criança não está na série apropriada para a sua faixa etária. Na classe em que ela está matriculada, existem crianças de idade inferior. Em turmas com maior dispersão de idade, as dificuldades de se implantar projetos comuns de aprendizado são mais expressivas, tendo em vista que há uma diversidade maior de interesses. Coexistem no mesmo espaço alunos mais velhos e mais novos. Nessas condições, o papel do professor pode ser fundamental para minimizar essas diversidades.

Ao contrário dos demais artigos da literatura sobre o tema, investiga-se, neste estudo, em que medida um fator escolar específico das turmas, que é a qualidade do professor, afeta a ligação entre defasagem e proficiência.

Mostra-se que há uma relação significativa entre as diferentes idades existentes dentro das turmas e as diferenças de capacidade de aprendizado entre os alunos da mesma escola. Além disso, demonstra-se que esta relação parece ser mais importante à medida que o professor tem um menor nível de qualificação (baixo grau de escolaridade e de experiência).

Dessa forma, estabelece-se que um dos canais pelo qual a dispersão de idade em uma turma afeta a proficiência do aluno reside na dificuldade em se implantar projetos pedagógicos que lidem com essas diversidades, sendo a qualidade do professor essencial para minimizar essas consequências negativas.

Em classes em que há muita dispersão de idade, se o professor conseguir introduzir um projeto pedagógico compatível com essa situação, a defasagem idade-série não interferirá de forma tão significativa no processo de aprendizagem. Se isso ocorresse, a qualidade do professor seria fundamental para corrigir distorções que existem entre as crianças⁴ e que foram geradas a partir de elementos provavelmente fora do ambiente escolar (condições sociais e econômicas).

Turmas em que há maior dispersão de idade dos alunos são um desafio para os professores por serem constituídas de alunos com diferentes interesses. Além disso, nessas turmas estão aqueles alunos com defasagem idade-série, que merecem atenção especial por serem mais propensos a evasão e fracasso escolar. Uma política que tem sido utilizada para amenizar este problema é a de progressão continuada. Contudo, um canal alternativo ou complementar que talvez mereça ser considerado seja direcionar esforços na capacitação dos professores para que aprendam a lidar com turmas heterogêneas.

Este artigo está organizado da seguinte forma. Na próxima seção apresentam-se a base de dados e os conceitos utilizados; na seção 3, a estratégia econométrica implantada; na seção 4, os resultados; e por fim, as considerações finais.

4. Rios-Neto, César e Riani (2002), por exemplo, mostram o papel complementar que os professores podem ter na progressão escolar de crianças filhas de mães menos escolarizadas e mais pobres, sobretudo nas séries iniciais do ensino fundamental.

2 BASE DE DADOS E CONCEITOS UTILIZADOS

A base de dados utilizada é o Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica de 2011 (SAEB 2011), composto pela Avaliação Nacional da Educação Básica (ANEB) e pela Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (ANRESC).

As informações disponíveis para alunos, professores, diretores e escolas são iguais para ambas as bases. A ANEB, entretanto, coleta informações por meio de uma amostra formada por: *i*) escolas particulares do quinto e nono ano do ensino fundamental com mais de dez alunos nas turmas; *ii*) escolas públicas e particulares da terceira série do ensino médio com mais de dez alunos nas turmas; e *iii*) escolas públicas do quinto e nono ano do ensino fundamental com entre dez e dezenove alunos por turma. Já a ANRESC é aplicada de forma censitária nas escolas públicas (municipais, estaduais e federais) em que haja pelo menos vinte alunos na série avaliada (INEP, 2013).

Os alunos fazem provas de língua portuguesa e de matemática.⁵ Os alunos respondem também a um questionário sobre seus hábitos de estudo e suas características socioculturais. Os professores e diretores participam preenchendo os questionários sobre seu perfil e a prática docente, sobre mecanismos de gestão e também sobre a infraestrutura da escola.

Foram selecionadas apenas as informações dos alunos referentes ao quinto ano do ensino fundamental que haviam preenchido o questionário socioeconômico e realizado a prova de proficiência, totalizando aproximadamente 1 milhão e 500 mil alunos em cerca de 96 mil escolas.⁶

Deste universo, analisou-se a proficiência média em português e em matemática, separadamente, de modo a captar possíveis diferenças nos efeitos pelo campo de saber avaliado e também considerar as características dos professores das áreas específicas. Apesar de se analisar o quinto ano, em que tradicionalmente existe um professor apenas para lecionar todas as disciplinas, há casos de turmas em que os professores de matemática e português são diferentes. Dessa forma, nestes casos, para o estudo da proficiência em português, foram inseridas apenas as informações acerca

5. Segundo o INEP (2013), os testes têm por finalidade medir a habilidade de leitura em língua portuguesa e na resolução de problemas em matemática. As provas são elaboradas com base na matriz de referência que orienta a elaboração dos itens de múltipla escolha, priorizando a competência e a habilidade cognitiva.

6. Como foram usadas variáveis dos alunos, dos professores e das escolas (diretores), eliminaram-se algumas observações que não continham informações relativas às variáveis utilizadas.

desses professores.⁷ Para a análise da aptidão em matemática, adotou-se o mesmo procedimento. Para os casos em que a turma tem apenas um professor para lecionar ambas as matérias, foram inseridas as mesmas informações dos professores nas duas análises.

Aplicou-se uma metodologia econométrica que controla para fatores observados e não observados das escolas – modelo de efeitos fixos (EF) na escola. Dessa forma, restringiu-se a análise às escolas com pelo menos dois alunos por turma⁸ e que possuíam informações sobre o nível educacional e a experiência dos professores, bem como sobre o processo de alocação dos professores nas turmas e sobre o critério de formação das turmas.

Como o objetivo é avaliar o impacto da dispersão de idade dentro das turmas sobre o desempenho cognitivo do aluno, a variável dependente é a proficiência do estudante em matemática e em português.

Todos os indicadores utilizados constam na tabela 1. Como pode ser visto, a proficiência média em matemática foi mais elevada do que em português, sendo, no entanto, a média agregada em geral muito baixa.

A dispersão etária dentro de uma turma foi construída a partir da idade dos alunos no mês de aplicação do questionário do SAEB.⁹ Elaborou-se o seguinte indicador que mede esta dispersão: o desvio-padrão da idade dentro de cada turma. Como pode ser visto no gráfico 1, grande parte dos alunos da nossa amostra frequenta turmas que possuem desvio-padrão da idade entre 1 e 2. Apenas 0,14% de crianças da amostra está em turmas sem dispersão etária.¹⁰

7. É possível identificar o campo de saber dos professores a partir do questionário que estes respondem, pois existem itens específicos para quem dá aula de português ou de matemática.

8. Foram retirados da base de dados 43 alunos de turmas que continham apenas um aluno com respostas válidas.

9. Optou-se por considerar a idade reportada na pesquisa, sem fazer nenhum ajuste para os meses de nascimento da criança. Ao contrário da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), não há informação sobre o dia de nascimento da criança, apenas sobre o mês e se ainda fará aniversário após a aplicação da pesquisa.

10. Isso vale tanto para amostra de alunos que foi usada para estudar proficiência em português quanto em matemática. Apesar de a base original de alunos ser igual, seus totais finais analisados podem diferir tendo em vista a inserção das informações relativas aos professores e diretores.

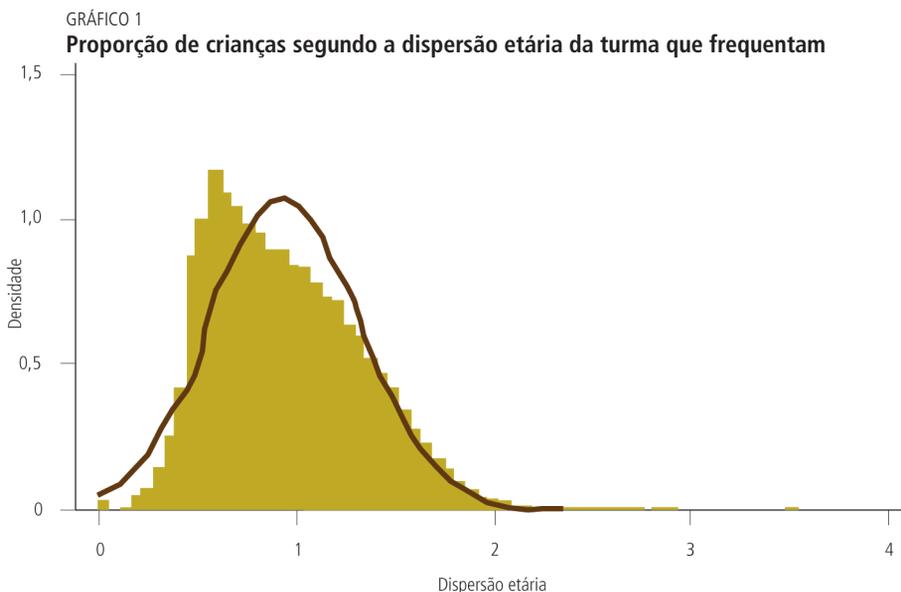
TABELA 1

Estatísticas descritivas da amostra utilizada de alunos do SAEB 2011

	Média	Desvio- -padrão	Mínimo	Máximo
Variável dependente				
Proficiência	201,47	42,44	87,22	336,85
Proficiência em matemática	211,00	47,24	90,13	338,18
Proficiência em português	191,95	45,61	77,20	339,46
Características da criança e da sua família				
Criança declarou ser de cor branca ou amarela	0,324	0,47	0	1
Menino	0,501	0,50	0	1
Pai não é analfabeto	0,791	0,41	0	1
Mãe não é analfabeta	0,886	0,32	0	1
Nível socioeconômico da família	0,027	1,80	-5,08	6,06
Idade	10,788	1,12	8	15
Características da turma frequentada pela criança				
Dispersão etária na turma da criança	0,922	0,37	0,00	3,54
Desvio quadrático da idade média da turma em relação aos 10 anos de idade	1,016	1,47	0	25
Total de alunos por turma	25,473	5,76	2	69
Características do professor da criança				
Professor tem mais de 10 anos de magistério	0,706	0,46	0	1
Professor tem especialização (mínimo de 360 horas), mestrado ou doutorado	0,465	0,50	0	1
Professor tem curso superior completo (pedagogia, licenciatura em matemática, licenciatura em letras, escola normal superior ou outro)	0,738	0,44	0	1
Professor tem curso superior completo mas não nas áreas acima	0,141	0,35	0	1
Características da escola frequentada pela criança				
Sem critério para a formação das turmas	0,195	0,40	0	
Critério de formação das turmas: homogêneas com relação à idade	0,413	0,49	0	1
Critério de formação das turmas: homogêneas com relação à proficiência	0,064	0,24	0	1
Critério de alocação dos professores às turmas: professores experientes em turmas de aprendizagem mais lenta	0,163	0,37	0	1

Fonte: SAEB 2011.

Elaboração dos autores.



Fonte: SAEB 2011.

Elaboração dos autores.

As informações sobre a vida das crianças contidas no SAEB são fornecidas por elas próprias. Portanto, alguns cuidados devem ser tomados ao serem inseridas variáveis que refletem a sua situação e de seus familiares. Separam-se essas informações em dois conjuntos – características familiares e individuais.

1) Características familiares

No tocante ao grau de instrução dos pais, o questionário do aluno contém as seguintes perguntas: 1. *Se a mãe/o pai sabe ler e escrever?*; 2. *Se vê a mãe/o pai lendo?*; 3. *Até que série a mãe/o pai estudou?* Construiu-se a variável educacional dos pais somente a partir das questões 1 e 2, pois 35,2% das respostas à questão 3, para mãe e pai, respectivamente, estão no item “não sei” ou “não declarado”. Como a amostra é formada por crianças com idade em torno de 10 anos, e são elas que respondem às perguntas, fica claro que não sabiam exatamente o nível educacional dos pais. Optou-se por excluir essa variável da análise, caso contrário, as observações das crianças sem resposta não seriam incluídas no processo de estimação. Foram elaborados dois indicadores, um para o pai e outro para a mãe. Esta variável tem valor unitário quando a mãe/o pai sabia ler ou quando a criança via o pai ou a mãe lendo. Cerca de 80% das crianças da amostra declararam ter pai alfabetizado. Esta proporção é mais alta para as mães: 88,6% (tabela 1).

Como as informações do SAEB também não são coletadas no nível domiciliar, não existem perguntas diretas sobre a renda da família ou o total de gastos em consumo, indicadores amplamente utilizados nas análises empíricas de demanda educacional. Seguiu-se, portanto, a metodologia proposta por Filmer e Pritchett (1999).¹¹ Esses autores analisam o efeito da riqueza familiar sobre os anos de instrução atingidos e a frequência escolar em 35 diferentes países, usando a Pesquisa de Demografia e Saúde – Demographic and Health Survey (DHS). Nessa pesquisa não se pergunta diretamente a renda ou os gastos da família. A partir dos indicadores de posse de ativos familiares (rádio, televisão, bicicleta etc.) e das características das moradias (água, luz etc.), elaborou-se um índice ponderado de ativos capaz de classificar as pessoas segundo seu *status* econômico.

Esses autores utilizam a técnica de componente principal, capaz de reduzir a informação contida em um conjunto de variáveis para um menor número, com a criação de componentes ortogonais dos dados (autovetores). Intuitivamente, o primeiro componente principal captura a maior parte da variação¹² entre os ativos domiciliares incluídos no conjunto, sendo, portanto, utilizado como o índice capaz de resumir a informação mais relevante para a análise. Eles defendem que esse índice de ativos funciona como uma boa *proxy* para a riqueza de longo prazo da família. Neste trabalho, adotou-se procedimento similar e incluíram-se os ativos domiciliares, conforme pode ser visto na tabela A.1 do anexo. Na tabela 1, apresenta-se este indicador para a amostra (*nível socioeconômico da família*). A média é igual a 0,03, sendo que seus valores variam de -5,08 a 6,06.

2) Características individuais

Se a criança se autodeclarou como de cor branca ou amarela e se é do sexo masculino. Do total da amostra, cerca de 51% são meninos, enquanto 32,4% se consideram brancas ou amarelas.

11. Esse método é bastante utilizado na área de economia da saúde. Franco, Mandarino e Ortigão (2002) também usaram esse procedimento para calcular o nível socioeconômico do aluno do SAEB 1999. A diferença com relação a esses autores foi a não inclusão, no índice aqui utilizado, das variáveis de escolaridade dos pais. Como foram inseridas características educacionais dos pais diretamente na equação de proficiência, optou-se por não incluí-las no indicador de nível socioeconômico.

12. Neste caso, 29%.

As variáveis dos professores¹³ de matemática e de português são extraídas dos respectivos questionários. Construíram-se os seguintes indicadores para o nível educacional:

- se têm curso superior completo em pedagogia, em matemática ou letras, com licenciatura ou escola normal superior;
- se têm outro tipo de curso superior completo; e
- se completaram algum curso de especialização de mais de 360 horas, se fizeram mestrado ou doutorado.

No tocante à experiência profissional dos docentes, incluiu-se uma variável categórica igual a um, quando têm mais de dez anos lecionando, e zero, caso contrário. Partindo do princípio de que a experiência profissional e o grau de instrução são importantes para o exercício da função de educador, investigou-se se, de fato, isso aumenta a capacidade de lidar com os problemas de desigualdades entre os alunos, sobretudo no tocante às diversidades das faixas etárias.

Do total de crianças, 70,6% tiveram aulas com professores com mais de dez anos de magistério. Cerca de 74% destas crianças tiveram professores que já haviam completado o nível superior em áreas específicas de ensino, tais como pedagogia, licenciaturas e escola normal, e aproximadamente 14% tiveram professores com outro tipo de curso superior.¹⁴ Já o percentual de crianças com docentes com algum curso de pós-graduação ou especialização foi de 46,5%.

Como será avaliada a proficiência dos alunos em matemática e em português separadamente, optou-se por identificar se os professores são exclusivos a cada uma das matérias. Como o banco é formado por alunos do quinto ano, pode haver casos de alunos que possuem o mesmo professor para dar as duas disciplinas.

Por meio do bloco sobre práticas pedagógicas do questionário dirigido aos professores, pode-se discernir um professor de matemática de um de português e de um que ministra as duas matérias. No questionário, os que

13. Ver no quadro A.1, no anexo, as perguntas feitas aos professores sobre esses tópicos. Não foi possível construir o total de anos de estudos completos e nem uma variável contínua de experiência profissional devido ao formato dessas perguntas.

14. É importante destacar que, em relação ao SAEB 2003, o percentual de alunos com professores com nível superior aumentou de forma considerável: em 2003, este percentual era apenas de 48% (qualquer curso de educação superior). O mesmo fenômeno aconteceu para o percentual de docentes com pós-graduação que, em 2003, era de apenas 22%.

ministram aulas de português respondem ao bloco de perguntas de número 133 a 141. Os de matemática, por sua vez, respondem às perguntas que vão de 142 até 152. Se o professor dá aulas para estes dois campos de saber, responderá, então, a todas as perguntas, de 133 a 152. Criou-se uma variável binária que indica que o professor não é exclusivo da matéria avaliada (ministra português e matemática).¹⁵ Para o banco em que foi analisada a proficiência em português, tem-se que apenas 5,5% dos alunos possuem professores exclusivos desta matéria. Já para matemática, o percentual foi de 5,7%.

Outras variáveis que foram incorporadas na análise referem-se aos métodos escolhidos pelos diretores de escola para alocarem os professores às turmas¹⁶ e para formar as turmas.¹⁷ Como essas informações são por escola, foram apresentadas apenas na análise descritiva e na estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Construiu-se a variável que indica que o diretor alocou professores mais experientes em turmas com aprendizagem mais lenta – e possivelmente com maiores problemas relativos à defasagem idade-série. Apenas 14% dos diretores de escolas que tinham turmas de quinto ano declararam alocar os professores dessa forma. Na tabela 1, pode-se ver que, para os alunos dessa amostra, esse percentual é de 16,3%. A maioria dos diretores declarou deixar a cargo do professor a escolha (25%).

Com relação ao principal critério para a formação das turmas, 37% dos diretores declararam construí-las considerando a idade dos alunos (homogênea com relação à idade), 26% não tinham critério algum e 18% juntavam alunos conforme a heterogeneidade do rendimento escolar. Na tabela 1, verificou-se que, para a amostra de alunos, 41,3% e 6,4% eram distribuídos em turmas homogêneas com relação à idade e à proficiência, respectivamente, e 19,5% eram inseridos nas turmas sem seguir critério.

15. Este procedimento também foi importante para se fazer a junção correta entre o banco de alunos e o de professores, sobretudo nos casos em que se tinha mais de um professor atuando na turma.

16. Os diretores informam "qual foi o critério mais importante para a atribuição das turmas de primeira a quarta série (primeiro ao quinto ano) do ensino fundamental aos professores."

17. Os diretores informam o critério utilizado para a formação de turmas na escola: homogênea quanto à idade; homogênea quanto ao rendimento escolar; heterogênea quanto à idade; heterogênea quanto ao rendimento escolar; e não há critério.

3 ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA

O objetivo deste artigo é investigar o efeito das diferenças de idade na turma frequentada pela criança sobre a sua proficiência. Será analisado também se a qualidade do professor, em termos de instrução e experiência em lecionar, é importante para minimizar diferenças de capacidade ocasionadas por essa dispersão etária dentro das turmas.

Quer-se mostrar a associação existente entre a dispersão etária da turma e a proficiência do aluno e se, ao se inserir interações entre a qualidade do professor e essa dispersão, há uma redução desta relação. Logo, a equação (1) que se quer estimar é:

$$y_{ei} = \alpha' X_{ei} + \beta_1 \cdot d_{ei} + \beta_2 \cdot p_{ei} + \gamma \cdot (d_{ei} * p_{ei}) + \beta_3 \cdot T_{ei} + \delta_e + \varepsilon_{ei} \quad (1)$$

onde y_{ei} é a proficiência do aluno i na escola e ; d_{ei} corresponde à medida de dispersão de idade na turma da criança i da escola e ; algumas características individuais e familiares observáveis da criança são agrupadas em X_{ei} ; p_{ei} são indicadores da qualidade do professor da criança i da escola e ; T_{ei} , alguns indicadores adicionais sobre a turma da criança i da escola e (*total de crianças na turma, critério de formação da turma e critério de alocação do professor*);¹⁸ δ_e é o EF da escola; e, por fim, o termo de erro.¹⁹ O coeficiente γ mede o impacto da qualificação de um professor sobre o efeito da dispersão etária na proficiência dos alunos de uma turma de uma determinada escola.

Restringindo o coeficiente da interação entre p_{ei} e d_{ei} (dispersão de idade na turma) para zero, se β_1 for negativo, isso significa que turmas menos homogêneas na idade, dentro de uma mesma escola e com o mesmo total de alunos em classe, implicam menor proficiência individual. Deixando livre o coeficiente γ , se o coeficiente β_1 ficar não significativo ou reduzir em magnitude, a dispersão etária reduz seu impacto negativo na proficiência quando há um professor de qualidade que consiga operar um projeto de ensino que minimize as disparidades na classe.

18. Há variáveis relativas aos critérios de formação das turmas e de alocação dos professores às turmas apenas no nível da escola. Logo, na estimação de efeitos fixos por escolas, elas serão omitidas.

19. Esse método também foi utilizado por Biondi e Felício (2008) para estimar os impactos dos atributos escolares sobre o desempenho dos estudantes, possibilitando o controle das características específicas não observáveis das escolas constantes ao longo do tempo.

Por fim, destaca-se que as condições da escola também afetam os resultados de proficiência e, igualmente, o trabalho desenvolvido pelo professor na sala de aula. Como há um conjunto de informações de alunos para cada escola investigada, pode-se controlar para o fato de um aluno pertencer a um estabelecimento de ensino específico.

Os estudantes são incorporados às escolas de forma não aleatória, ou seja, existe um processo de decisão familiar por trás do ingresso em um colégio. Pais mais preocupados com o futuro educacional dos filhos podem preferir inseri-los numa melhor escola apesar de o custo possivelmente ser mais alto. Mesmo com a existência de escolas públicas, isso pode ser considerado, como no caso de uma escola mais afastada, mas de melhor qualidade.

Em termos econométricos, isso gera um problema de endogeneidade dos indicadores que retratam a escola, pois existem variáveis omitidas, como a preferência dos pais por uma melhor qualidade educacional, que afetam tanto a proficiência do aluno quanto a seleção do colégio a ser escolhido.

Na equação (1), inseriu-se uma variável indicadora para cada escola, o termo δ_e . Esse procedimento permite um melhor controle das diferenças entre as escolas que afetam a proficiência dos alunos.

Como existe correlação entre δ_e e as variáveis independentes (como a dispersão etária das turmas), não se pode estimar a equação (1) usando o modelo de efeitos aleatórios.²⁰

Apresentam-se os resultados do estimador de EF *within*, que, em termos práticos, significa estimar o modelo transformando os dados como desvios em relação à média do grupo de alunos em uma mesma escola, conforme se vê na equação (2) – médias feitas para os alunos de cada escola:

$$y_{ei} - \bar{y}_e = \alpha'(X_{ei} - \bar{X}_e) + \beta_1(d_{ei} - \bar{d}_e) + \beta_2(p_{ei} - \bar{p}_e) + \gamma[(d_{ei} * p_{ei}) - \overline{(d_e * p_e)}] + \beta_3(T_{ei} - \bar{T}_e) + (\varepsilon_{ei} - \bar{\varepsilon}_e) \quad (2)$$

20. Foi feito o teste de Hausman para as especificações, e rejeitou-se a hipótese nula de que os coeficientes estimados pelo modelo de efeitos aleatórios são iguais aos estimados pelo modelo de efeitos fixos (consistentes). Ver quadro A.2 no anexo.

Eliminou-se a média da escola dos valores individuais dos alunos e das características de seus professores. Os coeficientes são estimados regredindo-se as diferenças de proficiência dos alunos da mesma escola nas diferenças observadas das suas condições individuais, familiares e de seus professores em relação à média dos alunos da escola. Por meio desse procedimento, reduziu-se o impacto de variáveis omitidas da escola que influenciam a proficiência dos alunos.

Vale destacar que o interesse maior aqui é analisar de que forma os atributos dos professores influenciam a relação entre a proficiência dos alunos e a defasagem idade-série. Sabe-se de antemão que, mesmo inserindo o EF da escola ou controlando para os critérios de formação das turmas na estimação MQO, pode-se ter variáveis omitidas, tais como habilidade dos alunos, o que explicaria a relação entre dispersão etária e proficiência. Se diretores de escola, por exemplo, alocam seus alunos considerando os mais hábeis e os menos hábeis, a dispersão etária acaba por influenciar negativamente a proficiência.

4 RESULTADOS

Nas tabelas 2 e 3 são apresentados os resultados da equação (1), usando os métodos de MQO e de EF *within* para diferentes especificações e considerando a proficiência em matemática e em português, separadamente.

Conforme já discutido na seção anterior, o modelo de EF controla as características da escola (observadas e não observadas), minimizando problemas de variáveis omitidas do ambiente escolar que afetam tanto a proficiência dos alunos como os demais indicadores incluídos na regressão.

TABELA 2

Estimativas da proficiência em matemática do aluno

	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) MQO	(5) EF	(6) EF
Dispersão idade na turma (a)	-4,629*** (0,0268)	-3,029*** (0,0632)	-4,585*** (0,0268)	-3,034*** (0,0632)	-1,811*** (0,0387)	-0,990*** (0,0828)
Branca	8,072*** (0,0802)	8,029*** (0,0802)	8,041*** (0,0802)	8,000*** (0,0802)	4,528*** (0,0759)	4,526*** (0,0758)
Menino	3,551*** (0,0741)	3,557*** (0,0741)	3,555*** (0,0740)	3,561*** (0,0740)	4,030*** (0,0678)	4,032*** (0,0678)
Pai sabe ler	3,583*** (0,0971)	3,566*** (0,0971)	3,584*** (0,0971)	3,568*** (0,0970)	2,528*** (0,0895)	2,526*** (0,0895)
Mãe sabe ler	6,973*** (0,124)	6,976*** (0,123)	6,963*** (0,123)	6,966*** (0,123)	5,486*** (0,114)	5,487*** (0,114)
Nível socioeconômico	5,106*** (0,0219)	5,091*** (0,0219)	5,079*** (0,0219)	5,065*** (0,0219)	2,008*** (0,0229)	2,007*** (0,0229)
Total de alunos na turma	0,125*** (0,00657)	0,123*** (0,00657)	0,124*** (0,00660)	0,122*** (0,00660)	0,954*** (0,0143)	0,949*** (0,0143)
Professor leciona há mais de dez anos (b)	2,021*** (0,0820)	2,683*** (0,100)	1,979*** (0,0820)	2,626*** (0,100)	1,010*** (0,113)	1,343*** (0,130)
Professor tem pós-graduação (c)	3,218*** (0,0784)	4,177*** (0,0949)	3,241*** (0,0784)	4,206*** (0,0950)	0,667*** (0,109)	1,045*** (0,125)
Professor tem licenciatura (d)	5,417*** (0,122)	7,252*** (0,153)	5,343*** (0,122)	7,101*** (0,153)	0,508*** (0,176)	1,325*** (0,205)
Professor tem outro tipo de educação superior (e)	4,452*** (0,152)	5,817*** (0,191)	4,378*** (0,152)	5,678*** (0,191)	0,575*** (0,212)	1,233*** (0,249)
Interação (a) e (b)		-0,573*** (0,0542)		-0,560*** (0,0542)		-0,336*** (0,0677)
Interação (a) e (c)		-1,013*** (0,0570)		-1,017*** (0,0570)		-0,434*** (0,0705)
Interação (a) e (d)		-1,166*** (0,0688)		-1,110*** (0,0688)		-0,593*** (0,0873)
Interação (a) e (e)		-0,678*** (0,0932)		-0,634*** (0,0931)		-0,411*** (0,116)
Critério idade			-3,578*** (0,0864)	-3,525*** (0,0864)		
Critério proficiência			-1,566*** (0,160)	-1,517*** (0,160)		
Sem critério			-3,354*** (0,107)	-3,326*** (0,107)		
Professor experiente em turmas mais lentas			0,712*** (0,101)	0,723*** (0,101)		
Constante	191,5*** (0,244)	189,2*** (0,257)	193,7*** (0,251)	191,4*** (0,264)	176,7*** (0,424)	175,8*** (0,432)
Observações	1,455,422	1,455,422	1,455,422	1,455,422	1,455,422	1,455,422
R ²	0,111	0,111	0,112	0,113	0,023	0,023

Fonte: SAEB 2011. Elaboração dos autores.

Nota: *** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

TABELA 3

Estimativas da proficiência em português do aluno

	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) MQO	(5) EF	(6) EF
Dispersão idade na turma (a)	-4,102*** (0,0259)	-2,898*** (0,0611)	-4,067*** (0,0259)	-2,900*** (0,0611)	-1,970*** (0,0387)	-1,285*** (0,0826)
Branca	7,253*** (0,0775)	7,221*** (0,0775)	7,225*** (0,0775)	7,195*** (0,0775)	4,742*** (0,0757)	4,740*** (0,0757)
Menino	-12,68*** (0,0716)	-12,68*** (0,0716)	-12,68*** (0,0716)	-12,68*** (0,0716)	-12,20*** (0,0676)	-12,20*** (0,0676)
Pai sabe ler	3,580*** (0,0939)	3,568*** (0,0939)	3,579*** (0,0939)	3,567*** (0,0938)	2,583*** (0,0893)	2,581*** (0,0893)
Mãe sabe ler	7,026*** (0,119)	7,028*** (0,119)	7,015*** (0,119)	7,017*** (0,119)	5,519*** (0,114)	5,520*** (0,114)
Nível socioeconômico	4,194*** (0,0212)	4,183*** (0,0212)	4,169*** (0,0212)	4,159*** (0,0212)	1,393*** (0,0228)	1,393*** (0,0228)
Total de alunos na turma	0,237*** (0,00635)	0,236*** (0,00635)	0,237*** (0,00638)	0,236*** (0,00638)	0,937*** (0,0142)	0,933*** (0,0142)
Professor leciona há mais de dez anos (b)	1,274*** (0,0793)	1,863*** (0,0970)	1,246*** (0,0793)	1,825*** (0,0970)	0,868*** (0,112)	1,233*** (0,130)
Professor tem pós-graduação (c)	2,647*** (0,0758)	3,394*** (0,0918)	2,651*** (0,0759)	3,399*** (0,0919)	0,266** (0,109)	0,561*** (0,125)
Professor tem licenciatura (d)	4,830*** (0,118)	6,091*** (0,148)	4,769*** (0,118)	5,975*** (0,148)	0,449** (0,175)	1,044*** (0,204)
Professor tem outro tipo de educação superior (e)	3,666*** (0,147)	4,658*** (0,184)	3,609*** (0,147)	4,553*** (0,184)	0,336 (0,211)	0,860*** (0,248)
Interação (a) e (b)		-0,517*** (0,0524)		-0,508*** (0,0524)		-0,371*** (0,0676)
Interação (a) e (c)		-0,789*** (0,0551)		-0,788*** (0,0551)		-0,337*** (0,0703)
Interação (a) e (d)		-0,778*** (0,0666)		-0,739*** (0,0666)		-0,419*** (0,0871)
Interação (a) e (e)		-0,496*** (0,0901)		-0,464*** (0,0900)		-0,338*** (0,116)
Critério idade			-2,691*** (0,0835)	-2,651*** (0,0835)		
Critério proficiência			-1,329*** (0,155)	-1,293*** (0,155)		
Sem critério			-2,656*** (0,103)	-2,638*** (0,103)		
Professor experiente em turmas mais lentas			0,0204 (0,0974)	0,0293 (0,0974)		
Constante	178,7*** (0,235)	177,0*** (0,248)	180,5*** (0,242)	178,8*** (0,255)	166,6*** (0,423)	165,9*** (0,431)
Observações	1,455,422	1,455,422	1,455,422	1,455,422	1,455,422	1,455,422
R ²	0,109	0,109	0,109	0,110	0,040	0,040

Fonte: SAEB 2011. Elaboração dos autores.

Nota: *** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

Em todas as especificações apresentadas nas tabelas 2 e 3, o coeficiente da dispersão de idade na turma frequentada pela criança é sempre negativo e significativo. Crianças alocadas em turmas mais heterogêneas com relação à idade têm uma proficiência mais baixa que outras da mesma escola, mas de turmas mais homogêneas na idade, controlando para diversas características da criança, da escola e da turma.

Nas estimações MQO, independentemente da especificação, o coeficiente da dispersão de idade na turma da criança apresenta uma magnitude maior, em termos absolutos, na proficiência em matemática, comparativamente ao efeito em português. O contrário é verificado na estimação por EF.

A dispersão etária dentro de uma turma é mais comum nas escolas de baixa qualidade, frequentadas principalmente por crianças de classe inferior. As variações de proficiência entre as crianças explicadas por esse indicador no método de MQO, portanto, traduzem essa pior qualidade. Quando se controla para as diferenças entre as escolas, o efeito negativo da dispersão etária na turma é reduzido, conforme esperado.

Quando inseridas as interações entre os indicadores de qualidade dos professores e essa medida de dispersão de idade na turma, alguns pontos se destacam.

Primeiro, o coeficiente da dispersão etária é reduzido tendo em vista que todas as interações são significativas.

Comparando as colunas (1) e (2) da tabela 2, observa-se que o coeficiente da dispersão etária da turma passa de $-4,6$ para $-3,0$ na estimação por MQO para proficiência em matemática com interações incluídas. Já as colunas (5) e (6) mostram que o coeficiente da dispersão etária muda de $-1,8$ para $-0,9$ quando se estima usando o método de EF.

As estimativas de português também geram resultados similares. Na tabela 3, as colunas (1) e (2) mostram que o efeito da dispersão etária da turma diminui, em valores absolutos: passa de $-4,1$ para $-2,8$. Na estimação por EF, colunas (5) e (6) da tabela 3, nota-se que turmas com maior dispersão etária reduzem a proficiência em português em 1,97 sem a inclusão das interações. Quando estas são incluídas, o valor fica negativo em 1,28.

Ou seja, o efeito da dispersão etária da turma na proficiência da criança não é igual para professores com diferentes níveis de qualificação

e experiência. Ou, dito de outra forma, o efeito das características dos professores varia dependendo de a turma ser mais ou menos heterogênea com relação à idade.

Se não houvesse nenhuma dispersão de idade na turma, um professor mais experiente (que leciona há mais de dez anos) comparado com um menos experiente afetaria de forma positiva a proficiência do aluno em matemática e português (tabelas 2 e 3). O efeito estimado por MQO (coluna 4 das tabelas 2 e 3), incluindo todas as variáveis explicativas, referentes às características individuais, da escola e da turma e as interações, mostra que o efeito positivo é mais forte em matemática (2,6) do que em português (1,8). Nas estimações por EF (coluna 6 das tabelas 2 e 3), encontram-se resultados similares tanto para a proficiência em matemática quanto em português.

Contudo, vale observar que, se houvesse dispersão etária na turma, mesmo com a presença de um professor mais experiente, o resultado negativo desta heterogeneidade em relação à idade entre os alunos persistiria sobre a proficiência. Isto é verificado quando se olham os coeficientes de interação da experiência do professor com a variável de defasagem idade-série. Em todas as estimações (MQO e EF) para proficiência em português, encontra-se que o efeito negativo da discrepância idade-série permanece, mesmo na presença de um professor mais experiente. Apenas na estimação por EF da proficiência em matemática, o efeito da defasagem idade-série, considerando a presença de um professor experiente, chega a ser positivo, contudo de magnitude muito pequena.

Com relação à escolaridade, um professor com nível de ensino superior, comparativamente a um professor com apenas o nível médio de escolaridade, tem efeito positivo sobre a proficiência tanto em matemática quanto em português.

Nas estimações por MQO (coluna 4 das tabelas 2 e 3), um professor com licenciatura consegue reverter o sinal negativo da presença de dispersão etária em uma turma. Isto vale tanto para a proficiência em matemática quanto em português. Para uma turma sem dispersão etária, a competência em matemática aumenta em 7,1 pontos na presença de um professor com licenciatura comparativamente a uma turma com professor de nível médio. Já para uma turma com dispersão etária, esse diferencial em termos de proficiência em matemática é reduzido para 3 pontos. A presença do

professor com licenciatura, portanto, consegue reverter o impacto negativo da dispersão etária da turma.

No caso de português, uma turma sem dispersão etária e cujo professor tem curso superior com licenciatura, o impacto é de uma proficiência média 6 pontos superior à de uma turma com professor de nível médio apenas. Para turmas com dispersão etária, este efeito é reduzido para 2,3 pontos.

Nas estimações por MQO, para professores que possuem outro curso de educação superior que não a licenciatura, também são encontrados resultados similares, apesar de efeitos menores em magnitude: o impacto é maior na proficiência em matemática que em português, e turmas com dispersão etária também se beneficiam da presença de professores mais qualificados.

Nas estimações por EF (coluna 6 das tabelas 2 e 3), encontra-se, igualmente, que a presença de um professor com licenciatura em turmas sem dispersão etária aumenta a proficiência dos alunos em 1,3 ponto em matemática e em 1,04 ponto em português, comparativamente aos alunos cujos professores possuem apenas nível médio. Sem defasagem idade-série, o efeito da presença de professores com outro tipo de curso superior também é positivo, sendo maior para a proficiência em matemática.

Para turmas com defasagem idade-série, com o controle das características não observadas da escola (EF), observa-se que o efeito positivo da escolaridade dos professores (presença de licenciatura e de curso de educação superior) não garante aumento de proficiência. O efeito negativo da heterogeneidade da turma em relação à idade sobre a proficiência do aluno é reduzido, contudo, não é revertido com a presença de professores mais qualificados, conforme foi mostrado nos resultados das estimações de MQO.

Com relação aos professores com pós-graduação, os coeficientes nas estimações são positivos e significativos. Na ausência de turmas com defasagem idade-série, a proficiência em matemática aumentaria 4 pontos e em português 3,4 pontos na estimação por MQO (coluna 4 das tabelas 2 e 3), comparando uma turma cujo professor tem pós-graduação com outra turma que não tenha um professor com pós-graduação. Em turmas com defasagem idade-série, este efeito é reduzido. No caso da matemática, um professor com pós-graduação consegue reverter o efeito negativo da presença de defasagem idade-série na turma. Já para português, o efeito negativo permanece, mas em menor magnitude.

Na estimação por EF (coluna 6 das tabelas 2 e 3), encontram-se resultados similares e de menor magnitude. A pós-graduação parece mais importante para a habilidade em matemática do que em português, já que os coeficientes tanto da interação com a defasagem idade-série quanto da presença de professores com pós-graduação na turma foram maiores para matemática. Turmas com defasagem idade-série são ainda problemáticas, contudo, menos na presença de professores com pós-graduação. O efeito negativo da heterogeneidade etária é reduzido, comparativamente a turmas em que não há professores com pós-graduação.

Ou seja, os dados sugerem que o efeito da dispersão de idade sobre a proficiência do aluno é forte; mais ainda para a proficiência em matemática, comparativamente a português. Considerando as estimações por EF, este efeito negativo permanece mesmo na presença de professores mais escolarizados e com mais experiência, apesar de magnitude mais reduzida. Quanto maior a defasagem idade-série de uma turma, mais difícil é para um professor minimizar o efeito negativo da proficiência.

Esses resultados indicam que os professores podem não ser alocados de forma aleatória entre as turmas de uma escola. Nesse caso, professores mais experientes podem ficar responsáveis por turmas mais complicadas, logo, as variações de proficiência entre seus alunos e os alunos de outras turmas que não têm professores mais experientes podem refletir esses aspectos do processo de alocação. Além disso, os alunos podem também ser alocados de forma não aleatória nas turmas. Para estimações MQO, foram inseridas algumas variáveis que captam parte dessas informações sobre a alocação dos professores às turmas e da formação das turmas (colunas 3 e 4 das tabelas 2 e 3). Como estas informações são fornecidas pelos diretores das escolas, não foram inseridas nas estimações por EF.

Com relação à alocação dos professores, alunos cujas escolas se preocupam em destinar os mais experientes a turmas de aprendizagem mais lenta possuem proficiência em matemática mais alta do que alunos de escolas que não têm esta preocupação (os coeficientes são 0,712 e 0,723 nas colunas 3 e 4 da tabela 2). Já em português (tabela 3), este critério de alocação do professor à turma pareceu não ser importante, tendo em vista que o seu coeficiente não foi significativo.

No tocante aos critérios de formação de turmas, os resultados mostram que alunos de escolas em que as turmas são organizadas de forma heterogênea com

relação a idade e proficiência têm aproveitamento melhor que alunos de escolas em que não há critério algum ou o critério é ser homogêneo na proficiência ou na idade. Isso pode ser um indicativo de que as escolas que formam turmas mais homogêneas podem ter mais problemas em relação aos desempenhos escolares devido a estes dois fatores. Nessas escolas, turmas homogêneas também podem significar turmas mais complicadas, com alunos de aprendizagem mais lenta e com mais histórico de atrasos. Vale destacar que os efeitos são maiores na análise da proficiência em matemática do que em português.

Com relação às demais características, não há grandes novidades a acrescentar à literatura:

- crianças brancas têm proficiência mais elevada do que crianças de outra cor em matemática e português;
- meninos possuem maior rendimento em matemática do que meninas;
- meninas têm capacidade mais alta do que meninos em português;
- alunos cujos pais sabem ler e escrever têm maior competência escolar; e
- o nível socioeconômico tem uma relação positiva com a aptidão da criança.

Comparando os efeitos destas variáveis nas estimações por MQO e por EF, verificou-se que os sinais dos regressores são iguais, e as principais diferenças relacionam-se ao tamanho dos efeitos, quase sempre maiores na estimação por MQO.

Os coeficientes mais distintos entre as duas estimações são referentes: ao nível socioeconômico da família, ao fato de a mãe saber ler e escrever, à dispersão de idade na turma frequentada pela criança e aos indicadores de qualificação e experiência dos professores.

Esse resultado é esperado à medida que o processo de estimação de MQO não considera o efeito das variáveis do ambiente escolar sobre a proficiência e outras características inseridas na especificação. Como são comparadas as variações de proficiência das crianças de diferentes escolas, os coeficientes gerados captam aspectos omitidos na especificação adotada que estão correlacionados com a proficiência da criança e também com o processo de escolha, por parte dos pais, da escola a ser frequentada.

Com relação ao nível socioeconômico, por exemplo, sabe-se que, no Brasil, as crianças mais pobres cursam principalmente escolas públicas, geralmente com uma qualidade de ensino inferior aos estabelecimentos privados de ensino. Ao se comparar crianças iguais em todos os demais aspectos explícitos na equação (1), com exceção da escola na qual ela está inserida, como o nível socioeconômico indiretamente influencia a escolha do colégio, seu efeito reflete fatores correlacionados com a qualidade da escola. Crianças de famílias mais ricas frequentam escolas melhores e, como não foi incorporado qualquer controle do ambiente escolar, o coeficiente da renda estaria superestimado.

O nível educacional da mãe também estaria revelando fatores omitidos que influenciam a escolha da escola e que afetariam igualmente a capacidade do aluno. Ou seja, as variações de proficiência entre as crianças, quando não há controle pelas características da escola, são bastante explicadas pela instrução materna. Os resultados sugerem que as mães exercem um papel no processo de escolha da escola a ser frequentada pela criança.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados mostram que, em turmas mais heterogêneas na idade, as crianças têm menor proficiência. O que se percebe é que, além da defasagem individual, diferenças de idade na sala de aula também podem ser traduzidas em menor desempenho cognitivo por parte das crianças, e que as dificuldades de implementação de um projeto de ensino são maiores onde coexistem crianças de diferentes faixas etárias. Logo, em termos de proficiência, o impacto é negativo. Esse resultado está em conformidade com a literatura pedagógica e com a ideia de transitar de um sistema seriado para um sistema educacional baseado no ciclo de vida da criança.

Uma forma de minimizar o impacto das diferenças de idade na aptidão dos alunos é ter um corpo docente mais qualificado. Mostrou-se que, em um ambiente mais heterogêneo, professores mais experientes e com maior nível de qualificação, sobretudo licenciatura, conseguem reduzir a magnitude do efeito negativo da defasagem idade-série da turma sobre a proficiência do aluno. Este efeito é mais forte em matemática do que em português.

No tocante à metodologia empírica implementada, verificou-se que, quando não se controlam as variáveis observadas e não observadas do ambiente escolar, enviesam-se para cima principalmente os coeficientes

correlacionados com o processo de decisão dos pais sobre a escola a ser frequentada pelos seus filhos. O coeficiente estimado para o nível socioeconômico encontrado no método de EF foi menor do que o gerado pelo procedimento de MQO. Esse resultado reflete a existência de variáveis omitidas que influenciam tanto a proficiência do aluno quanto o processo de seleção da escola da criança por parte dos pais. Sabe-se que crianças mais pobres e com mães menos escolarizadas frequentam escolas de qualidade mais baixa que crianças com melhores condições de vida. Logo, o efeito negativo mais forte na estimação de MQO estaria captando aspectos correlacionados com as características da escola.

ABSTRACT

In this article we show that among elementary school students in Brazil there is a negative and significant relationship between within-class age dispersion and pupil's proficiency. The relationship between the age-grade delay and school proficiency is usually explained by several factors that influence the educational process, since both student's age-grade and his/her proficiency reflect difficulties implicit in the child's life. However, we show that the negative relation between within-class age dispersion and individual proficiency can be mitigated by the presence of teachers with high levels of certain attributes, such as teaching experience and years of schooling. This relationship supports the hypothesis that the greater the within-class age dispersion, the difficulties of implementing uniform learning projects are more significant, considering that there is a greater diversity of interests. Therefore, under those circumstances the role of the teacher in class seems to be essential to minimize any negative effect that age diversity may have on individual performance.

Keywords: child education; school delay; school.

REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. **Consequências da repetência sobre o desempenho educacional**. Brasília: MED – Projeto de Educação Básica para o Nordeste, 1998. (Série estudos, n. 7).
- BIONDI, R.; FELÍCIO, F. **Atributos escolares e o desempenho dos estudantes**: uma análise em painel dos dados do SAEB. Rio de Janeiro: UFF, 2008. (Texto para Discussão, n. 236).
- CARVALHO, S.; FIRPO, S. **O regime de ciclos de aprendizagem e a heterogeneidade de seus efeitos sobre a proficiência dos alunos**. São Paulo: Centro de Microeconomia Aplicada/Escola de Economia de São Paulo/Fundação Getulio Vargas, 2013. (Texto para Discussão).
- DUBOIS, P. *et al.* **Effets sur l'inscription et la performance à l'école d'un programme de transferts conditionnels au Mexique**. Toulouse: Institut National de la Recherche Agronomique (INRA), 2002. (Cahier de Recherche, n. 3).
- FERNANDES, C. **A escolaridade em ciclos no Brasil**: uma transição para a escola do século XXI. 2003. Tese (Doutorado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

FERRÃO, M. E.; BELTRÃO, K. I.; SANTOS, D. P. O impacto de políticas de não repetência sobre o aprendizado dos alunos da 4ª série. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, dez. 2002.

FILMER, D.; PRITCHETT, L. **The effect of household wealth on educational attainment: demographic and health survey evidence**. Washington, D.C.: Banco Mundial, 1999. (World Bank Policy Research Working Paper, n. 1.980).

FRANCO, C.; MANDARINO, M.; ORTIGÃO, M. I. O projeto pedagógico e os resultados escolares. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, dez. 2002.

GOMES-NETO, J. B.; HANUSHEK, E. A. Causes and consequences of grade repetition: evidence from Brazil. **Economic development and cultural change**, v. 42, 1994.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS. **Instruções para aplicação do SAEB**. 2013. Disponível em: <<http://provabrasil.inep.gov.br>>. Acesso em: jul. 2013.

LEON, F. L.; MENEZES-FILHO, N. A. Reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, dez. 2002.

MAGNAC, T.; THESMAR, D. Analyse économique des politiques éducatives: l'augmentation de la scolarisation en France de 1982 à 1993. **Annales d'économie et de statistique**, Paris, n. 65, 2002.

MAINARDES, J. A. Organização da escolaridade em ciclos: ainda um desafio aos sistemas de ensino. *In*: FRANCO, C. (Org.). **Avaliação, ciclos e promoção na educação**. Porto Alegre: ARTMED, 2001.

MENEZES-FILHO, N. A.; VASCONCELLOS, L.; WERLANG, S. R. C. Avaliando o impacto da progressão continuada no Brasil. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 27., 2005, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais... SBE**, 2005.

RIBEIRO, S. C. A pedagogia da repetência. **Estudos avançados**, São Paulo, v. 5, n. 12, maio/ago. 1991.

RIOS-NETO, E. L. G.; CÉSAR, C.C.; RIANI, J. L. R. Estratificação educacional e progressão escolar por série no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, dez. 2002.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FLETCHER, P. R. A repetência no ensino de 1º grau: um problema negligenciado da educação brasileira. **Revista brasileira de administração da educação**, v. 3, n. 1, 1985.

FRANCO, C. Ciclos e letramento na fase inicial do ensino fundamental. **Revista brasileira de educação**, n. 25, jan./fev./mar./abr. 2004.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS. **Relatório técnico do Sistema Nacional de Avaliação Básica – SAEB**. 2003. Brasília: INEP/MEC, 2003a.

_____. **Sistema Nacional de Avaliação Básica – SAEB**. 2003. Brasília: INEP/MEC, 2003b. Microdados em CD-Rom.

(Originais submetidos em novembro de 2012. Última versão recebida em setembro de 2013. Aprovada em outubro de 2013.)

ANEXO

TABELA A.1

Primeiro autovetor para a construção do índice de nível socioeconômico das crianças do SAEB 2011

Variáveis	Amostra total de alunos
TV	0.3417
Rádio	0.2215
Vídeo	0.1895
Banheiro	0.3397
Quarto	0.2339
Geladeira	0.2466
<i>Freezer</i>	0.1622
Máquina de lavar roupa	0.2999
Carro	0.3433
Internet	0.4026
Computador	0.4136

Fonte: SAEB 2011.

QUADRO A.1

Perguntas feitas aos professores no questionário do SAEB 2011

Perguntas	Respostas
Qual o seu nível de escolaridade (até a graduação).	a) Menos que o ensino médio (antigo segundo grau); b) Ensino médio – magistério (antigo segundo grau); c) Ensino médio – outros (antigo segundo grau); d) Ensino superior – pedagogia; e) Ensino superior – licenciatura em matemática; f) Ensino superior – licenciatura em letras; g) Magistério superior (escola normal superior); e h) Ensino superior – outros.
Indique a modalidade de cursos de pós-graduação de mais alta titulação que você possui.	a) Atualização ou aperfeiçoamento (mínimo de 180 horas); b) Especialização (mínimo de 360 horas); c) Mestrado; d) Doutorado; e e) Não fiz ou ainda não completei nenhum curso de pós-graduação.
Há quantos anos você leciona?	a) Há menos de 1 ano; b) De 1 a menos de 2 anos; c) De 2 a menos de 5 anos; d) De 5 a menos de 7 anos; e) De 7 a menos de 10 anos; f) De 10 a menos de 15 anos; g) De 15 a menos de 20 anos; e h) Mais de 20 anos.

Fonte: SAEB 2011.

Obs.: Estas perguntas foram usadas para construir as variáveis indicadoras do nível de escolaridade (superior e pós-graduação) e do tempo de experiência dos professores.

QUADRO A.2

Teste de Hausman: EF ou aleatórios

<i>H₀</i> : diferença entre os coeficientes gerados pelo método de EF (b) e de efeitos aleatórios (B) não é sistemática	
Proficiência em matemática	
Modelo sem interação	$\text{Chi2}(10) = (b - B)' [(V_b - V_B)^{-1}] (b - B) = 21943.37$ $\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$ Rejeito <i>H₀</i>
Modelo com interação	$\text{chi2}(13) = (b - B)' [(V_b - V_B)^{-1}] (b - B) = 21207.28$ $\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$ Rejeito <i>H₀</i>
Proficiência em português	
Modelo sem interação	$\text{Chi2}(10) = (b - B)' [(V_b - V_B)^{-1}] (b - B) = 21010.02$ $\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$ Rejeito <i>H₀</i>
Modelo com interação	$\text{chi2}(13) = (b - B)' [(V_b - V_B)^{-1}] (b - B) = 20244.01$ $\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$ Rejeito <i>H₀</i>

Fonte: SAEB 2011.

OS EFEITOS DA CRIMINALIDADE SOBRE A PROFICIÊNCIA ESCOLAR NO ENSINO FUNDAMENTAL NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO*

Victor Azambuja Gama**

Luiz Guilherme Scorzafave***

Este artigo analisa a relação entre criminalidade no entorno das escolas e a proficiência escolar de alunos de quarta e oitava séries (quinto e nono anos) do ensino fundamental no município de São Paulo. Mais especificamente, é abordado no estudo o efeito da *community violence*, ou seja, da violência que ocorre no entorno da escola, e as modalidades criminais analisadas são: homicídios dolosos, lesões corporais dolosas e tentativas de homicídio. Utilizando informações de registros policiais compilados pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade) e dados de proficiência escolar da Prova Brasil, verificou-se que alunos de escolas inseridas em regiões mais violentas apresentam pior resultado escolar no quinto ano, mesmo após a utilização de diversos controles na especificação econométrica. Um aumento de 10% na taxa de homicídios dolosos provoca redução da proficiência escolar no mesmo ano em cerca de 0,12 ponto na escala do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), tanto em português como em matemática, enquanto o efeito das lesões corporais não foi significativo. Para o nono ano, não foram encontrados efeitos significativos de nenhuma das variáveis. Ao estimarem-se regressões quantílicas, novamente só foi constatado efeito para o quinto ano. Nessa série, os efeitos em matemática são mais fortes para os alunos nos percentis mais elevados da distribuição de proficiência. Para português, os efeitos são maiores para os alunos de menor competência escolar. No entanto, a magnitude dos efeitos quantílicos, apesar da variação destacada, é relativamente baixa em termos práticos.

Palavras-chave: criminalidade; violência; desempenho escolar; educação.

JEL: I20; I21.

1 INTRODUÇÃO

Na perspectiva do investimento em capital humano, a educação desempenha papel importante sobre a produtividade e no retorno salarial esperado pelos indivíduos. Além disso, é considerada um fator fundamental para o crescimento econômico no longo prazo (Romer, 2006). Portanto, a

* Os autores agradecem a Tullio Anselmi Dorigan pelo excelente apoio como assistente de pesquisa.

** Doutorando da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP). *E-mail:* <v.a.g@hotmail.com.br>.

*** Professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEARP/USP). *E-mail:* <scorza@usp.br>.

melhoria da educação constitui-se não somente em uma estratégia que afeta o desenvolvimento de habilidades e ganhos individuais, mas também em um elemento de promoção do bem-estar socioeconômico (Hanushek e Woessmann, 2007).

Considerando os resultados obtidos pelo Programa Internacional de Avaliação de Alunos (Pisa),¹ o Brasil ocupou uma das últimas colocações no *ranking* de proficiência em matemática e em leitura nas provas de 2003 e 2006. Esses resultados evidenciam que o Brasil tem um longo caminho a percorrer no processo de melhoria da qualidade de ensino, apesar da melhora na classificação no Pisa, ocorrida em 2009. Logo, compreender os fatores determinantes do desempenho dos alunos brasileiros é tarefa de extrema relevância para o desenvolvimento de ações que levem à melhoria da educação brasileira.

Um dos fatores que podem explicar esse baixo desempenho educacional é a questão da violência urbana. Para se ter uma ideia da magnitude desse fenômeno, a taxa de homicídios no Brasil cresceu cerca de 33% entre 1992 e 2002, sendo que os cometidos em jovens cresceram 40% no mesmo período (Ipeadata, 2009). Waiselfisz (2006) retratou com detalhes o mapa mundial da violência juvenil entre os anos de 1994 e 2004 e mostrou que a situação é muito preocupante no caso brasileiro. Em 2004, entre 84 países, o Brasil ocupou a terceira posição no *ranking* de violência juvenil, com a taxa de 51,7 homicídios por 100 mil jovens, número mais de cem vezes superior aos apresentados por Áustria, Inglaterra, Egito e Japão.

A ocorrência dos fenômenos da baixa qualidade educacional e da elevada violência faz com que se questione se não haveria alguma relação entre eles para o caso brasileiro. Em particular, é possível que a violência seja um fator determinante do desempenho escolar? Quais os mecanismos por meio dos quais a violência poderia afetar o aprendizado?

Teoricamente, a violência poderia afetar esse processo por meio de diferentes canais. Uma primeira via de influência está ligada à deterioração do estado físico e psicológico da vítima. A segunda está relacionada aos efeitos das interações sociais e de padrões culturais que podem atuar com a violência sobre as escolhas de crianças e adolescentes entre investir em educação ou

1. O Pisa é um programa internacional de avaliação comparada, que tem por objetivo construir indicadores que possam representar a qualidade dos sistemas educacionais entre os países participantes, avaliando a proficiência dos alunos que possuem em torno de 15 anos de idade.

em atividades que propiciam a aceitação de determinados grupos sociais. A terceira se associa ao fato de que famílias vítimas de violência (roubo, furtos) podem ter um comprometimento importante da estabilidade do orçamento familiar. Como consequência, isso induziria, mesmo que temporariamente, a criança a entrar no mercado de trabalho para restabelecer as condições de vida da família, o que poderia fazer com que ela abandonasse a escola ou que aumentasse o seu número de faltas, comprometendo seu aprendizado. Por fim, um último canal se dá quando há supressão de qualquer possibilidade de haver aulas em condições normais, seja por interrupção das atividades escolares, seja por dificuldade de acesso às escolas. Por exemplo, em grandes cidades brasileiras, a ocorrência de tiroteios entre quadrilhas ligadas ao crime organizado e a polícia leva ao fechamento das escolas ou à dispensa dos alunos antes do horário previsto para o término das aulas.

A literatura internacional especializada na relação entre violência e desempenho escolar pode ser dividida em três vertentes. Na primeira, estão os estudos que abordaram essa relação sob a perspectiva da violência escolar, isto é, a violência que ocorre nos domínios físicos da escola e na vizinhança. Na segunda, são compreendidos os trabalhos que analisam o tema sob o ponto de vista do conceito genérico de violência, não necessariamente ligada à escola. Na terceira, estão as pesquisas que investigaram esse assunto, observando as formas mais expressivas de violência que ocorreram, como genocídios, conflitos armados de grandes proporções e guerras.²

O trabalho se insere nessa segunda linha, e seu objetivo é analisar a associação entre violência urbana e proficiência dos alunos da quarta e oitava séries (quinto e nono anos) das escolas públicas da cidade de São Paulo. Dois fatores justificam a escolha dessas séries. Primeiro, a Prova Brasil, base utilizada no estudo por cobrir praticamente todas as escolas da cidade de São Paulo, foca de modo censitário apenas essas séries.³ Segundo, espera-se evitar uma possível endogeneidade ao se utilizar alunos mais jovens, já que para alunos do terceiro ano do ensino médio pode haver simultaneidade entre proficiência escolar e ocorrência de violência. Isto é, os próprios jovens com

2. Entre os trabalhos da primeira vertente, podem ser mencionados Figlio (2005); Kinsler (2006); Ferris e Leung (2002); Grogger (1997); e Ammermüller (2007). Na segunda vertente, são citados Hurt *et al.* (2001); Delaney-Black *et al.* (2002); e Ratner *et al.* (2006). Já Shemyakina (2006); Akresh e Walque (2008); Akbulut-Yuksel (2008); e Rodriguez e Sanchez (2009) são exemplos de trabalhos da terceira vertente.

3. Embora englobe o terceiro ano do ensino médio, o Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) não é censitário nas escolas públicas dos municípios.

baixos resultados podem ser autores de atos violentos, o que inviabilizaria nossa estratégia de estimação.

Desse modo, o intuito deste artigo é investigar qual a relação entre a violência da região onde as escolas estão localizadas e o desempenho dos alunos dessas instituições. Nesta abordagem, serão consideradas as categorias de violência que afetariam a proficiência por meio de efeitos físicos e psicológicos. Além do mais, a escolha do município de São Paulo como região a ser estudada se deve à disponibilidade de dados relativos a diversas categorias criminais que estão organizadas por distritos policiais.

Além desta introdução, o trabalho está organizado em mais quatro seções. Na segunda seção, é proposta uma classificação inovadora dos mecanismos por meio dos quais a violência poderia afetar a proficiência dos alunos e a acumulação de capital humano. Ou seja, são enfatizados os canais que ligam a violência ao desempenho escolar. Nessa mesma seção, são revisadas as evidências empíricas do impacto da violência no entorno da escola (*community violence*) sobre os resultados escolares dos alunos. Na seção seguinte, são apresentados os dados e a metodologia utilizada. A quarta seção fornece os resultados da análise descritiva e econométrica. A última seção traz as conclusões.

2 COMO A VIOLÊNCIA INFLUENCIA O DESEMPENHO ESCOLAR

Esta seção tem por finalidade discutir os canais pelos quais a violência pode afetar a proficiência e a acumulação de conhecimento, bem como apresentar evidências da literatura sobre a relação dessas variáveis. Assim, inicialmente, é proposta uma classificação inovadora dos canais ligando violência e desempenho escolar. São definidos quatro diferentes canais: *i*) via física e psicológica; *ii*) via social; *iii*) via econômica; e *iv*) via supressão das condições de ensino na escola – os quais serão discutidos a seguir.

2.1 Via física e psicológica

Na perspectiva da via física e psicológica, a violência é considerada um dos fatores de risco mais preocupantes para o desenvolvimento emocional, comportamental e social de crianças e adolescentes. Isso ocorre porque nessa faixa etária os efeitos da exposição à violência são mais traumáticos devido à limitação dos recursos mentais necessários para se compreender esses eventos (Sieger *et al.*, 2004). Ademais, existem evidências de que a exposição a

práticas violentas no início do ciclo da vida pode gerar sérias consequências em termos de distúrbios ao desenvolvimento pessoal e socioeconômico das vítimas (Macmillan, 2001).

De acordo com estudos das áreas de medicina e psicologia, os efeitos ocasionados por experiências com atos violentos são extremamente nocivos quando as vítimas (ou testemunhas) são crianças e adolescentes. Além dos múltiplos abalos físicos, morais e mentais, nessa faixa de idade as vítimas podem estar incapacitadas a dar uma resposta frente a um evento de tamanho impacto. Por essa razão, indivíduos que presenciaram algum evento traumático podem apresentar sintomas de depressão, ansiedade, aflição, estresse, dificuldade em se concentrar, preocupações excessivas com a segurança, dificuldade em dormir, chegando mesmo a tentativas de suicídio.

Além disso, devem-se considerar também os efeitos psicológicos provenientes do medo e da pressão de residir em lugares violentos. Assim, a violência é compreendida como uma prática que prejudica seriamente a saúde da vítima e, conseqüentemente, subtrai do indivíduo as condições básicas de bem-estar para o investimento em sua educação. Dessa maneira, é consenso na literatura internacional que crianças e adolescentes que foram vítimas de violência ou que sofrem pressão por residirem em um ambiente hostil e de extrema insegurança tendem a ter pior desempenho escolar.⁴

2.2 Via social

A segunda via pela qual a violência estaria afetando a proficiência pode ser relacionada aos estudos que procuraram compreender as disparidades socioeconômicas, em especial as diferenças de realização de metas escolares entre diferentes grupos sociais. É sobre essa ótica que Austen-Smith e Fryer (2005) investigaram os motivos que fizeram os negros norte-americanos estar em posição de desvantagem em termos de proficiência escolar em relação aos brancos. Uma possível explicação para esses autores está ligada ao conceito de *acting white* (agindo como branco), que é uma espécie de *peer effect* (efeito de pares). Em regra geral, o *acting white* surge quando jovens negros ridicularizam outros jovens negros quando esses investem em certas características comportamentais compreendidas como “típicas” de pessoas

4. Para mais detalhes sobre os efeitos físicos e psicológicos da exposição à violência sobre crianças e adolescentes, ver Gorman-Smith e Tolan (1998); Osofsky (1999); Margolin e Gordis (2000); Overstreet (2000); Ceballos *et al.* (2001); Ward *et al.* (2001); Salzinger *et al.* (2002); Scarpa (2003); Aisenberg e Ell (2005); e Jones (2007).

brancas, como: estar presente nas atividades escolares, ser participativo nas aulas e conseguir boas notas. De acordo com os autores, um indivíduo de raça negra, ao optar pela decisão de estudar, enfrenta um dilema de sinalização, pois os mesmos sinais que geram êxito no mercado de trabalho levariam à rejeição dentro dos grupos sociais negros. Logo, optar pela inclusão ou manutenção de pertencimento ao grupo significa renunciar ao investimento em educação de qualidade.

Apesar de esse conceito ter sido desenvolvido para uma realidade social americana, distinta da brasileira, a ideia de *acting white* pode ser adaptada para se entender um segundo canal ligando violência e proficiência, o que é chamado de via social, o qual, em vez de utilizar a questão racial, faz uso das diferenças socioeconômicas para diferenciar os grupos sociais.

Considerando regiões de baixo *status* socioeconômico, em que há disputas referentes a tráfico de drogas ou crime organizado, conflitos de gangues e de pequenas quadrilhas, a violência poderia ser uma das expressões comportamentais que surge cotidianamente nas redes de interações que envolvem os indivíduos desses grupos e os moradores dessas regiões. Assim, práticas violentas poderiam ser usadas como instrumentos de pressão sobre adolescentes, para angariar respeito e adesão destes às normas que regem as associações criminosas. Por sua vez, práticas violentas também serviriam para punir indivíduos que não apoiam a facção frente a dificuldades (por exemplo, em confronto com gangues rivais).

Seguindo a essência do *acting white*, a decisão de pertencer ao grupo ou ser aceito por ele implicaria maior dedicação de tempo e esforço em detrimento das atividades escolares. Nesse caso, o motivo para a menor alocação de recursos em práticas escolares estaria ligado à ocorrência de ameaças, caso seus membros não ajam conforme as expectativas e regras impostas. Anderson (1994), ao analisar o comportamento de adolescentes e crianças que vivem em periferias das cidades norte-americanas, esclareceu os motivos que levam à escolha de abdicação das atividades escolares em favor do envolvimento com a delinquência. Segundo o autor, famílias caracterizadas como *street parents* educam seus filhos com base no “código das ruas”, uma adaptação cultural diante da falta de confiança na polícia e no sistema judicial. Por essa conduta, criminosos adultos servem como modelo e formam uma espécie de núcleo de proteção em situações críticas. Para esses jovens, as normas do “código das ruas” são o único padrão de

comportamento a ser perseguido, o que pode fazer com que muito tempo e esforço sejam empregados para preservar essa cultura destrutiva e na busca pela autoafirmação. Assim, sob essa racionalidade, é perfeitamente compreensível a escolha de um jovem em não se dedicar a tarefas escolares.

2.3 Via econômica

A terceira via que liga violência e proficiência – denominada via econômica – está fundamentada nos trabalhos que analisam a associação entre a ocorrência de guerras e conflitos armados e investimento em capital humano.⁵ Segundo essa literatura, um dos mecanismos de influência nesse contexto de violência em massa são os choques econômicos. Em épocas conflituosas, há grande destruição de parques industriais, infraestrutura e dependências comerciais, rebanhos, plantações e terras cultiváveis, o que diminui drasticamente a atividade econômica e as fontes de renda de boa parte da população. Perante essa situação limite, as famílias buscam alternativas para geração de renda, como a inserção de crianças e adolescentes da família no mercado de trabalho.

Embora essa via de influência seja discutida em um contexto extremo, é possível fazer uma analogia com um ambiente de violência urbana crônica. Em regiões onde há esse tipo de situação, em que o próprio crime organizado desafia o poder das instituições, nota-se que o comércio é afetado diretamente, seja pela diminuição do fluxo de clientes, seja pela impossibilidade de se manter o estabelecimento funcionando. A mídia mostra exemplos em que o excesso de roubos, vandalismo, tiroteios e mesmo ordens de traficantes são motivos que levam os comerciantes a fechar as portas provisoriamente, quando não definitivamente. Isso diminui o número de postos de trabalho, o que pode acarretar que, na família de alguém demitido por essa razão, haja um efeito trabalhador adicionado pela inserção de uma criança ou adolescente no mercado de trabalho.

Cabe destacar que, no contexto das periferias das grandes cidades brasileiras, essa inserção pode ser indesejável por dois aspectos: primeiro, porque é bastante provável que essa inserção se dará em atividades do mercado informal; segundo, porque pode permitir um maior contato desses novos trabalhadores com gangues ou grupos de traficantes, que podem tentar convencer a criança a abandonar esse trabalho e passar a se dedicar a alguma atividade criminosa, bem mais rentável.

5. A título de exemplo, pode-se citar: Shemyakina (2006); Akbulut-Yuksel (2008); Akresh e Walque (2008); Rodriguez e Sanchez (2009).

Portanto, para ajudar financeiramente a família, os jovens ingressam no mercado de trabalho em vez de frequentar a escola, com os potenciais agravantes já citados.

2.4 Via supressão das condições de ensino na escola

Por fim, a última via de influência ocorre quando a violência anula qualquer possibilidade de funcionamento normal da escola. Na literatura que trata da relação entre guerras e conflitos armados e investimento em capital humano, essa via de influência pode ocorrer quando há destruição da escola ou falecimento de professores, por exemplo. Novamente, pode-se adaptar essa visão, pois se observa que, sob a perspectiva da violência das grandes cidades brasileiras, geralmente há interrupção das aulas em decorrência de tiroteios na vizinhança da escola, mortes violentas de alunos, operações policiais e ordens do crime organizado etc. Além disso, a violência pode não só interromper as aulas como também impedir o acesso às escolas. Isso pode acontecer quando componentes do tráfico de drogas ou do crime organizado bloqueiam as principais vias de acesso aos bairros e impedem a entrada da polícia no centro das tensões, consequentemente dificultando a chegada de alunos que moram nos arredores da escola e obstruindo o acesso daqueles que residem em bairros vizinhos.

Ainda no contexto desse último mecanismo, pode-se considerar que a violência é um fator que afeta a qualidade educacional via rotatividade dos professores. Esta hipótese é bastante sugestiva, pois o rodízio constante de educadores pode afetar perniciosamente o aprendizado dos alunos em decorrência dos seguintes fatores: não cumprimento do programa de ensino ou deterioração da qualidade do conteúdo, devido ao tempo sem aula durante a época de transição de professores; e a falta de sinergia entre professor e aluno, que só pode ser construída a partir de certo tempo de convivência. Analisando essa questão, Severnini (2007) verificou, por meio dos dados do SAEB 2003, uma associação positiva entre violência escolar e rotatividade dos docentes. Tendo isso em mente, parece razoável supor teoricamente que a violência urbana também pode contribuir para a rotatividade de professores. Esse efeito se fundamentaria não só por possíveis efeitos físicos sobre as vítimas (professores), mas também em função da falta de qualidade habitacional inerente às vizinhanças em que há grande ocorrência de roubos, furtos, tiroteios e intervenções do tráfico de drogas. Por fim, regiões com essas características também acabam por expulsar os professores com melhor qualidade e que buscam melhores condições de vida.

2.5 Evidências empíricas da associação entre violência e proficiência escolar

A literatura que associa violência e proficiência escolar pode ser dividida em três vertentes bem definidas. A primeira analisa essa relação no âmbito escolar (que ocorre no interior ou nas imediações da escola). O segundo grupo de trabalhos foca a violência em geral – denominada *community violence* –, que se trata da exposição frequente e contínua das pessoas a qualquer tipo de violência, seja como testemunhas, como vítimas ou por conhecer alguma vítima. Essa exposição ocorre no ambiente externo à escola e, portanto, pode assumir os mais diversos tipos de ocorrências, como: exposição ao uso de armas, esfaqueamentos, tráfico de drogas, brigas, roubos etc. Por fim, há um grupo de trabalho que aborda a relação entre a violência de guerras, conflitos armados, genocídios e capital humano dos alunos.

Como o trabalho procura averiguar o efeito da *community violence*, o foco desta análise será nessa vertente da literatura. Hurt *et al.* (2001), Delaney-Black *et al.* (2002) e Ratner *et al.* (2006) entendem que o principal canal de influência da *community violence* ocorre via estado físico e emocional da vítima. Nesse contexto, observaram que a exposição à violência se associou negativamente com as medidas de desempenho escolar e de QI dos alunos. Ademais, foi constatado que o estado psicológico das crianças vitimizadas caracterizava-se por altos níveis de ansiedade e de estresse, bem como por baixa autoestima e reduzida sensação de segurança. E tais aspectos não cognitivos exercem importante efeito sobre as habilidades escolares.

O trabalho de Macmillan e Hagan (2004) também conclui que a exposição à violência prejudicou o desempenho escolar, a eficiência educacional, a participação no mercado de trabalho e as possibilidades salariais na idade adulta. Por sua vez, Aizer (2007) relativiza a importância da violência, dando maior destaque ao papel do *background* familiar e às características socioeconômicas dos alunos na explicação da proficiência escolar. Entretanto, Henrich *et al.* (2004) concluíram que a vitimização não estava relacionada a baixos níveis de proficiência.

O trabalho de Bowen e Bowen (1999) ratifica a importância do estudo da *community violence*, após ter analisado a percepção dos estudantes sobre a exposição à violência tanto na escola como na vizinhança. Os resultados mostraram que o efeito desta última se relacionou negativamente com o desempenho escolar e se mostrou mais importante do que o da própria violência no contexto escolar.

Por fim, cabe o destaque para o trabalho de Monteiro e Rocha (2011), no qual foi analisada a relação entre violência e proficiência escolar no contexto da cidade do Rio de Janeiro. O intuito daqueles autores foi investigar como os conflitos armados entre gangues do narcotráfico podem influenciar o desempenho dos alunos. Pelo método dos efeitos fixos, os resultados demonstraram que os alunos residentes em áreas com maior incidência de violência apresentaram piores resultados nos testes de matemática.

Ou seja, as evidências da literatura, na sua grande maioria, apontam para o efeito negativo da *community violence* sobre o desempenho escolar dos alunos. No entanto, fica claro que há muito pouca evidência para o Brasil acerca dessa relação. Assim, este trabalho procura preencher essa lacuna, buscando relacionar a *community violence* e a proficiência escolar na maior cidade brasileira, São Paulo.

3 DADOS E METODOLOGIA

Nesta seção, serão apresentados os dados e a metodologia utilizada neste trabalho.

3.1 Metodologia

Neste estudo, foi estimado um modelo econométrico que tenta isolar o efeito da violência sobre o desempenho escolar do aluno, controlando outras variáveis que podem afetar a proficiência. O modelo estimado assume a seguinte forma:

$$Y_{itep} = \beta_1 + \beta_2 V_p + \beta_3 Aluno_{itep} + \beta_4 Back_{itep} + \beta_5 Prof_{ep} + \\ + \beta_6 Escola_{iep} + \beta_7 Vizinh_{ec} + \varepsilon_{itep}$$

em que Y_{itep} é o desempenho escolar do aluno i , da turma t , da escola e , que está na região de abrangência do distrito policial p . V_p é o indicador de violência da área de abrangência do distrito policial p . Nesta análise, utilizam-se três categorias de delito: homicídio doloso, tentativa de homicídio e lesão corporal dolosa.⁶ Acredita-se que essas modalidades de crime possam captar com mais precisão os canais físico e psicológico que relacionam a violência

6. Homicídio doloso é definido como o ato de matar alguém deliberadamente, ou seja, com intenção e vontade de fazê-lo. Lesão corporal é a ofensa à integridade corporal ou à saúde de outrem. Tentativa de homicídio é caracterizada quando, uma vez iniciada a execução do crime de homicídio, ela não se concretiza por circunstâncias alheias à vontade do agente.

ao desempenho escolar. Cada indicador de violência foi ajustado de tal forma a representar uma taxa de ocorrência por 100 mil habitantes. $Aluno_{itep}$ representa a matriz com todas as variáveis relacionadas às características dos alunos (sexo, raça, idade, se já foi reprovado na escola, se já abandonou os estudos, trabalha fora, realiza trabalhos domésticos, faz a tarefa, quanto tempo fica assistindo TV, quando ingressou na escola, se já estudou em escola particular, o que pretende fazer no futuro, se mora com pai e mãe, mora com quantas pessoas). $Back_{itep}$ incorpora as variáveis de *background* familiar do aluno i (educação da mãe, números de livros em casa, se a família tem computador com internet e se apoia os estudos). $Prof_{ep}$ contém as variáveis que descrevem as características dos professores (sexo, idade, se o professor corrige a tarefa, grau de escolaridade, nível de remuneração e anos de experiência). $Escola_{tep}$ engloba as variáveis que captam a infraestrutura de ensino e características do diretor (dependência administrativa, se possui laboratório de informática, laboratório de ciências, biblioteca, tamanho da sala de aula, grau de escolaridade e experiência do diretor). $Vizinh_{ec}$ possui variáveis socioeconômicas da vizinhança da escola – renda média dos chefes de domicílio, índice de Gini da renda domiciliar *per capita* e índice de pobreza FGT (0), ou seja, a proporção de pobres.⁷

Com relação a esse último conjunto de regressores, cabe um esclarecimento. Todos foram calculados com base na divisão do município em distritos administrativos. Assim, verificou-se a qual distrito administrativo cada escola pertencia e imputou-se a ela o valor das variáveis anteriormente descritas, calculadas em nível do distrito administrativo. Por exemplo, após o cálculo da proporção de pobres de cada distrito, esse valor foi imputado a cada escola da base de dados.⁸

A equação foi inicialmente estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Contudo, pode haver um problema de endogeneidade entre violência e proficiência. O viés de simultaneidade pode surgir quando a violência afeta o desempenho escolar ao mesmo tempo que o desempenho escolar gera violência. Não obstante, ao se lidar com alunos do quinto ano, acredita-se que não exista qualquer simultaneidade entre violência e proficiência. Provavelmente, apenas os alunos do nono ano (mais de 13

7. O detalhamento da definição dessas variáveis de controle se encontra na tabela A.1 do apêndice.

8. Uma dificuldade adicional reside no fato de que a divisão administrativa da cidade não é exatamente igual à dos distritos policiais. Assim, foi feito um trabalho minucioso de associar cada escola (e, obviamente, seus alunos) ao distrito policial e seu distrito administrativo correspondente.

anos de idade) e que apresentam baixo rendimento escolar estariam mais propensos a gerar violência. Caso se aceite a hipótese de que os alunos do quinto ano não são capazes de afetar os indicadores de violência, a suposição do viés de simultaneidade se sustentaria apenas para os alunos do nono ano. Se os resultados forem distintos para esses grupos de alunos, também pode ser um indicativo do viés do estimador para os alunos de nono ano.

Outro problema que pode afetar a estimativa de MQO é o viés de variáveis não observáveis, porque a escolha da escola não é aleatória: os pais mais preocupados com a violência e a qualidade da educação podem procurar as escolas que atendam às suas preferências. Se essas escolas estão localizadas em áreas menos violentas, surgirá um viés, pois as escolas mais violentas terão uma fração menor de bons alunos e as escolas menos violentas terão proporcionalmente um número mais alto de estudantes qualificados. Neste estudo, o foco se dá apenas em escolas públicas, de onde os pais, a princípio, não podem tirar e transferir livremente as crianças e adolescentes, pois geralmente optam por matricular seus filhos em uma escola pública perto de casa. No entanto, essa obrigatoriedade pode ser ineficaz e os pais podem contornar esses requisitos, a fim de matricular seus filhos em uma escola específica.

Para lidar com esse possível viés de variáveis omitidas, seguiu-se a estratégia de Severnini (2007) e foram incluídas no modelo duas *proxies* para a preocupação dos pais com a qualidade e atratividade da escola: *i*) reunião do conselho (*Quantas vezes o conselho desta escola se reuniu?*): admitiu-se que as escolas onde o conselho se reuniu três vezes ou mais no ano são aquelas mais capazes de superar os desafios do ensino com qualidade; *ii*) reunião de pais (*Com que frequência seus pais ou seus responsáveis vão à reunião de pais?*): acreditou-se que quanto maior é essa frequência, maior é o interesse dos pais ou responsáveis em debater assuntos pertinentes aos problemas da escola e, principalmente, discutir o processo de ensino e aprendizagem.

Destacou-se, também, o fenômeno do *peer effect* (efeito de pares), o qual também exerce um importante papel analítico nos estudos que se destinam à análise dos fatores determinantes do desempenho escolar. Sucintamente, o efeito de pares existe quando o comportamento de um aluno é afetado por sua interação com os demais colegas (Winston e Zimmermann, 2004). Entretanto, não é aconselhável usar o próprio desempenho dos colegas em exames de proficiência como medida desse efeito, pois pode haver viés de simultaneidade devido à influência que um aluno exerce nos demais.

Dessa forma, seguiu-se a estratégia de Menezes-Filho (2007) e foi inserida a variável *escolaridade dos pais dos colegas*, que capta a proporção de pais da turma que completaram o nível superior, como medida do efeito de pares.

Finalmente, também serão estimados modelos de regressões quantílicas, pois os indicadores de violência podem influenciar o desempenho escolar de modo heterogêneo dependendo do nível de proficiência do aluno. Não há um resultado esperado *a priori* para essa estimação. Ou seja, o que se quer é investigar se o efeito da violência sobre a proficiência é diferente de acordo com a qualidade do aluno.

3.2 Dados

Os dados são provenientes de quatro diferentes fontes. Os dados criminais são da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade), agência governamental que organiza a maioria das informações socioeconômicas do estado de São Paulo. As ocorrências criminais estão disponíveis em séries históricas e são relatadas por área de abrangência dos distritos policiais. A Seade também fornece dados sobre a população de cada distrito policial e a distância de cada escola em relação ao centro da cidade de São Paulo (Praça da Sé).

A renda média dos chefes de domicílio, o índice de Gini e a proporção de pobres foram calculados a partir dos dados do Censo Demográfico de 2000 e também foram agregados por distrito policial. Informações sobre as características socioeconômicas dos alunos e dos níveis de proficiência escolar são procedentes da Prova Brasil 2007, um exame nacional que avalia a aprendizagem em língua portuguesa e matemática. Finalmente, por meio do Censo Escolar, foi possível ter acesso às informações sobre as variáveis de infraestrutura das escolas.

Uma limitação dos dados é o fato de que a base de dados oriunda do Censo Demográfico é de 2000, enquanto os dados criminais são de 2006, último período para o qual se conseguiu informações desagregadas pelas modalidades de crime investigadas em termos dos distritos policiais. Já a Prova Brasil e o Censo Escolar são de 2007. O uso dos dados criminais foi defasado em uma tentativa de minimizar um possível problema de endogeneidade entre a ocorrência de crimes e a proficiência escolar.

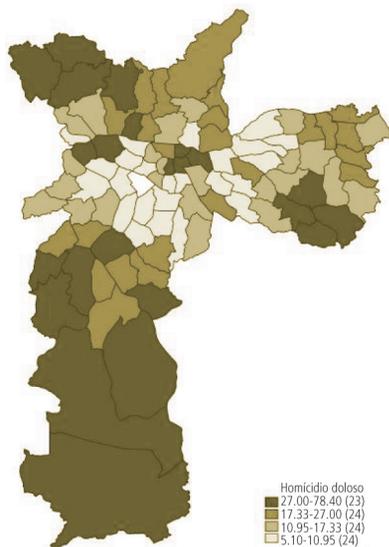
4 RESULTADOS

4.1 Estatísticas descritivas

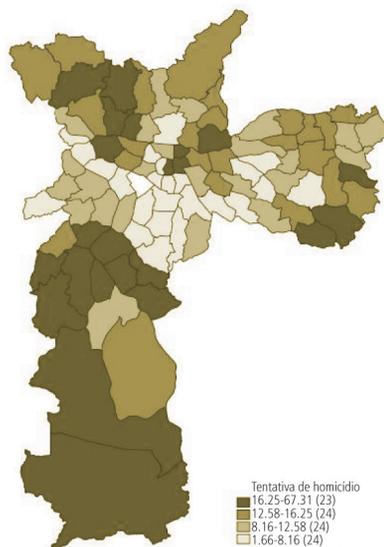
A amostra compreende 148.530 alunos do quinto ano e 115.519 alunos do nono ano de escolas públicas da cidade de São Paulo no ano de 2007. A figura 1 apresenta a incidência de atividade criminal nos distritos da cidade de São Paulo. Os dados abrangem três tipos de crimes. De modo geral, para homicídio e tentativa de homicídio, há uma concentração maior da atividade criminosa na periferia da cidade. Já os dados de lesão corporal são mais concentrados na região central da cidade, ao longo do eixo leste-oeste, embora haja elevada incidência em alguns bairros. Uma possível explicação para essa diferença de padrão pode residir na presença de erro de medida da variável de lesão corporal. É possível que na periferia esse tipo de ocorrência seja mais sub-reportada, ou seja, nem todos os casos sejam efetivamente registrados em um distrito policial. Por sua vez, homicídios e tentativas de homicídios, em geral, estão sujeitos a muito menos erros de medida.

FIGURA 1
Incidência de homicídios dolosos, tentativas de homicídio e lesões corporais por distritos no município de São Paulo (2006)
 (Por 100 mil habitantes)

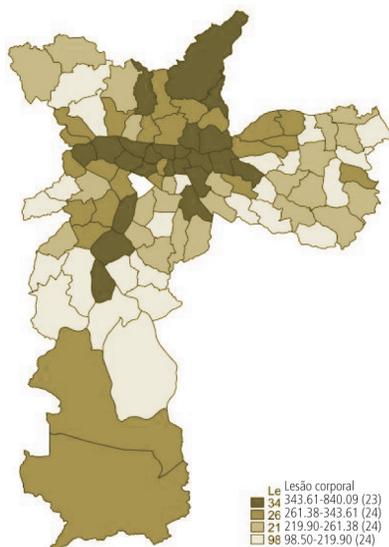
Homicídio doloso



Tentativa de homicídio



Lesão corporal dolosa



Fonte: Seade (2006).
 Elaboração dos autores.

Na tabela 1, são apresentadas as médias de incidência criminal em 2006. Lesão corporal dolosa é a modalidade de crime mais frequente (quase 265 casos por 100 mil habitantes).

TABELA 1

Média e desvio-padrão das ocorrências criminais (2006)

(Por 100 mil habitantes)

	Média	Desvio-padrão
Homicídio doloso	19,99	12,04
Tentativa de homicídio	13,39	7,72
Lesão corporal dolosa	264,79	120,73

Fonte: Seade (2006).

Elaboração dos autores.

A tabela 2 apresenta as correlações entre os diferentes tipos de crime. Todas são positivas e significantes, sendo a maior entre homicídios e tentativa de homicídios; nenhuma delas fica abaixo de 30%.

TABELA 2

Correlação entre tipos de crime

(Em %)

	Homicídio doloso	Tentativa de homicídio
Tentativa de homicídio	56,7	–
Lesão corporal dolosa	38,5	30,5

Fonte: Seade (2006).

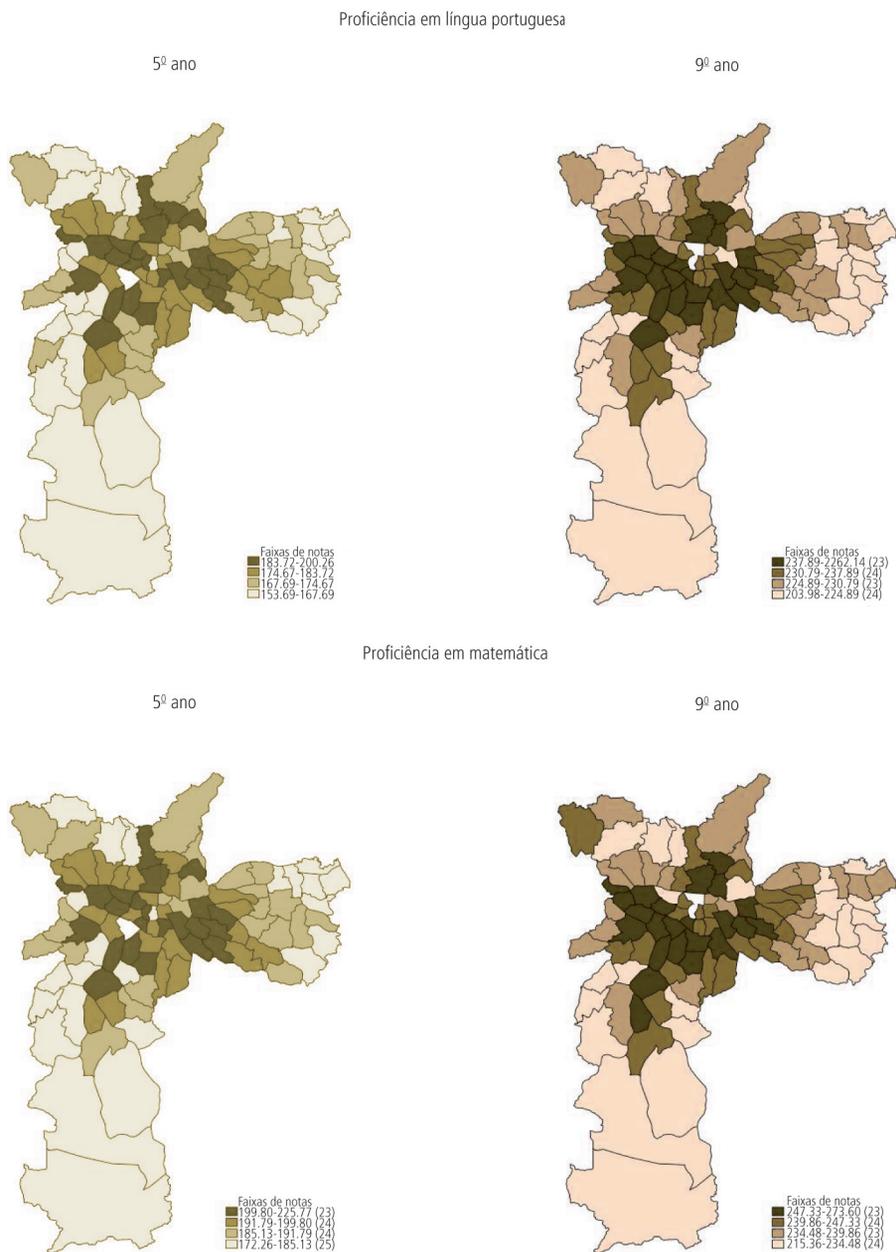
Elaboração dos autores.

Obs.: Todas as correlações foram significativas a 5%.

Isso indica que a incidência dessas três modalidades de crimes está correlacionada, embora de forma não tão forte, o que justifica a análise em separado dessas modalidades e ratifica o perfil diferente de distribuição espacial apontado na figura 1.

A figura 2 apresenta o padrão de distribuição espacial da proficiência no município de São Paulo. De modo geral, tanto para o quinto ano como para o nono ano, as áreas periféricas concentram os piores indicadores. Esse resultado é similar para língua portuguesa e matemática e reforça a importância de considerar um leque grande de variáveis de controle no intuito de evitar a ocorrência de viés de variável omitida na estimação da relação entre violência e proficiência escolar.

FIGURA 2
Distribuição de proficiência em matemática e língua portuguesa por distritos no município de São Paulo (2007)



Fonte: Prova Brasil (2007).
 Elaboração dos autores.

4.2 Estimações

Nesta subseção, são apresentados os resultados da análise econométrica. Os crimes utilizados neste trabalho (homicídio, tentativa de homicídio e lesão corporal dolosa) estariam mais relacionados à captura dos canais de efeito físico e psicológico da violência sobre a proficiência escolar. Para cada tipo de crime, foram estimadas sete especificações diferentes, sendo incluído a cada passo um conjunto adicional de variáveis de controle. O objetivo é testar a robustez dos resultados, bem como avaliar em que medida estes são sensíveis à presença de viés de variável omitida. As variáveis dependentes são as notas de matemática e língua portuguesa dos estudantes de quinto e nono anos da Prova Brasil (2007). A tabela 3 apresenta os coeficientes dos indicadores de violência para as estimações que envolvem as notas de matemática e os alunos de quinto ano, para os três indicadores de violência, totalizando 21 estimativas.⁹

Para homicídios e tentativa de homicídios, os coeficientes são significantes a 1% com sinal negativo, como esperado. Os coeficientes diminuem à medida que são incluídas mais variáveis de controle. Assim, na especificação mais completa, a magnitude dos efeitos é pequena. Por exemplo, se a taxa de homicídios dolosos aumentar, em média, em 10%, o que equivale a cerca de 2 pontos na taxa (de 20 para 22 por 100 mil habitantes), espera-se que a proficiência diminua 0,122 ponto na escala da Prova Brasil (coluna 7, tabela 3). Esse valor equivale a menos de 1% de um desvio-padrão da proficiência na escala da Prova Brasil.

O mesmo resultado de baixa magnitude é válido para tentativa de homicídio, enquanto para lesões corporais os resultados não foram significativos. Essa não significância do crime de lesões corporais pode estar associada à presença de erro de medida nessa variável, conforme ressaltado anteriormente, o que tornaria essas estimativas enviesadas. Por esse motivo, os resultados dessa variável são interpretados com mais cautela.

9. Devido ao elevado número de variáveis de controle, omitiram-se em toda a seção os resultados completos das estimações. No entanto, eles podem ser obtidos com os autores.

TABELA 3

Regressões MQO: crimes e notas de matemática para o quinto ano

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Homicídio doloso	-0,355* (0,010)	-0,235* (0,009)	-0,208* (0,009)	-0,195* (0,009)	-0,120* (0,009)	-0,073* (0,010)	-0,061* (0,010)
Tentativa de homicídio	-0,409* (0,016)	-0,271* (0,014)	-0,245* (0,014)	-0,232* (0,014)	-0,122* (0,015)	-0,065* (0,015)	-0,048* (0,015)
Lesão corporal dolosa	0,028* (0,001)	0,020* (0,001)	0,019* (0,001)	0,018* (0,001)	0,004* (0,001)	0,002*** (0,001)	0,001 (0,001)
Controles							
Alunos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Background	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Professor	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Escolas	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Vizinhança	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
Outros	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
<i>N</i>	148530	148530	148530	148530	148530	148530	148530
$^{\circ}R^2$	0,008	0,209	0,233	0,234	0,243	0,245	0,247
$^{\circ\circ}R^2$	0,005	0,207	0,231	0,233	0,243	0,244	0,247
$^{\circ\circ\circ}R^2$	0,004	0,207	0,232	0,234	0,242	0,244	0,247
Número de regressores	1	38	52	79	96	99	104

Fonte: Seade (2006), INEP (2007a, 2007b) e IBGE (2000).

Elaboração dos autores.

Notas: ¹*** Significante a 10%; ** Significante a 5%; * Significante a 1%.

² $^{\circ}R^2$ de homicídio doloso, $^{\circ\circ}R^2$ de tentativa de homicídio e $^{\circ\circ\circ}R^2$ de lesão corporal dolosa.

A tabela 4 apresenta as estimativas dos coeficientes dos indicadores de violência para as estimações que envolvem as notas de português para os alunos do quinto ano. As estimativas são bastante semelhantes às anteriores, evidenciando que não parece haver um efeito diferenciado da violência sobre as notas de português ou matemática no quinto ano.

A seguir, as estimações que envolvem os alunos do nono ano. Como argumentado anteriormente, diferenças entre os resultados do nono ano e do quinto ano podem indicar que há endogeneidade na estimação do efeito de violência sobre a proficiência escolar. No entanto, também podem refletir um impacto heterogêneo da violência sobre alunos de diferentes faixas etárias.

TABELA 4

Regressões MQO: crimes e notas de português para o quinto ano

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Homicídio doloso	-0,357* (0,010)	-0,238* (0,008)	-0,208* (0,008)	-0,199* (0,008)	-0,124* (0,009)	-0,075* (0,009)	-0,061* (0,009)
Tentativa de homicídio	-0,396* (0,015)	-0,257* (0,013)	-0,228* (0,013)	-0,220** (0,013)	-0,109* (0,014)	-0,050* (0,014)	-0,030** (0,014)
Lesão corporal dolosa	0,028* (0,001)	0,020* (0,001)	0,018* (0,001)	0,018* (0,001)	0,003* (0,001)	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)
Controles							
Alunos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Background	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Professor	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Escolas	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Vizinhança	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
Outros	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
<i>N</i>	148530	148530	148530	148530	148530	148530	148530
$^{\circ}R^2$	0,009	0,250	0,274	0,276	0,285	0,287	0,290
$^{\circ\circ}R^2$	0,005	0,248	0,273	0,274	0,285	0,287	0,290
$^{\circ\circ\circ}R^2$	0,004	0,248	0,273	0,275	0,284	0,286	0,290
Número de regressores	1	38	52	79	96	99	104

Fonte: Seade (2006), INEP (2007a, 2007b) e IBGE (2000).

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ *** Significante a 10%; ** Significante a 5%; * Significante a 1%.

² $^{\circ}R^2$ de homicídio doloso, $^{\circ\circ}R^2$ de tentativa de homicídio e $^{\circ\circ\circ}R^2$ de lesão corporal dolosa.

A tabela 5 apresenta os coeficientes dos indicadores de violência nas regressões que consideram as notas de matemática. Os coeficientes de homicídio e tentativa de homicídios deixam de ser significativos na especificação mais completa. Fica claro que a inserção de mais controles diminui consideravelmente o já baixo efeito da violência sobre o aprendizado (entre as especificações 2 e 6). Para lesão corporal, os coeficientes passam a ser positivos, embora de magnitude bastante reduzida. Assim, na prática, o efeito dessa variável é praticamente nulo, cabendo novamente ressaltar que os resultados podem estar contaminados por problemas de erro de medida nessa variável.

TABELA 5

Regressões MQO: crimes e notas de matemática para o nono ano

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Homicídio doloso	-0,339* (0,010)	-0,239* (0,010)	-0,188* (0,009)	-0,171* (0,010)	-0,088* (0,010)	-0,035* (0,011)	-0,012 (0,011)
Tentativa de homicídio	-0,401* (0,016)	-0,269* (0,015)	-0,216* (0,015)	-0,197* (0,015)	-0,085* (0,015)	-0,040** (0,015)	-0,022 (0,015)
Lesão corporal dolosa	0,031* (0,001)	0,027* (0,001)	0,022* (0,001)	0,021* (0,001)	0,010* (0,001)	0,004* (0,001)	0,003** (0,001)
Controles							
Alunos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Background	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Professor	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Escolas	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Vizinhança	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
Outros	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
<i>N</i>	115519	115519	115519	115519	115519	115519	115519
$^{\circ}R^2$	0,010	0,144	0,178	0,180	0,189	0,193	0,195
$^{\circ\circ}R^2$	0,006	0,142	0,176	0,179	0,188	0,193	0,195
$^{\circ\circ\circ}R^2$	0,007	0,144	0,178	0,181	0,189	0,193	0,195
Número de regressores	1	43	57	84	101	104	109

Fonte: Seade (2006), INEP (2007a, 2007b) e IBGE (2000).

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ *** Significante a 10%; ** Significante a 5%; * Significante a 1%.

² $^{\circ}R^2$ de homicídio doloso, $^{\circ\circ}R^2$ de tentativa de homicídio e $^{\circ\circ\circ}R^2$ de lesão corporal dolosa.

Nas estimações que envolvem os indicadores de violência e as notas de português no nono ano (tabela 6), os coeficientes também apresentam comportamento semelhante se comparado aos resultados para matemática.

Assim, de modo geral, os resultados indicam que há uma relação fraca das medidas de violência aqui analisadas e o desempenho escolar – e apenas para o quinto ano do ensino fundamental. Para o nono ano, não se encontrou efeito. Um dos fatores que podem estar mascarando esse resultado para o nono ano seria o efeito da violência sobre a evasão escolar. Pode ser que o principal canal de atuação da violência, a partir das séries mais elevadas, seja o da via evasão escolar. Assim, uma parte dos alunos decidiria abandonar a escola frente a um ambiente violento. Para os que permanecem, pode ser que o efeito sobre o desempenho seja pequeno, uma vez que optaram por continuar estudando, mesmo em um ambiente violento.

TABELA 6

Regressões MQO: crimes e notas de português para o nono ano

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Homicídio doloso	-0,327* (0,011)	-0,218* (0,010)	-0,159* (0,010)	-0,141* (0,010)	-0,057* (0,011)	-0,011 (0,011)	0,009 (0,011)
Tentativa de homicídio	-0,388* (0,017)	-0,247* (0,016)	-0,185* (0,015)	-0,166* (0,016)	-0,059* (0,016)	-0,021 (0,016)	-0,006 (0,016)
Lesão corporal dolosa	0,032* (0,001)	0,027* (0,001)	0,022* (0,001)	0,021* (0,001)	0,010* (0,001)	0,004* (0,001)	0,003** (0,001)
Controles							
Alunos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Background	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Professor	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Escolas	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Vizinhança	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
Outros	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
<i>N</i>	115519	115519	115519	115519	115519	115519	115519
$^{\circ}R^2$	0,008	0,161	0,201	0,203	0,211	0,214	0,215
$^{\circ\circ}R^2$	0,004	0,160	0,200	0,202	0,211	0,214	0,215
$^{\circ\circ\circ}R^2$	0,006	0,162	0,202	0,204	0,211	0,214	0,215
Número de regressores	1	43	57	84	101	104	109

Fonte: Seade (2006), INEP (2007a, 2007b) e IBGE (2000).

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ *** Significante a 10%; ** Significante a 5%; * Significante a 1%.

² $^{\circ}R^2$ de homicídio doloso, $^{\circ\circ}R^2$ de tentativa de homicídio e $^{\circ\circ\circ}R^2$ de lesão corporal dolosa.

Outra possibilidade é que o efeito da violência seja distinto de acordo com o desempenho escolar dos alunos. Assim, é possível que aqueles de melhor desempenho sejam menos prejudicados pela exposição a tal fator, o que faria com que este provocasse um aumento na desigualdade de proficiência. Para investigar essa possibilidade, foi realizada uma análise por meio de regressões quantílicas para se investigar a heterogeneidade do impacto da violência de acordo com o desempenho dos alunos. Desse modo, a partir da especificação mais completa das tabelas anteriores (coluna 7), foram estimados modelos para os seguintes percentis da distribuição de proficiência: 5, 10, 25, 50, 75, 90 e 95. Assim, será possível saber se existe algum efeito que ficou “mascarado” pela média mas aparece nas caudas da distribuição.

De acordo com a tabela 7, para as regressões que utilizam as notas de matemática no quinto ano, os coeficientes de homicídio doloso e tentativa

de homicídio vão ficando mais importantes para os percentis superiores da distribuição de notas. Ou seja, o efeito da violência seria maior nos alunos de mais alta proficiência do que nos de menor. Assim, enquanto um aluno do percentil 90 diminui sua proficiência em 0,070 ponto na Prova Brasil com o aumento de 1 ponto na taxa de ocorrência de homicídios, no aluno do percentil 5, esta variável é diminuída em 0,031 ponto. No entanto, cabe destacar que a magnitude desses efeitos e dessas diferenças é pequena em termos práticos. De qualquer modo, não haveria um efeito da violência no sentido de aumentar a desigualdade de proficiência nesse caso.

TABELA 7

Regressões quantílicas: crimes e notas de matemática para o quinto ano

	Percentil 5	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90	Percentil 95
Homicídio doloso	-0,031*** (0,018)	-0,040* (0,015)	-0,051* (0,013)	-0,072* (0,011)	-0,070* (0,013)	-0,070* (0,016)	-0,079* (0,023)
Tentativa de homicídio	0,044*** (0,026)	-0,003 (0,022)	-0,042** (0,019)	-0,051* (0,019)	-0,067* (0,021)	-0,092* (0,025)	-0,100* (0,035)
Lesão corporal dolosa	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,004** (0,001)	0,004** (0,001)	0,002 (0,001)	0,000 (0,002)	-0,002 (0,003)
<i>N</i>	148530	148530	148530	148530	148530	148530	148530

Fonte: Seade (2006), INEP (2007a, 2007b) e IBGE (2000).

Elaboração dos autores.

Nota: *** Significante a 10%; ** Significante a 5%; * Significante a 1%.

Ao observar os resultados que envolveram as notas de português para o quinto ano (tabela 8), apenas os resultados de homicídios são significativos de modo consistente nos diversos quantis, sendo o efeito da violência maior nos decis *inferiores*.

TABELA 8

Regressões quantílicas: crimes e notas de português para o quinto ano

	Percentil 5	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90	Percentil 95
Homicídio doloso	-0,079* (0,018)	-0,061* (0,015)	-0,074* (0,013)	-0,070* (0,012)	-0,053* (0,012)	-0,027*** (0,016)	-0,002 (0,021)
Tentativa de homicídio	-0,015 (0,028)	-0,023 (0,022)	-0,028 (0,019)	-0,037** (0,018)	-0,049** (0,020)	-0,007 (0,024)	0,009 (0,031)
Lesão corporal dolosa	-0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,001)	0,003** (0,001)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,002 (0,002)
<i>N</i>	148530	148530	148530	148530	148530	148530	148530

Fonte: Seade (2006), INEP (2007a, 2007b) e IBGE (2000).

Elaboração dos autores.

Nota: *** Significante a 10%; ** Significante a 5%; * Significante a 1%.

Para tentativa de homicídio, só há algum efeito entre os percentis 50 e 75. Por fim, para lesão corporal dolosa, não há efeito significativo para nenhum percentil, exceto para a mediana e, ainda assim, muito baixo.

É intrigante que a relação entre violência e proficiência para os diferentes percentis seja diferente para português e matemática. A princípio, não foi possível identificar um motivo que leve a essa assimetria de resultados.

No que diz respeito às regressões que utilizaram as notas de matemática para o nono ano (tabela 9), percebe-se que praticamente nenhum coeficiente é significativo, ratificando a análise feita via MQO. Ou seja, não aparecem nem efeitos na média, nem ao longo da distribuição. Os poucos efeitos significativos, na prática, são bastante reduzidos.

TABELA 9

Regressões quantílicas: crimes e notas de matemática para o nono ano

	Percentil 5	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90	Percentil 95
Homicídio doloso	0,005 (0,019)	0,016 (0,016)	-0,017 (0,014)	-0,018 (0,014)	-0,007 (0,014)	-0,034*** (0,018)	0,010 (0,025)
Tentativa de homicídio	-0,024 (0,027)	-0,033 (0,023)	-0,033 (0,021)	-0,028 (0,020)	-0,015 (0,021)	-0,050*** (0,027)	-0,013 (0,037)
Lesão corporal dolosa	-0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,004** (0,002)	0,003*** (0,002)	0,003*** (0,002)	0,003 (0,002)	0,006** (0,003)
N	115519	115519	115519	115519	115519	115519	115519

Fonte: Seade (2006), INEP (2007a, 2007b) e IBGE (2000).

Elaboração dos autores.

Nota: *** Significante a 10%; ** Significante a 5%; * Significante a 1%.

Por fim, para as regressões que utilizaram as notas em português no nono ano (tabela 10), repetem o padrão encontrado na tabela 9, sendo quase todos os coeficientes não significativos.

TABELA 10

Regressões quantílicas: crimes e notas de português para o nono ano

	Percentil 5	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90	Percentil 95
Homicídio doloso	0,027 (0,019)	0,050* (0,016)	0,050* (0,015)	0,005 (0,015)	0,012 (0,015)	0,010 (0,019)	-0,010 (0,023)
Tentativa de homicídio	0,016 (0,026)	0,035 (0,026)	-0,021 (0,022)	-0,012 (0,022)	0,000 (0,022)	0,006 (0,028)	0,006 (0,035)
Lesão corporal dolosa	0,002 (0,002)	0,005** (0,002)	0,001 (0,002)	0,004** (0,002)	0,004** (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,003)
N	115519	115519	115519	115519	115519	115519	115519

Fonte: Seade (2006), INEP (2007a, 2007b) e IBGE (2000).

Elaboração dos autores.

Nota: *** Significante a 10%; ** Significante a 5%; * Significante a 1%.

5 CONCLUSÕES

De acordo com a literatura especializada, a violência pode prejudicar, por diversos canais, as crianças e adolescentes no momento de sua escolarização. Tendo isso em vista, procurou-se investigar a importância dessa relação na maior metrópole brasileira, São Paulo. Entre as diferentes formas de violência, optou-se por explorar a denominada *community violence*, isto é, a violência que ocorre na vizinhança da escola e seu efeito sobre a proficiência escolar. A importância desse tipo de análise é que, mesmo que dentro do ambiente escolar haja uma sensação de segurança por parte dos alunos e professores, um entorno violento pode prejudicar o processo de aprendizado. Assim, após controlar uma série de outros fatores que podem afetar a proficiência escolar, encontrou-se uma relação negativa entre duas modalidades de crime (homicídios dolosos e tentativas de homicídio) e desempenho escolar. Em outras palavras, há evidências de que alunos de escolas inseridas em regiões mais violentas possuem um pior desempenho escolar. Entretanto, a magnitude desse efeito se mostrou pequena, o que indica que, por si só, uma substancial redução da violência no entorno escolar não seria suficiente para provocar uma melhoria do desempenho dos alunos. Esse efeito apareceu exclusivamente para alunos do quinto ano do ensino fundamental. Para os do nono ano, não foi percebido.

Um dos fatores que podem estar associados a esse resultado é que o efeito da violência para alunos mais velhos pode se dar muito mais por meio de maior evasão escolar do que de redução da proficiência entre aqueles que permanecem estudando até o fim dessa etapa de ensino – aspecto que será investigado em trabalhos futuros. No entanto, cabe destacar que a hipótese de ausência de endogeneidade por simultaneidade é mais plausível no caso do quinto ano do que no do nono ano. Esses dois fatores sugerem que se analise com ressalvas o resultado dos alunos no final do ensino fundamental.

Ao se investigar a presença de efeitos diferenciados da violência para indivíduos com diferentes níveis de proficiência, novamente só foram encontrados resultados para o quinto ano do ensino fundamental. No entanto, o efeito da violência (medida via homicídios) era maior para alunos de mais alta proficiência em matemática. Por sua vez, em português, o efeito da violência era mais pronunciado entre os alunos de baixa competência escolar. Embora não se tenha uma explicação para esses resultados opostos, a magnitude dos efeitos (e das diferenças de acordo com os percentis) é baixa em ambos os casos.

Como os resultados sugeriram um efeito apenas modesto da violência sobre a proficiência escolar, naturalmente algumas hipóteses devem ser investigadas de uma forma mais cuidadosa. Por exemplo, pode ser que o efeito da violência intraescolar seja mais importante que o da *community violence*. Além disso, pode ser que o maior efeito da violência se reflita na evasão escolar em vez de nos níveis de proficiência, pontos a serem estudados em trabalhos futuros.

ABSTRACT

This study analyzes the relationship between violence and school proficiency in fourth and eighth grade students in São Paulo, Brazil. Specifically, we investigate the effect of community violence, regarding the following crimes: homicides, attempted homicides and body injury. Using crime data from *Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados* (Seade) and proficiency from *Prova Brasil*, we show that school in more violent neighborhoods have worst educational results in 5th grade, even after controlling for several aspects that also affect proficiency. A 10% growth in homicides rates is related to a 0.12 points reduction in Math and Language proficiency in 5th grade (SAEB scale). We do not find any effect of injuries in proficiency in 5th grade. Quantile regression results points to stronger effects for students with high math proficiency and the opposite results for language. However, the quantile effects are small in both analysis. Finally, for 9th grade, we do not find effect of any crime type on school proficiency.

Keywords: crime; school proficiency; violence; education.

REFERÊNCIAS

- AISENBERG, Eugene; ELL, Kathleen. Contextualizing community violence and its effects: an ecological model of parent-child interdependent coping. *Journal interpersonal violence*, v. 20, p. 855-871, 2005.
- AIZER, Anna. **Neighborhood violence and urban youth**. New York: National Bureau of Economic Research, p. 1-45, July 2007. (NBER Working Paper, n. W13.773).
- AKBULUT-YUKSEL, M. **The long-run effects of warfare and destruction on children**: evidence from World War II Germany. Department of Economics, University of Houston, 2008, p. 1-29. (Working Paper).
- AKRESH, R.; WALQUE, D. **Armed conflict and schooling: evidence from the 1994 Rwandan genocide**. World Bank, 2008, p. 1-35. (Policy Research Working Paper, n. 4.606).
- AMMERMÜLLER, Andréas. **Violence in European schools**: victimization and consequences. Mannheim, Germany: Centre for European Economic Research (ZEW), Jan. 2007. p. 1-40.
- ANDERSON, Elijah. The code of the streets. *Atlantic monthly*, v. 273, n. 5, p. 81-94, 1994.
- AUSTEN-SMITH, David; FRYER, Roland G. An economic analysis of "Acting White". *The quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 120, n. 2, p. 551-583, 2005.

BOWEN, Natasha; BOWEN, Gary L. Effects of crime and violence in neighborhoods and schools behavior and performance of adolescents. **Journal of adolescent research**, v. 14, n. 3, p. 319-342, July 1999.

CEBALLO, Rosário *et al.* Inner-city children's exposure to community violence: how much do parents know? **Journal of marriage and the family**, v. 63, n. 4, p. 927-940, 2001.

DELANEY-BLACK, Virginia *et al.* Violence exposure, trauma, and IQ and or reading. Deficits among urban children. **Archives of pediatrics and adolescent medicine**, v. 156, p. 280-285, Mar. 2002.

FERRIS, J. Stephen; LEUNG, Ambrose. **School size and youth violence**. Presented at the Canadian Economic Association Meetings, First Draft, 2002. p. 1-25 (Carleton Working Paper, CEP 02-10).

FIGLIO, David N. **Boys named sue: disruptive children and their peers**. New York: National Bureau of Economic Research, p. 1-20, abr. 2005. (NBER Working Paper, n. 11.277).

GORMAN-SMITH, Deborah; TOLAN, Patrick. The role of exposure to community violence and developmental problems among inner-city youth. **Development and psychopathology**, v. 10, p. 101-116, 1998.

GROGGER, Jeff. **Local violence, educational attainment, and teacher pay**. New York: National Bureau of Economic Research, p. 1-50, Apr. 1997. (NBER Working Paper, n. 6.003).

HANUSHEK, Eric A.; WOESSMANN, Ludger. **The role of school improvement in economic development**. Cambridge (USA): NBER, p. 1-94, Jan. 2007. (NBER Working Paper, n. 12.832).

HENRICH, Christopher C. *et al.* The association of community violence exposure with middle-school achievement: a prospective study. **Journal of applied developmental psychology**, 3. ed. v. 5, p. 327-348, 2004.

HURT, Hallam *et al.* Exposure to violence: psychological and academic correlates in child witnesses. **Archives of pediatrics and adolescent**, v. 155, p. 1351-1356, Dec. 2001.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Censo demográfico de 2000. **Renda média dos chefes de domicílio, índice de Gini e de pobreza**. Disponível em: <www.centrodametropole.org.br>. Acesso em: 18 set. 2008.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Censo Escolar**, 2007a. Disponível em: <<http://www.inep.gov.br/>>. Acesso em: 11 Aug. 2010.

_____. **Prova Brasil**, 2007b. Disponível em: <<http://www.inep.gov.br/>>. Acesso em: 11 Aug. 2010.

IPEADATA . **Dados sobre homicídios por cem mil habitantes no Brasil entre os anos de 1992 a 2002**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 8 jan. 2009.

JONES, Janine M. Exposure to chronic community violence: resilience in African American children. **Journal of black psychology**, v. 33, p. 125-149, 2007.

KINSLER, Josh. **Suspending the right to an education or preserving it?** A dynamic equilibrium model of student behavior, achievement, and suspension. Department of Economics, Duke University, Durham (USA), p. 1-56, Nov. 2006. (Working Paper). Disponível em: <<http://www.econ.duke.edu/~jlk24/paper7.pdf>>. Acesso em: 10 jul. 2007.

MACMILLAN, Ross. Violence and life course: the consequences of victimization for personal and social development. **Annual review of sociology**, v. 27, p. 1-22, Aug. 2001.

MACMILLAN, Ross; HAGAN, John. Violence in the transition to adulthood: adolescent victimization, education, and socioeconomic attainment in later life. **Journal of research on adolescence**, v. 14, n. 2, p. 127-158, 2004.

MARGOLIN, Gayla; GORDIS, Elana. The effects of family and community violence on children. **Annual review psychology**, v. 51, p. 445-479, 2000.

MENEZES-FILHO, Naercio. **Os determinantes do desempenho escolar do Brasil**. São Paulo: Instituto Futuro Brasil; IBMEC-SP, 2007. (Texto para Discussão). Disponível em: <www.ifb.com.br>. Acesso em: 13 jan. 2009.

MONTEIRO, Joana; ROCHA, Rudi. **Neighborhood violence and school achievement**: evidence from Rio de Janeiro's drug battles. Latin American and Caribbean Economic Association (LACEA); Latin American Meeting of the Econometric Society (Lames), June 2011. p. 1-52.

OSOFSKY, Joy. The impact of violence on children. **Domestic violence and children**, v. 9, n. 3, p. 33-49, 1999.

OVERSTREET, Stacy. Exposure to community violence: defining the problem and understanding the consequences. **Journal of child and family studies**, v. 9, n. 1, p. 7-25, 2000.

PISA – PROGRAMA INTERNACIONAL DE AVALIAÇÃO DE ALUNOS. **Dados sobre proficiência escolar em matemática e leitura do Pisa 2003 e 2006**. 2007. Disponível em: <<http://www.pisa.oecd.org/>>. Acesso em: 7 jan. 2009.

RATNER, Hilary *et al.* Violence exposure, IQ, academic performance, and children's perception of safety: evidence of protective effects. Detroit (EUA): **Merrill-Palmer quarterly**, v. 52, n. 2, p. 264-287, Apr. 2006.

RODRIGUEZ, Catherine; SANCHEZ, Fabio. **Armed conflict exposure, human capital investments and child labor**: evidence from Colombia. Bogotá: Universidad de los Andes, 2009. (Serie Documentos Cede, n. 2009-05).

ROMER, David. **Advanced macroeconomics**. New York: McGraw-Hill. 3. ed. 2006.

SALZINGER, Suzanne *et al.* An ecological framework for understanding risk for exposure to community violence and the effects of exposure on children and adolescents. **Journal of aggression and violent behavior**, v. 7, p. 423-451, 2002.

SCARPA, Angela. Community violence exposure in young adults. **Trauma violence abuse**, v. 4, n. 3, p. 210-227, 2003.

SEADE – FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS. **Número de ocorrências criminais organizadas por distritos policiais de 2006**. 2006. Disponível em: <www.seade.gov.br/>. Acesso em: 8 fev. 2008.

SEVERNINI, E. R. **A relação entre violência nas escolas e proficiência dos alunos**. 2007. 24 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007. Disponível em: <<http://www.maxwell.lambda.ele.puc-rio.br/>>. Acesso em: 5 ago. 2007.

SHEMYAKINA, Olga. **The effect of armed conflict on accumulation of education**: results from Tajikistan. Households in conflict network (HiCN), 2006. p. 1-63. (Working Paper, n. 12).

SIEGER, Karin *et al.* The effects and treatment of community violence in children and adolescents: what should be done? **Trauma, violence, & abuse**, v. 5, n. 3, p. 243-259, 2004.

WASELFISZ, Julio J. **Mapa da violência 2006**: os jovens do Brasil. Organização dos Estados Ibero-Americanos para a Educação, a Ciência e a Cultura (OEI), 2006. p. 1-162. Disponível em: <www.oei.org.br/mapa2006.pdf>. Acesso em: 7 set. 2007.

WARD, C. L. *et al.* Exposure to violence and its relationship to psychopathology in adolescents. **Injury prevention**, v. 7, p. 297-301, 2001.

WINSTON, Gordon C.; ZIMMERMANN, David J. **Peer effects in higher education**. National Bureau of Economic Research, Sept. 2004. p. 395-423. (NBER Working Paper, n. 9.501).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FRYER, Roland G.; TORELLI, Paul. **An empirical analysis of “Acting White”**. New York: National Bureau Of Economic Research, 2005. p. 1-48. (NBER Working Paper, n. 11.334).

(Originais submetidos em setembro de 2012. Última versão recebida em setembro de 2013.
Aprovada em outubro de 2013.)

APÊNDICE

QUADRO A.1

Variáveis explicativas utilizadas: construção e definições

Grupo	Variáveis explicativas
Características dos alunos (Prova Brasil, 2007)	<i>Menino</i> (1 = sim; 0 = não), <i>branco</i> (1 = sim; 0 = não), sete <i>dummies de idade</i> (8, 9, 10, 11, 12, 13 e 14 anos), sete <i>dummies de idade*</i> (13, 14, 15, 16, 17, 18 e 19 anos), <i>reprovado</i> (1 = uma vez ou mais; 0 = nenhuma), <i>abandona da escola</i> (1 = uma vez ou mais; 0 = nenhuma), <i>tarefa de matemática</i> (1 = se o aluno faz sempre ou quase sempre), <i>tarefa de português</i> (1 = se o aluno faz sempre ou quase sempre), <i>horas de televisão</i> (1 = se o aluno assiste mais de quatro horas), <i>trabalha fora</i> (1 = se o aluno trabalha fora), <i>trabalhos domésticos</i> (1 = não faz), <i>iniciou os estudos no maternal</i> (1 = sim; 0 = não), <i>iniciou os estudos na pré-escola</i> (1 = sim; 0 = não), <i>iniciou os estudos na primeira série</i> (1 = sim; 0 = não), <i>estudou sempre na mesma escola desde a primeira série</i> (1 = sim; 0 = não), <i>mora com os pais</i> (1 = mora com a mãe e com o pai; 0 = caso contrário), sete <i>dummies</i> que determinam <i>quantas pessoas moram com o aluno</i> (2, 3, 4, 5, 6, 7 ou 8 pessoas), <i>estudou em escola particular desde a quinta série*</i> (1 = sim; 0 = caso contrário), <i>estudou em escola particular e pública desde a quinta série*</i> (1 = sim; 0 = caso contrário), <i>estudar depois do ensino fundamental*</i> (1 = aluno possui a expectativa de apenas estudar; 0 = caso contrário), <i>trabalhar depois do ensino fundamental*</i> (1 = aluno possui a expectativa de apenas trabalhar; 0 = caso contrário), <i>estudar e trabalhar depois do ensino fundamental*</i> (1 = aluno possui a expectativa de estudar e trabalhar; 0 = caso contrário).
Background familiar (Prova Brasil)	Três <i>dummies</i> que especificam o <i>número de livros em casa</i> (1 a 20 livros, 21 a 100 e mais de 100 livros), <i>computador em casa</i> (1 = sim, com e sem acesso à internet; 0 = não), <i>apoio dos pais ao estudo</i> (1 = sim; 0 = não), cinco <i>dummies</i> que captam a <i>escolaridade da mãe</i> : <i>i)</i> nunca estudou ou não completou a quarta série; <i>ii)</i> completou a quarta série (antigo primário), mas não completou a oitava série; <i>iii)</i> completou a oitava série (antigo ginásio), mas não completou o ensino médio; <i>iv)</i> completou o ensino médio (antigo segundo grau), mas não completou a faculdade; <i>v)</i> completou a faculdade.
Características dos professores (Prova Brasil)	Dois <i>dummies</i> que mostram se o <i>professor corrige a lição de casa</i> de matemática e português (1 = sempre ou quase sempre; 0 = caso contrário), <i>professor</i> (1 = sim; 0 = não), quatro <i>dummies</i> que captam <i>faixa de idade do professor</i> (25-29, 30-39, 40-49 e 50-54 anos), quatro <i>dummies</i> de <i>escolaridade do professor</i> (atualização, especialização, mestrado e doutorado), cinco <i>dummies</i> de <i>remuneração do professor</i> em R\$ (1.301,00 a 1.500,00, 1.501,00 a 1.700,00, 1.701,00 a 1.900,00, 1.901,00 a 2.300,00 e mais de 2.300,00), seis <i>dummies</i> que captam <i>experiência do professor</i> em anos de trabalho (1 a 2, 3 a 5, 6 a 9, 10 a 15, 15 a 20, mais de 20 anos).

(Continua)

(Continuação)

Grupo	Variáveis explicativas
Características das escolas (Censo Escolar)	<i>Laboratório de informática</i> (1 = sim; 0 = caso contrário), <i>laboratório de ciências</i> (1 = sim; 0 = não), <i>biblioteca</i> (1 = sim; 0 = não), quatro <i>dummies</i> de <i>escolaridade do diretor</i> (atualização, especialização, mestrado e doutorado), quatro <i>dummies</i> que captam os diferentes níveis de <i>experiência do diretor</i> em anos (2 a 4, 5 a 10, 11 a 15 e mais de 15), duas <i>dummies</i> para o <i>tamanho da sala</i> (26 a 32 alunos e 33 a 42 alunos), <i>distância da escola em relação ao centro</i> (em km).
Características da vizinhança da escola (Censo Demográfico)	<i>Renda média dos chefes de domicílio do distrito</i> , <i>índice de Gini da renda domiciliar per capita do distrito</i> e <i>índice de pobreza FGT (0) (proporção de pobres) do distrito</i> .
Outros controles (Prova Brasil)	<i>Reunião do conselho</i> (1 = o conselho se reuniu três vezes ou mais no ano; 0 = caso contrário) e <i>reunião de pais</i> (1 = os pais ou responsáveis comparecem quase sempre ou sempre; 0 = caso contrário).
<i>Peer effect</i> (Prova Brasil)	Proporção de pais dos colegas de turma com ensino superior.

Fonte: INEP (2007a, 2007b).

Elaboração dos autores.

A DISTRIBUIÇÃO FUNCIONAL DA RENDA NO BRASIL NO PERÍODO 1959-2009*

Claudio Monteiro Considera**

Samuel de Abreu Pessoa***

A distribuição funcional da renda, com todas as suas implicações para a distribuição pessoal da renda, tem sido pouco avaliada, principalmente devido à falta de informações. Este trabalho busca, inicialmente, descrever a evolução dessa distribuição funcional da renda, sob o ponto de vista das remunerações dos assalariados, para o período em que se têm informações das contas nacionais, de 1959 a 2009. Em seguida, procura-se analisar essa evolução sob a ótica da participação da remuneração do capital, utilizando-se uma função de produção com coeficiente de elasticidade de substituição constante (CES).

Após discutir três procedimentos alternativos para aferir o que seria a remuneração do trabalho, verifica-se que a participação de tal remuneração é, em média, de 52,6%. Esta participação é inferior à de países mais desenvolvidos ou menos desenvolvidos do que o Brasil. Em seguida, vai-se além do relato evolutivo da distribuição funcional da renda. Utilizando-se uma função de produção CES agregada, procura-se explicar a evolução da participação dos rendimentos de propriedade na renda interna bruta para o total da economia; procede-se da mesma forma para o setor privado em separado.

A teoria econômica sugere que a relação entre a participação do capital na renda e a quantidade de capital é negativa – isto é, a participação do capital na renda reduz-se quando a quantidade de capital sobe – se as possibilidades de substituição de capital por trabalho forem relativamente baixas. A experiência brasileira, até 2005, parece comprovar isto: a queda da participação do capital na renda ocorreu simultaneamente a uma elevação da relação capital-produto. O resultado da simulação da participação do rendimento de propriedade em função da relação capital-produto se mostrou bastante robusto, tanto para o total da economia com imputação de excedente para as administrações públicas como para o setor privado em separado.

O exame da renda disponível apropriada pelas famílias também parece evidenciar a relação entre a parcela do rendimento do capital e a distribuição pessoal da renda. Chama-se a atenção adicionalmente que um elemento que não pode ser relegado é o papel que joga a política de salário mínimo na melhoria da distribuição pessoal da renda.

Palavras-chave: distribuição funcional da renda; participação do trabalho e do capital na renda; função CES.

JEL: E250.

* Os autores agradecem aos colegas do Centro de Desenvolvimento Econômico do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (Ibre/FGV), bem como aos técnicos da Divisão de Macroeconomia do Ipea, pelos comentários e sugestões durante seminários lá realizados. Agradecem também a três pareceristas anônimos desta revista por suas críticas e sugestões que possibilitaram a melhoria do trabalho.

** Professor de economia da Universidade Federal Fluminense (UFF) e pesquisador associado do Ibre/FGV. *E-mail:* <cmconsidera@terra.com.br>.

*** Pesquisador associado do Ibre/FGV. *E-mail:* <samuel.pessoa@fgv.br>.

1 INTRODUÇÃO

Inúmeros trabalhos têm sido escritos sobre a distribuição pessoal da renda na economia brasileira, suas origens, as mudanças ocorridas nos últimos anos e suas causas. Os autores que mais se destacam são: Ricardo Paes de Barros, Marcelo Côrtes Neri, Sônia Rocha e Naercio Menezes-Filho.¹ Diversos tipos de grupamento de rendas, aferidos pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), são considerados em cada um dos cálculos dos índices de concentração, embora muitos suponham que a renda mais bem aferida é a do trabalho e que os demais rendimentos, principalmente aqueles originários da propriedade (imobiliária, acionária, juros de poupança etc.), são subdeclarados ou simplesmente esquecidos.

A distribuição funcional da renda, a despeito de sua relevância fundamental para a distribuição pessoal da renda, por sua vez, tem sido pouco avaliada, principalmente, devido à falta de informações.² Antes de 1990 esta informação era disponibilizada pela Fundação Getulio Vargas (FGV), que até 1986 foi responsável pelos cálculos das contas nacionais, apenas nos anos em que houve Censo Econômico (1970, 1975, 1980 e 1985). Posteriormente, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) assumiu a responsabilidade dessa estatística e elaborou um Novo Sistema de Contas Nacionais em que, a cada ano, a partir de 1990, divulga uma Tabela de Recursos e Usos (TRU) decompondo o valor adicionado entre outras rubricas em: remunerações de assalariados (REMASS = salários + encargos sociais), excedente operacional bruto puro (EOBP) e rendimento misto bruto (RENDM). Estas duas últimas parcelas são somadas supondo-se que o RENDM faz parte do excedente operacional bruto total (EOBT). Essas informações são apresentadas para o total da economia e por setores de atividade.

Este trabalho está organizado em mais quatro seções além desta introdução. A segunda seção apresenta a evolução da distribuição funcional da renda, descrevendo o crescimento da participação das remunerações dos assalariados na renda nacional, para o período em que se têm informações das contas nacionais, de 1959 a 2009. Em seguida, na terceira seção,

1. O livro organizado por Barros, Foguel e Ulyssea (2007) contém um bom apanhado desses trabalhos.

2. Para exceções, ver Tolipan e Tinelli (1975); Mata e Bacha (1973); Hoffmann (1973); Langoni (1974); Considera (1980). Em trabalho recente, Gomes, Bugarin e Ellery Junior (2005) aplicam a metodologia de Gollin para um curtíssimo prazo da economia brasileira e adotam a mesma hipótese; para isso, precisam ir além de Gollin e propõem uma metodologia para substituir a estimativa de remunerações do trabalho do sistema de contas nacionais como se errada estivesse.

procura-se analisar essa evolução sob o ponto de vista da participação da remuneração do capital (aqui identificado como o excedente) utilizando-se uma função de produção com coeficiente de elasticidade de substituição constante (CES). Na quarta seção, procura-se investigar a relação entre a distribuição funcional da renda e a distribuição pessoal da renda utilizando-se as informações das contas nacionais sobre a renda disponível das famílias por origem de seus rendimentos. Segue-se a conclusão.

2 PARTICIPAÇÃO DAS REMUNERAÇÕES DE ASSALARIADOS NA RENDA

Esta seção é descritiva e de comparação entre o Brasil e o resto do mundo. A parte analítica será desenvolvida na seção 3.

2.1 Resultados entre países³

Gollin (2002, p. 458) chama a atenção que “os modelos econômicos supõem que as participações de trabalho e capital na renda deveriam ser idênticas ao longo do tempo e do espaço. Embora as séries de tempo dos países industrializados pareçam ser consistentes com esta hipótese, dados de *cross-section* parecem contradizê-la”. É comum que os dados de contas nacionais apontem que a participação do capital na renda em países de renda baixa seja bem maior do que nas economias maduras. Segundo o autor, as explicações advindas da teoria indica três direções, nenhuma delas particularmente palatáveis. Em seu artigo, ele sugere que um melhor tratamento das informações apontaria para participações de fatores semelhantes entre países. Particularmente, ele foca nas diferenças da participação de trabalhadores autônomos na geração de renda que se observa entre países. Para Gollin (2002, p. 459), por várias razões a renda do trabalho de autônomos é tratada incorretamente como renda do capital. Quando as participações na renda são corrigidas para refletir este aspecto, as enormes diferenças da participação do trabalho na renda que se observa entre países pobres e ricos tornam-se muito menores.

Usando-se o procedimento “ingênuo”⁴ para considerar os rendimentos de autônomos como renda exclusiva de propriedade (como as contas nacionais o fazem ao creditarem o rendimento misto como excedente), os países pobres têm comumente menores participações da renda do trabalho

3. Para uma extensiva revisão dessa literatura, ver Bastos (2012).

4. Neste texto, emprega-se o termo ingênuo como tradução do termo *naive* usado por Gollin (2002).

do que os países ricos. Isto fica evidenciado por Gollin (2002, p. 462, figura 2), ao assinalar em um gráfico a relação positiva entre a participação da remuneração do trabalho na renda e a renda *per capita* de vários países. Isto também sugere que a participação da renda do trabalho na renda total eleva-se com o crescimento econômico. Tal observação contrariaria um dos “fatos estilizados” de Kaldor, debilitando modelos que geram participações dos fatores na renda constantes no tempo e no espaço como ocorre com os Estados Unidos e Reino Unido ao longo de cinquenta anos (Gollin, 2002, p. 460, figura 1). Entretanto, quando as estatísticas são corrigidas, tomando-se em conta as diferenças entre taxas de participação de autônomos no processo produtivo, as diferenças que permanecem não são relacionadas de maneira óbvia aos níveis de desenvolvimento econômico.

Gollin (2002, p. 466-471) propõe três metodologias para corrigir o problema anteriormente mencionado: *i*) tratar todos os rendimentos de autônomos como remuneração do trabalho; *ii*) tratar os rendimentos de autônomos como proporcionalmente divididos entre trabalho e capital; e *iii*) imputar aos autônomos um rendimento do trabalho similar ao rendimento médio de um empregado exercendo atividade semelhante, e a diferença em relação ao total dos rendimentos dos autônomos seria tratada como remuneração do capital.⁵ Evidentemente, todas as três alternativas elevam a participação do trabalho na renda em relação ao cálculo ingênuo em que os rendimentos dos autônomos são atribuídos integralmente ao capital. Mas os três resultados também mostram, contrariamente ao cálculo ingênuo, uma relativa estabilidade da participação do capital na renda entre países quer sejam mais ricos ou mais pobres. Isto é, deixa de haver uma relação sistemática entre a participação do capital na renda e o nível de desenvolvimento econômico entre países, sejam eles mais ricos ou mais pobres.

2.2 Resultados para o Brasil

Neste trabalho, recalcula-se a participação do capital na renda adotando a sugestão de Gollin (2002) de distribuir proporcionalmente, entre capital e trabalho, os RENDMs. Adicionalmente, tendo em conta que o mercado de trabalho no Brasil funciona de forma bastante diferente quando se trata do setor público ou do setor privado, foram considerados os resultados para o

5. Chama-se a atenção que Gollin não calcula efetivamente este método (*iii*), mas uma simplificação do mesmo, não explicada, e apenas para alguns poucos países.

total da economia que é comumente abordado neste tipo de comparação e para o setor privado em separado. Entende-se aqui como setor público as administrações públicas das três esferas de poder, nos âmbitos federal, estadual e municipal, produtoras de serviços não mercantis (que não têm preços e não são transacionados no mercado). Como setor privado, entendem-se as empresas privadas e as públicas, financeiras e não financeiras e as famílias que são produtoras de bens e serviços mercantis (têm preços e são transacionados no mercado).

Além disso, recalculou-se o produto interno bruto (PIB) e o valor adicionado a custo de fator (VAcf)⁶ e o excedente, expurgando-se uma parcela do excedente que foi atribuída à administração pública (APU). O IBGE, a partir de 1995 e seguindo a metodologia das Nações Unidas, passou a imputar à APU um valor de excedente atribuído à depreciação de seu capital; entretanto, essa renda não foi gerada, não existiu, é uma ficção.⁷

2.2.1 Total da economia

Aplicando-se o procedimento ingênuo e os ajustes 1 e 2 sugeridos por Gollin (2002) às estatísticas brasileiras, têm-se os resultados na tabela 1 e ilustrados no gráfico 1. Estão listadas: as informações da Matriz de Insumo-Produto referente a 1959, de Rijckeghem (1969); a seguir, quatro informações (1970, 1975, 1980 e 1985), advindas das Contas Nacionais Consolidadas de autoria da FGV que eram calculadas apenas quando havia Censo Econômico e/ou Demográfico, sem distinguir dentro do EOB a parcela dos RENDMs recebidos por trabalhadores autônomos. As demais informações que se seguem, na mesma tabela 1, são todas provenientes das TRUs, do novo Sistema de Contas Nacionais elaborado pelo IBGE, série revista em 2010 (gráfico 1).⁸

6. Define-se o VAcf como sendo o PIB excluindo-se os impostos sobre a produção, ou seja, a soma das remunerações de empregados com o excedente operacional bruto (EOB) e os RENDMs.

7. Ver apêndice metodológico.

8. Alternativamente às informações das contas da FGV, o IBGE produziu para aqueles mesmos anos as Matrizes de Insumo-Produto oficiais do IBGE referentes a 1970, 1975, 1980 e 1985. Dada a disparidade destas informações, que contradizem bastante as informações de mesmo ano calculadas pela FGV (o valor do PIB em todas é cerca de 10% inferior ao valor da FGV), preferiu-se descartá-las. Elas são, entretanto, utilizadas para dividir o EOB em excedente puro e rendimento misto bruto na mesma proporção em que estão informados nas matrizes. O mesmo procedimento foi utilizado para o ano de 1959.

TABELA 1

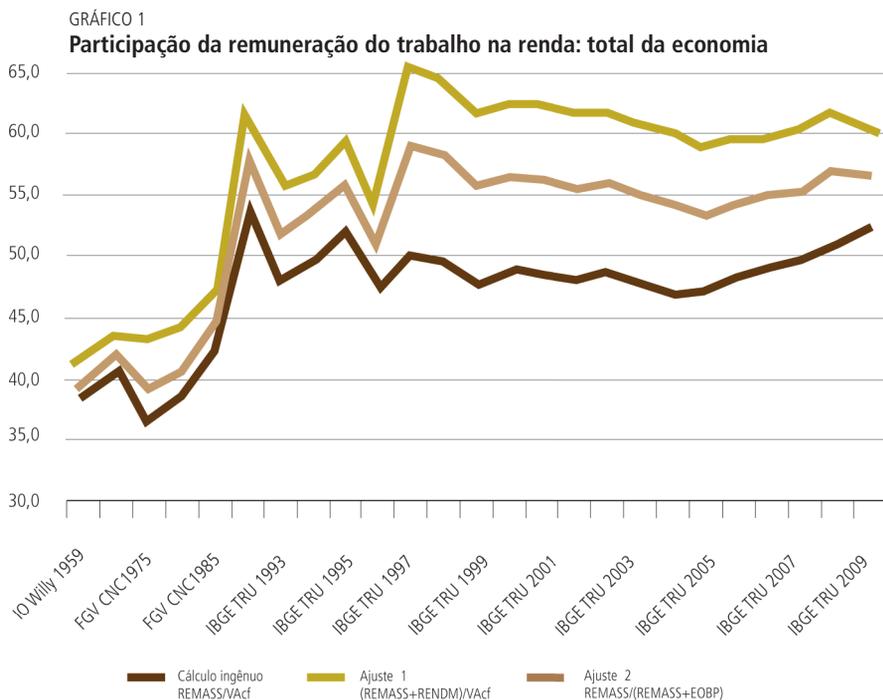
Participação das remunerações do trabalho na renda e PIB *per capita* (pc)

Anos	Total da economia			Setor privado			PIB R\$ 2009 total da economia
	Cálculo ingênuo	Ajuste 1	Ajuste 2	Cálculo ingênuo	Ajuste 1	Ajuste 2	
	$\frac{REM_{ASS}}{VAcf}$	$\frac{(REM_{ASS} + RENDM)}{VAcf}$	$\frac{REM_{ASS}}{(REM_{ASS} + EOBP)}$	$\frac{REM_{ASS}}{VAcf}$	$\frac{(REM_{ASS} + RENDM)}{VAcf}$	$\frac{REM_{ASS}}{(REM_{ASS} + EOBP)}$	
IO WILLY 1959	38,6	41,6	39,8	34,1	37,9	35,8	5.206
FGV CNC 1970	40,7	43,7	42,0	35,7	36,1	35,4	7.564
FGV CNC 1975	36,6	43,1	39,1	32,2	37,8	33,4	10.801
FGV CNC 1980	38,4	44,2	40,7	35,0	40,1	36,1	13.593
FGV CNC 1985	42,5	47,4	44,6	38,8	42,7	39,5	12.909
IBGE TRU 1990	53,5	61,6	58,2	42,8	52,8	47,6	12.058
IBGE TRU 1991	47,8	55,8	52,0	38,4	47,9	42,4	11.669
IBGE TRU 1992	49,6	56,7	53,4	41,1	49,4	44,9	11.489
IBGE TRU 1993	52,0	59,3	56,1	43,7	52,2	47,8	11.878
IBGE TRU 1994	47,6	54,4	51,1	37,8	45,9	41,1	12.392
IBGE TRU 1995	50,1	65,2	59,0	42,0	57,2	49,5	13.917
IBGE TRU 1996	49,7	64,3	58,2	41,6	56,3	48,8	14.000
IBGE TRU 1997	48,0	61,9	55,8	40,0	54,0	46,5	14.256
IBGE TRU 1998	48,9	62,4	56,5	40,8	54,3	47,2	14.049
IBGE TRU 1999	48,6	62,2	56,3	40,5	53,9	46,8	13.876
IBGE TRU 2000	48,1	61,6	55,6	40,1	53,4	46,2	14.260
IBGE TRU 2001	48,7	61,7	56,0	40,3	53,2	46,3	14.237
IBGE TRU 2002	47,7	60,8	54,9	39,1	52,1	44,9	14.408
IBGE TRU 2003	47,2	59,8	54,0	38,8	51,2	44,3	14.375
IBGE TRU 2004	47,3	59,1	53,6	39,3	50,6	44,3	14.998
IBGE TRU 2005	48,3	59,5	54,4	40,1	51,0	45,0	15.279
IBGE TRU 2006	49,2	60,0	55,1	40,9	53,5	46,8	15.697
IBGE TRU 2007	49,6	60,4	55,6	41,2	53,9	47,2	16.469
IBGE TRU 2008	50,8	61,4	56,8	42,3	54,8	48,4	17.139
IBGE TRU 2009	52,3	60,2	56,8	43,7	55,1	49,3	16.918
Média 1959-2009	47,3	57,1	52,6	39,6	49,9	44,2	13.338
Desvio-padrão	4,429	7,146	6,135	2,876	6,201	4,694	2.681
Média 1990-2009	49,2	60,4	55,5	40,7	52,6	46,3	14.168
Desvio-padrão	1,746	2,600	2,006	1,642	2,741	2,188	1.663
corr c PIBpc 1959-2009	0,5901	0,7055	0,7806	0,7315	0,7650	0,6140	-
corr c PIBpc 1990-2009	0,0019	0,3585	0,0637	-0,1212	-0,4758	-0,3750	-

Fonte: Contas Nacionais do IBGE, Matriz de Insumo-Produto, Rijckeghem (1969) e Ipeadata.

Elaboração dos autores.

Obs.: O setor privado inclui as empresas públicas e as privadas.



Fontes: Tabela 1. REMASS, VAcf, EOBT, RENDM e EOBP.

Por qualquer dos três métodos (tabela 1 e gráfico 1), a participação das remunerações do trabalho na renda do país cresce de 1959 para 1970 – cerca de 2 pontos percentuais (p.p.) –, declina em 1975 (para valores semelhantes ao de 1959) e volta a crescer continuamente até 1990 (cerca de 7 p.p.); de 1990 em diante essa participação oscila em trajetória declinante até 1994; em 1995 volta a crescer quando alcança seu valor máximo (em torno de 60% – média dos três métodos); de 1996 em diante essa participação inicia uma suave trajetória declinante até 2003 (cai cerca de 2,5 p.p.); de 2003 em diante a participação das remunerações na renda do país volta a crescer suavemente até 2009 (em torno de 2,5 p.p.).

Pelo cálculo ingênuo (remunerações de assalariados/VAcf),⁹ a participação das remunerações no Brasil, de 1959 a 2009, tem média

9. VAcf: soma das remunerações de assalariados (REMASS = salários + contribuições sociais) e do EOBT e RENDM; estes dois últimos, nas tabelas de recursos, são somados em uma única parcela denominada excedente operacional bruto e rendimento misto bruto e intitulada EOBT. O EOBT é um amálgama de outros rendimentos que não o do trabalho; o RENDM é o rendimento de trabalhadores autônomos que auferem renda de seu trabalho e do capital do qual são proprietários, cuja separação não é feita pelas estatísticas. O EOBT pode ser identificado como rendimento exclusivo da propriedade.

de 47,3% (varia de 36,6% a 53,5% com desvio-padrão de 4,4). Esta participação, comparada com os países da amostra de Gollin (2002, p. 470, tabela 2), nos anos respectivos, é inferior apenas à dos países desenvolvidos, cuja média da amostra de países é 47,9%.

Pelo ajustamento 1 – [remunerações de assalariados + rendimento misto bruto/VAcf] –, a participação dos rendimentos do trabalho somado com rendimento misto, no PIB brasileiro, sobe para média de 57,1% (varia de 41,6% a 61,6% e desvio-padrão de 7,2); este resultado, entretanto, é bastante inferior ao de quase todos os países da amostra de Gollin cuja média é 74,5, quando o mesmo procedimento é utilizado.

No caso do ajustamento 2 – [remunerações/(remunerações de assalariados + excedente puro)] –, que considera que a renda auferida por autônomos (RENDM) é distribuída proporcionalmente entre remunerações e excedente puro, a média é 52,6% (varia de 39,1% a 58,2%, com desvio-padrão de 6,2); esta participação é inferior à de quase todos os países listados por Gollin (média de 68,6% quando o mesmo procedimento é usado), quer sejam eles mais ou menos desenvolvidos.

O destoante dos resultados já expostos é que a participação das remunerações do trabalho sobre o PIB do Brasil não se eleva tão significativamente quando se fazem os ajustes 1 e 2, como se elevou para todos os demais países da amostra de Gollin (2002), para os anos respectivos.¹⁰ Outro resultado destoante é quanto às participações das remunerações de empregados no PIB e sua relação com o desenvolvimento econômico medido pelo PIBpc: na amostra de Gollin (2002), usando-se o cálculo ingênuo, essa associação é evidente, conforme pode ser constatado em seu gráfico 1, p. 466. Essa associação também existe para o Brasil: utilizando-se o cálculo ingênuo, à medida que o PIBpc aumentou desde 1959 a 2009 a participação das remunerações de assalariados cresceu (a correlação é positiva em 0,59). Entretanto, quando se tomam os ajustes 1 e 2, a correlação com o PIBpc fica bem mais forte (0,71 e 0,78, respectivamente). No entanto, quando se considera apenas o período após 1990, a relação com o PIBpc é fraca, por qualquer dos três métodos.

10. Gollin ratificou, por *e-mail* aos autores, que usou apenas as estatísticas registradas pelas contas nacionais para considerar o rendimento misto bruto (dos autônomos), ou seja, não foram feitas tentativas com informações com pesquisas domiciliares que permitissem identificar trabalhadores específicos e o seu uso de diferentes proporções de capital próprio e de seu trabalho.

Portanto, quando se toma o período mais longo, a participação das remunerações de assalariados tende a aumentar por qualquer dos três métodos e guarda forte correlação com o desenvolvimento brasileiro (crescimento do PIBpc). Entretanto, de 1990 em diante, por qualquer dos três métodos, a participação das remunerações de assalariados no PIB declina até 2004 (ilustrado no gráfico 1), volta a subir até 2009 e não guarda qualquer relação com o crescimento do período. O resultado do período mais longo contradiz, no caso brasileiro, um dos “fatos estilizados” do crescimento de Kaldor (1961), e o confirma quando se toma apenas o período pós-1990.

É interessante chamar a atenção que o movimento de aumento da participação das remunerações na renda do país entre 1959 e 1970 (2,2 p.p.) é semelhante em magnitude àquele constatado por Langoni (1974) para o período 1959-1969, conforme pode ser visualizado no gráfico 2. Entretanto, os valores absolutos de Langoni são cerca de 13 p.p. superiores aos aqui obtidos (comparado com a média dos três métodos).¹¹ Para Langoni, o grande movimento de aumento da participação dos salários na renda nacional teria ocorrido quase dez anos antes, entre 1950 e 1961 (cerca de 8,6 p.p. a mais).



Fonte: Langoni (1974), tabela 6 e apêndice B.

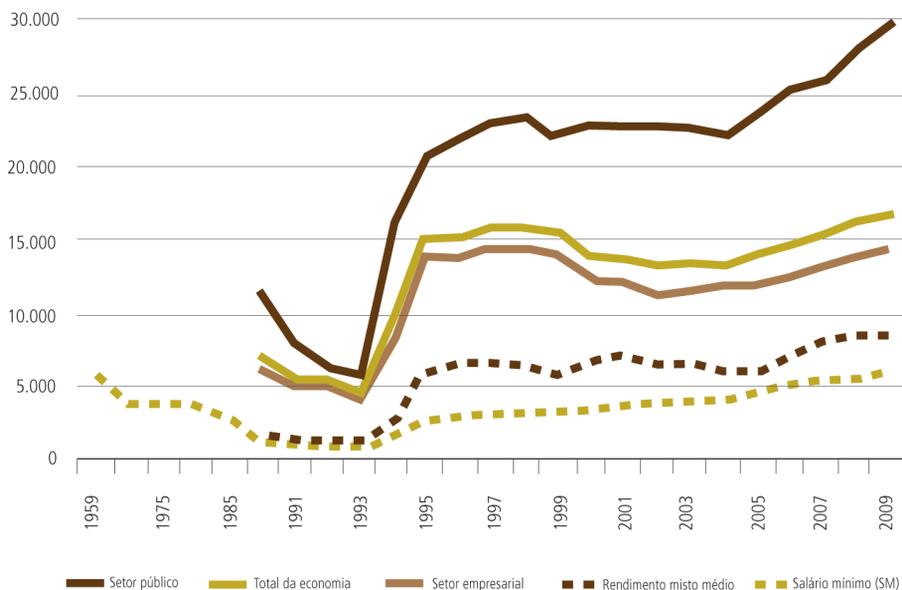
11. Para informações que se originam em dados não publicados das Contas Nacionais da FGV, ver Langoni (1974).

2.2.2 O setor privado e o público¹²

As informações disponíveis nas contas nacionais brasileiras permitem distinguir a participação da APU no PIB brasileiro e, por diferença, é possível distinguir o que seria a participação do resto da economia que se denomina aqui setor privado e é formado pelas empresas públicas e privadas e as famílias.

Como pode ser observado no gráfico 3, o salário médio da APU cresceu continuamente desde 1993 e, em 2009, chegou a ser duas vezes superior ao salário médio do setor privado (SPRIV) (Considera e Pessoa, 2013), influenciando de forma marcante a participação das remunerações de assalariados no PIB, quando se toma por base o total da economia.

GRÁFICO 3
Salário médio anual por categorias (1959-2009)
(Em R\$ de 2009)



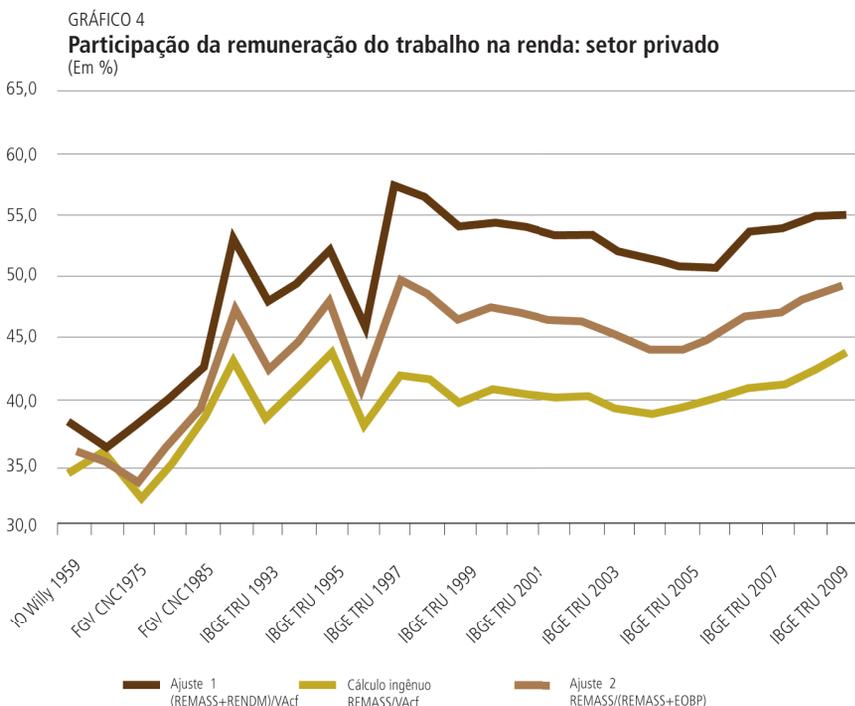
Fonte: Considera e Pessoa (2013), IBGE/Contas Nacionais e Ipea.

O valor adicionado da APU se constitui de apenas remunerações do trabalho, não gerando excedente operacional, à exceção de uma parcela

12. Entende-se aqui como setor público as instituições da APU central e descentralizada nos seus três níveis de governo (federal, estadual e municipal) e nas suas três esferas de poder (Executivo, Legislativo e Judiciário), produtoras de serviços não mercantis. Portanto, não estão aí incluídas as empresas públicas que são tratadas como produtoras de bens ou serviços mercantis e somam-se às empresas privadas.

imputada (a partir de 1995 que representa em média 12% do seu próprio PIB e 1,5% do PIB do país), que corresponderia à depreciação de seu capital fixo. Como dito anteriormente, essa renda imputada não existe e foi expurgada nos cálculos do EOB, do VAcf e do PIB, aqui realizados.¹³ Utilizando-se as informações disponíveis para toda a série, é possível ter a participação das remunerações do SPRIV no PIB do SPRIV.¹⁴ A tabela 1 e o gráfico 4 apresentam esses resultados.

Pelos três métodos, a participação das remunerações de assalariados do setor privado no PIB é acentuadamente inferior a esta participação (em média 8,4 p.p., a menos) quando se compara com o total da economia, embora se observe que as tendências são semelhantes. Isso se deve à notável diferença entre os salários do setor público e do setor privado. Os resultados da correlação com o grau de desenvolvimento (PIBpc) são semelhantes àqueles do total da economia: alta correlação para o período 1959-2009 e nenhuma para o período após 1990.



13. Ver apêndice metodológico.

14. Para isso, foram retirados do total da economia os valores correspondentes às remunerações do PIB e das APUs.

2.2.3 O rendimento misto bruto

Foi esclarecido anteriormente que o RENDM recebido pelos trabalhadores autônomos inclui rendimentos do trabalho e eventuais rendimentos de capital, de propriedade desses trabalhadores autônomos. Provavelmente, em países onde as relações de trabalho são mais formalizadas, esses trabalhadores são em número bastante inferior ao do Brasil. Aqui eles evidenciaram em média 44% das ocupações no período 1990-2009, e seus rendimentos representaram em média 21% das remunerações dos empregados. Com isso, como pode ser visualizado no gráfico 3, seu rendimento médio é bastante baixo, apenas 1,6 vez em média superior ao SM durante o período 1990-2009. Provavelmente, pouco há de remuneração de capital nesses rendimentos. Se assim for, o ajustamento 1 seria o mais adequado ao Brasil e a participação do trabalho na renda seria superior àquela que está sendo aqui adotada.

Adicionalmente, muitos acreditam que, entre os trabalhadores autônomos, estão incluídos profissionais liberais que organizaram empresas de serviços (geralmente de duas pessoas) em que são eles próprios os únicos trabalhadores, e não recebem salários, mas participam dos lucros de uma empresa com baixo teor de capital. De fato, essa remuneração é proveniente exclusivamente do trabalho de um indivíduo altamente qualificado. Como foi dito anteriormente, ao terem um registro de pessoa jurídica, para pagarem menos tributos, eles são identificados como empresas e a maior parte do valor adicionado por essa empresa é considerada EOB.

Há razões, portanto, para se acreditar que a participação dos rendimentos do trabalho no Brasil possa ser significativamente superior àquela que as estatísticas permitem aferir.

3 PARTICIPAÇÃO DOS RENDIMENTOS DE PROPRIEDADE NA RENDA

Dado o resultado de que a participação do trabalho na renda varia ao longo dos anos, não é possível utilizar um modelo agregado com função de produção da forma Cobb-Douglas, visto que uma das propriedades dessa função é a constância da participação do capital na renda. Para tanto, se considera o modelo com a função de produção CES que apresenta haver uma relação entre a participação do capital na renda e a relação capital-produto.

3.1 O modelo a ser estimado

A função de produção CES é definida como:

$$Y = \left[\beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta)(AL)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

em que β é o parâmetro distributivo da CES e σ é a elasticidade de substituição capital-trabalho, Y é o PIB, u é o percentual de utilização do capital instalado, K é o estoque de capital instalado, A é a produtividade do trabalho e L o total de trabalhadores ocupados.

É interessante verificar (apesar de ser um pouco dispendioso e aqui desnecessário) que no limite para $\sigma \rightarrow 1$ a função torna-se a Cobb-Douglas.

Isto é:

$$\lim_{\sigma \rightarrow 1} \left[\beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta)(AL)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} = (uK)^\beta (AL)^{1-\beta} \quad (2)$$

A participação do capital na renda, α_K , é dada por:

$$\alpha_K = \frac{K \frac{\partial Y}{\partial K}}{Y} \quad (3)$$

A derivada da função com relação ao capital é dada por:

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[\beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta)(AL)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}-1} \beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{1}{K} \quad (4)$$

Ou ainda:

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \left[\beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta)(AL)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \frac{1}{K} \quad (5)$$

Assim,

$$\alpha_K = \frac{K \frac{\partial Y}{\partial K}}{Y} = \frac{\left[\beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta)(AL)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{\left[\beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta)(AL)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}} =$$

$$= \frac{\beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{\beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta)(AL)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \quad (6)$$

Logo:

$$\alpha_K = \frac{\beta k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{\beta k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta)} \quad (7)$$

em que $k = \frac{uK}{AL}$ é o estoque de capital em unidades eficientes em uso.

A relação produto-capital é dada por:

$$k := \frac{uK}{Y} = \frac{uK}{\left[\beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta)(AL)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}} = \frac{uK}{AL \left[\beta k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta) \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}} =$$

$$= \frac{k}{\left[\beta k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta) \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}} = \frac{1}{\left[\beta + (1-\beta)k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}} \quad (8)$$

Note-se que é possível reescrever a equação para a participação do capital na renda da seguinte forma:

$$\alpha_K = \frac{\beta k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{\beta k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta)} = \frac{\beta}{\beta + (1-\beta)k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \quad (9)$$

Das duas últimas equações segue que:

$$\alpha_K = \frac{\beta}{K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \quad (10)$$

Trata-se de uma especificação *log*-linear, que pode facilmente ser estimada. De posse de uma série de dados para a participação do capital na renda, α_K , e da relação capital-trabalho em uso, é possível estimar β e σ . Segue:

$$\ln \alpha_{K,t} = \ln \beta + \frac{\sigma-1}{\sigma} \ln K_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

3.2 Os resultados do modelo para o Brasil

Após a descrição dos aspectos metodológicos relatam-se os resultados de três estimativas do modelo anterior.

3.2.1 Aspectos metodológicos

As informações sobre a participação das remunerações de empregados e dos rendimentos de propriedade no PIB (cálculo ingênuo, ajuste 1 e ajuste 2) foram detalhadas na seção 2, inclusive seu desdobramento para o setor privado. Como será observado ao longo da análise, escolheu-se o ajustamento 2 (em que o rendimento misto é dividido proporcionalmente entre remunerações e excedente) para as estimativas do modelo. As informações sobre o estoque de capital do total da economia (total e setor privado) são de Morandi (2011) e foram recentemente atualizadas.¹⁵ As informações do Nível de Utilização da Capacidade Instalada (Nuci) são da série da FGV utilizada para cálculo do capital em uso.¹⁶ O parâmetro distributivo da CES (β) e a elasticidade de substituição capital-trabalho (σ) foram simultaneamente estimados pela equação (11).¹⁷

15. Os autores agradecem a Lucilene Morandi pela gentileza de ter cedido essas informações e permitido seu uso antes de se tornarem públicas.

16. Para o ano de 1959, foi feita uma estimativa controlando-se pelo ciclo econômico brasileiro.

17. Chama-se a atenção que Pessoa, Pessoa e Rob (2003) estimaram (σ) para diversos países com resultados que variaram entre 0,6 e 0,7.

3.2.2 Estimativas para o total da economia

Os resultados do modelo para o total da economia não são bons e foram descartados: o valor de β foi de 1,03, superior a 1. Isto seria de se esperar tendo em vista que o estoque de capital das APU que compõe o estoque de capital da economia não gera qualquer excedente, ou seja, as contas nacionais não computam qualquer retorno para esse capital, à exceção da parcela imputada (a partir de 1995), que foi aqui expurgada.

3.2.3 Estimativas para o total da economia com os impostos sobre a produção tratados como excedente e apropriado pelas APUs

O resultado mostrado anteriormente sugeriu que algum retorno do capital deveria ser imputado para as APUs. Pode-se pensar que capital total da economia (do setor privado + das APUs) gera uma renda total que é igual ao PIB. Uma parte do PIB é primariamente apropriada pelos trabalhadores e se refere às remunerações de assalariados; outra parte pode ser vista como renda de propriedade, referida nas contas nacionais como EOB; a parte restante refere-se aos impostos sobre a produção e a importação, líquidos dos subsídios à produção, renda esta que é primariamente apropriada pelas APUs. As remunerações dos assalariados, tanto do setor privado como das APUs, são renda do trabalho. O excedente, que é uma renda do setor privado, pode ser tratado como remuneração do capital privado. Aqui se propõe tratar os impostos sobre a produção e a importação líquidos dos subsídios como um excedente apropriado primariamente pelas APUs e, portanto, considerar essa renda gerada como remuneração do capital das APUs.¹⁸

Esses esforços forneceram um bom resultado e estão apresentados na tabela 2 e gráfico 5. A tabela 2 informa que a estimativa pontual da constante foi de 4,585, o que significa que $\beta = e^{Const.} = 0,9800$. Analogamente, a tabela 2 informa que a estimativa pontual do regressor associado à relação capital produto foi de 0,90, o que significa uma estimativa pontual para a elasticidade de substituição de $\sigma = \frac{1}{1 - (-0,90)} = 0,53$. De acordo com a teoria econômica, a participação do rendimento do capital decresce com o aumento da relação capital-produto e a participação do rendimento do capital estimada pelo modelo se ajusta muito bem com a observada. A constância da relação capital-produto não consegue descrever a leve elevação

18. Ver apêndice metodológico.

que houve em 2003, nem a leve queda que houve a partir de 2005 inclusive. No entanto, vale notar que estes movimentos recentes foram de intensidade muito menor do que a grande queda observada de final dos anos 1950 até meados dos anos 1990.

TABELA 2

Total da economia com EOB imputado para APU: resultado da regressão

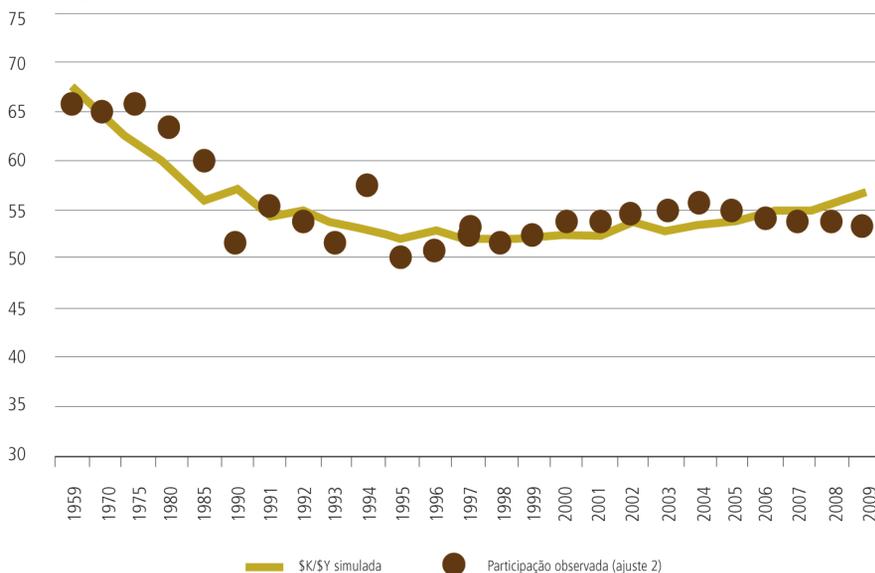
(Ln da participação da remuneração do capital e Ln da relação capital em uso-produto)

Estatística de regressão	
R múltiplo	0,832209725
R-quadrado	0,692573026
R-quadrado ajustado	0,679206636
Erro-padrão	0,045848482
Observações	25

	Coefficientes	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
Interseção	4,585047388	0,080000149	57,31298579	2,52902E-26
Relação capital-produto	-0,900130202	0,125048825	-7,19823	2,49883E-07

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 5

Ajuste do modelo aos dados

Elaboração dos autores.

3.2.4 Estimativas para o setor privado

O resultado para o setor privado da simulação da participação do rendimento de propriedade em função da relação capital-produto é bastante robusto e um pouco melhor do que aquele para o total da economia com excedente imputado para o setor público e está apresentado na tabela 3 e gráfico 6. Utilizou-se o ajuste 2 para os cálculos.

TABELA 3

Setor privado: resultado da regressão

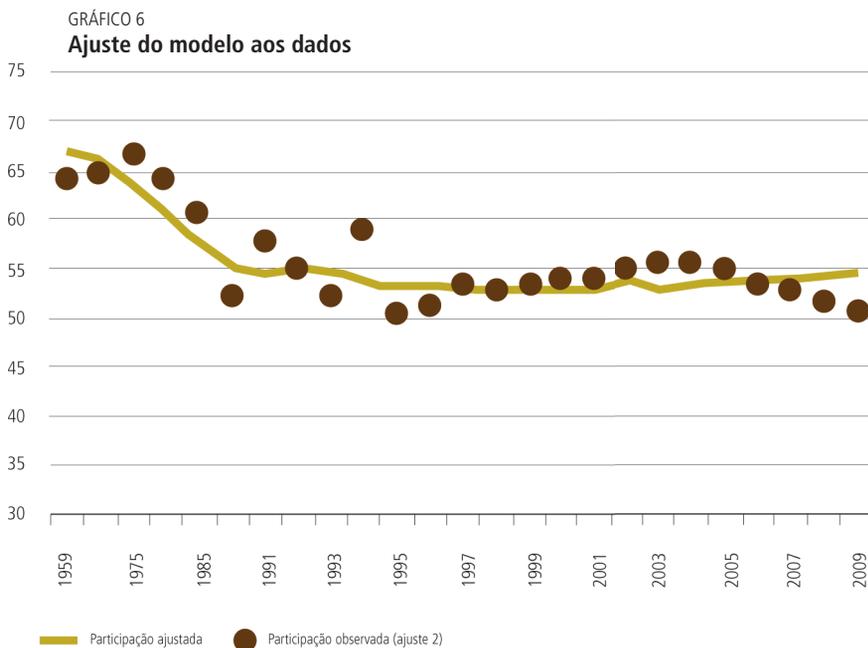
(Ln da participação da remuneração do capital e Ln da relação capital em uso-produto)

Estatística de regressão					
R múltiplo	0,847908				
R-quadrado	0,718947				
R-quadrado ajustado	0,706728				
Erro-padrão	0,043877				
Observações	25				
	Coeficientes	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p	
Interseção	4,319	0,040	107,601	1,36E-32	
Relação capital-produto	-0,547	0,071	-7,670	8,76E-08	

Elaboração dos autores.

A tabela 3 informa que a estimativa pontual da constante foi de 4,319, o que significa que $\beta = e^{Const.} = 0,75$. Analogamente, a tabela 2 informa que a estimativa pontual do regressor associado à relação capital-produto foi de -0,547, o que significa uma estimativa pontual para a elasticidade de substituição de $\sigma = \frac{1}{1 - (-0,547)} = 0,65$. De acordo com a teoria econômica, a participação do rendimento do capital decresce com o aumento da relação capital-produto e a participação do rendimento do capital estimada pelo modelo se ajusta muito bem com a observada.

A função de produção CES ajusta bem a forte queda que houve na participação do capital na renda entre 1959 e 2002. No entanto, o modelo não tem a mesma capacidade de acompanhar plenamente os movimentos recentes. Do mesmo modo que, para o total da economia, a constância da relação capital-produto não consegue descrever a leve elevação que houve em 2003, nem a leve queda que houve a partir de 2006 inclusive. No entanto, vale notar que estes movimentos recentes foram de intensidade muito menor do que a grande queda observada de final dos anos 1950 até meados dos anos 1990.



Elaboração dos autores.

Cabe ainda observar que os gráficos 5 e 6 sugerem que, provavelmente, a participação do capital na renda foi subestimada em 1990 e superestimada em 1994. Sabe-se que ambos foram anos de programas de estabilização – Planos Collor e Real – que pode ter sido a fonte do erro de medida.

4 DISTRIBUIÇÃO FUNCIONAL E DISTRIBUIÇÃO PESSOAL DA RENDA

A distribuição funcional da renda pode ser observada sob dois aspectos: o primeiro deles, que recebe o nome de distribuição primária da renda, identifica a repartição do valor adicionado entre o fator trabalho (remunerações de empregados) e os outros fatores que não o trabalho (EOB atribuído ao capital, principalmente) e os impostos líquidos dos subsídios no âmbito da produção e podem ser observados tanto por atividades econômicas quanto por setores institucionais (assim intitulados nas contas nacionais os agentes econômicos). Na conta da alocação da renda primária, as remunerações e o excedente passam por uma nova rodada de apropriação observável apenas por setores institucionais e, em seguida, pela distribuição secundária da renda (ação tributária e de transferências efetuadas pelas APUs).

A remuneração do trabalho é própria e exclusiva das famílias, sendo determinada por vários atributos pessoais (educação, gênero, raça etc.), assunto bastante explorado na literatura mundial e brasileira.¹⁹ A remuneração do capital atribuída aos diferentes setores institucionais (famílias, empresas e APU) é determinada pela distribuição desse capital (patrimônio) entre eles. Este capital, se pode inferir, é bastante concentrado em qualquer país e em particular no Brasil. Como a renda pessoal (das famílias) se compõe de remunerações do trabalho e do capital, a distribuição funcional da renda tem impacto direto na distribuição pessoal da renda. Portanto, é importante entender sua dinâmica. Evidentemente que há ainda uma parcela de transferência de renda das APUs para as famílias que não são determinadas pelas relações de produção, sendo definida pelas instituições que regulam esses benefícios sociais no país.

Uma dificuldade é a verificação das rendas do não trabalho aferida pelas famílias, quando esta informação se origina nas pesquisas domiciliares. Uma das maiores limitações dos trabalhos sobre a distribuição pessoal da renda é o fato de que os rendimentos do capital são muito mal informados em qualquer pesquisa familiar. Soares (2006) em sua conclusão diz:

Quais são as principais limitações deste trabalho? Parece-nos que uma das maiores refere-se às próprias limitações de qualquer pesquisa domiciliar: os rendimentos do capital são muito mal percebidos. No país dos juros reais de 12% e carga tributária acima de 30% do PIB, não é possível fazer uma boa análise da distribuição de renda ignorando a distribuição funcional. Desde a obra seminal de Simon Kuznets (1955 e 1963), sabe-se que a distribuição interpessoal e a distribuição funcional têm fortes relações, embora estas sejam de longo prazo. Como dados sobre rendimentos do capital são menos confiáveis que dados sobre rendimentos do trabalho, esta é uma avenida de investigação árdua, o que não reduz sua importância.

Em seu trabalho, Soares (2006, p. 22), utilizando-se dos microdados das PNADs do período 1995-2004, mostra que 79,1%, em média, da renda domiciliar *per capita* provinha da remuneração do trabalho, menos do que 1% era de juros, dividendos e bolsa família e 2,7% eram devidos a aluguéis e doações. Essa realidade, quando medida pelas Contas Nacionais do IBGE/Contas Econômicas Integradas (CEIs), é bastante diferente. O que aqui se está referindo como renda pessoal das famílias inclui todas as rendas por elas apropriadas, ou seja, a renda disponível bruta das famílias (terminologia e

19. A nota de rodapé 2 cita uma coletânea desses trabalhos mais recentes e as bibliografias lá listadas trazem inúmeras outras referências.

conceito de contas nacionais) representa 67% em média (entre 2000 e 2009) da renda disponível do país;²⁰ 15% são auferidas pelas empresas (financeiras e não financeiras) e 18% pertencem às administrações públicas. A renda disponível bruta das famílias, por sua vez, se decompõe, em média (entre 2000 e 2009) entre 50% de renda do trabalho (incluindo o rendimento misto atribuído ao trabalho – ajuste 2 de Gollin), 28% de renda de propriedade e 22% de benefícios, conforme pode ser observado na tabela 4.²¹

Com base nessas diferenças, como comparar a evolução da renda disponível das famílias e a evolução dos coeficientes de concentração da renda da PNAD? Em artigo recente, Bastos (2012, p. 8, gráfico 1) faz essa comparação mostrando que a participação do EOB – renda do capital – sobe continuamente de 1995 até 2004 (as remunerações do trabalho caem em contrapartida) a despeito do fato de o índice de Gini cair continuamente desde 1995 até 2009, indicando melhora na distribuição pessoal da renda.

A resposta a essa aparente contradição está no fato de que a distribuição primária da renda mostra o aspecto técnico-econômico da distribuição funcional da renda disponível, como dependente da relação técnica capital-produto que determina a participação da renda do capital na renda da economia. Aspectos institucionais e políticas compensatórias de distribuição da renda podem alterar esta composição quando se considera o restante do processo de apropriação da renda. Convém lembrar ainda que apenas parte da renda do capital é apropriada pelas famílias (via distribuição de dividendos e participação dos empregados nos lucros das empresas), já que uma parcela é retida (apropriada) pelas empresas, constituindo-se na sua poupança. A tabela 5 mostra que, ainda assim, a correlação entre a participação das remunerações de empregados vista na distribuição primária da renda (TRU) e a renda do trabalho efetivamente apropriada pelas famílias vista na conta econômica integrada (CEI) é de 0,7. Adicionalmente, a correlação entre esta renda do trabalho da CEI e o coeficiente de Gini é de $-0,94$ mostrando que, quanto mais proporcionalmente se eleva a renda de trabalho na renda apropriada pelas famílias, menor é o coeficiente de Gini e, portanto, melhor distribuída é a renda.

20. Adicionou-se a parcela de 1,5% das instituições privadas sem fins lucrativos que são classificadas no setor famílias.

21. Os cálculos foram feitos sem descontar os impostos sobre a renda e a propriedade. Os benefícios sociais correspondem a benefícios pagos a aposentados do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) (11%), a servidores federais, estaduais e municipais (11%), e Lei Orgânica de Assistência Social (Loas) e Programa Bolsa Família (PBF) (1%).

TABELA 4
Renda disponível bruta das famílias por categorias de renda (2000-2009)
 (Em % sobre o total da renda disponível bruta das famílias)

	Anos										Média
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
Renda disponível das famílias, com imposto sobre a renda e o patrimônio ¹	49,6	49,2	48,1	48,4	49,9	50,1	50,5	51,7	53,3	53,0	50,4
Renda disponível bruta das famílias proveniente do trabalho	32,1	31,6	30,6	29,7	28,2	27,6	26,7	25,9	24,4	23,8	28,1
Renda disponível bruta das famílias proveniente de propriedades	6,2	6,0	5,8	5,2	4,0	4,2	3,5	3,4	2,9	3,5	4,2
Juros	11,1	11,2	10,2	10,3	10,7	10,2	10,4	9,8	9,6	8,5	10,0
Retiradas	13,0	12,3	12,0	11,4	11,0	10,7	10,3	10,1	9,7	9,7	10,7
EOB das famílias (aluguel)	19,3	20,2	22,3	22,3	22,4	22,9	23,7	23,5	23,3	23,7	22,4
Renda disponível bruta das famílias proveniente de benefícios	8,5	9,0	9,4	10,2	10,5	11,0	11,4	11,3	11,2	11,5	10,7
Benefícios de seguridade social (INSS)											
Benefícios de seguridade social com constituição de fundos (aposentados estaduais, municipais e Fundo de Amparo ao Trabalhador – FAT)	7,2	7,6	8,3	8,2	7,7	7,7	7,9	7,8	7,7	7,5	7,7
Benefícios de seguridade social sem constituição de fundos (aposentados federais)	3,2	3,3	4,1	3,2	3,2	3,2	3,2	3,1	3,1	3,2	3,2
Benefícios de assistência social em numerário (Loas e Bolsa Família)	0,3	0,3	0,6	0,7	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4	1,5	1,1
Outras transferências correntes	-1,0	-1,0	-1,0	-0,4	-0,5	-0,7	-0,9	-1,0	-1,0	-0,5	-0,8
Total	100,0										

Fonte: IBGE/Contas Nacionais (nova série), e CEI (2000-2009).
 Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Os percentuais foram calculados sobre o total com imposto sobre a renda e o patrimônio devido à impossibilidade de atribuí-los a cada categoria de renda.

TABELA 5
Outras informações

	Anos											Média
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009		
1. W/Y remunerações/VAcf (total da economia ajuste 2)	55,6	56,0	54,9	54,0	53,6	54,4	55,1	55,6	56,8	56,8	55,3	
2. Salário médio total (inclui APU)/SM	4,1	3,7	3,5	3,3	3,2	3,1	2,9	2,9	2,9	2,8	3,2	
3. Salário médio do setor empresarial (exclui APU)/SM	3,6	3,2	3,0	2,9	2,8	2,7	2,5	2,5	2,5	2,4	2,8	
4. RENDM (autônomos)/SM	2,0	1,8	1,8	1,6	1,5	1,4	1,5	1,5	1,6	1,4	1,6	
5. Coeficiente de Gini/renda domiciliar <i>per capita</i>	0,596	0,589	0,583	0,583	0,572	0,569	0,563	0,556	0,548	0,543		
6. Correlação entre % de renda disponível bruta das famílias proveniente do trabalho e salário médio do setor empresarial/SM	-0,69											
7. Correlação entre % de renda disponível bruta das famílias proveniente do trabalho/renda disponível bruta das famílias total e (1) W/Y total	0,70											
8. Correlação entre % de renda disponível bruta familiar trabalhada/renda disponível bruta familiar total e (5) Gini	-0,94											
9. Correlação entre (1) W/Y e (5) Gini	-0,53											

Fonte: (1) Tabela 1 do texto, (2), (3) e (4) de Considera e Pessoa (2013), com base nas Contas Nacionais do IBGE e SM e Gini, *ipeadata*.

Elaboração dos autores.

Evidentemente que a melhor distribuição está associada a atributos da mão de obra, mas também a aspectos institucionais como a recuperação do valor do SM a partir de 1994 e a aceleração deste movimento a partir de 2005. A correlação entre o coeficiente de Gini e a relação entre o salário médio nas empresas e o SM é de $-0,69$, sugerindo que à medida que o SM se aproxima do salário médio das empresas, melhora a distribuição da renda.

5 CONCLUSÃO

Aplicando-se, para o total da economia, três procedimentos para aferir o que seria a remuneração do trabalho, mostra-se que a participação da remuneração do trabalho é de, em média, 47,3%, 57,1% ou 52,6%, de acordo com cada procedimento adotado para tratar os RENDMs recebidos pelos trabalhadores autônomos. Esta participação é ainda inferior, na melhor situação (57,1%), à de países mais desenvolvidos ou mesmo menos desenvolvidos que o Brasil.

Introduziu-se neste trabalho uma novidade que se mostrou relevante. Sabe-se que o mercado de trabalho no Brasil funciona de forma bastante diferente quando se trata do setor público ou do setor privado (o salário médio das APUs que em 1990 era 1,5 vez o salário médio do setor empresarial se torna em 2009 o dobro do salário médio do setor empresarial). Levando-se isto em consideração, foram apresentados os resultados para o total da economia, que é comumente abordado neste tipo de comparação, e para o setor público e o privado em separado. Nos três casos, a participação das remunerações de assalariados do setor privado no PIB do setor privado é acentuadamente inferior (em média 8,4 p.p.) a esta participação quando se compara com o total da economia, embora se observe que as tendências são semelhantes.

Em seguida, vai-se além da descrição da evolução da distribuição funcional da renda. Utilizando-se uma função de produção agregada com CES, procura-se explicar a evolução da participação dos rendimentos de propriedade na renda interna bruta. A teoria econômica sugere que a relação entre participação do capital na renda e a quantidade de capital é negativa – isto é, a participação do capital na renda reduz-se quando a quantidade de capital sobe – se as possibilidades de substituição de capital por trabalho forem relativamente baixas.

Para testar isso, introduz-se outra novidade neste tipo de trabalho: imputa-se como excedente o valor dos impostos sobre a produção e a importação, líquidos de subsídios, já que esta renda não pertence ao trabalho – é um excedente, primariamente apropriado pelas APUs. O resultado da simulação da participação do rendimento de propriedade em função da relação capital produto se mostrou bastante robusto, tanto para o total da economia com imputação dos impostos sobre a produção referente ao excedente das APUs como para o setor privado em separado.

Obteve-se que, de fato, as possibilidades de substituição entre capital e trabalho são relativamente baixas. Precisamente, o valor estimado para a elasticidade de substituição foi menor que 1 (0,53 e 0,65, respectivamente, para o total da economia e para o setor privado em separado) e desta forma conclui-se que, de acordo com a teoria econômica, a participação do rendimento do capital decresce com o aumento da relação capital-produto.

Três conclusões podem ser extraídas das informações já expostas: em primeiro lugar, e principalmente, um fator técnico-econômico (a relação capital-produto) é essencial para explicar a distribuição funcional da renda; em segundo, essa distribuição tem se tornado progressivamente mais favorável ao trabalho graças à crescente relação capital-produto; em terceiro lugar, alguns fatores institucionais podem ser relevantes para explicar essa distribuição, notadamente a política de SM, principalmente nos anos posteriores a 2005.

Mostrou-se, adicionalmente, com informações a partir de 2000, que a despeito de a relação remunerações de empregados/renda a custo de fator e o coeficiente de Gini ser pequena (correlação de $-0,53$), quando se considera o processo integral de apropriação da renda, a renda do trabalho como proporção da renda disponível apropriada pelas famílias tem crescido desde o ano 2000 e guarda relação estreita (correlação de $-0,94$) com o coeficiente de Gini. Ou seja, a distribuição pessoal da renda melhora quando aumenta a participação da renda do trabalho na renda disponível das famílias. Mostrou-se, também, que esta relação entre a participação da renda do trabalho e a renda disponível das famílias tem ligação com aquela parcela determinada pela relação capital produto (correlação de $0,70$) embora não tão forte, pois uma parcela do excedente é retida pelas empresas e só parte é distribuída para as famílias na forma de dividendos.

Uma reflexão adicional é que, tendo em vista que a distribuição funcional da renda é essencial para a distribuição pessoal da renda, pode-se afirmar que o Brasil continuará, por muitos anos, apresentando índices de concentração pessoal da renda elevados, embora decrescentes. Isto se deve ao fato de que não basta que a distribuição de salários esteja melhorando, graças ao avanço da educação como apontou Menezes-Filho (2012). Ou, ainda, em decorrência da política de melhoria do SM, tendo em vista que o salário médio do setor privado, que já foi 4,5 vezes o SM, era de apenas 2,4 vezes em 2009. Mas esta possibilidade tem seus limites, que podem estar associados a uma aceleração da inflação.²²

Para que a melhoria na distribuição pessoal da renda se acelere, é necessário que a renda do capital se reduza; e, para que isso ocorra, é essencial que, com a estabilização da economia brasileira e a maior mobilidade de capital entre as economias, se possa promover, nos próximos anos, forte queda dos juros, o que teria impactos sobre a remuneração do capital. A queda dos juros promoveria a aceleração do processo de acumulação de capital no setor produtivo reduzindo a sua remuneração. Por sua vez, a má distribuição de propriedade da terra e imóveis poderia ser resolvida por meio de uma melhor tributação sobre o patrimônio, de maneira que seria possível melhorar fortemente a distribuição pessoal da renda, mesmo com uma estrutura relativamente concentrada de direitos de propriedade do capital e da terra como é a do Brasil.

ABSTRACT

Many papers have been written about the Brazilian personal income distribution focusing in its origin, causes and changes. Nevertheless, few have been made on factors share incomes, mainly due to lack of data. This paper starts by describing the evolution of labor share income from 1959 to 2009. Afterwards focus on explaining the capital share income by the means of a CES function.

After analyzing three alternative methods to compute the labor share income this paper concludes that it is, on average, 52.6%. Those shares are inferior, to those of countries more or less developed than Brazil.

Next the focus change to explain the capital share income, using a CES function model. The results are quite robust both for the economy as whole and for the enterprise sector only. The economic theory suggests that the relationship between capital income share and the capital/product rate

22. A respeito do impacto da distribuição funcional da renda sobre a distribuição pessoal da renda, suas razões econômicas e as provenientes na forma de tratamento dos dados conforme sejam oriundos da PNAD ou das contas nacionais, ver Bastos (2012).

is negative if the possibilities of substituting labor for capital are relatively low. The results are substantially good: the drop of the income share of capital occurred simultaneously with the increase of the capital/product rate, both for the economy as whole as for the enterprise sector.

The decomposition of the disposable national income appropriate by families shows that there is a correlation between the share of capital income and the Gini coefficient. The role of the minimum wage for personal income distribution is also part of the explanation.

Keywords: factors share income; functional income distribution; labor share income; capital share income; CES function.

REFERÊNCIAS

- BACHA, Edmar Lisboa. Hierarquia e remuneração gerencial. *In*: TOLIPAN, Ricardo; TINELLI, Arthur Carlos (Ed.). **A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento**. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.
- BARROS, Ricardo Paes de; FOGUEL, Miguel Nathan; ULYSSEA, Gabriel. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. v. 1 e 2.
- BASTOS, Estêvão Kopschitz Xavier. **Distribuição funcional da renda no Brasil: estimativas anuais e construção de uma série trimestral**. Brasília: Ipea, 2012. (Texto para Discussão, n. 1.702).
- CONSIDERA, Claudio Monteiro. Estrutura e evolução dos lucros e dos salários na indústria de transformação. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, p. 71-122, abr. 1980.
- CONSIDERA, Claudio Monteiro; PESSOA, Samuel de Abreu. **Evolução dos salários no Brasil e sua determinação**. 2013. Mimeografado.
- GOLLIN, Douglas. Getting income shares right. **The journal of political economy**, v. 110, n. 2, p. 458-474, Apr. 2002.
- GOMES, Victor; BUGARIN, Mirta; ELLERY JUNIOR, Roberto. Long run implications of the Brazilian capital stock and income estimates. **Brazilian review of econometrics**, v. 25, n. 1, p. 67-88, May 2005.
- HOFFMANN, Rodolfo. **Considerações sobre a evolução recente da distribuição de renda no Brasil**. Piracicaba: USP/ESALQ, 1973. Mimeografado.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais 1990-1994 (série antiga)**. Disponível em: <<http://seculoxx.ibge.gov.br/economicas/contas-nacionais>>.
- _____. **Sistema de Contas Nacionais 1995-2009 (nova série)**. Disponível em: <<http://seculoxx.ibge.gov.br/economicas/contas-nacionais>>.
- KALDOR, Nicholas. Capital accumulation and economic growth. *In*: LUTZ, Friedrich; HAGUE, Douglas (Ed.). **The theory of capital: proceedings of a conference held by the International Economic Association**. New York: St. Martin's, 1961.
- KUZNETS, Simon. Economic growth and income inequality. **The American economic review**, v. 45, n. 1, p.1-28, 1955.
- _____. Quantitative aspects of the economic growth of nations: VIII distribution of income by size. **Economic development and cultural change**, v. 11, n. 2, part II, Jan. 1963.

LANGONI, Carlos Geraldo. **As causas do crescimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: APEC, 1974.

MATA, Milton da; BACHA, Edmar Lisboa. Empregos e salários na indústria de transformação, 1949/1969. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 3, n. 2, p. 303-340, jun. 1973.

MENEZES-FILHO, Naercio. Educação, bolsa família e desigualdade. **Valor econômico**, São Paulo, 20 jan. 2012.

MORANDI, Lucilene. **Estimativas de estoque de capital fixo com as novas contas nacionais, Brasil – 1940-2009**. Rio de Janeiro: UFF, 2011. (Texto para Discussão, n. 273).

PESSOA, Samuel de Abreu; PESSOA, Sílvia Matos; ROB, Rafael. Elasticity of substitution between capital and labor: a panel data approach. **Ensaio econômico**, Rio de Janeiro, n. 494, ago. 2003.

RIJCKEGHEM, Willy van. An intersectoral consistency model for economic planning in Brazil. *In*: ELLIS, Howard (Ed.). **The economy of Brazil**. Berkeley: University of California Press, 1969. p. 376-402.

SOARES, Sergei Suarez Dillon. **Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004**. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.166).

TOLIPAN, Ricardo; TINELLI, Arthur Carlos (Ed.). **A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento**. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BARROS, Ricardo Paes de; CURY, Samir; ULYSSEA, Gabriel. A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa usando PNAD, POF e contas nacionais. *In*: BARROS, Ricardo Paes de; FOGUEL, Miguel Nathan; ULYSSEA, Gabriel (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. v. 1 e 2.

GOLLIN, Douglas. Nobody's business but my own: self employment and small enterprise in economic development. **Journal of monetary economics**, v. 55, n. 2, p. 219-233, Mar. 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais Consolidadas 1947-1989**. Disponível em: <<http://seculoxx.ibge.gov.br/economicas/contas-nacionais>>.

(Originais submetidos em fevereiro de 2012. Última versão recebida em julho de 2013. Aprovada em outubro de 2013).

APÊNDICE METODOLÓGICO

1 SOBRE O EXPURGO DO EXCEDENTE DA APU, APÓS 1995

O objetivo aqui é esclarecer por que se expurgou das contas da APU, nas contas nacionais brasileiras, o valor imputado como EOB, já que foi imputado um valor de consumo do capital fixo como custo de produção dos serviços não mercantis produzidos pela APU. Na metodologia divulgada pelo IBGE, têm-se as seguintes definições, que estão em consonância com o Sistema de Contas Nacionais das Nações Unidas (UN/SNA-1993):

Valor da produção não mercantil da administração pública

A produção não-mercantil da administração pública é, por convenção, medida pelos seus custos por não ser objeto de transação no mercado. Estes custos envolvem as remunerações pagas aos assalariados, o consumo corrente de bens e serviços, o consumo de capital fixo e o pagamento de impostos incidentes sobre a sua produção.

Valor adicionado da produção não mercantil da administração pública

O valor adicionado é definido como o saldo entre a produção e o consumo intermediário, representando a contribuição de cada atividade econômica no PIB. No caso das administrações públicas em que a produção é mensurada pelo custo, o valor adicionado bruto é obtido pela soma de seus componentes: remunerações (salários e contribuições sociais), outros impostos sobre a produção pagos pelas administrações públicas e o consumo de capital fixo.

Por este procedimento imputa-se à APU um valor de consumo de capital fixo que irá compor seu EOB parte do seu valor adicionado bruto. Lembra-se aqui que o produto principal da APU, os serviços não mercantis, não é vendido no mercado, não tem preço, e seu valor de produção é calculado como já definido.

Por sua vez, para as demais atividades, o mesmo no caso dos aluguéis imputados, é possível definir um preço que supostamente inclui os custos de produção (consumo intermediário e remuneração de assalariados) e gera um excedente bruto que contempla lucros, impostos sobre a renda, e outras rendas que não a remuneração de empregados, e um suposto consumo do capital fixo. Note-se que, neste caso, este excedente é realmente gerado (ou mesmo o serviço a ele associado, no caso dos aluguéis imputados, cujo preço de mercado o incluiria).

Pode-se imaginar que, em algumas atividades do setor privado, certas empresas ou famílias produtoras não terão conseguido gerar lucros e, portanto, um excedente capaz de cobrir seus custos de consumo do capital fixo. Nem por isso há a preocupação de se estimar um valor para isso e imputá-lo como excedente à atividade específica. Este valor de fato não teria sido gerado, não existiria.

Logo, parece impróprio estimar um valor de consumo do capital fixo para a APU e imputá-lo como um excedente que não existe. A argumentação contrária é que, se assim não for feito, tanto o valor adicionado como o valor da produção estariam medidos em termos líquidos e não brutos como ocorre em todas as demais atividades. Isso não justifica inventar uma renda que não existiu. No caso da economia brasileira, este valor foi, em média, desde que o IBGE passou a adotar este procedimento (1995-2009), equivalente a 1,6% do PIB do país e 12% do PIB da APU.

Além disso, o conceito de líquido do consumo do capital fixo (depreciação) é totalmente desnecessário, à exceção do caso da formação de capital (investimento), quando o seu valor líquido expressa a efetiva adição de novo capital ao estoque preexistente. E isto está para ser considerado na conta de uso da renda e não de sua geração.

2 SOBRE CONSIDERAR OS IMPOSTOS REFERENTES À PRODUÇÃO EXCEDENTE DA APU COMO VALOR DOS SERVIÇOS GERADOS PELO CAPITAL PÚBLICO

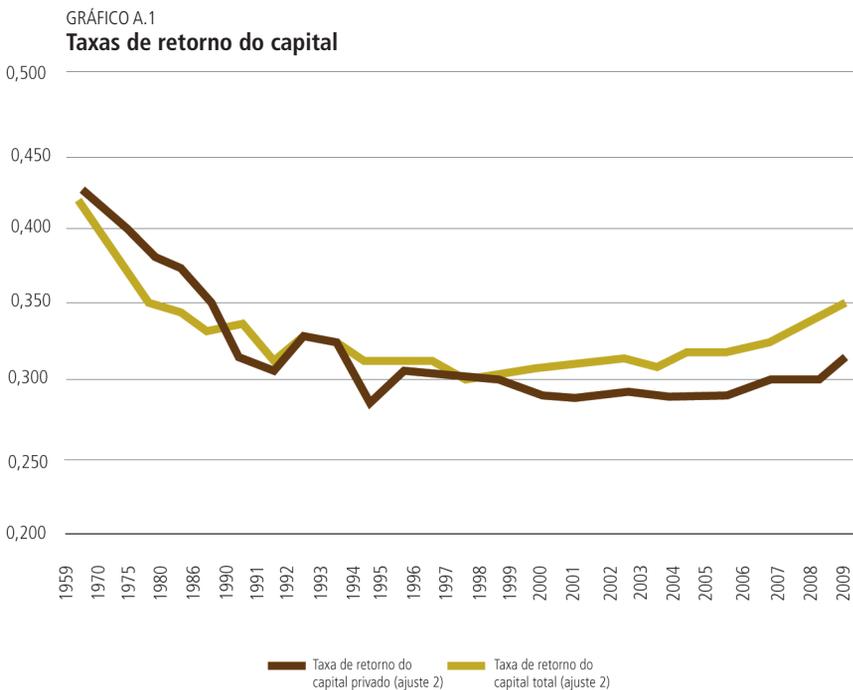
Conforme mencionado anteriormente, as APUs não geram excedente, ou seja, o valor dos serviços produzido pelo capital público não é medido no PIB, o que equivale dizer que o capital público não é remunerado.

Por sua vez, considerando a composição do PIB, este se divide primariamente em: remuneração de assalariados (setor privado e APU), EOB (setor privado) e impostos sobre a produção líquidos de subsídios à produção (pagos pelo setor privado). Portanto, todo o valor gerado nessa economia corresponde à remuneração de assalariados mais um montante que excede a essa remuneração – o EOB que primariamente é apropriado pelas empresas públicas e privadas e os impostos líquidos sobre a produção que são apropriados primariamente pela APU.

O estoque de capital total dessa economia gera toda a parcela do PIB, excetuando-se a remuneração dos assalariados que é fruto do trabalho.

Portanto, é razoável supor que o valor dos impostos líquidos de subsídios sobre a produção e a importação faz parte do excedente bruto gerado pelo capital total da sociedade.

Desta forma, é possível calcular uma taxa de retorno do capital privado e uma taxa de retorno do capital total da economia. Esses cálculos estão na tabela A.1 e a comparação pode ser visualizada no gráfico A.1. Observa-se que as duas rentabilidades são bem próximas, sendo que a taxa de retorno do total da economia é inferior à do setor privado até 1990, se iguala durante alguns anos e a partir de 1998 evolui de forma crescente.



Fonte: Tabela A.1.

Elaboração dos autores.

TABELA A.1
Taxas de retorno do capital público e do privado

Anos	Estoque de capital (R\$ 2.000) em uso		Estoque de capital (R\$ 2.000) em uso		EOB total (R\$ 2.000)	EOB puro (R\$ 2.000)	EOB com rendimento misto proporcional (R\$ 2.000)		Taxa de retorno do ajuste 2 Setor privado	(I-S) sobre produção e importação (R\$ 2.000)	EOB com rendimento misto proporcional (R\$ 2.000)		Taxa de retorno do ajuste 2 Total da economia
	Setor privado	Total da economia	Setor privado	Total da economia			Setor privado	Total da economia			Setor privado	Total da economia	
1959	202.121	263.187	91.652	86.420	86.420	86.420	0,428	0,428	23.705	110.125	0,418		
1970	390.544	548.503	169.099	159.446	159.446	158.764	0,407	0,407	54.137	212.901	0,388		
1975	695.061	931.050	296.810	279.868	279.868	269.308	0,387	0,387	61.846	331.154	0,356		
1980	1.079.564	1.373.339	434.474	409.674	409.674	406.028	0,376	0,376	74.910	480.937	0,350		
1985	1.256.205	1.562.563	456.579	430.517	430.517	442.621	0,352	0,352	79.188	521.809	0,334		
1990	1.352.956	1.679.569	419.190	395.262	395.262	428.435	0,317	0,317	138.017	566.452	0,337		
1991	1.440.600	1.790.804	453.298	427.424	427.424	443.897	0,308	0,308	117.675	561.572	0,314		
1992	1.407.736	1.756.261	459.579	433.346	433.346	462.317	0,328	0,328	111.050	573.368	0,326		
1993	1.515.694	1.894.547	473.510	446.482	446.482	488.239	0,322	0,322	125.982	614.221	0,324		
1994	1.612.740	2.020.378	477.900	450.621	450.621	465.420	0,289	0,289	159.373	624.793	0,309		
1995	1.718.103	2.146.617	513.257	483.960	483.960	520.567	0,303	0,303	143.233	663.800	0,309		
1996	1.741.650	2.169.587	529.609	499.378	499.378	535.093	0,307	0,307	139.713	674.806	0,311		
1997	1.834.413	2.271.884	554.034	522.410	522.410	551.133	0,300	0,300	139.659	690.791	0,304		
1998	1.833.670	2.267.642	550.656	519.225	519.225	552.037	0,301	0,301	141.506	693.544	0,306		
1999	1.837.377	2.261.297	543.872	512.827	512.827	543.542	0,296	0,296	154.926	698.468	0,309		
2000	1.926.492	2.361.997	566.493	534.157	534.157	563.947	0,293	0,293	166.959	730.906	0,309		
2001	1.950.477	2.384.095	564.509	532.287	532.287	563.371	0,289	0,289	178.695	742.066	0,311		
2002	1.958.720	2.389.323	579.663	546.575	546.575	571.696	0,292	0,292	182.604	754.301	0,316		

(Continua)

(Continuação)

Anos	Estoque de capital (R\$ 2.000) em uso		Estoque de capital (R\$ 2.000) em uso Total da economia		EOB total (R\$ 2.000) Setor privado		EOB puro (R\$ 2.000) Setor privado		EOB com rendimento misto proporcional (R\$ 2.000) Setor privado		Taxa de retorno do ajuste 2 Setor privado		(I-S) sobre produção e importação (R\$ 2.000) Total da economia		EOB com rendimento misto proporcional (R\$ 2.000) Total da economia		Taxa de retorno do ajuste 2 Total da economia	
	Setor privado	Total da economia	Setor privado	Total da economia	Setor privado	Setor privado	Setor privado	Setor privado	Setor privado	Setor privado	Setor privado	Setor privado	Setor privado	Total da economia	Total da economia	Total da economia	Total da economia	
2003	2.017.922	2.452.832	591.503	557.740	581.702	0,288	180.588	762.290	0,311									
2004	2.122.925	2.570.096	622.495	586.963	615.163	0,290	201.522	816.685	0,318									
2005	2.184.943	2.636.021	639.111	602.631	636.559	0,291	208.196	844.756	0,320									
2006	2.237.356	2.693.187	663.207	625.350	665.736	0,298	214.987	880.723	0,327									
2007	2.366.486	2.834.848	702.653	662.545	707.532	0,299	227.291	934.824	0,330									
2008	2.475.728	2.948.388	733.690	691.810	746.669	0,302	256.768	1.003.438	0,340									
2009	2.402.435	2.850.089	735.703	693.709	758.800	0,316	238.650	997.450	0,350									

Fonte: IBGE/Contas Nacionais, Matrizes de Insumo-Produto, Rijckeghem (1969) e Morandi (2011).

COMO AS FAMÍLIAS BRASILEIRAS AVALIAM A SATISFAÇÃO COM SEUS RENDIMENTOS?

Marcelo de Sales Pessoa*

Marcos Antônio Coutinho da Silveira**

O trabalho investiga os determinantes demográficos, econômicos e sociais do grau de satisfação das famílias brasileiras com seus rendimentos. Um modelo *logit* ordenado é estimado para explicar o desempenho de um indicador subjetivo de suficiência da renda construído com base no questionário da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003 sobre Avaliação das Condições de Vida. Apesar do expressivo efeito marginal da renda corrente e do consumo sobre o indicador, o reduzido poder de explicação conjunto dessas variáveis é consistente com a bem documentada evidência empírica de que existe um descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida, pelo menos no que tange aos domínios materiais da existência humana. Esse resultado pode ser explicado, pelo menos em parte, por diferenças de expectativas e de percepção de renda relativa no universo das famílias brasileiras. A inclusão de um exaustivo número de variáveis explicativas no modelo melhora sensivelmente seu poder de explicação, embora numa extensão ainda insuficiente para produzir um ajustamento satisfatório aos dados. Isso sugere a existência de algum tipo de heterogeneidade não observada que explica uma proporção considerável da variação do grau de satisfação das famílias brasileiras com suas rendas. Outro resultado importante do trabalho é que o efeito marginal de choques permanentes na renda corrente sobre o indicador de suficiência da renda é mais forte que o efeito de choques transitórios na renda corrente.

Palavras-chave: qualidade de vida; famílias; renda.

JEL: I30; I31; I39.

1 INTRODUÇÃO

A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), traz uma pergunta sobre a percepção subjetiva das famílias brasileiras quanto à suficiência de seus rendimentos. Existem seis respostas possíveis, em ordem crescente de satisfação com a renda. Naturalmente, este indicador constitui um índice subjetivo de qualidade de vida, pelo menos na dimensão relativa à capacidade da renda total da unidade familiar em satisfazer suas necessidades materiais. A proposta deste trabalho é investigar os determinantes demográficos

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail:* <marcelo.pessoa@ipea.gov.br>.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac/Ipea. *E-mail:* <silveira@ipea.gov.br>.

e socioeconômicos do desempenho deste indicador, lançando mão da informação igualmente disponível na POF sobre consumo, renda, ativos, características das famílias e de cada um de seus membros.

Mais especificamente, um modelo *logit* ordenado é estimado para medir e avaliar o tamanho e a significância do efeito de um conjunto de variáveis explicativas, sugeridas pela literatura de bem-estar, sobre a distribuição de probabilidade do indicador de satisfação com a renda. O estudo enfatiza a análise comparativa do efeito da renda corrente e do consumo – este último como *proxy* para renda permanente – sobre o comportamento do indicador. Nesse aspecto, o resultado encontrado aponta que o efeito estimado de choques permanentes sobre a renda corrente é maior que o de choques transitórios.

Outro resultado importante é o reduzido poder de explicação conjunto da renda corrente e do consumo (renda permanente) sobre o comportamento do indicador de suficiência quanto aos rendimentos, não obstante o efeito significativo daquelas variáveis sobre esse indicador. Esse resultado é consistente com a evidência empírica internacional de que pode existir um descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida.¹ Isso porque os níveis de renda corrente e de consumo também podem ser considerados – e assim o são pela literatura de bem-estar – indicadores parciais objetivos de qualidade de vida. Apoiado na literatura de bem-estar, porém limitado a verificar o grau de satisfação das famílias com seus proventos, o trabalho avalia algumas possíveis explicações para esse resultado, tais como diferenças de expectativas e de percepção de renda relativa.

As conclusões deste artigo são relevantes para a avaliação de políticas públicas voltadas ao aumento do bem-estar social via distribuição e elevação da renda, uma vez que a análise dessas políticas baseia-se em respostas a questões subjetivas sobre satisfação com rendimentos, como as encontradas na POF.

Este artigo é dividido em seis seções. A segunda traz uma discussão sobre medidas de bem-estar, importante para o enquadramento da proposta do trabalho dentro da literatura de qualidade de vida e de felicidade. A terceira faz uma breve descrição da POF e especifica as variáveis usadas na parte empírica. A quarta descreve a estratégia empírica. Na quinta, apresentam-se os resultados, e na sexta, estão resumidas as principais conclusões.

1. Por exemplo, em Kahneman e Deaton (2010), Layard (2005) e Blanchflower e Oswald (2004), que são apresentados na próxima seção.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A qualidade de vida num país pode ser entendida como o nível de bem-estar de sua população. Nesse sentido, qualidade de vida se afasta do conceito popular de condição de vida em dois importantes aspectos. No primeiro, a noção de condição de vida restringe-se às circunstâncias do dia a dia das pessoas, em termos de emprego, consumo, habitação, família e vizinhança, ao passo que a de qualidade de vida avança para uma perspectiva mais ampla, ao incorporar todos os domínios da existência humana, fundamentais para uma participação normal na vida em sociedade, o que engloba não apenas aqueles usualmente identificados com o conceito de condição de vida, mas também outros igualmente relevantes, como participação política e integração social.

No segundo aspecto, o mais importante para este trabalho, enquanto o conceito de condição de vida é relacionado e medido por meio de indicadores objetivos de resultados e recursos, o de qualidade de vida também se ocupa com a questão de como as pessoas se sentem a respeito de suas próprias vidas, mas num sentido mais restrito, mais preocupado com a avaliação e a percepção subjetiva das pessoas acerca de suas condições objetivas de vida.

Pode-se argumentar que esta dimensão subjetiva da qualidade de vida se aproxima bastante da noção comum de felicidade. Contudo, qualidade de vida e felicidade não se confundem, uma vez que o primeiro conceito incorpora também a dimensão objetiva da existência humana. Na raiz desta distinção conceitual está a constatação de que a distribuição de felicidade entre os indivíduos de uma sociedade não é meramente o reflexo, no espelho das sensações, da desigualdade observada nas suas condições de vida. Ao contrário, a literatura vem acumulando argumentos teóricos e evidências empíricas para sustentar que diferenças culturais e psicossociais podem fazer com que indivíduos, famílias e sociedades, desfrutando condições de vida desiguais, possam ser igualmente felizes.

Nesse sentido, o que se observa, na prática, é um descasamento entre indicadores sociais objetivos e subjetivos de qualidade de vida: não necessariamente, pessoas sofrendo maior privação material reportam menor satisfação com suas vidas.

Recentemente, estudos empíricos têm demonstrado que o rápido aumento da renda *per capita* norte-americana nas últimas décadas veio

acompanhado por uma queda na proporção de pessoas julgando-se muito felizes. Outros resultados, como em Oswald (1997), mostram que, no passado recente, a qualidade de vida nos Estados Unidos e na Europa aumentava, mas apenas lentamente, com a expansão da economia. A literatura oferece duas linhas gerais de argumentação teórica para explicar esse fato: diferenças de expectativas e diferenças de percepção de renda relativa.

A explicação mais comum é que a avaliação subjetiva das pessoas acerca de suas condições objetivas de vida sofre a influência de suas expectativas, metas e aspirações. Caso as expectativas se ajustem mais lentamente que as condições objetivas, os indicadores subjetivos podem estar fortemente enviesados pelas expectativas.

Por exemplo, indivíduos que enfrentam condições materiais semelhantes, mas que alimentam categorias de expectativas distintas, como resultado de históricos de vida desiguais, podem reportar diferentes níveis de satisfação. Kapteyn e Van Praag (1973) estimam uma função de bem-estar com um parâmetro que captura o efeito da renda sobre as necessidades materiais. Eles concluem que um aumento da renda desloca as expectativas e aspirações para cima, compensando cerca de 60% a 80% do efeito inicial da renda sobre o bem-estar. Cummins (2000) sugere que a interação entre indicadores objetivos e subjetivos ocorre dentro de um sistema de controle homeostático em que os subjetivos tendem a oscilar num intervalo relativamente estreito em relação aos objetivos, produzindo, em equilíbrio, um viés positivo na percepção das pessoas acerca de suas condições objetivas de vida.

É discutido e documentado na literatura de bem-estar que a avaliação subjetiva das pessoas acerca de sua situação econômica – em termos de remuneração, consumo ou riqueza – depende de sua posição relativa dentro de seu grupo social de referência. Afinal, quanto maior a extensão e a complexidade das necessidades de um grupo, maiores os gastos necessários para assegurar uma participação normal de seus membros na sociedade. Dessa forma, indivíduos com um mesmo nível absoluto de renda, mas pertencendo a grupos sociais que diferem em termos de nível médio de renda, muito provavelmente divergirão quanto à percepção subjetiva de seus níveis de renda relativa, calculada em relação à média de seus grupos de referência, e assim deverão reportar diferentes níveis de satisfação com seus rendimentos.

Em linha com esse argumento, Duesenberry (1949) formula e testa econometricamente a hipótese da renda relativa, concluindo que as pessoas se comparam com outras mais ricas. Em estudo sobre a relação entre renda e privação material em 28 países europeus, com dados do Eurobarômetro do instituto de pesquisa da Comissão Europeia, Russell e Whelan (2004) encontram evidências de uma clara e sistemática associação entre a renda relativa de uma família e a probabilidade de sua pessoa de referência reportar grande dificuldade desta família em satisfazer suas necessidades básicas. Graham (2004) argumenta que a renda absoluta importa até o nível em que as necessidades básicas ainda não foram plenamente satisfeitas, a partir daí cede importância para a renda relativa.

Diferentes teorias contribuem para justificar a predominância da renda relativa sobre a renda absoluta na avaliação subjetiva dos indivíduos quanto à suficiência de seus rendimentos. Veblen (1899) foi pioneiro ao argumentar que parte do consumo se deve ao desejo de causar impressão. Hirsch (1976) enfatiza o papel do padrão de consumo como identificação do *status* social.

O quanto a renda relativa importa mais que a absoluta é uma questão cultural que depende, em boa medida, do grau de desigualdade material entre diferentes classes sociais, etnias e ocupações. Isso porque o maior comando sobre recursos econômicos pode sinalizar origem e participação num grupo social superior.

Alesina, Di Tella e MacCulloch (2001) argumentam que o efeito negativo da desigualdade de renda sobre a felicidade é observado na Europa, mas não nos Estados Unidos, por causa da maior mobilidade social norte-americana – implicando que riqueza e renda correntes são pobres indicadores do futuro – e da maior preferência dos europeus por igualdade.

Mesmo sob a hipótese implausível de que o desempenho dos indicadores de qualidade de vida seja determinado exclusivamente em função das condições objetivas de vida das famílias, sem qualquer influência de diferenças em termos de expectativas ou de percepções de renda relativa, existem três tipos de erros que invalidam o uso dos indicadores objetivos como medida suficiente e robusta de qualidade de vida. Primeiro, uma medida bastante intuitiva de qualidade de vida seria um índice fortemente correlacionado com a extensão total dos recursos econômicos, cuja alocação é livremente decidida pelas famílias. O apelo conceitual deste procedimento

reside no pressuposto de que comparações de qualidade de vida entre países são realizadas de forma mais consistente por meio de indicadores objetivos. Elimina-se, com isso, o efeito perturbador que diferenças de expectativas possam ter sobre indicadores subjetivos. No entanto, uma dificuldade praticamente incontornável deste procedimento é a ausência de informação confiável sobre a totalidade dos recursos disponíveis. Embora seja tentador lançar mão de estatísticas para a renda corrente, essa variável deixa de lado fontes importantes de recursos mais difíceis ou impossíveis de mensuração, tais como bens públicos, assistência financeira de parentes e amigos, produção doméstica, poupança passada acumulada e acesso a crédito.

Segundo, pode-se argumentar que a dificuldade prática em mensurar a extensão total dos recursos disponíveis para as famílias poderia ser contornada por meio da avaliação direta dos resultados alcançados com o uso destes recursos. Esta ideia tem motivado a construção de indicadores objetivos de privação de resultados com base na informação provida por pesquisas de orçamento familiar, nas quais os membros de uma família respondem se dispõem de recursos suficientes para comprar os bens de uma cesta-padrão previamente determinada pela pesquisa. Os bens selecionados para compor esta cesta refletem um padrão de consumo socialmente aceito como necessário a uma vida normal em sociedade. Uma séria limitação deste procedimento é que a cesta-padrão representa uma espécie de preferência “média” da sociedade. Se a distribuição das preferências da população for bastante dispersa, pode acontecer que pessoas de renda elevada não disponham de um número razoável de bens da cesta-padrão – e assim sejam classificadas como sujeitas à privação material – somente porque boa parte de seus recursos é gasta em itens “exóticos” não incluídos naquela cesta.

Terceiro, com base na noção de desenvolvimento formalizada pelo economista indiano Amartya Sen, qualidade de vida envolve não apenas o usufruto de resultados, mas também o efeito sobre o bem-estar do processo pelo qual os resultados são gerados. No entanto, é difícil, senão impossível, obter informação abrangente acerca desta questão.

Resumindo a discussão, existem duas razões para o descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida. A primeira razão, na raiz da distinção conceitual entre qualidade de vida e felicidade, é que a percepção subjetiva acerca das condições objetivas de vida é distorcida por diferenças em termos de expectativas ou de percepções de renda relativa.

A segunda razão diz respeito a erros de medida nos indicadores objetivos, desde que tais indicadores não meçam corretamente a extensão dos recursos materiais que determinam as condições de vida das famílias. Existem, portanto, argumentos bastante fortes para invalidar o uso exclusivo de indicadores objetivos como medida de qualidade de vida.

O mesmo pode ser dito em relação aos indicadores subjetivos? Como qualidade de vida é um conceito intrinsecamente relacionado ao nível de bem-estar das pessoas, pode-se argumentar que um índice composto de indicadores subjetivos seria suficiente como medida direta e natural de qualidade de vida. Afinal, um indicador subjetivo passaria por cima dos inconvenientes práticos anteriormente descritos para os indicadores objetivos. Além disso, seria capaz de capturar o efeito sobre o bem-estar dos processos de produção e de fontes alternativas de recursos. No entanto, a própria motivação por trás da criação do conceito de qualidade de vida refuta esta possibilidade. A alocação de recursos públicos em políticas sociais precisa necessariamente ser respaldada por diferenças objetivas de condições de vida entre pessoas e regiões. Não é possível, por exemplo, priorizar setores sociais apenas com base em indicadores subjetivos que podem estar contaminados por diferenças de expectativas.

O que se aprende nesta breve análise dos candidatos a indicador de qualidade de vida – os indicadores objetivos de recursos e de resultados e o indicador subjetivo – é que nenhum deles encontra-se suficientemente correlacionado com a noção mais ampla de bem-estar embutida no conceito de qualidade de vida, embora cada um tenha algo importante a dizer quanto ao processo pelo qual condições objetivas de vida são convertidas em satisfação pessoal subjetiva. Isto significa que, embora intimamente relacionadas, cada uma dessas classes de indicadores provê informação independente sobre o nível de qualidade de vida, de forma que todas precisam ser consideradas simultaneamente na sua análise e mensuração.

Em certo aspecto, a proposta do trabalho se aproxima da literatura empírica e teórica sobre os determinantes da felicidade. Como ser feliz não depende apenas de uma avaliação positiva da suficiência dos rendimentos, de forma que ambos os sentimentos podem até mesmo evoluir inversamente, é preciso muita cautela ao transportar para a relação entre renda e satisfação material os resultados empíricos encontrados no estudo da relação entre renda e felicidade.

Kahneman e Deaton (2010) analisaram as respostas de 450 mil norte-americanos a perguntas sobre bem-estar emocional e avaliação da qualidade de vida feitas pela Gallup e pela Healthways Corporation. Seus resultados mostram que, de fato, o aumento na renda melhora o bem-estar emocional, que pode ser interpretado como felicidade, ao menos, até certo limite (US\$ 75 mil). Acima desse limite, a felicidade seria limitada, por exemplo, por aspectos psicológicos ou por experiências de vida, não sendo alterada por aumentos de renda. Quanto à avaliação da qualidade de vida num sentido amplo e de longo prazo, esta cresce com a renda. Além disso, um aumento percentual idêntico na renda leva a uma mesma melhora na avaliação da qualidade de vida, independentemente da renda inicial. Um indivíduo que recebe R\$ 2 mil e passa a receber R\$ 2.200 avança sua avaliação de qualidade da mesma forma que aquele com R\$ 100 mil que passou a receber R\$ 110 mil.

Esse resultado obtido com dados americanos é semelhante ao encontrado para uma amostra de mais de oitenta países feita pela World Values Survey Association. Usando esses dados, Layard (2005) mostra que países desenvolvidos são, em média, mais felizes que países em desenvolvimento. No entanto, países desenvolvidos mais ricos não são mais felizes que países desenvolvidos mais pobres.

No Brasil, esse mesmo levantamento da World Values Survey foi usado por Corbi e Menezes-Filho (2006) num estudo sobre o efeito de variáveis econômicas na felicidade. Estes também encontraram evidências de que a felicidade está positivamente relacionada à renda. No entanto, como na literatura internacional, o resultado não é conclusivo para os últimos decis de renda.

Resultados semelhantes foram encontrados por Blanchflower e Oswald (2004) para a Grã-Bretanha e os Estados Unidos. No primeiro caso, apesar do aumento da renda, a satisfação com a vida não variou em 25 anos. No segundo, chegou a diminuir. Porém, para a subamostra de negros americanos, a satisfação com a vida aumentou com a renda.

Em 2006, a Gallup realizou uma pesquisa sobre satisfação com a vida em 132 países. Usando essa pesquisa, Deaton (2008) estudou a relação entre satisfação e variáveis objetivas como renda e expectativa de vida. Nesse referido trabalho, o autor faz uma distinção entre satisfação com a vida e

felicidade: a primeira é mais geral que a segunda, no sentido de abarcar necessariamente aspectos objetivos como condições de vida e não apenas uma ausência de depressão momentânea.

Analisando a satisfação com a vida, Deaton (2008) encontra resultados semelhantes aos de pesquisa de Layard (2005) sobre felicidade: países desenvolvidos têm mais satisfação com a vida que países mais pobres. As duas pesquisas se diferem, porém, quanto aos resultados entre os países mais ricos. Segundo Deaton (2008), o efeito positivo da renda sobre a satisfação com a vida continua a ser estatisticamente significativo mesmo entre os países ricos.

Comparado à literatura sobre felicidade e satisfação com a vida em geral, este trabalho tem o objetivo mais limitado de estudar os determinantes do grau de satisfação das famílias com suas rendas. Metodologicamente, a maioria dos estudos existentes nesse sentido lança mão da informação provida pela POF de um país para identificar as variáveis demográficas e socioeconômicas que explicam o padrão de respostas a uma pergunta do seguinte tipo: *“Thinking now of you household’s total income, from all sources and from all household members, would you say that your household is able to make ends meet?”*. Em geral, existem seis respostas possíveis, variando de *“with great difficulty”* a *“very easily”*. Exemplos de trabalhos nesta linha são Layte *et al.* (2001) e Russell e Whelan (2004) com dados de países da União Europeia. Um resultado bastante comum é a significância do efeito de medidas relativas de renda e privação de resultados.

Em linhas gerais, este trabalho investiga o que determina a percepção subjetiva das famílias brasileiras quanto à suficiência de seus rendimentos. Mais especificamente, busca identificar os determinantes sociais, demográficos e econômicos do indicador subjetivo de suficiência da renda que foi construído com base na informação coletada pelo questionário da POF 2002-2003 sobre avaliação das condições de vida das famílias brasileiras. Uma ênfase é dada para a análise do efeito diferenciado dos componentes transitório e permanente da renda corrente sobre o desempenho deste indicador. Nesse sentido, o trabalho provê informação relevante quanto à extensão do descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida na sociedade brasileira, uma vez que a renda total da família pode ser qualificada como um indicador parcial objetivo, embora imperfeito, de qualidade de vida na dimensão material da existência humana.

3 BASE DE DADOS

Esta seção descreve e analisa preliminarmente os dados, bem como explica a construção das variáveis incluídas no modelo econométrico.

3.1 POF 2002-2003

A base de microdados usada neste trabalho é resultado da POF 2002-2003 produzida pelo IBGE.² Esta pesquisa lança mão de questionários com perguntas bastante detalhadas sobre a estrutura de consumo, gastos e rendimentos do universo das famílias brasileiras, permitindo traçar um perfil de sua qualidade de vida nas dimensões relativas à satisfação de suas necessidades materiais. A POF 2002-2003 tem seis questionários. O primeiro investiga as condições de habitação das famílias e as características pessoais de seus membros, tais como idade, sexo, cor, educação e religião. O segundo e o terceiro tratam das diferentes categorias de despesas coletivas das famílias, incluindo um inventário de bens duráveis. O quarto aborda as diferentes categorias de despesas individuais dos membros das famílias, incluindo perguntas sobre acesso a cartão de crédito, cheque especial e seguro saúde. O quinto mapeia a totalidade dos recursos correntes – monetários e não monetários – de todos os membros das famílias.³ O sexto investiga a avaliação subjetiva das famílias sobre alguns aspectos importantes de sua qualidade de vida, tais como suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento consumido e condições de habitação. Esse questionário, existente apenas na POF 2002-2003, provê a informação necessária para a construção de um indicador subjetivo de satisfação com a renda.

A amostra da POF 2002-2003 consiste de 48.568 famílias, envolvendo todo o território nacional, inclusive áreas rurais. A pesquisa define família como uma unidade de consumo residente em domicílios particulares permanentes. A unidade de consumo, por sua vez, é definida como um morador ou grupo de moradores que compartilham a mesma fonte de alimentação e/ou as despesas de moradia. Mais de uma família pode ser encontrada num mesmo domicílio.⁴ A pesquisa ocorre ao longo de doze

2. Duas outras POFs foram realizadas anteriormente em 1987-1988 e 1995-1996.

3. Recursos não monetários são especialmente importantes para as condições de vida das famílias de baixa renda.

4. Na raiz desta definição de família está o próprio objetivo da POF de prover informação sobre a estrutura orçamentária da população brasileira. Já os Censos Demográficos e outras pesquisas domiciliares realizadas pelo IBGE definem família como um grupo de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, sem referência explícita aos gastos e rendimentos de seus membros. Na prática, contudo, estes dois conceitos de família são praticamente coincidentes.

meses, com cada família respondendo o questionário uma única vez, de forma a capturar o efeito de flutuações sazonais nos orçamentos familiares. Cada família reporta o valor das receitas e despesas relativas a um período de referência, o qual antecede imediatamente a data do início da pesquisa na família. Despesas com bens que diferem em valor unitário e frequência de aquisição requerem períodos de referência distintos para otimizar a precisão da informação, razão pela qual são estabelecidos quatro períodos: sete dias, trinta dias, noventa dias e doze meses. O período de referência dos rendimentos é doze meses. Como as famílias podem ser entrevistadas em momentos diferentes ao longo da pesquisa, seus períodos de referência para uma mesma despesa ou rendimento em geral não coincidem. Logo, é preciso anualizar e expressar todos os valores aos preços vigentes numa data referencial, corrigindo assim o efeito distorcivo da inflação.

3.2 Construção das variáveis e análise preliminar dos dados

Esta subseção descreve a construção das variáveis incluídas no modelo econométrico e discute a tabulação cruzada na tabela 1 da variável dependente contra as variáveis explicativas.⁵

TABELA 1

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de suficiência da renda contra variáveis demográficas e sociais

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ¹							
Número de observações: 40.530							
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t$							
	$y = 1$	$y = 2$	$y = 3$	$y = 4$	$y = 5$	$y = 6$	Frequência (%) ²
Amostra total	28,7	24,0	33,6	8,3	4,7	0,7	100,0
Renda corrente: 0%-25%	49,0	26,3	20,8	2,4	1,0	0,5	25,0
Renda corrente: 25%-50% ³	32,9	27,7	32,4	4,5	2,1	0,3	25,0
Renda corrente: 50%-75%	21,6	24,9	40,3	9,0	3,9	0,4	25,0
Renda corrente: 75%-100%	11,2	17,2	40,9	17,4	11,9	1,4	25,0
Consumo de não duráveis: 0%-25%	48,5	25,9	20,9	2,9	1,4	0,4	25,0
Consumo de não duráveis: 25%-50%	32,1	27,2	32,3	5,6	2,4	0,4	25,0
Consumo de não duráveis: 50%-75%	21,8	25,1	39,7	8,9	4,1	0,4	25,0
Consumo de não duráveis: 75%-100%	12,1	18,0	41,6	15,9	11,0	1,4	25,0

(Continua)

5. Por economia de espaço, a tabela 1 inclui apenas as variáveis de maior interesse.

(Continuação)

	y= 1	y= 2	y= 3	y= 4	y= 5	y= 6	Frequência (%) ²
Consumo de duráveis: 0%-25%	48,6	26,5	20,7	2,5	1,2	0,5	25,0
Consumo de duráveis: 25%-50%	32,4	27,3	32,6	5,1	2,2	0,4	25,0
Consumo de duráveis: 50%-75%	21,8	24,3	39,8	8,9	4,7	0,4	25,0
Consumo de duráveis: 75%-100%	11,8	17,9	41,4	16,8	10,8	1,3	25,0
Mulher	12,1	18,0	41,6	15,9	11,0	1,4	22,8
Homem	48,6	26,5	20,7	2,5	1,2	0,5	77,2
Com cônjuge	32,4	27,3	32,6	5,1	2,2	0,4	74,3
Sem cônjuge	21,8	24,3	39,8	8,9	4,7	0,4	25,7
Rural	11,8	17,9	41,4	16,8	10,8	1,3	22,5
Urbano	16,7	17,6	37,9	16,5	10,2	1,0	77,5
Idade: < 20	12,1	18,0	41,6	15,9	11,0	1,4	1,3
Idade: 21-30	48,6	26,5	20,7	2,5	1,2	0,5	17,2
Idade: 31-40	32,4	27,3	32,6	5,1	2,2	0,4	26,9
Idade: 41-50	21,8	24,3	39,8	8,9	4,7	0,4	23,8
Idade: 51-60	11,8	17,9	41,4	16,8	10,8	1,3	16,4
Idade: > 60	16,7	17,6	37,9	16,5	10,2	1,0	14,5
Educação: sem instrução	8,5	13,3	38,9	20,3	17,1	1,9	14,8
Educação: baixa instrução	14,1	21,1	43,5	13,1	7,5	0,7	21,1
Educação: até 4ª série	22,1	23,6	40,0	8,8	4,9	0,7	27,3
Educação: fundamental	27,8	25,6	35,5	7,1	3,5	0,5	12,3
Educação: médio	38,9	26,7	26,4	5,2	2,4	0,5	17,2
Educação: superior	46,7	25,8	21,3	3,9	1,9	0,4	5,3
Cor: branca	20,9	22,6	37,9	11,5	6,2	0,8	43,6
Cor: preta	37,8	23,3	29,2	5,6	3,7	0,6	6,3
Cor: amarela	23,1	19,5	38,5	8,9	10,1	0,0	0,4
Cor: parda	34,3	25,5	30,4	5,9	3,5	0,5	49,1
Cor: indígena	45,1	19,8	25,3	3,7	4,3	1,9	0,4
Região: Sudeste	23,2	22,4	38,0	10,0	5,5	0,8	18,0
Região: Norte	29,2	22,6	35,3	7,6	4,7	0,6	14,0
Região: Nordeste	38,4	26,7	26	5,3	3,1	0,5	38,3
Região: Centro-Oeste	22,2	22,9	38,1	9,9	6,0	0,9	17,0
Região: Sul	14,8	21,5	42,7	13,7	6,6	0,7	12,7

(Continua)

(Continuação)

	$y = 1$	$y = 2$	$y = 3$	$y = 4$	$y = 5$	$y = 6$	Frequência (%) ²
Religião: católica	28,9	24,2	33,5	8,2	4,6	0,6	77,3
Religião: protestante	20,9	22,4	38,1	11,9	6,0	0,7	3,9
Religião: evangélica	31,0	24,8	33,0	7,1	3,5	0,5	11,2
Religião: espírita	16,4	21,3	37,5	14,4	9,3	1,1	1,3

Fonte: POF 2002-2003. Elaboração dos autores.

Notas: ¹ $y = 1$: muita dificuldade; $y = 2$: dificuldade; $y = 3$: alguma dificuldade; $y = 4$: alguma facilidade; $y = 5$: facilidade; $y = 6$: muita facilidade.² Frequência da categoria na amostra total (%).³ Famílias com renda corrente entre o 1^a e o 2^a quartil.

3.2.1 Variável dependente

A variável dependente é um indicador do grau de satisfação da família com sua renda. Trata-se, portanto, de um indicador subjetivo de suficiência da renda. Este indicador é reportado pela pessoa de referência da família por meio da resposta à seguinte pergunta do questionário 6 da POF 2002-2003, intitulado Avaliação das Condições de Vida: “Na sua opinião, a renda total de sua família permite que você(s) leve(m) a vida até o fim do mês com: (1) muita dificuldade; (2) dificuldade; (3) alguma dificuldade; (4) alguma facilidade; (5) facilidade; (6) muita facilidade”. Denotando por y este indicador, segue que $y = 1$ se a resposta é a alternativa 1; $y = 2$ se a resposta é a alternativa 2; e assim sucessivamente.

A primeira linha da tabela 1 mostra que uma proporção expressiva da amostra total – em torno de 29% – reporta muita dificuldade ($y = 1$). Segundo os dados, mais de 85% reportam pelo menos alguma dificuldade ($y \leq 3$). Por sua vez, apenas 4,7% e 0,7% das famílias reportam facilidade ($y = 5$) ou muita facilidade ($y = 6$), respectivamente. Desnecessário dizer que as famílias brasileiras não estão, em geral, satisfeitas com suas rendas. O que explica este resultado? Insuficiência de renda apenas ou existem outras variáveis que contribuem para explicar a percepção negativa das famílias brasileiras acerca da suficiência de suas rendas?

3.2.2 Variáveis explicativas

Neste trabalho, as variáveis explicativas⁶ podem ser divididas em quantitativas ou categóricas. As quantitativas têm significado intrínseco. Por sua vez, cada

6. As variáveis demográficas e sociais encontram-se descritas no apêndice.

variável categórica divide as famílias da amostra numa coleção finita de categorias, e elas podem ser ordinais ou nominais. A diferença entre os dois tipos é a existência de uma relação ordinal entre as categorias da primeira. Discute-se com especial ênfase na seção 5, de resultados, a motivação teórica e empírica por trás da seleção das variáveis explicativas.

Algumas variáveis, como tamanho da família e número de crianças, são atributos ou montantes referentes à unidade familiar como um todo. A maior parte delas, no entanto, diz respeito a características pessoais dos membros da unidade familiar, de forma que existe uma observação para cada pessoa diferente. Nesse caso, como a unidade amostral é a família e não seus membros individuais, é preciso decidir como ponderar a informação reportada pelos diferentes membros da família para se produzir uma única observação para a variável. Para alguns casos, como renda e consumo, usa-se o somatório dos valores reportados por todos os membros da família. Por exemplo, a renda corrente da família é a soma dos recursos auferidos por todos os seus membros. Nos demais casos, optou-se por seguir a prática usual de definir o valor ou a categoria observada para cada família como o da pessoa de referência indicada no questionário da POF. Em geral, esta pessoa se confunde com o chefe da família.

Quanto ao conteúdo econômico, as variáveis explicativas dividem-se em dois grupos: sociodemográficas e econômico-financeiras. Uma lista do primeiro grupo encontra-se no apêndice. A definição e a construção das variáveis do segundo são descritas a seguir.

Renda corrente – Variável quantitativa cuja definição neste trabalho busca refletir o mais fielmente possível a totalidade dos recursos correntes, monetários e não monetários, à disposição dos membros da unidade familiar. Isso não é possível com precisão devido à indisponibilidade de informação estatística sobre importantes fontes adicionais de recursos, tais como provisão de bens públicos, produção doméstica e transferências privadas. Na melhor das hipóteses, esta informação é de baixa qualidade. A renda observada para cada família é a soma das receitas correntes, monetárias e não monetárias, de todos os seus membros, líquidos de impostos e contribuições previdenciárias públicas compulsórias. Três questões são relevantes neste cálculo. Primeiro, conforme procedimento padrão, despesas com saúde são tratadas como choques negativos na renda e, portanto, deduzidas da renda total. Segundo, despesas com aluguel de imóvel residencial também são deduzidas da renda

total. Uma alternativa a este procedimento é adicionar o valor estimado do aluguel do imóvel próprio residencial à renda total. Terceiro, as receitas monetárias englobam rendimentos do trabalho e do capital (juros, aluguéis e lucros), bem como aposentadorias privadas, pensões, transferências governamentais (renda mínima, bolsa escola etc.) e receitas esporádicas.⁷ A razão por que receitas esporádicas foram incluídas é separar os efeitos de choques temporários e permanentes. Famílias com renda negativa – 15,3% da amostra – foram excluídas da parte econométrica.

Fonte de renda – Categórica nominal com as seguintes categorias: emprego privado (referência), emprego público, emprego doméstico, emprego temporário rural, trabalho voluntário, empregador, conta própria, estágio, trabalho doméstico não remunerado, produção para consumo próprio, aposentadoria, transferências privadas, transferências públicas, aluguel de imóveis, rendimentos financeiros, bolsa de estudo e receitas esporádicas. A fonte principal de recursos de uma família é a fonte de sua pessoa de referência com o maior valor reportado.

Fonte adicional de renda da pessoa de referência – Variável binária que determina se a pessoa de referência possui outra fonte de renda além da principal.

Fonte adicional de renda além da pessoa de referência – Variável binária que determina se existe outro membro da família com fonte de renda além da pessoa de referência.

Consumo de bens não duráveis – Variável quantitativa definida como a soma de todas as despesas individuais e coletivas com bens de consumo não duráveis na unidade familiar. As principais categorias de consumo são alimentação, vestuário e transporte.

Consumo de bens duráveis – Variável quantitativa definida como uma combinação linear dos indicadores de propriedade $\{I_j\}_{j=1}^J$ de $J = 32$ bens duráveis listados no inventário de despesas coletivas da POF, onde

7. Receitas esporádicas são entradas temporárias de recursos que não decorrem da alienação de ativos ou da formação de passivo, tais como ganhos de loterias, prêmios e indenizações, heranças e doações e restituições fiscais.

o coeficiente w_j para cada bem j é o inverso da proporção de famílias na amostra que o possuem, ou seja,

$$\text{Riqueza} = (1/J) \sum w_j I_j \quad (1)$$

onde $I_j = 1$ se a família possui o bem e $I_j = 0$, caso contrário.⁸ Quanto maior w_j , menor a proporção de famílias possuindo o bem j e, portanto, maior a força sugestiva da propriedade deste bem como indicador de riqueza. O índice de bens duráveis é usado como *proxy* para o consumo de bens duráveis, uma vez que este é definido como o fluxo de serviços provido pelo estoque destes bens.

Residência alugada – Variável binária.

Automóvel – Variável binária.

Riqueza financeira – Variável binária. Uma família tem riqueza financeira quando um de seus membros reporta um dos seguintes fatos: *i*) recebimento de juros ou dividendos; ou *ii*) depósitos ou resgates em aplicações financeiras.

Acesso a crédito – Variável binária. Uma família tem acesso a crédito quando um de seus membros reporta um dos seguintes fatos: *i*) propriedade de cartão de crédito ou cheque especial; *ii*) pagamento de amortização, juros ou seguro sobre empréstimo; *iii*) contratação de empréstimos; ou *iv*) recebimento de rendimentos, depósitos ou resgates em aplicações financeiras.

Plano de saúde – Variável binária. Uma família tem plano de saúde quando um de seus membros reporta titularidade ou despesa com plano de saúde.

A análise preliminar dos dados das variáveis sociodemográficas encontradas na tabela 1 mostra os seguintes fatos em relação às proporções de famílias reportando muita dificuldade ($y = 1$) e pelo menos alguma dificuldade ($y \leq 3$): *i*) crescem monotonicamente com o nível de educação e com a faixa etária entre os intervalos de 20-30 anos e 50-60 anos; *ii*) são maiores para famílias negras, pardas e indígenas que para famílias brancas e amarelas (em torno de 35% das famílias negras e pardas reportam muita dificuldade,

8. Este método de ponderação é usual na literatura sobre índices de privação material de resultados.

enquanto esta proporção chega a 45% para famílias indígenas); *iii*) são maiores para famílias evangélicas e menores para famílias protestantes e espiritualistas; *iv*) famílias reportando muita dificuldade chegam a quase 40% no Nordeste, enquanto esta proporção é de apenas 15% no Sudeste; e *v*) são menores para famílias residentes nas áreas rurais.

Quanto às variáveis econômico-financeiras, a análise preliminar dos dados mostra os seguintes fatos em relação às proporções de famílias reportando muita dificuldade ($y = 1$) e pelo menos alguma dificuldade ($y \leq 3$): *i*) crescem com a renda, consumo de bens não duráveis e estoque de bens duráveis; *ii*) são menores para famílias com imóvel próprio, veículo, riqueza financeira, crédito e plano de saúde; *iii*) são maiores para famílias com fonte adicional de renda; *iv*) crescem com o número de crianças e o número de membros da família; e *v*) são maiores para empregados domésticos, trabalhador rural e para consumo próprio e menores para empregados públicos e empregadores.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Um modelo *logit* ordenado é estimado para medir o efeito *ceteris paribus* dos regressores sobre a distribuição de probabilidade da variável dependente y , o indicador subjetivo de satisfação com a renda. Este modelo especifica a seguinte distribuição de probabilidade acumulada para o indicador, o qual assume valores de 1 a 6, em ordem crescente de satisfação com a renda:

$$\Pr[y \leq j | x] = \Lambda(\alpha_j - x\beta), \quad j = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (2)$$

$$\Pr[y \leq 6 | x] = 1$$

onde $\alpha = (\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3 < \alpha_4 < \alpha_5)$ é o vetor de pontos de corte; $x = (x_1, \dots, x_k, \dots, x_K)$ é o vetor linha de K regressores; $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k, \dots, \beta_K)^\perp$ é o vetor coluna de coeficientes; e $\Lambda(z)$ é a distribuição de probabilidade acumulada logística, definida como

$$\Lambda(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)} \quad (3)$$

Estimadores de máxima verossimilhança condicional para α e β possuem as propriedades assintóticas desejáveis. Uma estimativa

consistente do efeito *ceteris paribus* do regressor k sobre a distribuição de y é dada pela expressão

$$\Pr[y \leq j | x^+] - \Pr[y \leq j | x] = \Lambda(\alpha_j - x^+\beta) - \Lambda(\alpha_j - x\beta), \quad j = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (4)$$

onde x^+ é igual ao vetor x exceto pela mudança no regressor k . Este efeito não é linear nos regressores, uma vez que seu tamanho e sentido dependem não apenas de β , mas também de x .

Mais importante para o objetivo deste trabalho é comparar o sentido e o tamanho do efeito dos regressores sobre o indicador. Para tanto, seguindo a literatura empírica, em vez da variação absoluta da probabilidade acumulada, calculada na expressão (4), é mais conveniente usar como medida de comparação a taxa de variação da *odds*, sendo a função *odds*, por sua vez, definida como

$$odds(j; x) = \frac{\Pr[y \leq j | x]}{\Pr[y > j | x]} = \frac{\Lambda(\alpha_j - x\beta)}{1 - \Lambda(\alpha_j - x\beta)}, \quad j = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (5)$$

No caso da distribuição logística, pode-se provar que a taxa de variação da *odds*, relativa à variação $\Delta x_k = 1$ numa variável quantitativa k , é dada por⁹

$$\frac{odds(j; x^+) - odds(j; x)}{odds(j; x)} = \exp(-\beta_k) - 1, \quad j = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (6)$$

A taxa de variação da *odds* relativa a cada categoria de uma variável categórica nominal é calculada em relação à categoria de referência. Por exemplo, no caso da variável explicativa cor, as taxas de variação da *odds* das categorias preta, parda, amarela e indígena são calculadas em relação à categoria branca, a qual é a categoria de referência da variável cor. Diferentemente, a taxa de variação da *odds* relativa a cada categoria de uma variável categórica ordinal é calculada em relação à categoria imediatamente inferior. Por exemplo, no caso da variável explicativa educação, a taxa de

9. É comum estudos empíricos trabalharem alternativamente com a *odds ratio*, definida como $\frac{odds(j; x^+)}{odds(j; x)}$.

variação da *odds* da categoria superior completo mede a variação proporcional da *odds* em relação à categoria médio completo, enquanto a taxa de variação da *odds* da categoria médio completo mede a variação da *odds* em relação à categoria fundamental completo. A distribuição logística facilita bastante a comparação entre os efeitos marginais dos regressores sobre os indicadores, uma vez que, ao contrário de outras distribuições, a taxa de variação da *odds* independe da seleção de j e x . Coincidentemente, esta distribuição também produziu o melhor ajustamento do modelo aos dados no caso de todos os indicadores analisados no trabalho.

Como interpretar o sinal e o tamanho da taxa de variação da *odds* em relação a cada um dos indicadores? Pela definição da função *odds* na expressão (5), uma taxa de variação positiva (negativa) da *odds* indica um efeito positivo (negativo) da variável explicativa sobre a probabilidade de as famílias reportarem valores mais baixos para um indicador y .

Conseqüentemente, se um valor mais elevado deste indicador sinaliza um melhor desempenho, no sentido de um aumento do nível de qualidade de vida, então a taxa de variação da *odds* relativa a uma variável explicativa qualquer é positiva (negativa) quando esta variável tem um efeito negativo (positivo) sobre o desempenho do indicador. Este é o caso dos indicadores de suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento, condições subjetivas de moradia e provisão de serviços públicos.

Entretanto, como um valor mais elevado deste indicador sinaliza um pior desempenho do mesmo, no sentido de uma redução do nível de qualidade de vida, então a taxa de variação da *odds* relativa a uma variável explicativa qualquer é negativa (positiva) quando esta variável tem um efeito positivo (negativo) sobre o desempenho do indicador. Este é o caso dos indicadores de condições objetivas de moradia, ocorrência e nível de estresse financeiro. Finalmente, cabe ainda ressaltar que o tamanho do efeito de uma variável explicativa sobre o desempenho de um indicador é tanto mais forte quanto maior for o valor absoluto da taxa de variação da *odds*.

5 RESULTADOS

Esta seção apresenta e discute os resultados da estimação do modelo *logit* ordenado à luz da teoria do bem-estar e de outros estudos empíricos. Os principais resultados são apresentados na tabela 2, referentes à estimação da especificação I do modelo com a amostra completa. Esta especificação inclui

todos os regressores citados na subseção 3.2.2. As três primeiras colunas da tabela 2 referem-se à estimação de um modelo *logit* binário em que a variável dependente assume o valor $y = 0$ se a família reporta muita dificuldade, dificuldade ou alguma dificuldade; e $y = 1$, caso contrário. As demais colunas referem-se à estimação do modelo *logit* ordenado com $y = 1, 2, \dots, 6$. A tabela reporta para cada regressor a estimativa da taxa de variação da *odds*, ou seja, a *odds ratio* menos 1, o valor-p e a estimativa do efeito marginal de uma mudança no regressor – medida em pontos percentuais (p.p.) – sobre a distribuição de probabilidade acumulada $\Pr [y \leq j|x]$ da variável dependente y , onde $j = 1, 2, \dots, 6$. Estas probabilidades são calculadas para valores dos regressores iguais as suas modas ou medianas. Como explicado na seção 4, uma taxa de variação positiva (negativa) da *odds* sugere uma avaliação menos (mais) favorável das famílias acerca da suficiência de seus rendimentos. A tabela 3 refere-se à estimação de outras especificações de interesse com a amostra completa, enquanto as tabelas 4 e 5 referem-se à estimação da especificação I com subamostras separadas por níveis de renda corrente e educação, respectivamente. Para toda especificação, também é reportado o valor da estatística *pseudo-R*², de Nagelkerke, a fim de medir a proporção da variação da variável dependente explicada pelos regressores. Esta estatística assume valores entre 0 e 1.¹⁰

10. Outras estatísticas *pseudo-R*² foram calculadas com resultados semelhantes.

TABELA 2
Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de suficiência da renda

Número de observações: 40.530

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família

Especificação 1 /pseudo-R²: 0,284

	Modelo binário: y = 0, 1 ²			Modelo ordenado: y = 1, 2, 3, 4, 5, 6 ³						
	odds	Significância	ΔPr [y = 1]	odds	Significância	ΔPr [y ≤ 1]	ΔPr [y ≤ 2]	ΔPr [y ≤ 3]	ΔPr [y ≤ 4]	ΔPr [y ≤ 5]
Renda corrente	-40,7	0,0	-4,0	-32,0	0,0	-7,2	-9,5	-3,2	-1,1	-0,1
Consumo de não duráveis	-11,3	0,0	-0,9	-21,3	0,0	-4,5	-6,0	-2,0	-0,7	-0,1
Consumo de duráveis	-26,7	0,0	-2,3	-25,1	0,0	-5,4	-7,2	-2,4	-0,8	-0,1
Mulher ⁴	36,6	0,0	2,1	35,9	0,0	6,2	7,5	2,2	0,8	0,1
Com cônjuge ⁴	2,7	64,5	0,2	-0,2	94,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Área rural ⁴	-32,1	0,0	-3,4	-30,2	0,0	-6,1	-9,0	-3,4	-1,2	-0,1
Idade: < 20	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Idade: 21-30	33,5	4,1	3,0	14,6	11,1	2,1	3,4	1,4	0,5	0,1
Idade: 31-40	27,6	0,0	2,0	30,2	0,0	4,6	6,6	2,4	0,9	0,1
Idade: 41-50	38,3	0,0	2,1	36,3	0,0	6,3	7,5	2,2	0,8	0,1
Idade: 51-60	3,8	50,3	0,2	10,0	0,2	2,1	2,2	0,6	0,2	0,0
Idade: > 60	-31,0	0,0	-2,4	-24,0	0,0	-5,8	-6,5	-1,8	-0,6	-0,1
Educação: sem instrução	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Educação: baixa instrução	-5,6	41,4	-0,4	-10,7	0,1	-2,3	-2,7	-0,8	-0,3	0,0
Educação: até 4ª série	-3,3	53,0	-0,3	-15,3	0,0	-3,2	-4,1	-1,3	-0,4	0,0
Educação: fundamental	-3,2	54,6	-0,3	-6,6	3,2	-1,3	-1,7	-0,6	-0,2	0,0
Educação: médio	-2,4	65,7	-0,2	-6,0	7,7	-1,1	-1,5	-0,6	-0,2	0,0

(Continua)

	Modelo binário: $y = 0, 1^2$			Modelo ordenado: $y = 1, 2, 3, 4, 5, 6^3$						
	odds	Significância	$\Delta Pr [y = 1]$	odds	Significância	$\Delta Pr [y \leq 1]$	$\Delta Pr [y \leq 2]$	$\Delta Pr [y \leq 3]$	$\Delta Pr [y \leq 4]$	$\Delta Pr [y \leq 5]$
Educação: superior	-13,9	1,5	-1,3	-9,0	4,9	-1,6	-2,3	-0,9	-0,3	0,0
Cor: branca ⁵	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Cor: preta	12,5	11,6	0,9	21,7	0,0	3,7	4,9	1,6	0,6	0,1
Cor: amarela	30,6	22,8	2,0	21,5	17,2	3,7	4,8	1,6	0,6	0,1
Cor: parada	12,0	0,2	0,9	9,5	0,0	1,7	2,3	0,8	0,3	0,0
Cor: indígena	3,7	90,0	0,3	42,8	1,9	7,0	8,7	2,7	1,0	0,1
Região: Sudeste ⁵	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Região: Norte	-23,7	0,0	-2,2	-16,3	0,0	-2,9	-4,4	-1,8	-0,6	-0,1
Região: Nordeste	-3,4	47,0	-0,3	15,8	0,0	2,7	3,7	1,3	0,5	0,1
Região: Centro-Oeste	-18,6	0,0	-1,7	-16,1	0,0	-2,9	-4,4	-1,7	-0,6	-0,1
Região: Sul	-17,1	0,0	-1,5	-19,1	0,0	-3,5	-5,3	-2,1	-0,8	-0,1
Religião: católica ⁵	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Religião: protestante	-5,3	45,8	-0,4	2,2	64,4	0,4	0,5	0,2	0,1	0,0
Religião: evangélica	5,7	30,5	0,4	9,3	0,3	1,7	2,2	0,7	0,2	0,0
Religião: espírita	21,3	8,9	1,3	32,6	0,1	5,7	6,9	2,1	0,7	0,1
Religião: outras	2,3	86,3	0,2	13,2	13,0	2,4	3,1	1,0	0,3	0,0
Com plano de saúde ⁴	-9,2	2,1	-0,8	-6,8	1,6	-1,3	-1,7	-0,6	-0,2	0,0
Com acesso a crédito ⁴	-5,6	19,5	-0,5	-5,6	2,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Com riqueza financeira ⁴	-21,3	0,0	-2,0	-11,4	0,0	-2,2	-3,0	-1,0	-0,4	0,0
Residência alugada ⁴	12,6	1,0	0,9	18,5	0,0	3,3	4,2	1,3	0,5	0,1

(Continua)

	Modelo binário: $y = 0, 1^2$			Modelo ordenado: $y = 1, 2, 3, 4, 5, 6^3$						
	odds	Significância	$\Delta Pr [y = 1]$	odds	Significância	$\Delta Pr [y \leq 1]$	$\Delta Pr [y \leq 2]$	$\Delta Pr [y \leq 3]$	$\Delta Pr [y \leq 4]$	$\Delta Pr [y \leq 5]$
Com automóvel ⁴	-16,1	0,0	-1,4	-16,4	0,0	-3,2	-4,5	-1,6	-0,6	-0,1
Fonte adicional de renda (pessoa de referência) ⁴	26,1	0,0	1,6	24,7	0,0	4,4	5,4	1,7	0,6	0,1
Fonte adicional de renda (além da pessoa de referência) ⁴	33,9	0,0	2,5	17,2	0,0	2,9	4,0	1,4	0,5	0,1
Fonte de renda: emprego privado ⁵	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Fonte de renda: emprego público	15,5	0,7	1,0	2,2	51,9	0,4	0,5	0,2	0,1	0,0
Fonte de renda: emprego doméstico	11,3	46,8	0,8	10,8	10,9	2,0	2,5	0,8	0,3	0,0
Fonte de renda: temporário rural	11,5	47,7	0,8	22,3	0,1	4,0	4,9	1,5	0,5	0,1
Fonte de renda: voluntário	137,3	44,8	4,6	53,9	40,2	8,9	10,3	3,0	1,0	0,1
Fonte de renda: empregador	-30,0	0,0	-3,1	-27,2	0,0	-5,5	-7,9	-3,0	-1,1	-0,1
Fonte de renda: conta própria	8,7	6,7	0,6	0,2	94,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Fonte de renda: estagiário	-58,5	48,3	-9,6	-76,0	17,6	-17,6	-32,1	-20,2	-8,4	-1,0
Fonte de renda: doméstico próprio	-10,9	85,8	-0,9	155,2	1,1	21,0	20,9	5,3	1,8	0,2
Fonte de renda: subsistência	48,9	34,9	2,6	35,4	4,0	6,1	7,4	2,2	0,8	0,1
Fonte de renda: renda financeira	19,4	76,5	1,2	27,6	53,3	4,9	6,0	1,8	0,6	0,1
Fonte de renda: aposentadoria	36,6	0,0	2,1	25,9	0,0	4,6	5,6	1,7	0,6	0,1
Fonte de renda: transferências	20,1	48,2	1,3	8,4	50,8	1,6	2,0	0,6	0,2	0,0
Fonte de renda: aluguel	-19,7	8,0	-1,8	-21,5	0,7	-4,3	-6,0	-2,2	-0,8	-0,1
Fonte de renda: outras	-11,0	35,0	-0,9	-4,1	52,4	-0,8	-1,0	-0,4	-0,1	0,0

(Continua)

(Continuação)

	Modelo binário: $y = 0, 1^2$			Modelo ordenado: $y = 1, 2, 3, 4, 5, 6^3$						
	odds	Significância	$\Delta Pr [y = 1]$	odds	Significância	$\Delta Pr [y \leq 1]$	$\Delta Pr [y \leq 2]$	$\Delta Pr [y \leq 3]$	$\Delta Pr [y \leq 4]$	$\Delta Pr [y \leq 5]$
Tamanho da família: 1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	-27,5	0,0	-2,2	-28,5	0,0	-7,1	-8,0	-2,2	-0,8	-0,1
Tamanho da família: 3	4,9	37,5	0,4	-7,0	3,1	-1,4	-1,8	-0,6	-0,2	0,0
Tamanho da família: 4	-2,5	61,9	-0,2	-1,7	57,9	-0,3	-0,4	-0,1	0,0	0,0
Tamanho da família: 5	-1,1	85,8	-0,1	-6,6	3,3	-1,3	-1,7	-0,6	-0,2	0,0
Tamanho da família: > 5	2,0	78,1	0,2	0,3	93,4	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0
Número de crianças: 0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Número de crianças: 1	2,3	62,0	0,2	1,6	56,5	0,3	0,4	0,1	0,0	0,0
Número de crianças: 2	0,6	91,4	0,0	0,8	78,6	0,2	0,2	0,1	0,0	0,0
Número de crianças: > 2	-0,8	92,5	-0,1	9,6	1,9	1,8	2,3	0,7	0,2	0,0

Fonte: POF 2002-2003.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Inclui todas as variáveis explicativas da subseção 3.2.2.² $y = 0$: muita dificuldade, dificuldade ou alguma dificuldade; $y = 1$: muita facilidade, facilidade ou alguma facilidade.³ $y = 1$: muita dificuldade; $y = 2$: dificuldade; $y = 3$: alguma dificuldade; $y = 4$: alguma facilidade; $y = 5$: facilidade; $y = 6$: muita facilidade.⁴ Variável binária.⁵ Categoria de referência.

Obs.: 1. odds: taxa de variação da odds (%).

2. Para as variáveis renda corrente, consumo de não duráveis e consumo de duráveis, a taxa de variação da odds é calculada para um aumento de 1% no valor *per capita* da variável explicativa. Para as variáveis categóricas ordinais (idade, educação, tamanho da família, número de crianças), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (cor, região, religião, fonte de renda), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.3. $\Delta Pr [y \leq d]$: variação (em p. p.) da probabilidade acumulada de y menor ou igual a t .

4. Significância: valor-p (%).

TABELA 3
Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de suficiência da renda

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família¹
 Número de observações: 40.530

Especificação ²	I		II		III		IV		V	
	<i>odds</i> ³	$\Delta Pr[y \leq 3]$								
Renda corrente	-32,0	-3,2	-30,9	-3,0	-41,7	-4,9	-56,3	-8,1	-46,8	-5,9
Consumo de não duráveis	-21,3	-2,0	-28,3	-2,8	-42,1	-4,9				
Consumo de duráveis	-25,1	-2,4	-33,6	-3,4						
Pseudo-R ²	0,284		0,239		0,208		0,170		0,192	

Fonte: POF 2002-2003.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ y = 1: muita dificuldade; y = 2: dificuldade; y = 3: alguma facilidade; y = 4: alguma facilidade; y = 5: facilidade; y = 6: muita facilidade.

² A especificação I inclui todos os regressores da seção 3.2.2 (apenas os de interesse são mostrados na tabela). A tabela 2 apresenta os demais resultados da estimação da especificação I. Os regressores das especificações II a V são apenas os mostrados nesta tabela.

³ Todas as estimativas são significativas em nível de 1%.

Obs.: 1. *odds*: taxa de variação da *odds* (%).

2. Para as variáveis renda corrente, consumo de não duráveis e consumo de duráveis, a taxa de variação da *odds* é calculada para um aumento de 1% no valor *per capita* da variável explicativa.

3. $\Delta Pr[y \leq i]$: variação (em p.p.) da probabilidade acumulada de y menor ou igual a i.

TABELA 4
Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de suficiência da renda: subamostras separadas por categorias de renda corrente

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ¹ Especificação 1 ²	Categorias de renda corrente											
	0%-25%			25%-50% ³			50%-75%			75%-100%		
	odds	Significância		odds	Significância		odds	Significância		odds	Significância	
Renda corrente	-41,4	0,0		-34,4	0,0		-31,4	0,0		-32,0	0,0	
Consumo de não duráveis	-31,6	0,0		-17,6	0,0		-24,0	0,0		-18,5	0,0	
Consumo de duráveis	-6,9	34,9		-21,8	0,0		-29,5	0,0		-27,5	0,0	
Cor: branca ⁴	-	-		-	-		-	-		-	-	
Cor: preta	24,5	0,9		21,8	0,9		27,6	2,1		15,7	9,5	
Cor: amarela	-4,6	90,0		52,3	16,5		36,3	94,2		8,1	72,8	
Cor: parda	13,3	0,5		14,1	0,2		9,4	0,8		3,6	41,5	
Cor: indígena	112,1	0,1		-12,9	63,1		24,2	97,2		63,6	16,4	
Região: Sudeste ⁴	-	-		-	-		-	-		-	-	
Região: Norte	0,0	99,7		-14,4	2,8		-15,8	0,0		-21,3	0,0	
Região: Nordeste	50,4	0,0		21,3	0,1		4,0	45,5		-1,9	72,5	
Região: Centro-Oeste	-1,4	66,7		-11,9	4,6		-14,5	3,5		-23,0	0,0	
Região: Sul	-15,5	7,1		-10,7	13,6		-14,2	0,8		-29,5	0,0	
Pseudo-R ²	55,0			55,0			55,0			55,0		
Número de observações	10.133			10.132			10.133			10.132		

Fonte: POF 2002-2003.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ $y = 1$: muita dificuldade; $y = 2$: dificuldade; $y = 3$: alguma facilidade; $y = 4$: alguma facilidade; $y = 5$: facilidade; $y = 6$: muita facilidade.

² Inclui todos os regressores da subseção 3.2.2 (apenas os de interesse são mostrados na tabela).

³ Famílias com renda corrente entre o 1º e 2º quartil.

⁴ Categoria de referência.

Obs.: 1. odds: taxa de variação da odds (%).

2. Para as variáveis renda corrente, consumo de não duráveis e consumo de duráveis, a taxa de variação da odds é calculada para um aumento de 1% no valor *per capita* da variável explicativa. Para as variáveis categóricas nominais (cor, região), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação a categoria de referência.

3. Significância: valor-p (%).

TABELA 5
Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de suficiência da renda: subamostras separadas por categoria de educação

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ¹ Especificação 1 ²	Categorias de educação																	
	Superior			Médio			Fundamental			Até 4ª série			Pouca instrução			Sem instrução		
	odds	Significância		odds	Significância		odds	Significância		odds	Significância		odds	Significância		odds	Significância	
Renda corrente	-41,4	0,0		-34,4	0,0		-31,4	0,0		-32,0	0,0		-31,5	0,0		-30,0	0,0	
Consumo de não duráveis	-31,6	0,0		-17,6	0,0		-24,0	0,0		-18,5	0,0		-23,0	0,0		-25,8	0,0	
Consumo de duráveis	-6,9	34,9		-21,8	0,0		-29,5	0,0		-27,5	0,0		-31,8	0,0		-17,4	0,0	
Cor: branca ³	-	-		-	-		-	-		-	-		-	-		-	-	
Cor: preta	30,9	20,2		24,1	3,9		-6,2	58,4		23,5	0,9		29,8	0,2		32,3	0,4	
Cor: amarela	61,3	16,0		-1,3	96,2		-75,1	0,1		51,6	19,6		323,8	0,1		-17,1	69,7	
Cor: parda	-8,0	40,2		8,9	8,9		3,9	52,1		13,4	0,2		14,9	0,3		5,3	37,1	
Cor: indígena	-47,7	48,3		48,4	38,2		95,8	11,7		34,0	36,0		52,2	13,9		13,9	69,7	
Região: Sudeste ³	-	-		-	-		-	-		-	-		-	-		-	-	
Região: Norte	-31,1	1,7		-31,1	0,0		-16,1	6,6		-17,7	0,3		-4,4	56,5		10,7	33,1	
Região: Nordeste	-10,1	35,8		-4,0	55,4		7,0	39,7		22,6	0,0		24,7	0,0		49,0	0,0	
Região: Centro-Oeste	-35,7	0,0		-17,7	1,0		-25,4	0,1		-8,5	11,7		-14,0	4,2		-10,1	28,0	
Região: Sul	-43,3	0,0		-21,3	0,3		-23,7	0,4		-13,5	1,6		-10,8	17,0		-8,1	54,3	
Pseudo-R ²	0,196			0,181			0,214			0,204			0,225			0,190		
Número de observações	2.148			6.971			4.985			11.065			8.552			5.998		

Fonte: POF 2002-2003.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ y = 1: muita dificuldade; y = 2: dificuldade; y = 3: alguma dificuldade; y = 4: alguma facilidade; y = 5: facilidade; y = 6: muita facilidade.

² Inclui todos os regressores da seção 3.2.2 (apenas os de interesse são mostrados na tabela).

³ Categoria de referência.

Obs.: 1. odds: taxa de variação da odds (%).

2. Para as variáveis renda corrente, consumo de não duráveis e consumo de duráveis, a taxa de variação da odds é calculada para um aumento de 1% no valor *per capita* da variável explicativa. Para as variáveis categóricas nominais (cor, região), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

3. Significância: valor-p (%).

Antes de discutir a estimativa para cada regressor individualmente, três resultados mais gerais na tabela 2 merecem comentário. Primeiro, o sinal e a significância do efeito dos regressores no modelo binário são consistentes com os resultados do modelo ordenado, embora o tamanho desse efeito seja sensivelmente menor no modelo binário. Isso ocorre porque esse modelo mais simples ignora a variabilidade da variável dependente dentro dos três primeiros e dos três últimos graus de satisfação. Daí a importância do modelo ordenado. Segundo, o tamanho do efeito dos regressores – em termos de variação em p.p. – sobre a probabilidade acumulada $\Pr [y \leq j|x]$ diminui com j . Por exemplo, o efeito dos regressores sobre a probabilidade de as famílias reportarem muita satisfação é praticamente desprezível. Isso se dá porque graus de satisfação j cada vez mais elevados são reportados por uma proporção cada vez menor de famílias na amostra. Essa é a razão por que a taxa de variação da *odds* revela-se mais adequada como medida do efeito dos regressores. Terceiro, embora medidas de renda e de consumo sejam incluídas como regressores em seus níveis *per capita*, todas as especificações estimadas no trabalho incluem o tamanho da família e o número de crianças a fim de controlar a existência de economias de escala e necessidades heterogêneas dentro da unidade familiar. Economias de escala reduzem a renda e o consumo *per capita* requeridos para garantir um dado nível de bem-estar material. Gastos com conserto de televisão não dobram quando um casal decide ter mais um filho. Necessidades heterogêneas implicam, por exemplo, que famílias distintas em sua composição entre adultos e crianças demandam diferentes volumes de recursos para alcançar um dado grau de satisfação. Corroborando esses argumentos, tanto o tamanho da família como o número de crianças são significativos em todas as especificações.

A POF é bem clara quanto ao conceito de renda por trás da pergunta sobre o grau de satisfação das famílias com seus rendimentos: a média mensal da renda total nos últimos doze meses. Isso faz sentido. É natural pensar numa relação inequivocamente positiva, embora não necessariamente linear, entre renda e satisfação das necessidades materiais. Afinal, quanto maior a renda, maior a capacidade potencial de aquisição dos bens e serviços produzidos na economia. A tabela 3 mostra os resultados da estimação da especificação V do modelo, a qual inclui apenas a renda corrente *per capita* como regressor. Esta variável tem um efeito forte e significativo em nível de 1%. Dado um aumento de 1% na renda corrente *per capita*, a taxa de variação da *odds* é de -46,8%, enquanto as probabilidades de as famílias reportarem muita dificuldade e pelo menos alguma dificuldade sofrem uma queda de 12,5 p.p. e 5,9 p.p., respectivamente. No entanto, o baixo valor da *pseudo-R*², igual a 0,192, não deixa dúvida de que a renda está muito longe de explicar sozinha a variabilidade do grau de satisfação das famílias com seus rendimentos.

Existem duas razões para suspeitar que o consumo tenha um efeito marginal relativamente maior que a renda sobre a avaliação das famílias quanto à suficiência de seus rendimentos. Primeiro, o conceito de renda não cobre a totalidade dos recursos econômicos à disposição das famílias. A provisão de bens públicos e as transferências não monetárias são fontes consideráveis de recursos – principalmente para famílias de baixa renda, com disponibilidade precária de dados. Logo, comparado com a renda corrente, o consumo é mais correlacionado com a totalidade dos recursos à disposição das famílias. Segundo, embora a POF se refira explicitamente à renda média nos doze últimos meses, nada impede que a avaliação das famílias se estenda por um período anterior mais longo e/ou inclua as expectativas quanto à renda futura. Esta possível perspectiva de longo prazo significa que, ao responderem a pergunta da POF, as famílias avaliam a suficiência de sua renda permanente e não a de sua renda corrente. Supondo um razoável grau de suavização de consumo no tempo, o consumo é mais correlacionado com a renda permanente que com a corrente e, portanto, deve ser capaz de explicar mais satisfatoriamente o indicador de suficiência da renda.

O argumento de que o efeito marginal do consumo supera o da renda é corroborado pelos resultados da especificação IV na tabela 3, a qual inclui apenas o consumo de bens não duráveis como regressor. Dado um aumento de 1% no nível *per capita* desta variável, a taxa de variação da *odds* é de -56,3%, enquanto as probabilidades de as famílias reportarem muita dificuldade ou pelo menos alguma dificuldade sofrem uma queda de 16,2 p.p. e 8,1 p.p., respectivamente. No entanto, o valor da *pseudo-R*² é de apenas 0,170, menor que o valor para a especificação V que inclui apenas a renda, sugerindo que a variável dependente é mais explicada pela variação da renda que pela variação do consumo.¹¹ Isso ocorre porque o desvio-padrão amostral da renda supera o do consumo numa extensão que confere à renda maior poder de explicação apesar de seu menor efeito marginal. A maior volatilidade da renda é explicada, por sua vez, pela suavização do consumo decorrente do amortecimento de choques na renda corrente por meio do acesso ao mercado de crédito. Uma noção mais completa do efeito do consumo precisa necessariamente seguir da estimação da especificação III, a qual inclui tanto o consumo de bens não duráveis quanto o de bens duráveis como regressores. Neste caso, o valor

11. Embora ausente na tabela 3, o mesmo ocorre para a especificação, incluindo apenas o consumo de bens duráveis.

da *pseudo-R*² de 0,208 é ainda baixo, embora agora seja maior que o da especificação V, que inclui apenas a renda.

A especificação II, na tabela 3, inclui como regressores tanto a renda corrente quanto o consumo de bens duráveis e de bens não duráveis. Conforme explicado anteriormente, estas duas medidas de consumo podem funcionar como uma *proxy* para renda permanente.¹² Logo, a estimação desta especificação permite comparar a força relativa entre choques temporários e permanentes na renda das famílias. Para verificar porque isso é possível, deve-se considerar a decomposição da renda corrente total R entre renda temporária T e renda permanente P , de forma que $R = T + P$. Substituindo essa equação dentro do termo $x\beta$ na equação (5), segue que

$$\beta_R R + \beta_P P = \beta_R (T + P) + \beta_P P = \beta_R T + (\beta_R + \beta_P) P \quad (7)$$

Pelo resultado encontrado, o coeficiente β_R da renda corrente R determina o efeito dos choques temporários, enquanto o coeficiente β_P da renda permanente P determina a extensão em que o efeito de choques permanentes é mais forte que o efeito de choques temporários. Como a taxa de variação da *odds* relativa à renda corrente é dada por $\exp(-\beta_R) - 1$, os resultados da especificação II sugerem que choques temporários têm um efeito positivo forte e significativo em nível de 1%. Da mesma forma, como a taxa de variação da *odds* relativa ao consumo – tanto de bens duráveis como de bens não duráveis – é dada por $\exp(-\beta_P) - 1$, conclui-se que choques na renda permanente têm um efeito positivo mais forte que choques na renda corrente. Este resultado também vale para a especificação I, na tabela 2, que inclui todos os regressores, e para especificações em que apenas uma das medidas de consumo, além da renda, é incluída como regressor.

Resultado igualmente relevante na especificação II é que o valor da *pseudo-R*², em torno de 0,239, continua baixo, embora esta especificação inclua medidas de renda e de consumo – de duráveis e de não duráveis – como regressores. Este reduzido poder de explicação conjunto da renda e do consumo é coerente com a ampla e bem documentada evidência empírica de que indicadores subjetivos de qualidade de vida – tal como o grau de

12. Consumo de bens duráveis e de bens não duráveis foram incluídos simultaneamente porque cada um deles é uma *proxy* imperfeita da renda permanente.

satisfação das famílias com a renda – não estão fortemente correlacionados com seus equivalentes objetivos, sejam eles indicadores de recursos com a renda, sejam eles indicadores de resultados com o consumo. Não necessariamente pessoas sofrendo maior privação material, objetivamente medida, informam menor satisfação com suas condições de vida. Podem-se encontrar quatro razões para entender este descasamento entre as condições materiais objetivas e sua percepção subjetiva pelas famílias:

- 1) Diferenças nas necessidades materiais – Famílias diferem no tamanho e na composição de suas necessidades materiais. Isso, por sua vez, se reflete na demanda por cestas de consumo com preços diferentes, de forma que o grau de satisfação com um mesmo nível de renda pode diferir de uma família para a outra. Este fato também pode ser explicado por diferenças regionais de preços no caso de famílias com necessidades muito parecidas, mas residindo em regiões distintas. Além disso, como discutido na seção 2, indicadores objetivos, como a renda, não são capazes de medir a totalidade dos recursos disponíveis para as famílias, de modo que sua variabilidade entre as famílias é refletida imperfeitamente na variabilidade da renda.
- 2) Diferenças nas expectativas – Como explicado mais a fundo na seção 2, a avaliação subjetiva das famílias reflete não apenas suas condições objetivas de vida, mas também a interação destas condições com suas expectativas, objetivos e aspirações. Por exemplo, famílias enfrentando condições materiais parecidas, mas com expectativas distintas, devido a experiências passadas diferentes, podem reportar também diferentes graus de satisfação com suas rendas.
- 3) Diferenças na percepção de renda relativa – Diferenças de percepção de renda relativa contribuem para o baixo poder de explicação da renda absoluta sobre o grau de satisfação das famílias. Como explicado na seção 2, famílias com a mesma renda absoluta, mas comparando-se com diferentes grupos sociais de referência, muito possivelmente terão diferentes percepções de suas rendas relativas e, portanto, avaliarão diferentemente a suficiência de seus rendimentos. Este efeito é amplificado pelo fato de que a renda relativa percebida subjetivamente é a que realmente importa na avaliação das famílias e não a renda relativa efetiva, objetivamente medida dentro de seu grupo de referência. Essa distinção ocorre porque, enquanto a renda absoluta

de uma família é observada diretamente, sua renda relativa precisa ser estimada pela família a partir da informação disponível sobre a renda média de seu grupo de referência. A existência de um possível erro de percepção quanto à renda relativa, definida como a diferença entre o valor percebido e o valor efetivo desta variável, introduz um ruído adicional no efeito da renda sobre o grau de satisfação da família com a renda. Dito de outra forma, controlando pelos níveis efetivos de renda absoluta e de renda relativa, objetivamente medidas, famílias incorrendo em diferentes erros de percepção avaliarão diferentemente a suficiência de seus rendimentos.

Igualmente importante, existe uma boa razão para acreditar que o erro de percepção esteja correlacionado com algumas variáveis demográficas e sociais incluídas no modelo, explicando então parte de sua significância. Que razão é esta? Uma vez que as famílias carecem de informação precisa sobre sua renda relativa efetiva, já que não observam diretamente a renda média de seus grupos de referência, a percepção sobre suas rendas relativas pode estar enviesada pela divulgação pública de estatísticas comparativas entre diversos segmentos sociais.

Considerando famílias com rendas relativas efetivas equivalentes dentro de seus grupos de referência, uma família negra ou parda do Nordeste pode avaliar menos satisfatoriamente sua renda que uma família branca do Sudeste, simplesmente porque sua percepção de renda relativa é enviesada pelo conhecimento comum, amplamente difundido na opinião pública, de que negros, pardos e nordestinos são mais pobres que a média nacional. Realmente, como as desigualdades socioeconômicas com maior repercussão na mídia costumam envolver segmentos sociais separados por variáveis como idade, cor, região e educação, é presumível que estas variáveis sejam as candidatas mais fortes para uma correlação com o erro de percepção das famílias quanto à sua renda relativa. É também esperado que esta correlação deva variar fortemente entre famílias com graus distintos de acesso à informação sobre sua renda relativa efetiva.

Famílias nordestinas ou de cor negra, quando ricas e bem educadas, devem ter uma noção bastante precisa de sua posição na pirâmide social brasileira e dentro de seu grupo de referência, de forma que sua percepção de renda relativa não deve diferir de suas equivalentes do Sudeste ou de cor branca. Diferentemente, famílias nordestinas ou de cor negra, quando pobres

e com pouca educação, podem, por influência do conhecimento comum de estatísticas sociais geralmente desfavoráveis para sua região e cor, imaginar erroneamente que ocupam uma posição relativa abaixo de suas equivalentes da região Sudeste ou de cor branca.

Para testar este argumento, as tabelas 4 e 5 mostram os resultados, apenas para variáveis de interesse, da estimação da especificação I para subamostras separadas por níveis de renda corrente e educação, respectivamente. Em geral, os efeitos da cor negra e parda em relação à cor branca são significativos a um nível de 5% somente para os níveis mais baixos de educação e consumo. O mesmo ocorre para o efeito da região Nordeste em relação à região Sudeste. Além disso, o tamanho desses efeitos, medido pela taxa de variação da *odds*, é mais alto para os níveis inferiores de educação e de renda corrente. Esses resultados corroboram o argumento de que o efeito de variáveis como cor e região na amostra completa pode estar refletindo sua correlação com erros de percepção de renda relativa em determinadas subamostras.¹³

- 4) Diferenças na necessidade de poupança precaucionária – Famílias alocam parte de sua renda na formação de poupança precaucionária, protegendo-se de eventos futuros indesejáveis, tais como doença, desemprego e redução de salário. O tamanho ótimo desta poupança varia entre as famílias. Quanto maior a necessidade de poupança precaucionária, menor a proporção da renda que pode ser alocada no consumo de bens e serviços e, portanto, menor o grau de satisfação com um dado nível de renda. Além dos atributos demográficos e sociais dos membros da unidade familiar, um conjunto de variáveis econômico-financeiras é importante para explicar a demanda por poupança precaucionária. Essas variáveis são incluídas na especificação I do modelo, cujos resultados são apresentados na tabela 2. Com exceção da fonte adicional de renda e de algumas categorias da fonte de renda, todas produzem um efeito com sinal esperado e significativo em nível de 5%. Adiante, a motivação por trás da seleção de cada uma dessas variáveis.

13. Guven e Sorensen (2007) argumentam que indivíduos comparam-se sistematicamente com a camada mais rica de seu grupo social, de forma que a renda relativa percebida como resultado desta comparação importa mais que a renda relativa efetiva – definida em relação à média do grupo social – para a felicidade das pessoas. Ao testar esta hipótese com dados norte-americanos a partir de 1970, eles concluem que o efeito da renda relativa percebida sobre a probabilidade de ser feliz é mais significativo que os efeitos da renda absoluta e da renda relativa efetivas. Ao repetir a análise para famílias de alta, média e baixa renda, foi encontrado que o efeito da renda relativa é bem mais significativo para famílias de média e baixa renda que o efeito da renda absoluta, enquanto o resultado inverso ocorre para famílias de alta renda.

A incerteza quanto à renda futura depende em boa medida da natureza de sua fonte geradora. Por exemplo, a volatilidade da renda dos empregados públicos é, em média, certamente menor que a dos empregados privados. Quanto maior esta incerteza, maior a poupança precaucionária requerida para suavizar choques adversos na renda. Por isso, usou-se a fonte principal de renda.¹⁴

Já a existência de uma fonte adicional de recursos na família – seja uma segunda fonte da pessoa de referência, seja a fonte de outra pessoa da família – reduz a probabilidade de uma forte restrição temporária de recursos em virtude da perda ou redução dos rendimentos da fonte principal da pessoa de referência. Isso, por sua vez, reduz a demanda por poupança precaucionária. Obviamente, este efeito é tanto maior quanto menor for a correlação entre as rendas das fontes principal e adicional. Estas são as duas únicas variáveis com sinal contrário ao esperado. Possivelmente, isso decorre da forte correlação entre renda e necessidade de uma fonte adicional de renda.

O tamanho ótimo da poupança precaucionária deve aumentar com a iliquidez dos ativos que a compõem, a fim de compensar eventuais custos de transação quando os ativos forem liquidados para fazer frente a eventos indesejáveis. Em geral, imóveis, riqueza financeira e veículos são ativos razoavelmente líquidos. Além disso, é importante analisar o acesso ao crédito, dado que contar com recursos de terceiros reduz a necessidade de poupança precaucionária para enfrentar uma insuficiência temporária de recursos. Já um plano de saúde permite reduzir a poupança precaucionária para enfrentar uma deterioração futura das condições de saúde.

Como observado, diferenças entre famílias, no que tange a necessidades, expectativas, percepção de renda relativa e poupança precaucionária, podem estar na raiz do reduzido poder de explicação de medidas de renda e de consumo sobre o grau de satisfação com a renda, fato conhecido na literatura como o descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos das condições de vida. Essas quatro diferenças são produto da diversidade biológica, cultural, social e econômica existente no universo das famílias de uma população. Parte desta diversidade constitui uma heterogeneidade

14. É importante alertar que a variável fonte principal de recursos não tem o mesmo significado que ocupação ou posição na força de trabalho, que costumam ser mais comumente usadas em trabalhos empíricos. Por exemplo, uma família com a pessoa de referência desempregada ou fora da população economicamente ativa (PEA) poderia ser incluída tanto na categoria de transferências privadas como na categoria aluguéis de imóveis ou rendimentos de ativos financeiros, dependendo de qual fosse sua principal fonte de subsistência. A razão para usar esta variável, em vez de ocupação ou posição na força de trabalho, é que a volatilidade dos recursos de uma família depende mais diretamente da natureza de suas fontes geradoras.

não observada, uma vez que diz respeito a diferenças em variáveis para as quais não existe ou é impossível obter informação. Por exemplo, atributos psicológicos, tais como otimismo, maturidade, inteligência e ansiedade, devem com certeza influenciar a avaliação subjetiva das famílias quanto à suficiência de sua renda. Outra parte desta diversidade constitui uma heterogeneidade observada, uma vez que diz respeito a diferenças em variáveis demográficas e socioeconômicas, além das medidas de renda e de consumo, com informação disponível em nível familiar.

Para determinar a natureza e o tamanho do impacto da heterogeneidade observada sobre o grau de satisfação das famílias com a renda, uma exaustiva lista de regressores, além das medidas de renda e de consumo, é introduzida na especificação I, cujos resultados da estimação são apresentados na tabela 2. Estes regressores são as variáveis explicativas descritas na subseção 3.2.2. Três resultados são destacados. Primeiro: com base na taxa de variação da *odds*, o efeito marginal da maioria dos regressores tem o sinal esperado e é significativo em nível de 5%. Além disso, o tamanho do efeito de choques temporários e permanentes na renda, medidos pelas taxas de variação da *odds* da renda e do consumo, respectivamente, é maior que o tamanho do efeito da maioria dos outros regressores. Isto sugere que, embora longe de explicar toda a extensão do grau de satisfação das famílias com a renda, indicadores objetivos como renda e consumo são determinantes para o comportamento desta variável. Segundo: idade, região e meio rural estão entre as variáveis demográficas e sociais com maior significância e valor absoluto da taxa de variação da *odds*. Coerentemente, embora não sejam mostradas na tabela 2, estas variáveis também produziram a maior queda no valor da *pseudo-R*² quando foram excluídas individualmente da especificação, sugerindo seu maior poder de explicação. Terceiro: os resultados da tabela 3 permitem avaliar o poder de explicação da heterogeneidade observada além daquela envolvendo diferenças de renda e consumo: a especificação I produziu um leve aumento de 0,239 para 0,284 no valor da *pseudo-R*² em relação à especificação II, a qual inclui apenas as medidas de renda e de consumo como regressores. O valor ainda baixo desta estatística para a especificação I, a qual inclui um número exaustivo de regressores, sugere que parte significativa da variação da variável dependente – o grau de satisfação das famílias com a renda – é explicada pela existência de algum tipo de heterogeneidade não observada.

A seguir, apresenta-se uma discussão mais detalhada dos resultados da tabela 2 para as variáveis demográficas e sociais na especificação I do modelo *logit* ordenado com $y = 1, 2, 3, 4, 5, 6$.¹⁵

Idade

Este é o regressor com o maior poder de explicação sobre a variável dependente. Isso porque sua exclusão individual do modelo produziu a maior perda de ajustamento nos dados – medida pela redução do valor da estatística *pseudo R*². O efeito da idade torna-se significativamente positivo a partir da passagem do segundo intervalo (entre 21 e 30 anos) para o terceiro intervalo (entre 31 e 40 anos). No entanto, o sentido do efeito muda de direção da passagem do penúltimo intervalo (entre 51 e 60 anos) para o último intervalo (> 60 anos). Entre 25 e 55 anos aproximadamente, a probabilidade de reportar pelo menos alguma dificuldade aumenta em média 1,7 p.p., enquanto a probabilidade de reportar muita dificuldade aumenta 4,3 p.p. Estes resultados sugerem que, *ceteris paribus*, as famílias tendem a avaliar menos satisfatoriamente suas rendas à medida que a idade avança, embora esta tendência sofra uma inflexão com a chegada da velhice.

Em princípio, existem quatro possíveis razões para que o grau de satisfação com a renda aumente com a idade, contrariando os resultados aqui encontrados. A primeira, jovens em geral alimentam expectativas e aspirações mais ambiciosas. A segunda, a defasagem entre objetivos ainda não alcançados e realizações diminui com a idade. A terceira, idosos tiveram mais tempo para ajustar suas expectativas às suas condições particulares. A quarta, idosos administram melhor eventos adversos em suas vidas. No entanto, também não faltam argumentos teóricos e resultados empíricos desafiando esta relação positiva entre idade e satisfação com a renda. A probabilidade de uma deterioração brusca no estado de saúde aumenta com a idade, de forma que a parcela substancial da mesma fica engessada com despesas médicas e hospitalares irreduzíveis.

Além disso, alguns trabalhos empíricos têm observado uma curva em forma de U na relação entre idade e grau de felicidade, a qual depende, em boa parte, da capacidade de satisfação das necessidades materiais. Seja qual for a relevância empírica dos argumentos teóricos quanto ao efeito da idade sobre o grau de dificuldade material, três problemas metodológicos são

15. As três primeiras colunas da tabela 2 referem-se ao modelo *logit* binário com $y = 1, 2$.

verificados na estimação deste efeito, de forma que se recomenda cautela com a avaliação de qualquer resultado empírico. Primeiro, a satisfação com a renda é um conceito subjetivo cujo significado pode variar com a idade. Segundo, o efeito da idade pode se confundir com o efeito da coorte. Terceiro, como pessoas mais satisfeitas com a renda tendem a viver mais tempo, existe um viés de seleção amostral que reforça o efeito positivo estimado da idade sobre o grau de satisfação com a renda. Este fato poderia explicar por que famílias que reportam pelo menos alguma dificuldade material no intervalo acima de 60 anos são menores que nos intervalos anteriores.

Cor

Famílias de cor negra, parda e indígena avaliam menos favoravelmente a suficiência de suas rendas que famílias de cor branca, com taxas de variação da *odds* de 21,7%, 9,5% e 42,8%, respectivamente. Estes efeitos são significativos em nível de 5%. Cor amarela não produziu efeito significativo em nível de 10%. Em relação à cor branca, a probabilidade de reportar muita dificuldade é 3,7 p.p. maior para a cor negra; 1,7 p.p. maior para cor parda; e 7,0 p.p. maior para cor indígena.

Como interpretar estes resultados? Primeiro, o preconceito de cor pode assumir a forma de barreiras para o acesso a bens públicos, mais que compensando políticas de quotas e de ação afirmativa. Segundo, famílias etnicamente distintas podem não compartilhar exatamente a mesma história e ambiente cultural, o que produziria diferenças no tamanho e na composição de suas necessidades materiais, bem como nas suas aspirações, seus objetivos e sua capacidade de adaptação a novas circunstâncias. Terceiro, como explicado antes, famílias negras, pardas e indígenas podem ter sua percepção de renda relativa enviesada por estatísticas, informando que pessoas de sua cor desfrutam de um padrão de vida mais baixo que a média nacional. Nesse sentido, embora felicidade e satisfação financeira sejam sentimentos diferentes, cabe mencionar que trabalhos empíricos para os Estados Unidos e África do Sul, incluindo Guven e Sorensen (2007), concordam que negros tendem a ser mais infelizes que brancos. A explicação comum é a menor autoestima dos negros em decorrência de seu menor prestígio social.

Religião

Famílias de religião evangélica e espiritualista avaliam menos favoravelmente a suficiência de suas rendas que famílias de religião católica.

Este efeito é mais forte para a religião espiritualista. Não há diferença significativa entre famílias católicas e protestantes. A razão para testar a significância desta variável é a influência dos valores religiosos na formação das aspirações, ambições e necessidades materiais, bem como na capacidade de adaptação a novas circunstâncias, o que, por sua vez, interfere na satisfação das famílias com suas condições materiais.

Região

Comparando com a região Sudeste, famílias da região Nordeste avaliam menos favoravelmente a suficiência de suas rendas, enquanto famílias das regiões Norte, Centro-Oeste e Sul avaliam mais favoravelmente. Estes efeitos são significativos em nível de 1% e têm praticamente o mesmo tamanho, uma vez que não há diferença significativa entre os módulos das taxas de variação da *odds*. Uma família da região Nordeste tem uma probabilidade de 1,3 p.p. menor de reportar pelo menos alguma dificuldade e uma probabilidade de 2,7 p.p. menor de reportar muita dificuldade. Como foi explicado, as estimativas para região podem estar enviesadas por uma possível correlação entre esta variável e os erros não observados de percepção de renda relativa. Além disso, diferenças de nível geral de preços podem explicar parte do efeito deste regressor. É interessante observar que o coeficiente da região Nordeste não é significativo no modelo *logit* binário, sugerindo que o impacto desta variável ocorre dentro dos três primeiros e três últimos níveis de dificuldade com a renda.

Gênero

Ceteris paribus, mulheres avaliam menos favoravelmente a suficiência de suas rendas. Este efeito é significativo em nível de 1% e seu tamanho relativamente grande. O que explica este resultado? Primeiro, homens e mulheres podem diferir nas suas expectativas, ambições, seus objetivos de vida e sua capacidade de adaptação a novas circunstâncias, de forma que poderiam avaliar diferentemente a suficiência de um mesmo nível de renda. Segundo, por razões culturais, homens são em geral educados desde a infância num ambiente social relativamente mais competitivo e, além disso, costumam responder perante seus pares pela privação material da família. Logo, homens devem interiorizar uma forte pressão social para manter uma renda relativa satisfatória no contexto de sua comunidade. Mulheres, ao contrário, estariam mais preocupadas em sustentar uma renda

absoluta capaz de preservar o padrão de vida da família, valorizando muito mais a estabilidade necessária para o sustento dos filhos. Corroborando este argumento, Guven e Sorensen (2007) encontram evidência de que renda relativa é significativamente mais importante que renda absoluta para explicar felicidade no caso dos homens, enquanto somente a renda absoluta tem efeito significativo no caso das mulheres. Logo, homens e mulheres podem ter diferentes percepções de renda relativa.

Cônjuge

Mesmo no nível de 10%, a existência de um cônjuge não tem efeito significativo sobre o grau de dificuldade das famílias com suas rendas. Este resultado é razoável? Existem duas razões para testar a significância desta variável. Primeiro, estudos empíricos têm enfatizado que pessoas casadas tendem a reportar graus mais elevados de felicidade em pesquisas sociais. Guven e Sorensen (2007) concluem que elas são significativamente mais prováveis de serem felizes que pessoas solteiras, divorciadas e viúvas. Embora o conceito de felicidade envolva outros aspectos da existência humana além da satisfação material, é inegável que pessoas mais felizes são, em geral, mais otimistas e esperançosas, sendo assim mais propensas a reportar maior satisfação com suas condições materiais. Afinal, a satisfação com aspectos não materiais da vida, tais como círculo de amigos e ambiente familiar, pode amenizar a insatisfação com restrições materiais. Segundo, pessoas casadas com outras que também recebam algum rendimento podem contar com o suporte financeiro de seus parceiros no caso de interrupção temporária ou permanente de seus rendimentos correntes. Isto reduz a volatilidade dos recursos econômicos da família e, portanto, diminui a probabilidade de eventos que imponham a seus membros uma severa restrição material.

Meio rural

Famílias no meio rural avaliam mais favoravelmente a suficiência de suas rendas. Este efeito é significativo em nível de 1% e seu tamanho relativamente grande.

Educação

Para todas as categorias de educação, a taxa de variação da *odds*, em relação à categoria imediatamente anterior, é negativa. Isso significa que, *ceteris paribus*, famílias mais bem educadas avaliam mais favoravelmente

a suficiência de suas rendas. Este efeito é significativo em nível de 5%, revelando-se mais forte nos níveis inferiores. Contudo, o tamanho deste efeito não é tão expressivo quanto o da maioria dos outros regressores. Um nível a mais de educação contribui, em média, para uma redução de 2 p.p. na probabilidade de as famílias reportarem muita dificuldade. Esta redução diminui para menos de 1 p.p. no caso de as famílias reportarem pelo menos alguma dificuldade. Como interpretar estes resultados? Primeiro, renda permanente é o valor presente do fluxo esperado de rendimentos futuros, os quais são fortemente correlacionados com o nível de educação. Logo, se consumo não é uma boa *proxy* para renda permanente, educação traz informação adicional sobre a renda permanente. Segundo, educação pode condicionar diretamente as expectativas e objetivos das famílias. Por um lado, educação pode induzir maior satisfação com a renda na medida em que facilita a adaptação da família a novas circunstâncias. Por outro, quanto mais educados os membros de uma família, maior sua demanda por bens culturais e, portanto, maior o tamanho de suas necessidades para um dado nível de renda, induzindo menor satisfação com a renda. Terceiro, famílias mais bem educadas devem ter maior renda relativa dentro de seu grupo social de referência. Quarto, educação traz maior conscientização da família quanto à sua posição relativa no contexto de sua comunidade, de forma que famílias com diferentes níveis de educação devem ter distintas percepções de renda relativa. Novamente, embora felicidade e satisfação com a renda sejam sentimentos diferentes, cabe aqui mencionar o resultado encontrado por Guven e Sorensen (2007): a felicidade aumenta com o nível de educação, sendo os pós-graduados os mais felizes e aqueles sem um diploma de nível médio (*high school*), os mais infelizes.

6 CONCLUSÃO

A POF 2002-2003 inclui um questionário sobre avaliação subjetiva das condições de vida por meio do qual as famílias da amostra reportam seu grau de satisfação com a renda. Usando esta informação, um modelo *logit* ordenado é estimado para analisar os determinantes demográficos, sociais e econômicos da percepção subjetiva das famílias brasileiras acerca da suficiência de seus rendimentos.

Resultados interessantes – e alguns de certa forma surpreendentes – foram obtidos em relação ao efeito das variáveis explicativas sobre a probabilidade de as famílias reportarem graus mais elevados de dificuldade

com a renda: *i*) renda corrente e consumo têm um efeito negativo e significativo, embora o poder de explicação conjunto destas variáveis seja reduzido; *ii*) o efeito de choques na renda permanente é mais forte que o de choques na renda corrente; *iii*) variáveis demográficas e sociais, tais como idade, educação, cor, gênero e religião, têm um efeito significativo e com sinal esperado, de forma que diferenças de expectativas, percepção de renda relativa e disponibilidade de poupança precaucionária contribuem para explicar a avaliação das famílias; e *iv*) embora a heterogeneidade observada na forma de diferenças demográficas, sociais e econômicas contribua para explicar a dificuldade das famílias com a renda numa extensão significativa, ainda resta uma parte considerável a ser explicada, possivelmente por algum tipo de heterogeneidade não observada, tal como diferenças em atributos culturais e psicossociais.

Consistente com a literatura internacional, estes resultados se inclinam pela existência de um descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida na sociedade brasileira, pelo menos no que tange aos domínios materiais da existência humana. O trabalho espera assim contribuir para o entendimento da qualidade de vida da população brasileira, pelo menos na sua dimensão material. Duas sugestões de pesquisa são extensões naturais deste trabalho: *i*) o estudo dos determinantes dos indicadores subjetivos no Brasil em outros domínios da qualidade de vida, tais como habitação, saúde, meio ambiente e segurança, enfatizando principalmente a extensão de seu descasamento com indicadores objetivos; e *ii*) um estudo mais rigoroso do efeito da renda relativa – *vis-à-vis* a renda absoluta – sobre os indicadores subjetivos.

ABSTRACT

The work investigates the demographic, economic and social determinants of the degree of satisfaction of the Brazilian households with their income. For that, a ordered logit model is estimated in order to explain the performance of a subjective indicator of income sufficiency built with basis on the POF 2002-2003 survey on Life Conditions Evaluation. Despite the expressive marginal effect of the current income and the consumption on the indicator, the low joint explanation power of these variables is consistent with the well documented empirical evidence of a mismatch between objective and subjective indicators of life quality, at least regarding the material domains of human existence. This result can be explained to some extent by differences in expectations and relative income perception among Brazilian households. The inclusion of an exhaustive number of explanatory variables into the regression improves the model significantly, although to an insufficient extent to produce a satisfactory adjustment to the data. This suggests the existence of some type of

non-observed heterogeneity explaining a considerable proportion of the variation of the degree of satisfaction of the Brazilian households with their income. Another important result of the work is that the marginal effect of permanent shocks to current income on the indicator of income sufficiency is stronger than the effect of transitory shocks to current income.

Keywords: life quality; households; income.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; DI TELLA, R.; MACCULLOCH, R. **Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?** NBER, 2001. (Working Paper, n. 8.198).
- BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. Well-being over time in Britain and the USA. **Journal of public economics**, 2004.
- CORBI, R.; MENEZES-FILHO, N. Os determinantes empíricos da felicidade no Brasil. **Revista de economia política**, v. 26, n. 4, p. 518-536, 2006.
- CUMMINS, R. Objective and subjective quality of life: an interactive model. **Social indicators research**, v. 52, n. 1, 2000.
- DEATON, A. Income, health, and well-being around the World: evidence from gallup world poll. **Journal of economic perspectives**, v. 22, n. 2, p. 53-73, 2008.
- DUESENBERY, J. **Income, savings and the theory of consumer behavior**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1949.
- GRAHAM, C. **Can happiness research contribute to development economics?** Washington DC: The Brookings Institution, 2004.
- GUVEN, C.; SORENSEN, B. E. **Subjective well-being: keeping up with the joneses. Real or perceived?** 2007. Manuscrito.
- HIRSCH, F. **The social limits to growth**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1976.
- KAHNEMAN, D.; DEATON, A. High income improves evaluation of life but not emotional well-being. **Proceedings of the national academy of sciences**, v. 107, n. 38, p. 16.489-16.493, 2010.
- KAPTEYN, A.; VAN PRAAG, B. Evidence on the individual welfare function of income: an empirical investigation in the Netherlands. **European economic review**, n. 4, p. 33-62, 1973.
- LAYARD, R. **Happiness: lessons from a New Science**. New York: Penguin Press, 2005.
- LAYTE, R. *et al.* Income, deprivation and economic strain: an analysis of the European community household panel. **European sociological review**, v. 17, n. 4, p. 357-372, 2001.
- OSWALD, J. A. Happiness and economic performance. **Economic journal**, n. 107, 1997.
- RUSSELL, H.; WHELAN, C. Low income and deprivation in an enlarged Europe. **European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions**, 2004.
- VEBLEN, T. **The theory of leisure class**. New York: The Modern Library, 1899.

(Originais submetidos em julho de 2012. Última versão recebida em outubro de 2013. Aprovada em outubro de 2013.)

APÊNDICE

A1. VARIÁVEIS DEMOGRÁFICAS E SOCIAIS¹

Idade – Categórica ordinal com seis categorias: menos de 20 anos, entre 21 e 30 anos, entre 31 e 40 anos, entre 41 e 50 anos, entre 51 e 60 anos e mais de 60 anos.

Gênero – Variável binária. Homem é a categoria de referência.

Cor – Categórica nominal com cinco categorias: branca (referência), negra, parda, amarela e indígena.

Religião – Categórica nominal com doze categorias: católica (referência), protestante tradicional, evangélica, espírita e outras.

Cônjuge – Variável binária. Sem cônjuge é a categoria de referência. Uma família é classificada como sem cônjuge quando nenhum membro se reporta como cônjuge da pessoa de referência. A POF não distingue união civil de coabitação.

Educação – Categórica ordinal com seis categorias: sem instrução, alfabetizado com pouca instrução, fundamental até a 4^a série, fundamental completo, ensino médio completo, superior completo. Os dezesseis níveis de escolaridade na POF foram agrupados nestas seis categorias.

Região – Categórica nominal com cinco categorias: Sudeste (referência), Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul.

Meio rural – Variável binária. Área urbana é a categoria de referência.

Tamanho da família – Categórica ordinal com seis categorias: 1, 2, 3, 4, 5, mais de 5. Tamanho da família é o número total de pessoas, adultos e crianças.

Número de crianças – Categórica ordinal com quatro categorias: 0, 1, 2, mais de 2. Seguindo um padrão médio na literatura, define-se criança como uma pessoa abaixo de 14 anos.

1. Elaboração dos autores.

EMPREGO INDUSTRIAL E CUSTOS DE AJUSTAMENTO NAS EMPRESAS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MICRODADOS*

Paulo de Andrade Jacinto**

Eduardo Pontual Ribeiro***

Este estudo tem como objetivo realizar uma análise empírica da estrutura dos custos de ajustamento do emprego industrial. Para tanto, estima-se um modelo dinâmico de demanda por trabalho que contempla custos de ajustamento quadráticos e custos de ajustamento fixos como casos particulares. A metodologia traz um teste de hipótese de coeficientes do modelo de regressão que permite identificar o tipo de custo de ajustamento do emprego mais apropriado. A partir de microdados de empresas industriais do Rio Grande do Sul, os resultados obtidos sugerem que um modelo misto, em que custos de ajustamento quadráticos e custos fixos são considerados, representa melhor a estrutura de custos de ajustamentos. A elasticidade emprego-salário condicional foi estimada entre $-0,4$ e $-0,8$, com valores similares e positivos para a elasticidade emprego-produto. O tempo mediano de ajustamento a choques varia de um a dois anos.

Palavras-chave: custos de ajustamento; demanda por trabalho; custos fixos.

JEL: J23; J63.

1 INTRODUÇÃO

A estimação de uma função de demanda por trabalho é o mecanismo mais usado para compreender o efeito de mudanças estruturais, tecnológicas e conjunturais no emprego industrial, além de servir de base e simulações de efeitos de políticas. Esta ferramenta exige uma hipótese para a estrutura dos custos de ajustamento do emprego no tempo. Por custos de ajustamento entendem-se aqueles custos diretos e indiretos gerados por alterações na quantidade da mão de obra empregada na firma. De modo geral, os custos diretos de contratação incluem os custos da firma para anunciar as vagas disponíveis, entrevistar e selecionar os candidatos e treinar os novos trabalhadores. Por sua vez, os custos diretos de demissão normalmente estão previstos por lei, como o aviso prévio e demais indenizações. Os

* Os autores agradecem à Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul (FIERGS) pelo acesso aos dados e aos pareceristas pelos comentários e pelas sugestões. Os erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

** Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS) e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Correio eletrônico: <paulo.jacinto@pucrs.br>.

*** Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) e pesquisador do CNPq. Correio eletrônico: <eribeiro@ie.ufrj.br>.

custos indiretos incluem o custo de oportunidade em termos de produção perdida enquanto o novo trabalhador não possui a mesma produtividade do trabalhador substituído.

A representação analítica mais usual desses custos de ajustamento segue a forma quadrática. Ela gera funções de demanda do tipo de ajustamento parcial, com um padrão de ajuste da mão de obra contínuo e suavizado, a partir de uma sequência de choques de rentabilidade percebidos pela empresa (Hamermesh, 1993). Embora propostas por Oi (1962), somente a partir do estudo de Hamermesh (1989) funções de custos de ajustamento alternativas e mais complexas que incorporam custos fixos (*lumpy costs*) ou lineares (*piecewise costs*) vêm sendo consideradas de modo mais significativo. A principal característica destas funções não estritamente convexas é a descontinuidade dos ajustes no emprego, o que implica uma ausência de ajuste gradual na mão de obra e a existência de períodos de inatividade, frente a uma sequência de choques. Este tipo de função poderia justificar o fato de que a distribuição nas empresas do ajustamento do emprego é mais concentrada em zero e com maiores caudas que os choques observados de salários e produto (Davis e Haltiwanger, 1999).

A presença de custos de ajustamento fixos ou quadráticos tem implicações para políticas a partir destas diferenças, em que pequenos choques podem não ter efeito algum e, ao mesmo tempo, choques maiores podem ter efeitos desproporcionais sobre o emprego e outras demandas por fatores. Ao mesmo tempo, a literatura conclui que, no uso de dados setoriais (agregados), a estrutura de custos de ajustamento tende a parecer quadrática (convexa). Entretanto, estes custos nas empresas (microdados) podem ser bem diferentes, numa aplicação moderna da famosa falácia da composição (Caballero, Engle e Haltiwanger, 1997).

Em vez de focarem a forma funcional detalhada dos custos de ajustamento (se quadráticos, fixos ou lineares), alguns estudos, como Caballero, Engle e Haltiwanger (1997), Cooper e Willis (2001) e Varejão e Portugal (2007), direcionaram suas análises para verificar o tipo geral de custos de ajustamento, ou seja, se convexas ou não convexas. Os custos convexas – como os custos quadráticos – são associados a ajustes frequentes, porém com variações no emprego diluídas ao longo do tempo, ao passo que os custos de ajustamentos não convexas, como os custos fixos, geram ajustamentos pouco frequentes e com movimentos bruscos na mão de obra

empregada, e períodos de ausência de ajuste. Trata-se de uma forma mais geral de abordar os custos de ajustamento, uma vez que se busca conhecer a estrutura de custos sem impor maiores restrições sobre as funções de custos de ajustamento das firmas. O interesse é identificar o tipo geral com o mínimo de hipóteses identificadoras, mas sem estimar uma equação de demanda por trabalho. No Brasil, seguem esta linha os trabalhos de Gonzaga (2009) e Jacinto e Ribeiro (2009), utilizando as metodologias de Caballero, Engel e Haltiwanger (1997) e Varejão e Portugal (2007), respectivamente.

Na literatura de estimação da equação de demanda por trabalho, a maioria dos trabalhos parte de uma forma funcional específica para os custos de ajustamento, como a quadrática, com uma minoria de trabalhos que incorporaram estruturas alternativas de custos de ajustamento. Destaca-se Hamermesh (1989), que examinou dados de firmas individuais, concluindo que modelos de demanda por trabalho não lineares, que correspondem à estrutura de custos de ajustamento não convexa, se ajustam melhor aos dados de empresas. Um estudo mais geral foi proposto em Hamermesh (1990; 1992), em que custos de ajustamento quadráticos e fixos eram casos particulares. Os resultados não rejeitaram a existência de ambos os custos de ajustamento para uma base composta por informações de sete companhias aéreas, deixando evidente como é complexa a dinâmica de ajustamento do emprego.

No Brasil, o estudo de Gonzaga e Corseuil (2001)¹ empregou custos de ajustamento quadráticos, aplicados a dados agregados da indústria. O tipo de custo de ajustamento foi suposto, sem uma avaliação prévia da validade desta hipótese. O emprego foi bastante persistente, com alto valor do coeficiente de ajustamento, como esperado para dados agregados. O único estudo que estima uma função de demanda por trabalho utilizando microdados na literatura brasileira é o de Barros, Corseuil e Gonzaga (2001), no qual os autores também supõem custos de ajustamento quadráticos. Empregando-se estimativas transversais (*cross-section*) e utilizando-se a estrutura de painel dos dados para obtenção de instrumentos (variáveis defasadas), o coeficiente de ajustamento do emprego foi estimado com valor bem mais baixo que com dados agregados. Ao mesmo tempo, os autores indicaram que uma “extensão natural” (*op. cit.*, p. 188) do estudo seria o uso de um painel completo de firmas.

1. Outros trabalhos incluem Estevão (1993), Meyer (1998), Ambrózio (1999) e Magnusson (2000).

Assim, este artigo contribui para a literatura ao trazer estimativas da função de demanda por trabalho na indústria utilizando um modelo geral de estimação que inclui diferentes tipos de custos de ajustamento (quadrático e fixo). A vantagem da metodologia empregada está em permitir distinguir, de modo direto, hipóteses sobre custos de ajustamento, mediante testes de hipóteses sobre coeficientes de um modelo de regressão, possibilitando comparar um modelo de custos de ajustamentos quadráticos com o de custos fixos. As estimativas utilizam um efetivo painel de microdados de empresas industriais do Rio Grande do Sul entre 1991 e 2003. Com isto, são empregados estimadores mais eficientes que os apresentados na literatura brasileira.

Os resultados sugerem que o modelo dinâmico com custos de ajustamentos quadráticos, amplamente utilizado para descrever a dinâmica do ajuste do emprego nas firmas, explica apenas parte deste ajuste, uma vez que as evidências encontradas aqui mostram que um modelo misto, com custos de ajustamento quadráticos e custos fixos, pode representar de modo satisfatório o ajustamento esperado do emprego industrial na firma. A principal implicação econômica é que o efeito dos choques de rentabilidade sobre o emprego não é linear. Além disso, é necessário que os choques sejam grandes o suficiente para gerar uma mudança no patamar de emprego, sugerindo-se que políticas de salários ou alterações no produto não terão efeitos sobre o emprego se estes choques forem pequenos.

Além dessa breve introdução, o trabalho está organizado em mais quatro seções. Na segunda, a base de dados utilizada é descrita e veem-se estatísticas descritivas sobre o ajustamento do emprego. A terceira seção traz a representação empírica do modelo de demanda por trabalho e a estratégia de estimação. Na quarta, são apresentados os resultados e, na última seção, as considerações finais.

2 AS EMPRESAS ESTUDADAS E A DINÂMICA DO AJUSTAMENTO DO EMPREGO INDUSTRIAL

Os dados utilizados para identificar a estrutura de custos de ajustamento e analisar a dinâmica da demanda por trabalho na indústria foram obtidos junto à Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul (FIERGS) e têm origem na pesquisa Indicadores Industriais da Confederação Nacional das Indústrias (CNI). O âmbito da pesquisa inclui as empresas que fazem parte do cadastro próprio da FIERGS. A unidade de informação são as

empresas industriais ou as filiais de empresas localizadas no estado do Rio Grande do Sul.² Os dados são utilizados para a construção de indicadores de atividades de curto prazo (mensais) para a indústria.³ O horizonte temporal envolve informações a partir de 1991 até 2003.

A amostra utilizada pela FIERGS inclui apenas empresas do setor formal e apresenta um viés para grandes empresas, como pode ser observado na tabela A.1, no apêndice. O processo de amostragem utilizado na formação do painel de empresas⁴ informantes é incidental. Para compor este painel, um dos critérios usados é a seleção das unidades informantes do cadastro da FIERGS responsáveis por 50% do número de empregados do gênero.^{5,6} No caso particular daqueles gêneros não explicitados individualmente, ou seja, na classe de *outros gêneros*, a porcentagem passa a ser igual a 20% do número de empregados. Embora não seja possível garantir a representatividade da amostra de dados da FIERGS para o Brasil, Jacinto e Ribeiro (2009), ao fazerem uma análise estatística e compararem as principais características desta série de emprego com a série de emprego oriunda da Pesquisa Industrial Mensal (PIM), verificaram que ambas as séries apresentam comportamento semelhante e possuem alta correlação estatística.⁷ Este é um resultado esperado, visto que não há nenhuma razão para acreditar que as indústrias do Rio Grande do Sul sejam tecnologicamente distintas das do resto do Brasil, à parte variáveis observáveis, como setor.

2. A matriz, se localizada no estado, responde informações referentes a ela e às suas filiais no estado. No caso das empresas cujas matrizes localizam-se fora do estado, as informações coletadas se referem exclusivamente a elas.

3. As unidades estão agrupadas em dezesseis setores ou gêneros industriais, a saber: metalúrgica, mecânica, material elétrico e de comunicações, material de transporte, madeira, mobiliário, borracha, couros e peles, química, têxtil, vestuário, calçados e artefatos de tecidos, produtos alimentares, bebidas, fumo, editorial e gráfica e, por fim, diversas. A classificação de atividades da pesquisa é a mesma da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (Rais/MTE) de 1988, isto é, corresponde à Classificação Nacional de Atividades Econômicas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (CNAE/IBGE) de 1973, tanto para o gênero industrial quanto para o subgênero.

4. Sem acompanhamento demográfico de entradas e saídas.

5. Os gêneros incluídos na pesquisa são responsáveis por, no mínimo, 70% do valor da produção da indústria de transformação do estado, conforme encontrado no Censo Industrial de 1985 do IBGE, para o início da amostra, ou na Rais, para os anos mais recentes. Os gêneros restantes compõem a classe *outros*, utilizada na obtenção do resultado agregado para a indústria de transformação.

6. As unidades estão agrupadas em dezesseis setores ou gêneros industriais: metalúrgica, mecânica, material elétrico e de comunicações, materiais de transportes, madeira, mobiliário, borracha, couros e peles, química, têxtil, vestuário, calçados e artefatos de tecidos, produtos alimentares, bebidas, editorial e gráfica, fumo e outros gêneros.

7. A série de emprego oriunda da pesquisa da CNI para o Rio Grande do Sul no período de 1991 a 2001 apresenta o mesmo comportamento observado na série do emprego da PIM realizada pelo IBGE para a região Sul. Ambas as séries mostram uma trajetória de declínio do emprego industrial nos anos 1990 e forte correlação de 0,92. O ideal seria utilizar uma série de emprego da PIM para o estado do Rio Grande do Sul, mas, devido à inexistência desta série, optou-se por fazer uma comparação entre a série de emprego gerada para a região Sul. Diferenças entre as séries podem ser explicadas por diferenças de composição setorial. Mais detalhes em Jacinto e Ribeiro (2009).

A variável emprego (n) corresponde ao logaritmo natural (Ln) do pessoal empregado e engloba a totalidade do pessoal com vínculo empregatício que estava trabalhando na empresa no último dia do ano, incluído ou não no processo de produção.⁸ A variável que descreve o custo salarial médio real (wr) corresponde ao logaritmo natural do valor global da folha de pagamento e refere-se à remuneração do trabalho dividida pelo número de pessoal empregado total da empresa. Ela não inclui os pagamentos relativos a 13º salário, indenizações, gratificações e aviso prévio. Para representar as condições de demanda da firma, escolheu-se a variável *valor total das vendas*. Nesta, são incluídas todas as receitas das empresas oriundas das vendas de seus produtos, não se levando em conta a prestação de serviços, as transferências entre estabelecimentos e as vendas de ativos fixos ou a revenda de matéria-prima beneficiada. Os valores são deflacionados pelo Índice de Preços por Atacado – Oferta Global (IPA-OG).

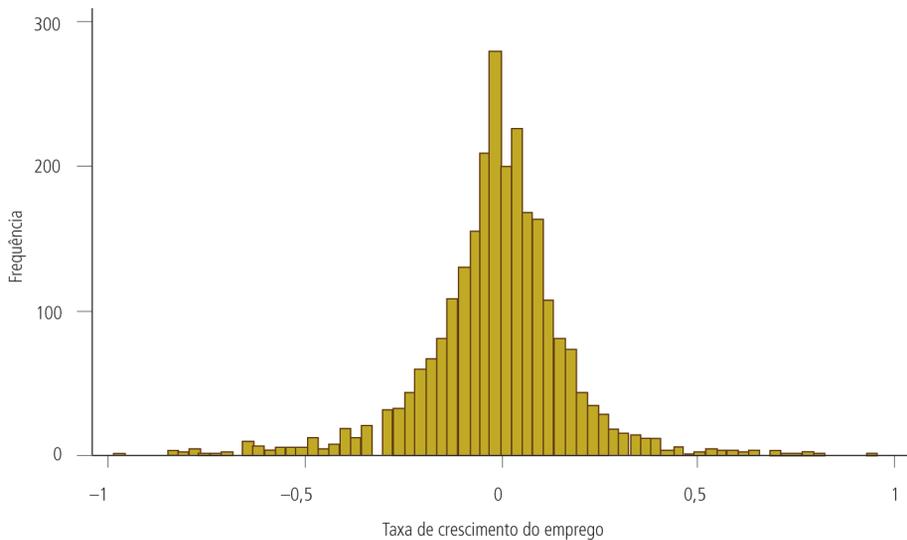
As médias e os desvios-padrão do emprego, bem como o logaritmo de vendas e o de custo médio do trabalho, são reportados, conjuntamente, nas tabelas A.2 e A.3. Na tabela A.3, as estatísticas reportadas são segregadas entre estabelecimentos que ajustaram e não ajustaram o emprego a cada ano. Verifica-se que as médias para aqueles estabelecimentos que realizaram ajuste no emprego são superiores em relação àqueles que não realizaram o ajustamento.

Para conhecer o padrão de ajustamento do emprego, uma primeira aproximação pode ser observada no gráfico 1, no qual é apresentada a distribuição das taxas de crescimento do emprego por ano.⁹ Observa-se imediatamente uma concentração das taxas em zero, gerando um pico e revelando uma considerável rigidez nas alterações no emprego. Vê-se que uma proporção significativa das empresas não altera o emprego de um ano para outro; caso o façam, este ajuste é pequeno e próximo a zero. Observa-se ainda, à direita do zero, que as taxas de crescimento do emprego apresentam um decaimento mais rápido se comparado àquele apresentado no lado esquerdo da origem.

8. A análise da dinâmica da demanda por trabalho com essa variável corresponde à hipótese de homogeneidade da mão de obra e é padrão na literatura.

9. As taxas de crescimento do emprego, do custo médio do trabalho e das vendas reais foram mensuradas usando-se a taxa de variação na forma $g_t = (x_t - x_{t-1}) / [(x_t + x_{t-1}) / 2]$, cujo resultado ficou limitado ao intervalo aberto de -2 a 2 , seguindo-se Davis e Haltiwanger (1999).

GRÁFICO 1

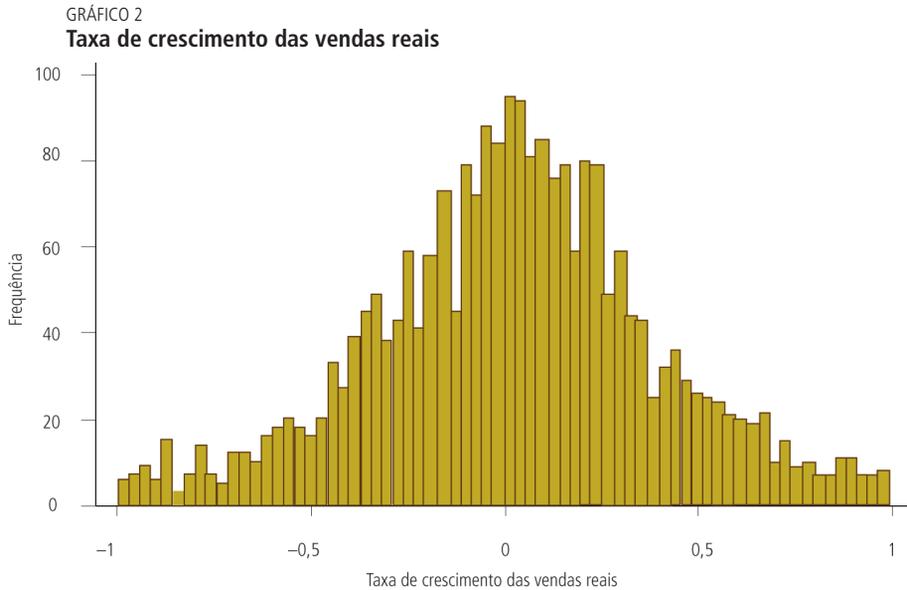
Taxa de crescimento do emprego

Elaboração dos autores.

De acordo com a teoria da demanda por trabalho (Hamermesh, 1993), pela resolução de um problema de maximização de lucros, sob diferentes tipos de expectativas, pode-se especificar uma função, potencialmente implícita, de demanda por trabalho (n_{it}) na empresa i , no período t , na forma $F(n_{it}, Z_{it}, \theta) = 0$, em que Z_{it} representa um vetor de choques de rentabilidade na empresa e θ um vetor de parâmetros associados à tecnologia, aos custos de ajustamento e à demanda por produto. O vetor de choques de rentabilidade em geral é associado a choques de custos do trabalho (w_{it}), choques de demanda ou produção (y_{it}) e choques não observados (ω_{it}).

Varejão e Portugal (2007) e Hamermesh e Pfann (1996) indicam que, sob as hipóteses usuais de tecnologia, associadas a funções de produção contínuas e diferenciáveis, estruturas de custos de ajustamento convexas levam a uma associação contínua e suave entre os choques e a variação do emprego. Por sua vez, se a estrutura de custos de ajustamento for não quadrática, a função de demanda por trabalho implícita será descontínua, gerando uma distribuição de variação no emprego bastante diferenciada da distribuição de choques de rentabilidade. Este parece ser o caso para as empresas estudadas, comparando-se as distribuições de choques observadas nos gráficos 2 e 3 (variações de custos médios do trabalho e produção) com

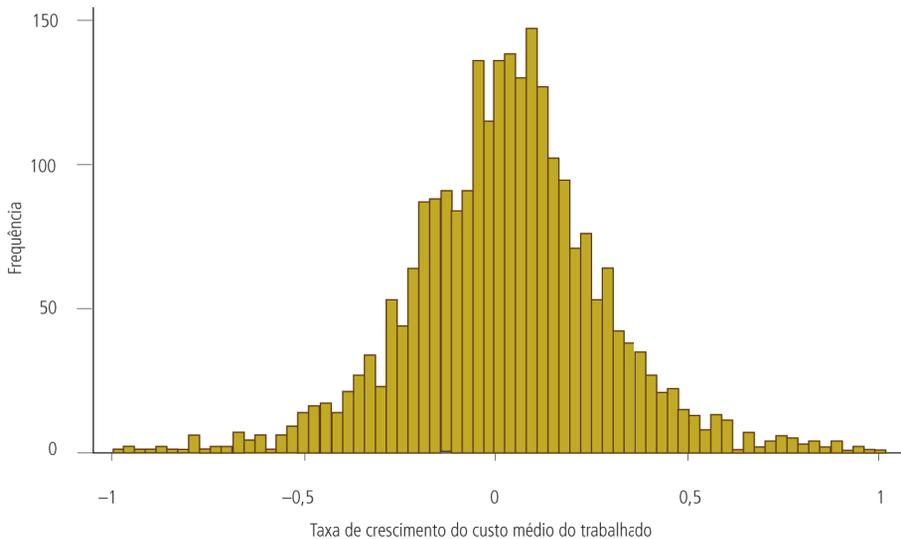
aquelas vistas no gráfico 1. Observa-se que as distribuições de choques de rentabilidade possuem um formato similar ao de um sino, padrão, sugerindo uma suavidade na distribuição das taxas de crescimento, sem forte concentração em zero, bastante diferente da distribuição de variações no emprego.



Elaboração dos autores.

Como dito, se as distribuições de choques forem suaves e contínuas, a existência de descontinuidades e concentração em zero no emprego estará associada a estruturas de custos de ajustamento não convexas, que excluem a forma quadrática usualmente suposta. Esta evidência descritiva sugere a necessidade de considerar hipóteses alternativas sobre os custos de ajustamento. Na próxima seção, será apresentada uma metodologia que permite que testes de hipótese sobre coeficientes do modelo de regressão empregado na estimação da equação de demanda por trabalho identifiquem a estrutura de ajustamento.

GRÁFICO 3

Taxa de crescimento do custo médio do trabalho

Elaboração dos autores.

3 REPRESENTAÇÃO EMPÍRICA DO MODELO DE DEMANDA POR TRABALHO E ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO

Diferentes hipóteses sobre custos de ajustamento levam a diferentes equações de demanda por emprego num contexto de maximização de lucros com preços de fatores exógenos (Hamermesh, 1993; Bond e VanReenen, 2007). A função mais usual de custos de ajustamento, a quadrática, dentro de um modelo com previsão perfeita, leva ao modelo tradicional de demanda por trabalho dinâmico com ajustamento parcial representado por:

$$n_{it} = \gamma n_{it-1} + \beta X_{it} + \omega_{it} \quad (1)$$

em que n_{it} é o logaritmo natural do emprego no tempo t ; n_{it-1} é o logaritmo natural do emprego no tempo $t - 1$; X_{it} é um vetor de variáveis explicativas (choques observados, usualmente custo salarial médio e produto) que afetam o equilíbrio de longo prazo do emprego (n^*); γ e β são parâmetros; e ω_{it} é termo de perturbação.¹⁰ Por sua vez, γ é o coeficiente de ajustamento do emprego,

10. A especificação dinâmica do modelo pode ser mais rica, com defasagens adicionais do emprego e do vetor de explicativas. Mostra-se a expressão mais simples apenas para facilitar-se a exposição.

suposto no intervalo $1 > \gamma \geq 0$. A forma de ajustamento parcial do emprego faz com que os choques levem a uma dinâmica suave do emprego.

Hamermesh (1992) apresentou um modelo dinâmico que contempla custos de ajustamento quadrático e custos de ajustamento fixo como casos particulares, ampliando a análise de artigos anteriores (Hamermesh, 1989; 1990). A principal característica do modelo é uma região de inatividade do emprego denotada pelo intervalo $[n_-, n_+]$, na qual se inclui o equilíbrio de longo prazo do emprego, conjuntamente com uma região em que o emprego ajusta-se de forma lenta e suave. O intervalo $[n_-, n_+]$ tem sua origem nos custos fixos de alteração do emprego e, quanto maiores forem estes custos fixos, maior será o tamanho do intervalo. Assim, dado um choque nas condições de rentabilidade da firma, supondo-se que este seja grande o suficiente, ou seja, $[n_0 > n_+]$ ou $[n_0 < n_-]$, o empregador inicia o processo de ajustamento do emprego suavemente e sem alterações bruscas em direção a n^* , e cessa ao atingir n_+ (ou n_- no caso de um choque negativo). Se os choques não forem muito grandes, o emprego se mantém inalterado.

Empiricamente, esse modelo é representado por Hamermesh (1992), supondo-se que a firma prevê racionalmente a trajetória dos futuros choques nas condições de demanda e que o vetor de variáveis X_{it} representa os choques observados referentes à demanda por trabalho. Se a firma não se encontra no intervalo $[n_-, n_+]$, o emprego pode ser descrito como:

$$n_{it} = \gamma n_{it-1} + [1 - \gamma](\beta X_{it} + \varepsilon_{it}) + u_{1it} \quad |n_{it-1} - (\beta X_{it} + \varepsilon_{it})| > K \quad (2)$$

em que u_{1it} é um distúrbio com média zero e variância finita. Se o coeficiente de ajustamento $\gamma = 0$, então K mede os custos fixos do ajustamento; quando $\gamma \neq 0$, então K pode ser interpretado como sendo o tamanho relativo do intervalo $[n_-, n_+]$. A decisão de alterar o emprego está condicionada a uma avaliação do emprego no período anterior e às informações sobre o vetor X no início do período t . No caso em que a firma se encontra no intervalo $[n_-, n_+]$, esta busca manter o emprego constante:

$$n_{it} = n_{it-1} + u_{2it} \quad |n_{it-1} - (\beta X_{it} + \varepsilon_{it})| \leq K \quad (3)$$

em que u_{2it} é um distúrbio com média zero e variância finita.¹¹ Na equação (3), o ganho esperado da firma na realização do ajuste do emprego é insuficiente para superar o custo oriundo deste ajustamento. Manter o emprego inativo passa a ser a melhor estratégia da firma. Em conjunto, as equações (2) e (3) formam um modelo de *switching regression* para a escolha de n_t . A condição de *switching* vai depender das realizações do termo ε_t . Dessa forma, seguindo a literatura, reescrevendo a equação (2) e (3) em termos de ε_t , pode-se mostrar que a firma promove o ajuste do emprego se $\varepsilon_{it} > K + [n_{it-1} - \beta X_{it}]$ ou $\varepsilon_{it} < -K + [n_{it-1} - \beta X_{it}]$; e que irá manter o emprego constante se $\varepsilon_{it} \leq -K + [n_{it-1} - \beta X_{it}]$ ou $\varepsilon_{it} \geq -K + [n_{it-1} - \beta X_{it}]$.

Um modelo de ajustamento parcial usual pode ser obtido por meio da equação (2) ao desconsiderar a condição de *switching*. Se $K = 0$, o modelo se reduz ao tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho com custos de ajustamento quadráticos.

Como a previsão do emprego depende do regime em que a empresa se encontra, que por sua vez depende de termos não observados – mesmo supondo não aleatório o custo fixo de ajustamento não aleatório –, a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQOs) seria inconsistente. Métodos de estimação de modelos de *switching regression* em geral envolvem máxima verossimilhança em um contexto paramétrico, com a hipótese adicional de normalidade e identificação pela distribuição e não linearidade (Maddala, 1983). Alternativamente, explora-se neste artigo uma forma menos conhecida de estimação em dois estágios para o modelo de *switching regression*, similar aos modelos de seleção endógena, descrito em Maddala (1983), para os dois regimes considerados: ajustar o nível de emprego e não ajustar. Cameron e Trivedi (2010, seção 16.7.1) descrevem o modelo como o nome de modelo de Roy. Inicialmente, estima-se um modelo *probit* para o evento *ajuste no nível de emprego*. O modelo para a variável dependente binária inclui como explicativas as variáveis da equação de demanda por emprego, como é usual nos modelos de *switching regression*. Com base nas estimativas encontradas, constrói-se a variável *lambda*, ou seja, a inversa da razão de Mills, colocada entre as variáveis explicativas junto com as condições de demanda da firma numa equação para gerar um erro (v_{it}^*) *iid* exógeno em relação à seleção.

$$n_{it} = \gamma n_{it-1} + \beta X_{it} + \phi \lambda_{it} + v_{it}^* \quad (4)$$

11. Além dessas considerações, supõe-se que $E(u_{1t}, u_{2t}) = 0$, e que $E(u_{1t}, \varepsilon_t) = E(u_{2t}, \varepsilon_t) = 0$, com mesma variância.

A equação (4) é estimada apenas com firmas que realizaram ajustamento no emprego. No modelo empírico, a existência de custos de ajustamentos fixos está condicionada a $\phi \neq 0$ e $\gamma = 0$. Caso ocorra o contrário, $\phi = 0$ e $0 < \gamma < 1$, as evidências serão favoráveis à existência de custos de ajustamentos convexos, ou seja, vale o tradicional modelo dinâmico com custos de ajustamento quadrático. Contudo, ainda um terceiro caso é possível, ou seja, $\phi \neq 0$ e $0 < \gamma < 1$, caracterizando a existência de ambos os custos de ajustamentos e demonstrando a existência de um modelo misto.

Esta metodologia de estimação em dois estágios utiliza menos hipóteses que um modelo de *switching* tradicional, sendo assim mais robusto, embora menos eficiente que a estimação por máxima verossimilhança, que exige normalidade conjunta e esfericidade dos erros u e ε descritos. A hipótese identificadora, neste estudo, passa a ser a possibilidade de descrever o erro da equação (2) em uma projeção que envolve λ e v .

Como mostram Barros, Corseuil e Gonzaga (2001), os erros da equação de demanda por trabalho são usualmente correlacionados com as variáveis explicativas por incluir fatores como produtividade total dos fatores ou outras características não observadas de tecnologia. Uma forma de garantir a exogeneidade das variáveis explicativas está na exploração da estrutura em painel nos dados. Supõe-se que o erro v_{it} pode ser decomposto em dois termos, sendo um específico da firma, mas invariante no tempo, e outro termo exógeno, ou seja, $v_{it}^* = \delta_i + v_{it}$.

Sob esta hipótese sobre os erros, as explicativas contidas em X tornam-se exógenas, com estimativas ainda inconsistentes pela presença da variável dependente defasada no estimador de efeitos fixos – fixed effects (FE) – ou MQOs (*pooled*). A estrutura de painel gera a possibilidade de uso de métodos de variáveis instrumentais – instrumental variables (IV) – ou, sob hipóteses mais gerais da estrutura de variância dos erros, métodos generalizados dos momentos – generalized method of moments (GMM) –, como sintetizado em Bond (2002). Instrumentos surgem no uso das defasagens das variáveis do modelo (n_{it-1} e X_{it}) em ordem superior ao grau de autocorrelação dos erros ou suas diferenças defasadas, dependendo do grau de persistência da série do emprego (Arellano e Bond, 1991; Blundell e Bond, 1998), com métodos conhecidos como *difference GMM* e *system GMM* (chamados de AB

e BB neste trabalho).¹² Empregam-se neste trabalho testes de especificação usuais de sobreidentificação (Sargan) e testes de autocorrelação apropriados para a estrutura de painel.

A seleção dos instrumentos depende das hipóteses sobre a exogeneidade contemporânea das explicativas. No caso de choques não observados, variáveis no tempo, serem contemporaneamente correlacionados com as variáveis explicativas ($E(X_{it} v_{it}) \neq 0$), valores correntes das explicativas (em nível ou diferenças) não podem ser utilizados como instrumentos, sendo válidos ainda valores defasados das explicativas. A endogeneidade contemporânea pode aparecer quando não há previsão perfeita (Arellano e Bond, 1991). Para dar maior robustez aos resultados, realizaram-se estimativas com esta hipótese mais fraca que a utilizada em Hamermesh (1989), que supôs previsão perfeita dos choques observados.¹³

A presença de um termo no modelo que utiliza estimativas na sua construção (λ_{it}) torna a fórmula da matriz de variância-covariância dos coeficientes bastante complexa, como usual para estimadores em dois estágios.¹⁴ Os desvios-padrão são calculados utilizando-se reamostragem (*bootstrap*). A reamostragem, baseada em pares (ou trios), envolve a variável dependente, as variáveis explicativas e os instrumentos, como em Freedman (1984). Dentro da estrutura de dados em painel, reamostram-se as empresas ($i = 1, \dots, n$), mantendo-se a estrutura temporal das mesmas. Uma justificativa teórica do procedimento pode ser vista em Kapetanios (2008), embora em um contexto menos geral que o deste artigo. A reamostragem das empresas, mantendo-se a sua estrutura temporal, justifica-se também pela questão prática de o painel ser não balanceado.¹⁵

Na próxima seção, trazem-se os resultados empíricos, referentes às estimativas microeconômicas para um modelo de demanda por emprego industrial no Rio Grande do Sul, baseado em um painel de empresas, empregando-se estimadores mais gerais que Barros, Corseuil e Gonzaga (2001). Para uma

12. Utiliza-se o estimador *xtabond2* do Stata 11, que incorpora os ajustes no estimador BB de dois estágios – mais eficiente que o de um estágio – de Windmeijer (2005).

13. Para deixar a análise completa, apresentam-se no apêndice as estimativas com a hipótese mais restrita de previsibilidade perfeita (tabela A.4).

14. Ver a tradicional fórmula de estimador para modelos com seleção amostral de Heckman, como visto em Maddala (1983).

15. Embora o não balanceamento do painel possa indicar outra forma de seleção endógena – por viés de sobrevivência –, as informações obtidas com os responsáveis pela pesquisa indicam que o atrito na amostra viria quase sempre de não resposta, sugerindo que o viés por sobrevivência seria potencialmente pequeno.

melhor compreensão dos resultados e verificação de robustez dos mesmos, utilizam-se diferentes estimadores (FE, IV, AB e BB) e diferentes hipóteses sobre os choques observados (previsão imperfeita e previsão perfeita). Contribui-se para a literatura, também, aplicando-se uma metodologia simplificada que permite que hipóteses alternativas ao modelo de custos de ajustamento quadrático sejam avaliadas via testes de hipótese em parâmetros do modelo e mediante métodos disponíveis em *softwares* econométricos. Neste trabalho, compara-se um modelo de custos de ajustamento fixos com o de ajustamento quadráticos, aninhados em um modelo de regressão do tipo *switching* que, de acordo com Maddala (1983), pode ser estimado em dois estágios, facilitando sobremaneira sua execução. Para tentar aproximar do modo mais acurado possível os desvios-padrão deste estimador em dois estágios, lança-se mão de estimadores da matriz de variância-covariância dos coeficientes por reamostragem (*bootstrap*) em estruturas de dados em painel, reamostrando-se a dimensão transversal dos dados.

4 RESULTADOS EMPÍRICOS

As estimativas das elasticidades emprego-salário e emprego-produto e do coeficiente de ajustamento do emprego – supondo-se uma função de custos de ajustamentos quadrática e admitindo-se ambas as hipóteses de custos quadráticos e fixos – exploram um painel anual de dados de firmas da indústria de transformação do Rio Grande do Sul para o período de 1991 a 2003. Na estimação do modelo dinâmico de demanda por trabalho, considera-se a versão estocástica, na qual também se admitem as variáveis custo salarial real médio (wr) e produto (yr) contemporaneamente correlacionadas com termos não observados variáveis no tempo. Como o modelo de Hamermesh (1989) incorpora a hipótese de perfeita previsibilidade, para fins de robustez optou-se por apresentar uma versão determinística. Os resultados deste modelo encontram-se no apêndice.

As colunas (a), (b), (c) e (d) da tabela 1 mostram as estimativas para o tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho com custos de ajustamento quadráticos. A coluna (a) apresenta os resultados obtidos por meio de um estimador de FE. Embora este estimador seja inconsistente, ele pode ser útil para dar uma ideia de um limite inferior do real valor do coeficiente da variável dependente defasada. A coluna (b) mostra os resultados para o estimador de variáveis instrumentais (IV) em que a lista de instrumentos inclui apenas variáveis defasadas. As colunas (b), (c) e (d) empregam variáveis instrumentais com graus crescentes de eficiência.

TABELA 1
Estimativas para demanda por trabalho das empresas industriais do Rio Grande do Sul: modelos estocásticos (1991-2004)

	Custos de ajustamento quadrático				Modelo geral de custos de ajustamentos: quadrático e fixo				
	(a) FE	(b) IV	(c) AB-R	(d) BB	(e) ML-SR	(f) FE	(g) IV	(h) AB-R	(i) BB
Emprego defasado (n_{t-1})	0,6021*** (0,0166)	0,6582*** (0,2510)	0,6231*** (0,0603)	0,7463*** (0,0205)	0,5841*** (0,2141)	0,6395*** (0,0495)	0,7857* (0,4613)	0,5389*** (0,1115)	0,7140*** (0,0833)
Salário real (wr_t)	-0,1776*** (0,0081)	-0,1047 (0,0713)	-0,1567*** (0,0320)	-0,1696*** (0,0129)	-0,1568*** (0,0757)	-0,1752*** (0,0370)	-0,0842 (0,0916)	-0,1577*** (0,0475)	-0,2292*** (0,0444)
Vendas (v_t)	0,1821*** (0,0077)	0,1165 (0,0767)	0,1665*** (0,0320)	0,1739*** (0,0126)	0,1651*** (0,0782)	0,1852*** (0,0367)	0,0941 (0,0658)	0,1780*** (0,0439)	0,2402*** (0,0421)
Lambda (λ_t)	-	-	-	-	-	1,0742 (0,7118)	3,8628 (9,2526)	2,0458* (1,1428)	1,5271* (0,8881)
<i>N</i>	2.504	1.536	1.941	2.504	2.504	2.411	1.484	1.870	2.411
Teste F	893,63***	15,94***	180,38***	5814,55***	2.199,58***	661,25***	203,28***	55,97***	2.922,59***
Teste de Saigman	-	9,28	193,25 [0,5218]	134,24 [0,1456]	-	-	-	217,72 [0,1267]	142,93 [0,0589]
Autocorrelação de primeira ordem	39,20 [0,0000]	-	-6,227*** [0,0000]	-7,089*** [0,0000]	-	-	-	-4,7422*** [0,0000]	-5,828*** [0,0000]
Autocorrelação de segunda ordem	23,50 [0,0000]	-	0,0228 [0,9826]	0,0485 [0,9642]	-	25,31 [0,0000]	-	0,0423 [0,9662]	0,1471 [0,8830]
Defasagem média do ajuste	1,36 ano	1,65 ano	1,46 ano	2,36 anos	1,28 ano	1,55 ano	2,87 anos	1,12 ano	2,05 anos

(Continua)

(Continuação)

	Custos de ajustamento quadrático			Modelo geral de custos de ajustamentos: quadrático e fixo					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)
	FE	IV	AB-R	BB	ML-SR	FE	IV	AB-R	BB
Elasticidade de longo prazo de salário	-0,44	-0,30	-0,41	-0,66	-0,37	-0,48	-0,39	-0,34	-0,80
Elasticidade de longo prazo de produto	0,45	0,34	0,44	0,68	0,39	0,51	0,43	0,38	0,83

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os desvios-padrão estão entre parênteses.

2. Os valores-*p* estão entre colchetes. Um asterisco (*) denota $p < 0,1$; dois asteriscos (**), $p < 0,05$; três asteriscos (***), $p < 0,01$.3. FE significa efeitos fixos; IV, estimador de Anderson-Hsiao; AB-R, estimador Arellano-Bond robusto à heterocedasticidade; BB, estimador de Blundell-Bond; e ML-SR, estimador *switching regression* (máxima verossimilhança).4. Dados anuais em painel não balanceado. A variável *n* significa emprego em 31 de dezembro; *wr*, salários médios reais pagos; *yr*, vendas reais; e *lambda*, razão de Mills, baseada em modelo *probit* em painel para prever o ajustamento ou não do emprego. Os modelos com a variável *lambda* incluem apenas as observações com ajuste no emprego.5. O modelo de *switching regression* foi estimado com o critério de inatividade para variações no emprego menores que 1% em valor absoluto. Para inatividade igual à variação do emprego igual a zero, o algoritmo não convergiu.

6. Modelos com previsão imperfeita para salários e vendas, ou seja, supõe-se endogeneidade contemporânea nos modelos com instrumentos.

Dado que o modelo inclui uma variável dependente defasada, cada coeficiente estimado corresponde ao efeito de curto prazo de sua respectiva variável. O efeito de longo prazo pode ser obtido dividindo-se o efeito de curto prazo por 1 menos o coeficiente da variável dependente defasada.

De um modo geral, todos os coeficientes das colunas (a) – (d) são significativamente diferentes de zero e têm o sinal esperado, com exceção dos modelos com variáveis instrumentais simples (b), em que os coeficientes do salário médio e do produto não são significativos. As colunas (c) e (d) apresentam os resultados para o estimador de Arellano e Bond (1991), versão robusta à heterocedasticidade (AB-R), e para o estimador de Blundell e Bond (1998) – BB. O coeficiente de ajustamento do emprego obtido é significativamente diferente de zero e possui o sinal esperado. O mesmo pode ser observado para os parâmetros estimados do custo salarial real médio (wr) e para o produto (yr). A presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos diferenciados, mas não de segunda ordem, sugere que os erros no modelo não diferenciado eram *iid*, validando o uso de segundas defasagens como instrumentos. Tão ou mais importante, os testes de Sargan sugerem a ausência de má especificação no modelo.

As estimativas geradas para o coeficiente de defasagem do emprego descritas na tabela 1 são maiores que as obtidas no estudo de Barros, Corseuil e Gonzaga (2001), que também utilizaram microdados. Porém, estas estimativas são menores quando comparadas com as obtidas em outros estudos sobre demanda dinâmica por trabalho no Brasil, que empregaram modelos de séries de tempo. Este resultado é esperado, tendo em vista a suavização do ajustamento do emprego quando utilizados dados agregados desaparece.

Uma forma interessante de comparar os coeficientes de ajustamento está no cálculo do tempo mediano necessário para um choque ser absorvido, obtido por meio da razão $(\log(0,5)/\log(\gamma))$. A defasagem mediana também foi calculada para mostrar a velocidade de convergência do emprego. De acordo com a estimativa de γ obtida para o estimador de IV, encontrou-se uma defasagem mediana do emprego de 1,65 ano – o que corresponde a 19,8 meses. Para as estimativas do AB-R, a defasagem mediana do emprego encontrada é de 1,46 ano (o que equivale a 17,5 meses), ao passo que, para o BB, foi obtido um período de 2,36 anos (o que compreende 28,3 meses).

Os estudos realizados para o Brasil, como Pereira (1998), Pereira e Gonzaga (2001) e Gonzaga e Corseuil (2001), nos quais foram empregados

dados da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP) e dados da PIM, respectivamente, utilizando séries de tempo, resultaram em estimativas do coeficiente de ajustamento superiores a 0,95 e próximas de 1,0. A defasagem mediana calculada para Pereira (1998) e Pereira e Gonzaga (2001) foi de 65 meses (equivalentes a 5,41 anos), tempo médio abaixo do encontrado por Gonzaga e Corseuil (2001), de 68,06 meses (ou seja, 5,67 anos).

A comparação com os resultados do estudo de Barros, Corseuil e Gonzaga (2001), que empregaram microdados na estimação, é complicada pela variabilidade das elasticidades estimadas ao longo de todo o período analisado pelos autores. Contudo, se considerada a evolução temporal do coeficiente de ajustamento médio, verifica-se que este oscila em torno de 0,5 a 0,75 na maior parte do período de tempo. Este resultado é próximo das estimativas do coeficiente de ajustamento apresentadas neste artigo.

Embora supondo a hipótese de perfeita previsibilidade no modelo, as estimativas obtidas por Hamermesh (1992) para o modelo quadrático geraram uma defasagem mediana de 2,4 anos. Em Hamermesh (1993), a média das estimativas da velocidade de ajustamento para dados anuais foi de 1,83 ano. A defasagem mediana para as colunas (a), (b), (c) e (d) apresenta valores próximos aos descritos nos estudos de Hamermesh (1992; 1993), sugerindo que o ajuste do emprego no Brasil também é lento.

As elasticidades emprego-produto e custo salarial de curto prazo se situam em torno de 0,10 e 0,19, com sinais esperados – negativos para elasticidade-salário e positivos para elasticidade-produto. Nas diferentes estimativas consistentes (com variáveis instrumentais ou GMM), as elasticidades de longo prazo de salário e produto variam bastante. Há um limite inferior de $-0,66$ na estimativa com GMM; um limite superior de $-0,30$ com IV; e um intervalo de 0,68 a 0,34 para a elasticidade-produto.

Historicamente, o tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho tem sido gradualmente abandonado em razão de funções de custos de ajustamentos mais elaboradas, como funções de custos de ajustamentos fixos. Conforme discutido na seção anterior, visando verificar a existência de custos de ajustamento fixos, a seguir são apresentados os resultados para o modelo geral, em que ambas as funções de custos de ajustamentos fixos e quadráticos são consideradas como casos particulares, nas colunas (e), (f), (g), (h) e (i) da tabela 1. A coluna (e) traz as estimativas por máxima

verossimilhança de um modelo *switching regression*, no qual as equações (3) e (4) são estimadas simultaneamente, como em Hamermesh (1989; 1992), embora impondo exogeneidade das explicativas e erros *iid* e independentes. O modelo de *switching* impõe que as variáveis de seleção de regime sejam as mesmas de previsão em cada regime, com diferenças nos coeficientes apenas. As colunas de (f) em diante mostram modelos de *switching* estimados com o método em dois estágios com estruturas mais gerais de erros e uso de variáveis instrumentais.

Os coeficientes estimados possuem o sinal esperado e são significativamente diferentes de zero, com exceção da coluna (g), na qual apenas a estimativa do parâmetro de ajustamento do emprego foi estatisticamente diferente de zero. A defasagem mediana sugere período superior a um ano para que um choque seja absorvido.

Para o modelo estimado por máxima verossimilhança – ML-SR, coluna (e) –, as estimativas para as elasticidades do custo salarial real médio e do produto de curto prazo foram $-0,15$ e $0,16$, respectivamente. O coeficiente de ajustamento do emprego foi de $0,58$. Em relação às estimativas apresentadas nas colunas (a), (b), (c) e (d), o coeficiente obtido pelo uso da ML-SR é inferior, porém o seu desvio-padrão é maior.

As colunas (h) e (i) mostram os resultados para o estimador de AB-R e BB. Verifica-se que as estimativas do coeficiente *lambda* são significativamente diferentes de zero, pelo menos a 10% de significância, sugerindo que os custos de ajustamentos fixos também são relevantes do ponto de vista estatístico para explicar a dinâmica do emprego para o período em análise. Ou seja, os resultados sugerem que adotar apenas os custos de ajustamentos quadráticos impõe uma estrutura restrita para os custos de ajustamentos para o período em análise. A baixa significância é esperada para a razão de Mills, como comentado em Cameron e Trivedi (2010).

Com os custos de ajustamento gerais (custos fixos e quadráticos), as elasticidades de longo prazo de salário e produto se mantêm inelásticas, com valores entre $-0,34$ e $-0,80$ no caso de elasticidade-salário. Destaca-se que as elasticidades-produto apresentam valores muito semelhantes (com sinal positivo) aos das elasticidades-salário.

Como mencionado, no apêndice (tabela A.4) apresentam-se estimativas impondo-se exogeneidade contemporânea das explicativas, dentro de um

contexto de previsão perfeita dos deslocadores de demanda observáveis. Em geral, as estimativas são similares, com a tendência de os modelos com exogeneidade apresentarem maiores coeficientes autorregressivos, o que eleva as elasticidades de longo prazo e o tempo mediano de ajustamento. As elasticidades de salário e de produto apresentam valores similares – com sinais trocados, é claro –, no intervalo de 0,3 a 1,2, dependendo do método de estimação empregado, intervalo este superior ao da tabela 1.

Para ilustrar a importância dos resultados, podem-se utilizar as elasticidades calculadas para fazer previsões *ex-ante* da desoneração da folha de pagamento promovida pelo governo federal (Brasil, 2012), supondo-se que os impactos são grandes o suficiente para induzir ajustes no emprego. Desde 2012, vários setores têm tido uma redução da alíquota que incide sobre os encargos sociais, ou seja, sobre o custo do trabalho, compensada com a introdução de uma contribuição baseada no faturamento da empresa. Em geral, a redução da alíquota do custo do trabalho é de 10 pontos percentuais (p.p.), enquanto a alíquota da contribuição sobre faturamento é de 1 p.p. Supondo-se que o custo do trabalho (folha salarial) represente 10% do faturamento, a queda no custo do trabalho e a redução do faturamento líquido seriam equivalentes.¹⁶ Em termos de variações percentuais, os salários aumentam em valor dez vezes maior que a queda no produto real. Isto levaria a uma expansão no emprego, dadas as elasticidades de valores similares, mas com sinais trocados, encontradas. Por exemplo, considerando-se os resultados do modelo (*h*), com uma elasticidade produto de 0,38 e uma elasticidade custo do trabalho de $-0,34$, uma queda de 10% do custo do trabalho e uma queda de 1% no faturamento levariam a um aumento de cerca de 2,9% no emprego. O resultado viria de um uso relativo maior do emprego em relação ao capital, expandindo o emprego, e de uma redução do uso dos insumos trabalho e capital, pela redução do faturamento líquido. Este efeito pressupõe ajuste nos insumos, e deve tomar entre um e dois anos para ser percebido. Destaca-se que a análise desconsidera possíveis choques nos salários e na produção em si, além das alíquotas.

16. Supõe-se que a avaliação de impacto neutro na receita é medida *ex-ante*, ou seja, com as novas alíquotas, mas com quantidades antigas, e conduzida exclusivamente por variações nas alíquotas. Para obter receitafolha+receita faturamento (antes) = receitafolha+receita faturamento (depois), um pouco de álgebra indica que $py(1 - t_y) + wl(1 + t_w) = py(1 - t'_y) + wl(1 + t'_w)$. Impõe-se que $t_y = t'_y = 0$, $pyt'_y = wlt'_w$ ou $t'_y = \alpha t'_w$, em que $\alpha = wl/py$, o que destaca a relação entre alíquotas e parcela do trabalho na receita.

Em síntese, os resultados apresentados para o modelo geral com custos de ajustamentos quadráticos e fixos permitem maior flexibilidade, ao não imporem nenhuma restrição *a priori* sobre o tipo de ajustamento, em relação ao tradicional modelo dinâmico com apenas custos de ajustamento quadrático.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A literatura econômica dos últimos anos mostra que o comportamento das empresas no ajuste do emprego frente a choques é bastante heterogêneo e, possivelmente, reflete a estrutura de custos de ajustamento do emprego diferente da quadrática, quase sempre utilizada em estudos empíricos. Estruturas de custo de ajustamento do emprego mais ricas que a quadrática conseguem explicar melhor a dinâmica agregada do emprego e compatibilizar esta dinâmica agregada com a dinâmica microeconômica que se caracteriza por muitos períodos de inatividade e ajustes extremos. Com o objetivo de contribuir com esta literatura, este artigo teve como propósito estimar uma equação de demanda por trabalho, com hipóteses alternativas sobre a estrutura dos custos de ajustamento do emprego em empresas manufatureiras no Brasil, a partir dos microdados das empresas industriais do Rio Grande do Sul.

Assim, o trabalho tem duas contribuições a dar para a literatura que visa estudar modelos dinâmicos de demanda por trabalho no Brasil. A primeira é apresentar estimativas a partir de microdados para um modelo de demanda por emprego, com base em um painel de empresas, empregando estimadores mais gerais que Barros, Corseuil e Gonzaga (2001). A elasticidade-produto de longo prazo do emprego foi estimada entre 0,4 e 0,8, enquanto a elasticidade-salário de longo prazo do emprego foi estimada entre -0,8 e -0,4. O tempo mediano de ajustamento estaria entre um e dois anos, valores bem menores que os obtidos para estudos com dados agregados.

A segunda contribuição é oferecer evidências de que a representação dos custos de ajustamento pode e deve ter uma forma mais rica que a abordagem quadrática que tem sido realizada em estudos para o Brasil e outros países. Para isto, aplicou-se uma metodologia simplificada que permitiu que hipóteses alternativas ao modelo de custos de ajustamento quadrático fossem avaliadas por meio de testes de hipóteses sobre parâmetros de um modelo de regressão.

Com o uso de modelos paramétricos de demanda por emprego, contemplando funções de custos de ajustamento quadrático e custos de

ajustamento fixo como casos particulares, foi observado que o modelo dinâmico com custos de ajustamentos quadráticos pode ser útil para dar uma ideia da dinâmica do ajuste do emprego nas firmas. Porém, o modelo explica apenas uma parte do ajustamento. É interessante notar que o resultado se manteve quando imposta hipótese mais restritiva de previsão perfeita dos deslocadores observados de demanda (produção e salários).

ABSTRACT

We provide an empirical analysis of the structure of adjustment in manufacturing employment using Brazilian firm data. A general dynamic labor demand model is estimated including quadratic and fixed adjustment costs as particular cases. A hypothesis test based on regression model coefficients allows differentiating which of the type adjustment cost is more appropriate. Based on micro data on manufacturing firms in Rio Grande do Sul, the results suggest that a model with both quadratic and fixed costs represent the adjustment costs for manufacturing. The long run employment wage elasticity estimates range from -0.4 to -0.8 with similar positive values for the output elasticity. The median shock adjustment length varies from one to two years.

Keywords: adjustment costs; labor demand; fixed costs.

REFERÊNCIAS

- AMBRÓZIO, A. M. H. P. **Custos de ajustamento e demanda dinâmica por trabalho**. 1999. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1999.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of economic studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.
- BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; GONZAGA, G. A evolução da demanda por trabalho na indústria brasileira: evidências de dados por estabelecimentos – 1985-97. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 31, n. 2, p. 187-212, 2001.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel-data models. **Journal of econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.
- BOND, S. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. **Portuguese economic journal**, v. 1, n. 2, p. 141-162, 2002.
- BOND, S.; VANREENEN, M. Microeconomic models of investment and employment. In: HECKMAN, J. J.; LEAMER, E. E. (Ed.). **Handbook of econometrics**, 2007. v. 6, chap. 65.
- BRASIL. Ministério da Fazenda. **Cartilha da desoneração da folha de pagamentos**. Brasília: MF, 2012. Disponível em: <<http://tinyurl.com/cartilhadesoneracao>>.
- CABALLERO, R. J.; ENGEL, E. M. R. A.; HALTIWANGER, J. Aggregate employment dynamics: building from microeconomic evidence. **The American economic review**, v. 87, p. 115-137, Mar. 1997.
- CAMERON, C.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics using Stata**. College Station: Stata Press, 2010.
- COOPER, R. W.; WILLIS, J. L. **The economics of labor adjustment: mind the gap**. Cambridge, United States: NBER, 2001. (NBER Working Paper, n. 8.527).

- DAVIS, S. J.; HALTIWANGER, J. Gross job flows. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. Amsterdam: Elsevier Publishers, 1999. v. 3.
- ESTEVÃO, M. Employment level, hours of work and labor adjustment cost in Brazilian industry. **Revista brasileira de economia**, n. 47, p. 205-242, abr./jun. 1993.
- FREEDMAN, D. On bootstrap two-stage least-square estimates in stationary linear models. **Annals of statistics**, v. 12, n. 3, p. 827-842, 1984.
- GONZAGA, G. Labor adjustment dynamics in Brazilian manufacturing. **Brazilian review of econometrics**, v. 29, n. 2, p. 251-284, Nov. 2009.
- GONZAGA, G.; CORSEUIL, C. H. Emprego industrial no Brasil: análise de curto e longo prazo. **Revista brasileira de economia**, v. 55, n. 4, p. 467-491, out./dez. 2001.
- HAMERMESH, D. S. Labor demand and the structure of adjustment costs. **The American economic review**, v. 79, p. 674-689, Sept. 1989.
- _____. Aggregate employment dynamics and lumpy adjustment costs. **Carnegie-Rochester conferences series on public policy**, v. 33, p. 93-130, 1990.
- _____. A general model of dynamic labor demand. **The review of economics and statistics**, v. 74, n. 4, p. 733-737, 1992.
- _____. **Labor demand**. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- HAMERMESH, D. S.; PFANN, G. A. Turnover and the dynamics of labour demand. **Economica**, v. 63, p. 359-367, 1996.
- JACINTO, P. A.; RIBEIRO, E. P. Dinâmica do emprego e custos de ajustamento na indústria do Rio Grande do Sul. **Estudos econômicos**, v. 39, n. 2, 2009.
- KAPETANIOS, G. A bootstrap procedure for panel data sets with many cross-sectional units. **Econometrics journal**, v. 11, p. 377-395, 2008.
- MADDALA, G. S. **Limited-dependent and qualitative variables in econometrics**. Cambridge, United States: The MIT Press, 1983.
- MAGNUSSON, L. **Demanda por mão de obra no setor industrial brasileiro – 1949/1995**. 2000. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2000.
- MEYER, J. B. **Custo de ajustamento e demanda por trabalho no Brasil: uma estimativa setorial**. 1998. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1998.
- OI, W. Y. Labor as a quasi-fixed factor. **Journal of political economy**, v. 70, p. 538-555, 1962.
- PEREIRA, R.; GONZAGA, G. A partilha do trabalho e a demanda dinâmica por trabalhadores e horas. **Revista brasileira de economia**, v. 55, n. 1, p. 5-32, jan./mar. 2001.
- PEREIRA, R. M. **Demanda dinâmica por emprego e horas e a questão da partilha do trabalho: aplicações do modelo linear-quadrático**. 1998. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1998.
- VAREJÃO, J.; PORTUGAL, P. Employment dynamics and structure of labor adjustment costs. **Journal of labor economics**, v. 25, p. 137-165, 2007.
- WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimator. **Journal of econometrics**, v. 126, p. 25-51, 2005.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of econometrics**, v. 18, p. 47-82, 1982.

CABALLERO, R. J.; ENGEL, E. M. R. A. Microeconomic adjustment hazards and aggregate dynamics. **Quarterly journal of economics**, v. 108, p. 359-383, 1993.

HAMERMESH, D. S.; PFANN, G. A. Adjustment costs in factor demand. **Journal of economic literature**, v. 34, p. 1264-1292, Sept. 1996.

(Originais submetidos em janeiro de 2012. Última versão recebida em setembro de 2013.
Aprovada em outubro de 2013.)

APÊNDICE

TABELA A.1

Distribuição dos estabelecimentos por tamanho (1991-2003) (Em %)

Tamanho	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
n < 20	5,28	5,90	5,67	3,99	5,34	4,86	7,78	7,76	6,84	5,62	4,76	5,20	2,13
20 ≤ n < 100	19,88	18,75	17,41	19,93	20,28	21,05	27,41	25,86	24,33	23,69	23,41	19,60	18,54
100 ≤ n < 500	44,41	48,61	46,56	46,84	45,55	42,91	42,22	40,95	44,49	44,18	46,03	48,00	54,10
n ≥ 500	30,43	26,74	30,36	29,24	28,83	31,17	22,59	25,43	24,33	26,51	25,79	27,20	25,23
Total	100,00												

Elaboração dos autores.

Obs.: n é o número de empregados do estabelecimento.

TABELA A.2

Estatísticas descritivas dos dados anuais (1991-2003)

Ano	Número de estabelecimentos	Emprego	Ln salário	Ln vendas
1991	322	482,37 (672,12)	15,55 (0,93)	23,24 (1,95)
1992	285	440,18 (624,24)	13,07 (0,73)	20,94 (1,88)
1993	244	501,68 (747,42)	9,88 (0,53)	17,85 (1,77)
1994	297	479,62 (722,67)	7,69 (0,52)	15,60 (1,76)
1995	274	461,39 (743,79)	7,75 (0,51)	15,29 (1,82)
1996	239	489,17 (783,61)	7,79 (0,51)	15,43 (1,77)
1997	268	393,46 (672,59)	7,79 (0,57)	15,16 (1,94)
1998	232	424,43 (715,19)	7,84 (0,55)	15,25 (1,93)
1999	262	426,77 (766,08)	7,41 (0,52)	15,10 (1,87)
2000	249	460,57 (824,05)	7,26 (0,54)	15,08 (1,89)
2001	251	474,12 (883,68)	7,12 (0,56)	14,91 (1,85)
2002	248	548,21 (1.015,37)	6,69 (0,55)	14,64 (1,98)
2003	329	519,76 (898,12)	6,63 (0,55)	14,65 (1,71)

Elaboração dos autores.

Obs.: desvios-padrão entre parênteses.

TABELA A.3

Estatísticas descritivas dos dados para estabelecimentos que ajustaram e não ajustaram o emprego

Variável	Ajustaram o emprego		Não ajustaram o emprego	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Trabalhador	514,65	832,00	78,73	137,50
<i>Ln</i> salário real	8,16	1,86	7,54	1,46
<i>Ln</i> vendas reais	16,07	2,53	13,17	2,41
Observações (números absolutos)	2.489		96	
Estabelecimentos (números absolutos)	450		66	

Elaboração dos autores.

TABELA A.4
Estimativas para demanda por trabalho das empresas industriais do Rio Grande do Sul: modelos determinísticos (1991-2004)

	Custos de ajustamento quadrático				Modelo geral de custos de ajustamentos: quadrático e fixo				
	(a) FE	(b) IV	(c) AB-R	(d) BB	(e) ML-SR	(f) FE	(g) IV	(h) AB-R	(i) BB
Emprego defasado (n_{t-1})	0,6021*** (0,0166)	0,6700*** (0,0929)	0,6958*** (0,0971)	0,7894*** (0,0320)	0,5841*** (0,2141)	0,6395*** (0,0499)	0,9610*** (0,1520)	0,7166*** (0,1761)	0,8767*** (0,1047)
Salário real (wr_t)	-0,1776*** (0,0081)	-0,1203*** (0,0115)	-0,1686*** (0,0538)	-0,1762*** (0,0174)	-0,1568*** (0,0757)	-0,1752*** (0,0394)	-0,0521 (0,0549)	-0,1360*** (0,0561)	-0,1661*** (0,0555)
Vendas (vr_t)	0,1821*** (0,0077)	0,1198*** (0,0094)	0,1769*** (0,0565)	0,1798*** (0,0179)	0,1651*** (0,0782)	0,1852*** (0,0393)	0,0810 (0,0555)	0,1618*** (0,0586)	0,1901*** (0,0564)
Lambda (λ_t)	-	-	-	-	-	1,0742 (0,7263)	7,3560*** (2,0626)	3,6472*** (1,5190)	4,2161*** (1,4418)
N	2.504	1.548	1.941	2.504	2.504	2.411	1.484	1.870	2.411
Teste F	893,63***	213,19***	72,79***	1518,78***	2199,58***	661,25***	213,53***	18,69***	696,37***
Teste de Saigán	-	-	-	86,2129 [0,1984]	-	-	-	77,55 [0,1368]	87,8789 [0,1658]
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	-5,20*** [0,0000]	-6,967*** [0,0000]	-	-	-	-3,3544*** [0,0008]	-5,9054*** [0,0000]
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,0295 [0,9764]	0,0417 [0,9667]	-	-	-	0,1394 [0,8891]	0,2127 [0,8316]
Defasagem média do ajuste	1,36 ano	1,73 ano	1,91 ano	2,93 anos	1,28 ano	1,55 ano	17,41 anos	2,08 anos	5,26 anos

(Continua)

(Continuação)

	Custos de ajustamento quadrático				Modelo geral de custos de ajustamentos: quadrático e fixo				
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)
	FE	IV	AB-R	BB	ML-SR	FE	IV	AB-R	BB
Elasticidade de longo prazo de salário (w/l)	-0,44	-0,36	-0,55	-0,83	-0,37	-0,48	-1,33	-0,48	-1,34
Elasticidade de longo prazo de produto (y/l)	0,45	0,36	0,58	0,85	0,39	0,51	2,07	0,57	1,54

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os desvios-padrão estão entre parênteses.

2. Os valores- p estão entre colchetes. Um asterisco (*) denota $p < 0,1$; dois asteriscos (**), $p < 0,05$; três asteriscos (***), $p < 0,01$.3. FE significa efeitos fixos; IV, estimador de Anderson-Hsiao; AB-R, estimador Arellano-Bond robusto à heterocedasticidade; BB, estimador de Blundell-Bond; e ML-SR, estimador *switching regression* (máxima verossimilhança).4. Dados anuais em painel não balanceado. A variável n significa emprego em 31 de dezembro; w/l , salários médios reais pagos; y/l , vendas reais; e *lambda*, razão de Mills, baseada em modelo *probit* em painel para prever o ajustamento ou não do emprego. Os modelos com a variável *lambda* incluem apenas as observações com ajuste no emprego.5. O modelo de *switching regression* foi estimado com o critério de inatividade para variações no emprego menores que 1% em valor absoluto. Para inatividade igual à variação do emprego igual a zero, o algoritmo não convergiu.

6. Modelos com previsão perfeita para salários e vendas, ou seja, supõe-se exogeneidade contemporânea nos modelos com instrumentos.

7. As colunas (a), (b), (e) e (f) são idênticas às respectivas colunas da tabela 1, pois os modelos não empregam instrumentos, e foram repetidas aqui para facilitar a comparação.

IMPACTOS REGIONAIS DA REFORMA TRIBUTÁRIA: LIÇÕES DE UMA ANÁLISE EGC PARA O RIO GRANDE DO SUL

Patrícia Ullmann Palermo*

Alexandre Alves Porsse**

Marcelo Savino Portugal***

Mudanças na legislação tributária promovem a realocação dos fatores de produção, alterando a produção de setores e regiões e, conseqüentemente, a receita arrecadada pelos governos. A Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 233/2008, buscando manter inalterada a carga tributária atual, propôs a harmonização da legislação do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e o aumento da apropriação do imposto pelo destino. Nesse sentido, este artigo avalia a proposta da emenda por meio da aplicação de um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) inter-regional, admitindo-se que a harmonização implicará convergência das alíquotas efetivas regionais para a alíquota média efetiva do país. Os resultados mostram que a harmonização gera um aumento da alíquota efetiva média no Rio Grande do Sul, com efeitos negativos no produto interno bruto (PIB) e no emprego e positivos na arrecadação. Contudo, a mudança no regimento do regime de apropriação do ICMS para o destino reduz o ganho potencial de receita associado ao processo de harmonização, embora o resultado final ainda seja um efeito positivo sobre a receita do Rio Grande do Sul.

Palavras-chave: reforma tributária; equilíbrio geral; Rio Grande do Sul.

JEL: H30; R13; C68.

1 INTRODUÇÃO

Com o fim da Guerra Fria e a conseqüente intensificação do comércio exterior, a harmonização internacional da tributação consiste num dos maiores desafios impostos pela ampliação da integração internacional verificada especialmente a partir da década de 1990. No entanto, no caso de federações, esta problemática se torna ainda mais relevante, uma vez que requer um ajustamento anterior relativo à harmonização interna da tributação. No caso do Brasil, uma das maiores dificuldades refere-se às

* Economista-chefe da Federação do Comércio de Bens, Serviços e Turismo do Estado do Rio Grande do Sul (RS) (Fecomércio-RS); professora da Escola Superior de Propaganda e Marketing do RS (ESPM-Sul) e da Faculdade São Francisco de Assis – União das Faculdades Integradas de Negócios (Unifin). *E-mail:* <patipalermo@terra.com.br>.

** Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE) da Universidade Federal do Paraná (UFPR). *E-mail:* <porsse@ufpr.br>.

*** Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) e do Programa de Pós-Graduação em Administração (PPGA) da Universidade Federal do RS (UFRGS); pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* <msep@ufrgs.br>.

27 legislações de Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), que operam de maneira independente, ainda que algumas decisões estejam submetidas ao Conselho Nacional de Política Fazendária (Confaz). Conforme previsto na Reforma Tributária regida pela Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 233/2008, a harmonização das alíquotas de ICMS é um dos mecanismos de simplificação fundamental para um processo futuro de harmonização da tributação em termos internacionais. No caso específico, isto se torna ainda mais relevante quando o tributo de que se está tratando é o imposto de valor adicionado mais importante do país, em termos de valores arrecadados.

Nesse sentido, este artigo se propõe a avaliar os impactos econômicos, de bem-estar e fiscais que a política de harmonização das alíquotas de ICMS geraria sobre a economia do Rio Grande do Sul (RS), considerando as relações inter-regionais e intersetoriais associadas às mudanças de alíquotas. Para tanto, utiliza um modelo inter-regional de equilíbrio geral computável (EGC) calibrado para duas regiões: RS e restante do Brasil (RB). A escolha do RS para a calibragem do modelo deve-se principalmente à disponibilidade de dados sobre a arrecadação de ICMS desagregados por produto neste estado na sua matriz de insumo-produto (MIP).¹ Esta informação desagregada no nível de produtos raramente é publicada pelos estados, embora seja crucial para a análise de políticas que envolvem mudanças na estrutura de tributação das esferas estaduais. Não obstante, considera-se que os resultados do estudo podem servir como referência para a compreensão dos efeitos de uma política de harmonização tributária em estados com estrutura socioeconômica e fiscal similar àquela do RS.

Os resultados da simulação realizada a partir desse modelo podem auxiliar os formuladores de políticas a avaliar, primeiramente, quais os produtos que sofreriam os ajustes de alíquotas mais intensos e quais os impactos econômicos e fiscais decorrentes destes ajustes. O entendimento destes dois pontos é fundamental para subsidiar posicionamentos no âmbito do Confaz num cenário de reforma tributária que visa promover a melhor relação custo-benefício em termos de impactos econômicos e fiscais. Além da

1. Dados sobre a arrecadação de ICMS por produto são disponibilizados somente para o país como um todo nas tabelas de recursos e usos (TRUs) ou MIPs publicadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Atualmente, o RS é o único estado que possui uma MIP, estimada pela Fundação de Economia e Estatística (FEE), por meio de metodologia semelhante àquela utilizada pelo IBGE na construção da MIP nacional. Adicionalmente, a arrecadação de ICMS desagregada por produto na MIP do RS foi gerada a partir de microdados fornecidos pela Secretaria Estadual da Fazenda (Sefaz), capturando a efetiva estrutura de tributação vinculada ao regime deste imposto.

questão da harmonização, o trabalho também avalia os impactos potenciais da mudança no regime de apropriação do ICMS da origem para o destino, a qual também está prevista na PEC nº 233/2008 (Brasil, 2008). Esta mudança é um dos pontos mais polêmicos do processo de reforma tributária no país, devido à incerteza dos próprios fiscos regionais quanto ao comportamento de suas bases tributárias pós-reforma. Logo, esta simulação busca evidenciar respostas para uma questão polêmica no contexto da reforma proposta e, assim, contribuir para a tomada de decisão dos formuladores de políticas.

O trabalho está organizado em seis seções, considerando-se esta introdução e a conclusão. A segunda e a terceira seções apresentam uma síntese sobre modelos de EGC e as principais características do modelo Brazilian Multisector and Regional/Interregional Analysis for RS – TAX (B-MARIA-RS-TAX), utilizado para realizar os experimentos de simulação. A quarta seção descreve a estratégia de modelagem da harmonização tributária e os resultados econômicos e fiscais da simulação. A quinta seção apresenta a estratégia de modelagem da mudança na regra de apropriação do ICMS e os impactos sobre a receita de ICMS. Por fim, os principais resultados são sumarizados na seção conclusiva.

2 A METODOLOGIA: OS MODELOS EGC E IEGC

Um EGC sistematiza o conjunto de relações de interdependência entre os mercados de um sistema econômico partindo de um equilíbrio referencial. Assim, é possível mensurar os impactos decorrentes de choque nas variáveis exógenas do modelo sobre as variáveis endógenas. A abordagem proposta por Johansen (1960), conforme a apresentação de Dixon *et al.* (1992), mostra que um determinado sistema econômico pode ser definido da seguinte forma:

$$F(V) = 0 \tag{1}$$

em que V é um vetor de equilíbrio de dimensão n (n = número de variáveis). Este vetor apresenta informações sobre quantidades, preços, impostos, parâmetros comportamentais e coeficientes tecnológicos. Por sua vez, F representa uma função-vetor não linear, diferenciável, de dimensão m (m = número de equações). A função F descreve as relações econômicas dos agentes do sistema (firmas, famílias, governo e setor externo), e as

equações de equilíbrio para os mercados de bens e serviços, trabalho e outros. Considerando-se as dimensões do sistema, supõe-se que $n > m$, de modo a fazer com que o sistema seja identificado.

A calibragem do modelo é feita a partir de uma solução inicial V^* capaz de gerar $F(V^*) = 0$, isto é, a calibragem é a determinação de uma solução inicial para o sistema de equações simultâneas $F(V)$, que satisfaça as equações da forma estrutural. Considerada a solução inicial e a especificação das variáveis endógenas (equações) e exógenas (parâmetros e coeficientes), novas soluções podem ser geradas a partir de choques exógenos. Dessa forma, sendo X e Y os vetores de variáveis exógenas e endógenas, respectivamente, tal que X e $Y \in V^*$, então, o sistema (1) pode ser reescrito como:

$$F(X, Y) = 0 \quad (2)$$

Considerando-se a solução inicial, e aplicando-se diferenciação total em (2), tem-se:

$$F_y(V^*)dY + F_x(V^*)dX = 0 \quad (3)$$

Resolvendo-se o sistema (3) para dY , tem-se:

$$dY = B(V^*)dX \quad (4)$$

onde:

$$B(V^*) = -F_y^{-1}(V^*)F_x(V^*) \quad (5)$$

A matriz $B(V^*)$, por ser de derivadas parciais de primeira ordem de F , obtida via aproximação linear, apresenta soluções que são aproximações da solução verdadeira.² A determinação de $F(V)$ se dá mediante um conjunto de equações que incorporem o histórico dos conhecimentos teóricos e empíricos sobre o funcionamento dos sistemas econômicos. Assim, a

2. Os erros de linearização decorrentes dessa especificidade de resolução do sistema foram ajustados pelo método de Euler. Para mais detalhes, ver Dixon *et al.* (1982).

implementação dos modelos EGCs exige, além da definição de variáveis endógenas e exógenas, uma representação quantitativa da economia que descreva as transações entre os agentes econômicos. Esta representação pode ser dada por meio de uma MIP (Casler, 2004) ou de uma matriz de contabilidade social (MCS) (Reinert e Roland-Holst, 1997). No caso deste trabalho, a representação quantitativa do sistema econômico é obtida a partir de uma MCS.

Os modelos inter-regionais de equilíbrio geral computável (IEGC), por sua vez, caracterizam-se por considerarem que os mercados apresentam localizações definidas no espaço (Haddad, 2004). Dessa forma, um aspecto central para a implementação de modelos IEGCs refere-se à elaboração de uma estrutura inter-regional, cujos fluxos de rendas entre os agentes também sejam explicitados na dimensão regional. Considerando-se a importância do estudo dos efeitos de políticas econômicas no campo tributário, é importante a representação dos fluxos de renda dos governos regionais para o governo federal e as transferências de renda deste para as regiões conforme o pacto federativo em vigor.

3 O MODELO B-MARIA-RS-TAX

O modelo IEGC utilizado neste estudo denomina-se B-MARIA-RS-TAX e consiste em uma versão agregada para duas regiões (RS e RB) do modelo Brazilian Multisector and Regional/Interregional Analysis – 27 Regions with Multi-Product (B-MARIA-27-COM), desenvolvido pelos professores Eduardo Amaral Haddad e Fernando Salgueiro Perobelli. A estrutura teórica do modelo B-MARIA-27-COM baseia-se nos modelos B-MARIA (Haddad, 1999) e B-MARIA-27 (Haddad, 2004). Como a estrutura teórica destes modelos encontra-se muito bem documentada, com descrição ampla dos procedimentos de calibragem, serão apresentados uma síntese do modelo B-MARIA-RS-TAX e os aspectos mais relevantes para este estudo.

A estrutura do modelo B-MARIA-RS-TAX assimila vários aspectos de um sistema econômico inter-regional (fluxos inter-regionais de bens e serviços, mobilidade inter-regional de fatores primários, contas públicas regionalizadas etc.), sendo bastante apropriada para avaliar os impactos de políticas tributárias regionais. O modelo foi calibrado para o ano-base de 2004. Seu módulo central (matriz de absorção) reconhece 55 setores e 110

produtos.³ Os fluxos monetários representam as transações entre os seguintes agentes: um consumidor representativo; um governo regional (estado e municípios); um governo federal; um setor externo internacional; e um setor externo inter-regional. Os investidores são desagregados setorialmente. Além das relações produtivas e interagentes identificadas na matriz de absorção, outros módulos representam as finanças públicas, as relações de acumulação de capital, o mercado de trabalho regional e a acumulação da dívida externa.

O comportamento dos agentes é modelado no nível regional e os resultados de choques específicos são obtidos de forma *bottom-up*. A estrutura teórica assume uma função de produção hierarquizada em três níveis.⁴ No primeiro, coeficientes fixos definem os requerimentos de insumos e fatores primários tal como uma função de Leontief. No segundo nível, uma função elasticidade de substituição constante (CES, em inglês) admite relações de substituição entre insumos domésticos (nacionais) e internacionais e substituição entre fatores primários (capital e trabalho). No terceiro nível, uma função CES admite relações de substituição entre bens produzidos em diferentes origens regionais, ou seja, entre bens produzidos nas duas regiões do modelo. De modo análogo, a função de consumo é hierarquizada em três níveis. A especificação segue uma função LES (*linear expenditure system*) no primeiro nível e uma especificação CES nos demais níveis. Logo, o processo de escolha do consumidor representativo admite substituição entre bens de origem nacional e internacional e entre bens de origem do RS e do RB.

O mecanismo de otimização do modelo supõe um regime de concorrência perfeita e os resultados das simulações são resultados de estática comparativa que podem ser avaliados para fechamentos de curto prazo e de longo prazo, conforme discutido na subseção 3.3.

3.1 Adaptação do módulo de finanças públicas

O modelo B-MARIA-RS-TAX possui um detalhado módulo de finanças públicas, que captura os principais agregados das finanças do governo federal e dos governos regionais. A conta de receitas é desagregada em diversas fontes, destacando-se os impostos diretos, os impostos indiretos, as transferências intergovernamentais e outras receitas. A conta de despesa subdivide-se em:

3. A relação dos setores e dos produtos é a mesma das TRUs do Sistema de Contas Nacionais do Brasil (IBGE, 2010).

4. Os parâmetros das funções do modelo B-MARIA-RS-TAX provêm do modelo B-MARIA-27-COM. As elasticidades de substituição para os fatores primários são homogêneas para as regiões e os setores, com valor fixado em 0,50. As elasticidades de substituição de Armington internacional e inter-regional são homogêneas para todos os produtos, com valor fixado em 1,50.

i) um grupo de despesas públicas – consumo de bens e serviços para provisão de bens públicos básicos e de investimento, pagamentos de benefícios pessoais, transferências intergovernamentais e outros gastos; e *ii*) outro grupo de transações financeiras associadas ao resultado orçamentário (*deficit* ou *superavit*). A regra de equilíbrio fiscal pressupõe igualdade entre a conta de receitas e a conta de despesa, mas diferentes fechamentos fiscais podem ser implementados conforme o interesse específico de simulação.

Para este estudo, foi realizada uma modificação neste módulo visando adaptá-lo para viabilizar a análise dos impactos de políticas de mudança tributária com respeito ao ICMS. Esta modificação consistiu em desagregar os outros impostos indiretos (subconta de impostos indiretos),⁵ separando-se o ICMS dos demais impostos indiretos sobre mercadorias.⁶ No modelo B-MARIA-27-COM, todos os impostos indiretos sobre mercadoria eram tratados conjuntamente. Esta separação no modelo B-MARIA-RS-TAX foi necessária para implementar as mudanças nas alíquotas do ICMS.⁷ Neste caso, embora as regiões do modelo representem um agregado das unidades administrativas dos municípios e do estado, a separação do ICMS no banco de dados permite avaliar os efeitos de mudanças na política tributária dos governos estaduais.

No modelo, a receita total de ICMS é um resultado da combinação entre alíquota e base tributária (fluxos básicos de vendas). Por sua vez, a alíquota de ICMS é parte do preço das mercadorias e, portanto, representa uma variável relevante no processo de decisão dos agentes econômicos. Dessa forma, mudanças na política tributária do ICMS condicionam mudanças na receita de ICMS geradas pela alteração de alíquota (efeito de primeira ordem) e pelas alterações na base tributária resultante do ajustamento do sistema para um novo equilíbrio (efeito de segunda ordem). Genericamente, a equação que define a variação da receita de impostos indiretos no *core* do modelo B-MARIA-RS-TAX possui a seguinte representação:⁸

$$AGGTAX^u(q,t) = \sum_{i \in I} \sum_{s \in S} \sum_{j \in J} \left\{ TAX^u(i,s,j,q,t) * [p0(i,s) + x^u(i,s,j,q)] + \right. \\ \left. + BAS^u(i,s,j,q) * deltax^u(i,s,j,q,t) \right\} \quad (6)$$

5. A conta de impostos indiretos é composta por duas subcontas: receita de tarifas e outros impostos indiretos.

6. Para uma descrição detalhada sobre a estrutura da matriz de absorção do modelo B-MARIA-RS, ver Porsse (2005).

7. A seção seguinte detalha os procedimentos metodológicos aplicados para desagregar o ICMS da conta de impostos indiretos do banco de dados do modelo.

8. As variáveis com letras minúsculas representam mudanças percentuais, e as variáveis com letras maiúsculas, fluxos monetários obtidos do banco de dados no equilíbrio inicial.

onde $AGGGTAX^u(q,t)$ representa a receita do tributo t ($t = ICMS, OUTROS$) coletada na região de destino q ($q = RS, RB$) e que incide sobre os fluxos monetários dos seis diferentes agentes u ($u = produtores, investidores, consumidores, setor externo, governo regional e governo federal$); $TAX^u(i, s, j, q, t)$ representa o imposto indireto t coletado na região q referente ao fluxo do bem i ($i = 1, \dots, I$) produzido na região de origem s ($s = RS, RB, RW$) e utilizado pelo setor j ($j = 1, \dots, J$); $p0(i, s)$ é o preço básico do bem i produzido na região s ; $x^u(i, s, j, q)$ é a demanda do bem i produzido na região s pelo setor produtivo j localizado na região q ; $BAS^u(i, s, j, q)$ corresponde aos fluxos básicos dos seis agentes do modelo; e $deltax^u(i, s, j, q, t)$ corresponde à alíquota tributária do imposto t . A equação de movimento de $deltax^u(i, s, j, q, t)$ possui a seguinte especificação:

$$deltax^u(i, s, j, q, t) = deltax(i, s, t) + deltaxall + deltaxsource(s) + deltaxdest(q) \quad (7)$$

onde $deltax(i, s, t)$ representa o imposto t incidente sobre o bem i na região de origem s ; $deltaxall$ representa a alíquota tributária global; $deltaxsource(s)$ representa a alíquota tributária na região de origem; e $deltaxdest(q)$ representa a alíquota tributária na região de destino. Esta especificação, bastante flexível, possibilita analisar o impacto de diferentes políticas tributárias. A variável de interesse no presente estudo é $deltax(i, s, t)$, pois as simulações envolverão modificações nas alíquotas de ICMS dos bens referentes à região de origem RS.

3.2 Estrutura do banco de dados e calibragem

O modelo opera a partir de cinco módulos interdependentes: *i*) matriz de absorção; *ii*) contas regionais e finanças governamentais; *iii*) mercado de trabalho e migração regional; *iv*) acumulação de capital e investimento; e *v*) acumulação da dívida externa. A matriz de absorção (tabela 1) consiste no *core* do modelo, englobando todas as transações realizadas de todas as categorias de usuários do modelo, envolvendo o consumo intermediário, o consumo final e a remuneração dos fatores de produção.⁹

9. Uma descrição detalhada sobre a composição dos fluxos dessa matriz pode ser encontrada em Palermo (2009).

TABELA 1
Modelo B-MARIA-RS-TAX: estrutura da matriz de absorção

		Matriz de Absorção											
		1		2		3		4		5		6	
		Produtores		Investidores		Famílias		Exportações		Governo estadual		Governo federal	
		55	RS	55	RS	1	RS	1	RS	1	RS	1	RS
		Tamanho		Tamanho		Tamanho		Tamanho		Tamanho		Tamanho	
		Origem	RS	Origem	RS	Origem	RS	Origem	RS	Origem	RS	Origem	RS
Fluxos básicos	110	RS											
	110	RB											
	110	IM											
Margem de comércio	110	RS	BAS1	BAS2	BAS3	BAS4	BAS5	BAS6					
	110	RB	MC1	MC2	MC3	MC4	MC5	MC6					
	110	IM											
Margem de transporte	110	RS	MT1	MT2	MT3	MT4	MT5	MT6					
	110	RB											
	110	IM											
ICMS	110	RS	ICMS1	ICMS2	ICMS3	ICMS4	ICMS5	ICMS6					
	110	RB											
	10	IM											
Outros impostos	110	RS	IP1	IP2	IP3	IP4	IP5	IP6					
	110	RB											
	110	IM											
Imposto de importação	110	RS	II1	II2	II3	II4	II5	II6					
	110	RB											
	110	IM											
Trabalho	2	LABR											
Capital	1	CPTL											
Outros custos	1	OCTS											

RS = Rio Grande do Sul
 RB = Restante do Brasil

Elaboração dos autores.

Originalmente, a base de dados dessa matriz de absorção contemplava os fluxos de impostos indiretos de forma agregada, ou seja, não discriminava o ICMS dos demais impostos indiretos. Para viabilizar este estudo, foi necessário aplicar alguns procedimentos metodológicos para uma estimação consistente do vetor de ICMS para o RS e para o RB. Este procedimento consistiu em usar informações sobre os fluxos de arrecadação de ICMS da MIP do RS (Porsse, 2007), cujo ano-base é 2003, e da TRU do Brasil publicada pelo IBGE para o ano-base de 2004. As informações da MIP-RS permitiram obter as alíquotas efetivas do ICMS por produto, aplicadas aos fluxos básicos do banco de dados do modelo para obter uma estimativa do vetor de ICMS consistente com estas alíquotas. A hipótese subjacente é que o regime de tributação do ICMS não sofreu mudanças significativas entre 2003 e 2004 no RS. Uma vez estimado o vetor de ICMS do RS para 2004, o vetor de ICMS para o RB foi deduzido por diferença, considerando-se os fluxos de arrecadação de ICMS da TRU do Brasil. Convém ressaltar que o banco de dados do modelo B-MARIA-27-COM, fonte do modelo B-MARIA-RS-TAX, foi calibrado a partir da TRU nacional de 2004. As equações seguintes apresentam a formalização destes procedimentos metodológicos.

O ICMS foi calculado da seguinte forma:

$$ICMS_{i,2004}^{RS} = t_{i,2003}^{MIP-RS} BAS_{i,2004}^{RS} \quad (8)$$

$$ICMS_{i,2004}^{RB} = ICMS_{i,2004}^{TRU-Brasil} - ICMS_{i,2004}^{TRU-Brasil} \quad (9)$$

onde $t_{i,2003}^{MIP-RS}$ representa as alíquotas efetivas do ICMS do RS calculadas a partir do banco de dados da MIP-RS 2003 e $BAS_{i,2004}^{RS}$ representa os fluxos básicos agregados por produto do banco de dados da matriz de absorção do modelo B-MARIA-RS-TAX. Com base nas estimativas do vetor de ICMS para as duas regiões do modelo, as correspondentes estimativas do vetor referente aos outros impostos são obtidas por diferença. Dessa forma, a desagregação dos vetores de impostos do modelo garante a consistência com os montantes agregados dos impostos indiretos e, no caso do ICMS, reconhece as especificidades do regime de tributação no RS e no RB. Por fim, é válido observar que a desagregação dos fluxos de impostos (ICMS e outros impostos) por usuário do modelo é efetuada por meio da aplicação

das alíquotas efetivas por produto sobre os fluxos básicos respectivos a cada usuário.

3.3 Fechamentos e testes

O modelo B-MARIA-RS-TAX pode ser usado para simulações de estática comparativa de curto e longo prazos. Em cada um dos exercícios, é o ajustamento do estoque de capital e do funcionamento do mercado de trabalho que determina a caracterização de cada cenário.

No curto prazo, atribui-se imobilidade intersetorial e inter-regional para os fatores produtivos (capital e trabalho). Além disso, são fixas a população regional e a oferta de trabalho, bem como os diferenciais regionais de salários e o salário real nacional. A taxa de desemprego, obtida indiretamente, é determinada por meio das taxas de salário, assim definindo também o emprego regional. Do lado da demanda, os gastos de investimento são exógenos, fazendo com que as firmas sejam incapazes de reavaliar decisões deste gênero no curto prazo. O consumo das famílias segue a renda disponível e o consumo do governo é fixo.

No fechamento de longo prazo, capital e trabalho se movem intersetorial e inter-regionalmente.¹⁰ O emprego agregado é determinado pelo crescimento da população, pelas taxas de participação da força de trabalho e pela taxa natural de desemprego. A distribuição espacial e setorial da força de trabalho é definida endogenamente. Assim, o trabalho é atraído para as regiões geográficas mais favorecidas. Da mesma forma que o trabalho, o capital se move em direção aos setores mais atraentes, o que preserva as taxas de retorno do capital em seus níveis iniciais. O modelo não incorpora nenhuma teoria de crescimento endógeno, de forma que os coeficientes de choque tecnológico são exógenos.

Como em todos os modelos de equilíbrio geral, os preços são tratados como preços relativos, o que impõe a necessidade da fixação de um numerário. Entre as opções mais adotadas na literatura, destacam-se o índice de preços ao consumidor (*cpi*) ou a taxa de câmbio (*natphi*). Neste trabalho, as simulações foram realizadas adotando-se a taxa de câmbio como numerário. Assim, políticas cambiais de metas de *superavit* comercial ou de inflação não são determinadas endogenamente, nem existe uma política cambial definida exogenamente.

10. Uma discussão mais detalhada sobre os mecanismos de funcionamento dos fechamentos do modelo pode ser encontrada em Dixon *et al.* (1982) e Haddad (1999; 2004).

4 IMPACTOS DA HARMONIZAÇÃO TRIBUTÁRIA

O experimento de simulação foi realizado em duas etapas. A primeira consiste em simular os efeitos somente do processo de harmonização do ICMS, considerando-se que a apropriação do ICMS incidente sobre os fluxos de transação interestadual ocorre integralmente no destino. A segunda etapa calcula o impacto da mudança da regra de apropriação do ICMS, conforme previsto na PEC nº 233/2008, em que a maior parte do ICMS sobre transações interestaduais é apropriada no destino, mas outra parcela pequena é apropriada na origem.

4.1 Estratégia de modelagem

Para simular a harmonização tributária, adotou-se a hipótese de que, no modelo harmônico, as alíquotas efetivas de ICMS em cada região seriam equivalentes às alíquotas efetivas médias de ICMS vigentes no país como um todo, as quais constam do banco de dados do modelo (ano-base 2004). A hipótese parece ser bastante razoável, pois se acredita que, no caso de implantação de uma reforma tributária nos moldes previstos pela PEC nº 233/2008, a rodada de discussão no Confaz tenderá a gerar resultados muito semelhantes à conformação média atual de alíquotas efetivas, uma vez que os principais limitantes da reforma proposta são a manutenção da carga tributária e a preservação da arrecadação dos estados, ainda que esta venha a se processar via mecanismos compensatórios no curto e no médio prazo. Nesse modelo de ajuste, a economia política das reformas tributárias indica que estados líderes em produção têm a propensão para a impor as suas alíquotas efetivas, o que tende a ser um ponto de apoio político relevante para este arranjo de harmonização. Neste caso, os estados que sofrerem adequação para cima em suas alíquotas praticadas provavelmente não se oporão às mudanças, especialmente porque as decisões no Confaz, na maioria das vezes, são motivadas pela manutenção ou pelo aumento das receitas. Por sua vez, estados que sofrerem quedas mais relevantes em algumas alíquotas certamente as terão vinculadas a produtos cujo valor bruto de produção seja relativamente pequeno para o conjunto da economia, o que também tende a gerar menor resistência que outros possíveis arranjos.

O processo de harmonização tributária implica que reduções de alíquotas no RS são simultâneas a elevações nas alíquotas no restante do país, e vice-versa. A tabela 2 mostra as mudanças nas alíquotas de ICMS do RS e do RB que representam os choques realizados no modelo para

simular a harmonização das alíquotas. Assim, a estratégia de modelagem foi implementada por meio de choques nos vetores de ICMS do RS e do RB, de modo a simular que ambos convergissem para a média de alíquota efetiva verificada no Brasil. Procedeu-se da seguinte maneira: *i*) os fluxos de arrecadação de ICMS do RS e do RB (blocos TAX1-ICMS, TAX2-ICMS e TAX3-ICMS) foram somados para se obter o montante de imposto coletado em nível nacional, para cada produto; *ii*) os fluxos básicos de transação de bens e serviços do RS e do RB (blocos BAS1, BAS2 e BAS3) foram somados para se obter a base tributária de cada produto em nível nacional; *iii*) calculou-se a razão entre estes dois montantes – (soma de TAX)/(soma de BAS) – para estabelecer a alíquota efetiva do Brasil; e *iv*) esta alíquota efetiva foi aplicada igualmente para o RS e o RB no experimento de simulação.

Como efeito da harmonização, diversas mudanças são simultaneamente propagadas no sistema econômico, conforme representado na figura 1. No RS, por exemplo, a redução da alíquota de ICMS para um produto específico implica uma diminuição do preço dos bens compostos, o que promove o aumento da renda real das famílias, das firmas e dos investidores, estimulando, assim, o aumento da demanda interna e externa. Em resposta, ocorre uma expansão da produção das firmas. Consequentemente, tem-se maior demanda por fatores primários, pressionando os preços dos produtos e alterando novamente a competitividade das firmas.¹¹ Paralelamente a este movimento, ocorre a alteração da arrecadação tributária, influenciada por diversos fatores: a alteração da alíquota, o movimento dos preços dos produtos e a variação do volume transacionado (base tributária). Da mesma forma, verifica-se um movimento em direção oposta no RB. Assim, o ajustamento de equilíbrio geral se apresenta como uma combinação de múltiplas forças, cuja conformação do resultado final dependerá da magnitude relativa de cada uma delas.

11. Inversamente, a elevação do ICMS acarretaria uma expansão desses preços, causando a redução da renda real de famílias, firmas e investidores e contribuindo para o arrefecimento da demanda. Assim, ocorreria uma retração da produção e uma menor demanda por fatores primários, pressionando os preços dos produtos e alterando novamente a competitividade das firmas.

TABELA 2

RS e RB: vetor de choque nas alíquotas efetivas do ICMS

	RS	RB
2 Milho em grão	1,162697	-0,138968
6 Outros produtos e serviços da lavoura	-0,971368	0,082918
7 Mandioca	0,048538	-0,006148
10 Frutas cítricas	0,082107	-0,008025
12 Produtos da exploração florestal e da silvicultura	-2,198369	0,177906
13 Bovinos e outros animais vivos	0,433760	-0,039543
14 Leite de vaca e de outros animais	-1,567708	0,151306
15 Suínos vivos	0,116660	-0,011176
16 Aves vivas	-1,578820	0,158401
17 Ovos de galinha e de outras aves	-1,101399	0,115312
23 Minerais não metálicos	1,136511	-0,138843
24 Abate e preparação de produtos de carne	0,336354	-0,037617
25 Carne de suíno fresca, refrigerada ou congelada	-1,435886	0,122425
26 Carne de aves fresca, refrigerada ou congelada	-4,325773	0,345359
27 Pescado industrializado	-1,538221	0,125426
28 Conservas de frutas, legumes e outros vegetais	-0,911566	0,074244
30 Outros óleos e gordura vegetal e animal exclusive milho	-0,291057	0,022562
31 Óleo de soja refinado	-0,842802	0,067087
32 Leite resfriado, esterilizado e pasteurizado	-0,590015	0,049247
33 Produtos do laticínio e sorvetes	1,039860	-0,082637
34 Arroz beneficiado e produtos derivados	-0,352073	0,027418
35 Farinha de trigo e derivados	-1,658038	0,146294
36 Farinha de mandioca e outros	-0,114375	0,009482
37 Óleos de milho, amidos e féculas vegetais e rações	0,123278	-0,015286
38 Produtos das usinas e do refino de açúcar	-1,138859	0,097453
39 Café torrado e moído	-0,426618	0,034953
40 Café solúvel	-0,551296	0,044298
41 Outros produtos alimentares	-0,544508	0,044535
42 Bebidas	1,331603	-0,098531
43 Produtos do fumo	18,203653	-1,875005
44 Beneficiamento de algodão e de outros têxteis e fiação	0,067568	-0,004176
45 Tecelagem	-1,260516	0,111373
46 Fabricação outros produtos Têxteis	0,217590	-0,023627
47 Artigos do vestuário e acessórios	-0,508819	0,039464
48 Preparação do couro e fabricação de artefatos – exclusive calçados	1,006430	-0,494569

(Continua)

(Continuação)

	RS	RB
49 Fabricação de calçados	-1,712597	0,215638
50 Produtos de madeira – exclusive móveis	1,814420	-0,201130
52 Papel e papelão, embalagens e artefatos	0,567394	-0,055008
53 Jornais, revistas, discos e outros produtos gravados	-0,151345	0,010415
54 Gás liquefeito de petróleo	-0,310395	0,024935
56 Gasoálcool	-1,010256	0,077896
58 Óleo diesel	-5,900519	0,467847
59 Outros produtos do refino de petróleo e coque	-0,163380	0,020614
60 Álcool	0,859365	-0,069359
61 Produtos químicos inorgânicos	0,001527	-0,000220
62 Produtos químicos orgânicos	0,037106	-0,006843
64 Produtos farmacêuticos	-0,235608	0,018143
65 Defensivos agrícolas	1,749932	-0,273406
66 Perfumaria, sabões e artigos de limpeza	-0,796184	0,062706
67 Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	-0,584439	0,046889
68 Produtos e preparados químicos diversos	0,511665	-0,053654
69 Artigos de borracha	-0,613896	0,046809
70 Artigos de plástico	-0,862242	0,084067
71 Cimento	-0,319909	0,021529
72 Outros produtos de minerais não metálicos	-0,187348	0,014450
75 Produtos da metalurgia de metais não ferrosos	0,117735	-0,011910
76 Fundidos de aço	-0,177606	0,011820
77 Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamento	-0,311143	0,026383
78 Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	2,214289	-0,157514
79 Eletrodomésticos	1,312857	-0,101051
80 Máquinas para escritório e equipamentos de informática	3,201747	-0,218177
81 Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	-0,906944	0,063597
82 Material eletrônico e equipamentos de comunicações	-0,018118	0,001181
83 Aparelhos/instrumentos médico-hospitalares de medida e ópticos	2,328655	-0,171043
84 Automóveis, camionetas e utilitários	4,093939	-0,297761
85 Caminhões e ônibus	1,958166	-0,121299
86 Peças e acessórios para veículos automotores	-0,018116	0,001471
87 Outros equipamentos de transporte	-0,183343	0,007910
88 Móveis e produtos das indústrias diversas	-0,570906	0,044175
90 Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	-1,130751	0,086091

(Continua)

(Continuação)

	RS	RB
93 Transporte de carga	3,811486	-0,313202
94 Transporte de passageiros	2,537306	-0,197056
96 Serviços de informação	-3,411442	0,240836
101 Serviços de alojamento e alimentação	13,085035	-1,003484
105 Serviços prestados às famílias	0,005727	-0,000442

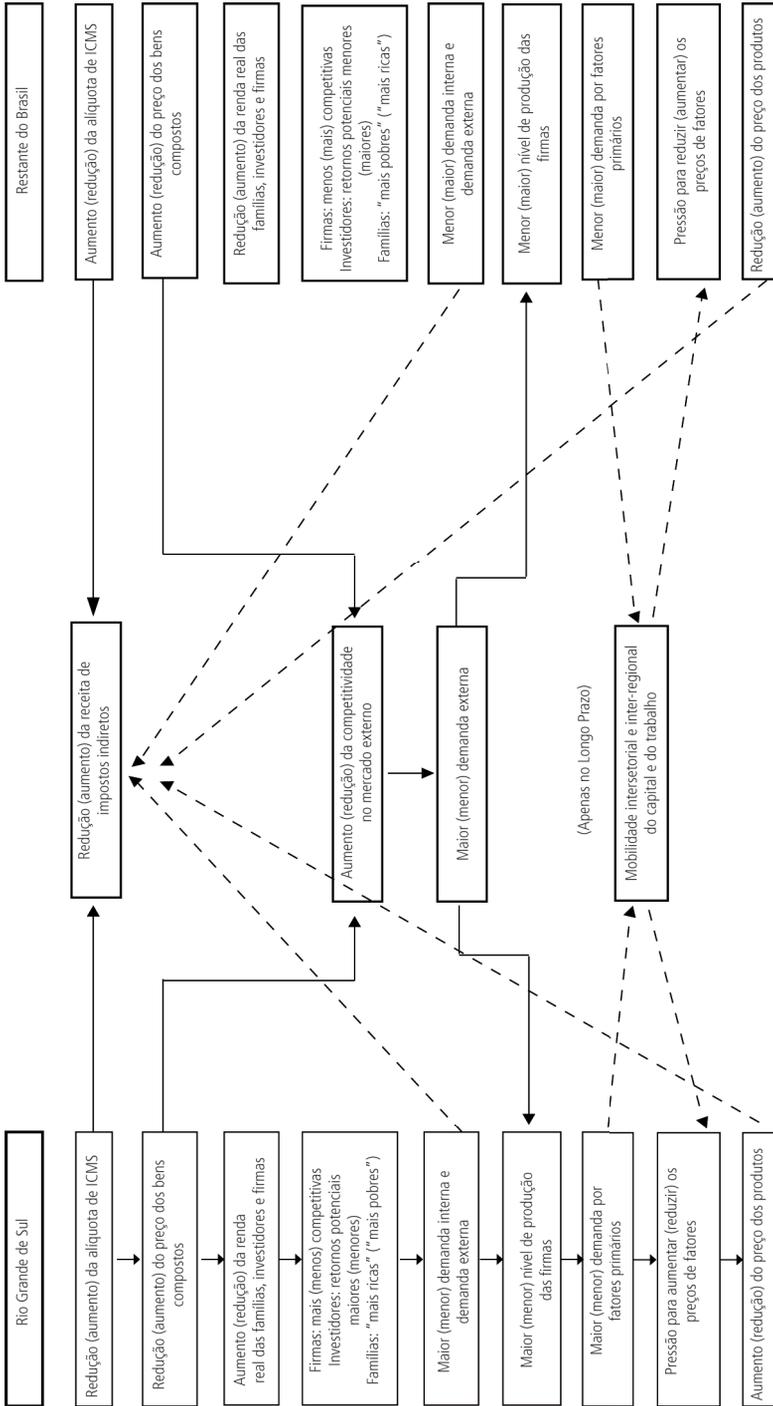
Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores representam mudanças absolutas nas alíquota efetiva, consistentes com a política de harmonização. A tabela reporta somente os valores para os produtos com alteração de alíquotas.

Além da especificação de um mecanismo de simulação capaz de assimilar o processo de harmonização tributária, também é necessária a definição de uma regra de solvência fiscal para o fechamento do módulo de finanças públicas. Neste estudo, como o interesse principal é avaliar o impacto da reforma sobre as receitas fiscais, considerou-se que os eventuais ganhos (ou perdas) de receita seriam absorvidos no *deficit* (ou *superavit*) orçamentário. Portanto, supôs-se que o consumo do governo é exógeno. Embora esta regra seja mais razoável no curto prazo, devido à rigidez das despesas públicas, considerou-se que ela deve refletir melhor o comportamento dos governos regionais no jogo político que envolve as discussões sobre a definição das alíquotas harmonizadas. Em geral, os governos regionais preferem definir alíquotas tributárias que não comprometam sua capacidade de gastos.

Neste sentido, as variações no *deficit* orçamentário podem ser negativas ou positivas conforme o impacto da harmonização de alíquotas sobre a receita tributária. As variações negativas no *deficit* orçamentário estarão associadas com variações positivas na receita tributária e vice-versa. No entanto, é importante ressaltar que a mudança no regime de apropriação também deve afetar o nível de arrecadação, e que seus efeitos objetivos serão avaliados a partir dos resultados da nova solução de equilíbrio do modelo. Dadas as incertezas sobre o impacto da mudança no regime de apropriação, também se considerou que a hipótese de exogeneidade dos gastos dos governos seria mais adequada para realizar a simulação.

FIGURA 1
Principais relações causais do choque de harmonização tributária: fechamentos de curto e longo prazo



Elaboração dos autores.

4.2 Resultados da simulação¹²

Os principais resultados da simulação, para o RS e o RB, tanto para o curto quanto para o longo prazo, são apresentados na tabela 3.

TABELA 3
Efeitos percentuais sobre variáveis selecionadas

	Curto Prazo			Longo Prazo		
	RS	RB	Brasil	RS	RB	Brasil
Componentes do PIB						
Consumo real das famílias	-0,5403	0,0463	0,0038	-0,9861	0,0836	0,0058
Investimento real agregado	0	0	0	-0,7834	0,0631	0,0128
Demanda do governo regional real agregada	0	0	0	0	0	0
Demanda do governo federal real agregada	0	0	0	0	0	0
Volume das exportações interregionais	0,0723	-0,3054	0	-0,2467	-0,5315	0
Volume das exportações internacionais	0,0287	-0,0226	-0,0182	-0,6179	0,0191	-0,0362
Volume das importações inter-regionais	-0,3054	0,0723	0	-0,5315	-0,2467	0
Volume das importações internacionais	-0,2601	0,0319	0,0088	-0,6211	0,0725	0,0178
Preços						
IPC	0,4699	-0,0209	0,0145	0,7548	-0,0234	0,0327
Índice de preços de investimento	0,6044	-0,0325	0,0052	0,8812	-0,0366	0,0174
Índice de preços do governo regional	-0,0220	0,0168	0,0142	0,1452	0,0146	0,0233
Índice de preços do governo federal	-0,0220	0,0175	0,0156	0,1452	0,0144	0,0207
Índice de preços de exportação inter-regional	-0,0126	0,0073	0	0,4104	-0,0278	0
Índice de preços de exportação internacional	-0,0144	0,0113	0,0091	0,3104	-0,0096	0,0181
Índice de preços de importação inter-regional	0,0073	-0,0126	0	-0,0278	0,4104	0
Índice de preços de importação internacional	0	0	0	0	0	0
Deflator implícito do PIB (ótica da despesa)	0,3352	-0,0019	0,0140	0,8586	-0,2514	0,0298
Fatores primários						
Pagamentos agregados ao capital	-0,2386	0,0333	0,0142	0,0909	0,0266	0,0311
Pagamentos agregados ao trabalho	-0,1121	0,0219	0,0120	-0,2363	0,0515	0,0304
Estoque de capital agregado	0	0	0	-0,7839	0,0633	0,0035
Indicadores de bem-estar						
Variação equivalente relativa	-2,6455	2,7041	0,0586	-3,5071	3,8488	0,3417
PIB real	-0,0958	-0,1801	-0,1739	-0,5967	-0,0949	-0,132
Emprego	-0,1266	0,0073	-0,0021	-0,2702	0,0177	-0,0027

Elaboração dos autores.

12. Os resultados apresentados nesta seção se mostraram robustos a uma análise de sensibilidade sistemática realizada sobre os parâmetros de elasticidade de substituição de Armington inter-regional. Uma breve apresentação desta análise e de seus resultados encontra-se no apêndice.

Para o RS, os resultados de curto prazo evidenciaram queda no PIB real, no emprego e na variação equivalente relativa (bem-estar). No caso do PIB, os números mostram que a redução do consumo real das famílias é o elemento-chave para explicar a diminuição da atividade econômica, pela ótica da despesa. No caso do setor externo, foi possível verificar uma melhora no saldo comercial derivada tanto do aumento das exportações quanto da queda das importações, o que tende a amenizar o efeito de redução do consumo real das famílias. A queda do emprego contribui para explicar o comportamento do consumo real das famílias, explicando parte da queda do nível de bem-estar verificada por meio da variação equivalente relativa. A elevação dos preços, expressa pelo aumento do deflator do PIB, é outro elemento que influencia a diminuição do bem-estar.

Para o RB, no curto prazo, também é possível verificar uma queda no PIB real. No entanto, diferentemente do caso do RS, a diminuição da atividade não se reflete em perdas de bem-estar, uma vez que ainda se registra expansão do consumo das famílias e do emprego. Estes ganhos de bem-estar no RB também são condicionados pela redução dos preços dos bens da cesta de consumo das famílias. Basicamente, é do comércio internacional e inter-regional que provêm as forças que provocam a queda do PIB real, uma vez que se verifica redução das exportações concomitante a uma elevação das importações. Mesmo com a desoneração do ICMS sobre as exportações internacionais, observa-se um efeito indireto de aumento dos preços dos bens exportados associado ao aumento dos custos de produção.

No longo prazo, novamente ocorrem quedas no PIB real, no emprego e na variação equivalente relativa no RS – todas em maiores magnitudes que as verificadas no curto prazo, devido à mobilidade dos fatores produtivos. Mais uma vez, as variáveis ligadas ao mercado interno são as maiores responsáveis pelo resultado do PIB real. As principais diferenças em relação ao fechamento de curto prazo estão no comportamento dos preços, que apresentaram elevação na maioria dos índices de preços avaliados, com repercussão sobre os componentes do PIB. Para o RB, o fechamento de longo prazo aponta para resultados bastante semelhantes aos verificados no curto prazo. Apesar da queda do PIB real, esta é menor que a verificada no curto prazo, graças ao desempenho positivo do investimento real e, também, ao ajuste de mobilidade dos fatores produtivos, atraídos para o RB em busca de maiores taxas de retorno. A queda do PIB

real é explicada pela redução das exportações inter-regionais e pelo aumento das importações internacionais.

É interessante ressaltar que a conjunção dos efeitos de substituição e de renda, vinculados aos movimentos de realocação dos fatores de produção, tem efeito diferente nas duas regiões analisadas. No caso do RS, por exemplo, grande parte dos produtos sofre diminuição da sua alíquota efetiva quando da implementação do processo de harmonização. Entretanto, são os casos em que ocorre um ajuste para cima na alíquota efetiva que dominam os efeitos de ajustamento para o novo equilíbrio, fazendo com que a alíquota efetiva média do estado se eleve. Este processo leva a uma perda de competitividade, em decorrência do aumento dos preços, o que explica a redução do PIB, do emprego e do bem-estar.

Em síntese, o efeito sobre o PIB e o emprego nacional é negativo no curto prazo, pesando desfavoravelmente para uma reforma nos moldes aqui simulados. Embora o consumo das famílias e os investimentos cresçam, o resultado negativo é determinado pela piora no saldo comercial internacional – efeitos de segunda ordem da reforma, já que exportações estão isentas de ICMS. As exportações podem cair não apenas porque há aumento dos preços dos bens de exportações, mas também porque deve ocorrer um desvio de comércio para atender ao consumo interno que aumenta no RB. Apesar destes efeitos negativos, vale ressaltar que as famílias e os investimentos seriam beneficiados pela reforma. Além disso, os reduzidos impactos econômicos no longo prazo em termos nacionais poderiam justificar a dificuldade em promover mudanças complexas no regime de tributação do ICMS, dado que as potenciais perdas ou ganhos nacionais devem ser marginais, enquanto na perspectiva regional podem ser significativos para determinados estados.

Analisando-se os resultados setoriais (tabela 4), no curto prazo, constata-se que a queda do PIB é disseminada por grande parte dos setores no RS, ao passo que o número de setores negativamente afetados no RB é relativamente menor. Cabe destacar que os setores de serviços de alojamento e alimentação (setor 48) e o setor de automóveis, camionetas e utilitários (setor 35) são os que tendem a sofrer os impactos negativos mais relevantes no RS. No caso do primeiro, as quedas são provocadas pelo aumento dos preços e pela queda da renda da população. No setor de automóveis, camionetas e utilitários, em parte, a queda da atividade refere-se à eliminação das vantagens

competitivas decorrentes do acordo de benefícios fiscais firmado entre a General Motors e o governo do estado do RS, quando da sua instalação no início dos anos 2000. Por sua vez, alguns setores conseguem explorar vantagens competitivas com o processo de harmonização no curto prazo. Entre os poucos setores que se beneficiam da harmonização, destacam-se material eletrônico e equipamentos de comunicação (setor 33), outros equipamentos de transporte (setor 38), serviços de informação (setor 44) e serviços prestados a empresas (setor 49).

TABELA 4

Efeitos percentuais setoriais: fechamento de curto prazo

	Valor adicionado		Emprego	
	RS	RB	RS	RB
1 Agricultura, silvicultura, exploração florestal	-0,0246	-0,0003	-0,1023	-0,0011
2 Pecuária e pesca	0,0299	-0,0034	0,0682	-0,0061
3 Petróleo e gás natural	-0,0624	0,0006	-0,2051	0,0020
4 Minério de ferro	-0,0340	0,0017	-0,3402	0,0121
5 Outros da indústria extrativa	-0,0302	-0,0003	-0,0750	-0,0009
6 Alimentos e Bebidas	0,0219	-0,0016	0,0395	-0,0035
7 Produtos do fumo	-0,2305	0,3487	-0,5196	1,0803
8 Têxteis	-0,0271	-0,0019	-0,0823	-0,0046
9 Artigos do vestuário e acessórios	0,0277	-0,0007	0,0559	-0,0015
10 Artefatos de couro e calçados	-0,1814	0,1311	-0,2326	0,1642
11 Produtos de madeira – exclusive móveis	-0,1091	0,0095	-0,2509	0,0228
12 Celulose e produtos de papel	-0,0160	-0,0016	-0,0555	-0,0041
13 Jornais, revistas, discos	-0,0824	0,0027	-0,1764	0,0060
14 Refino de petróleo e coque	-0,0506	0,0044	-0,2168	0,0189
15 Álcool	-0,0473	-0,0003	-0,1941	-0,0015
16 Produtos químicos	-0,0513	0,0051	-0,1731	0,0143
17 Fabricação de resina e elastômeros	-0,0154	-0,0007	-0,0586	-0,0026
18 Produtos farmacêuticos	-0,0912	0,0015	-0,1504	0,0031
19 Defensivos agrícolas	-0,1611	0,0240	-0,6740	0,0740
20 Perfumaria, higiene e limpeza	-0,1475	0,0043	-0,3237	0,0107
21 Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	-0,0352	0,0024	-0,0509	0,0036
22 Produtos e preparados químicos diversos	-0,0380	-0,0021	-0,0786	-0,0035
23 Artigos de borracha e plástico	0,0053	-0,0041	0,0087	-0,0067
24 Cimento	-0,0188	0,0008	-0,2438	0,0043
25 Outros produtos de minerais não metálicos	-0,0323	0,0002	-0,0667	0,0004

(Continua)

(Continuação)

	Valor adicionado		Emprego	
	RS	RB	RS	RB
26 Fabricação de aço e derivados	-0,0183	-0,0029	-0,0627	-0,0127
27 Metalurgia de metais não ferrosos	0,0166	-0,0056	0,0344	-0,0187
28 Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	-0,0335	0,0008	-0,0749	0,0019
29 Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	-0,0367	-0,0009	-0,0571	-0,0014
30 Eletrodomésticos	-0,1425	0,0065	-0,3819	0,0121
31 Máquinas para escritório e equipamentos de informática	-0,0450	0,0033	-0,0879	0,0049
32 Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,0909	-0,0114	0,1676	-0,0205
33 Material eletrônico e equipamentos de comunicações	0,5511	-0,0231	0,6290	-0,0304
34 Aparelhos/instrumentos médico-hospitalares, de medida e ópticos	-0,0810	0,0058	-0,2879	0,0160
35 Automóveis, camionetas e utilitários	-0,6880	0,0269	-0,4583	0,0212
36 Caminhões e ônibus	-0,0638	-0,0019	-0,2027	-0,0023
37 Peças e acessórios para veículos automotores	-0,0643	0,0021	-0,0740	0,0033
38 Outros equipamentos de transporte	0,1718	-0,0248	0,2675	-0,0312
39 Móveis e produtos das indústrias diversas	-0,0713	0,0158	-0,1999	0,0401
40 Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	0,0554	-0,0034	0,2749	-0,0167
41 Construção	0,0090	-0,0009	0,0348	-0,0029
42 Comércio	-0,1527	0,0122	-0,3606	0,0285
43 Transporte, armazenagem e correio	-0,0801	0,0048	-0,1469	0,0112
44 Serviços de informação	0,1642	-0,0109	0,6866	-0,0353
45 Intermediação financeira e seguros	-0,0552	0,0037	-0,1096	0,0077
46 Serviços imobiliários e aluguel	-0,0072	0,0005	-0,2401	0,0209
47 Serviços de manutenção e reparação	-0,0801	0,0082	-0,2263	0,0293
48 Serviços de alojamento e alimentação	-1,2083	0,0802	-2,3233	0,1942
49 Serviços prestados às empresas	0,1437	-0,0168	0,3166	-0,0297
50 Educação mercantil	-0,3168	0,0314	-0,3441	0,0353
51 Saúde mercantil	-0,2701	0,0250	-0,4417	0,0448
52 Outros serviços	-0,0924	0,0083	-0,1118	0,0117
53 Educação pública	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
54 Saúde pública	-0,0005	0,0000	-0,0006	0,0000
55 Administração pública e seguridade social	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000

Elaboração dos autores.

No caso do RB, ainda no curto prazo, observa-se que, diferentemente do que ocorre no RS, as quedas são mais amenas que as elevações. Entre

os setores que apresentam os maiores efeitos positivos sobre a atividade está o de produtos do fumo (setor 7) e o de artefatos de couro e calçados (setor 10). O primeiro setor apresenta a maior redução da alíquota efetiva de ICMS no RB quando da harmonização, decorrendo daí suas vantagens competitivas. O segundo setor possui dois produtos cujas alíquotas variam em sentido oposto na harmonização: preparação de couro e artefatos derivados (produto 48) apresenta uma redução da alíquota efetiva, enquanto fabricação de calçados (produto 49) apresenta aumento da alíquota efetiva. Assim, o desempenho positivo do setor demonstra que os ganhos de competitividade derivados da redução da carga tributária na fase intermediária da cadeia produtiva são dominantes para o setor como um todo, sobrepondo a perda de competitividade provocada pela elevação desta carga na fase de produção final.

Por sua vez, os resultados de longo prazo (tabela 5) mostram que os efeitos da harmonização tendem a ser regionalmente mais assimétricos em comparação com o curto prazo, devido à mobilidade dos fatores produtivos. O impacto sobre a atividade setorial do RS torna-se majoritariamente negativo, refletindo um aumento dos custos de produção em toda a cadeia produtiva gaúcha e, conseqüentemente, dos preços dos bens de consumo final. Isto leva a uma realocação setorial e regional dos fatores produtivos favorável ao RB, determinando um desempenho majoritariamente positivo para os setores dessa região. Assim, o RB tende a explorar melhor as vantagens econômicas que poderiam surgir com a harmonização das alíquotas de ICMS.

TABELA 5

Efeitos percentuais setoriais: fechamento de longo prazo

	Valor adicionado		Emprego	
	RS	RB	RS	RB
1 Agricultura, silvicultura, exploração florestal	-0,4799	0,0454	-0,0081	0,0161
2 Pecuária e pesca	-0,4294	0,0540	-0,1151	0,0424
3 Petróleo e gás natural	-0,9361	0,0234	-0,8199	-0,0196
4 Minério de ferro	-1,0599	0,0561	-0,9996	0,0236
5 Outros da indústria extrativa	-0,7450	0,0440	-0,5586	0,0156
6 Alimentos e Bebidas	-0,3267	0,0195	-0,0646	-0,0110
7 Produtos do fumo	-0,6333	0,7129	-0,4152	1,0919
8 Têxteis	-0,6449	0,0458	-0,3610	0,0243
9 Artigos do vestuário e acessórios	-0,4795	0,0386	-0,2294	0,0180
10 Artefatos de couro e calçados	-0,5368	0,2269	-0,4573	0,2442
11 Produtos de madeira – exclusive móveis	-0,8034	0,0553	-0,6593	0,0396

(Continua)

(Continuação)

	Valor adicionado		Emprego	
	RS	RB	RS	RB
12 Celulose e produtos de papel	-0,7005	0,0301	-0,4262	-0,0014
13 Jornais, revistas, discos	-0,7016	0,0413	-0,5259	0,0184
14 Refino de petróleo e coque	-0,4272	0,0437	0,0920	0,0075
15 Álcool	-0,7108	0,0703	-0,4129	0,0532
16 Produtos químicos	-0,5187	0,0654	-0,1299	0,0509
17 Fabricação de resina e elastômeros	-0,5144	0,1125	-0,0913	0,1268
18 Produtos farmacêuticos	-0,6778	0,0167	-0,5546	-0,0150
19 Defensivos agrícolas	-0,8913	0,1071	-0,7241	0,1161
20 Perfumaria, higiene e limpeza	-0,8601	0,0236	-0,7483	-0,0111
21 Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	-0,4572	0,0433	-0,3214	0,0328
22 Produtos e preparados químicos diversos	-0,7235	0,0185	-0,5656	-0,0022
23 Artigos de borracha e plástico	-0,4413	0,0533	-0,2522	0,0425
24 Cimento	-0,8397	0,0553	-0,5433	0,0257
25 Outros produtos de minerais não metálicos	-0,6279	0,0464	-0,4310	0,0325
26 Fabricação de aço e derivados	-0,7300	0,0276	-0,4754	-0,0208
27 Metalurgia de metais não ferrosos	-0,3593	0,0420	-0,0488	0,0105
28 Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	-0,5527	0,0653	-0,3008	0,0526
29 Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	-0,4791	0,0608	-0,3215	0,0530
30 Eletrodomésticos	-0,7854	0,0331	-0,6084	0,0136
31 Máquinas para escritório e equipamentos de informática	-0,4369	0,0649	-0,1834	0,0590
32 Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	-0,4249	0,0267	-0,1882	0,0056
33 Material eletrônico e equipamentos de comunicações	0,0297	-0,0025	0,1143	-0,0170
34 Aparelhos/instrumentos médico-hospitalares, de medida e ópticos	-0,8510	0,0702	-0,6728	0,0583
35 Automóveis, camionetas e utilitários	-1,1904	0,0505	-1,1807	0,0562
36 Caminhões e ônibus	-0,8672	0,0187	-0,7239	0,0121
37 Peças e acessórios para veículos automotores	-0,4745	0,0515	-0,4243	0,0416
38 Outros equipamentos de transporte	-0,2678	-0,0064	-0,0586	-0,0190
39 Móveis e produtos das indústrias diversas	-0,5903	0,1169	-0,2947	0,1304
40 Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	-0,5723	0,0356	-0,1323	-0,0085
41 Construção	-0,6889	0,0564	-0,3848	0,0347
42 Comércio	-0,6435	0,0500	-0,4182	0,0308
43 Transporte, armazenagem e correio	-0,6692	0,0498	-0,5168	0,0304
44 Serviços de informação	-0,2726	0,0215	0,3533	-0,0225
45 Intermediação financeira e seguros	-0,6264	0,0446	-0,4387	0,0255

(Continua)

(Continuação)

	Valor adicionado		Emprego	
	RS	RB	RS	RB
46 Serviços imobiliários e aluguel	-0,9787	0,0768	-0,8124	0,0591
47 Serviços de manutenção e reparação	-0,7716	0,0747	-0,5759	0,0633
48 Serviços de alojamento e alimentação	-2,1030	0,1471	-2,4647	0,1741
49 Serviços prestados às empresas	-0,4413	0,0159	-0,1459	-0,0082
50 Educação mercantil	-0,6901	0,0703	-0,6716	0,0690
51 Saúde mercantil	-0,7690	0,0714	-0,6732	0,0648
52 Outros serviços	-0,2256	0,0219	-0,1303	0,0086
53 Educação pública	0,0000	0,0000	0,0316	-0,0042
54 Saúde pública	-0,0001	0,0000	0,0757	-0,0044
55 Administração pública e seguridade social	0,0002	0,0000	0,0643	-0,0085

Elaboração dos autores.

Outra avaliação relevante diz respeito aos efeitos da harmonização sobre as finanças públicas regionais.¹³ Antes, porém, é importante ressaltar que a simulação implementada supõe que a apropriação do ICMS seja feita, em sua totalidade, no destino. Embora isto não seja previsto nem no regime atual nem no proposto pela PEC avaliada, este tipo de solução simplifica a análise nesta primeira etapa do exercício de simulação e permite avaliar como se daria o impacto sobre as finanças num cenário ideal de apropriação integral no destino. Além disso, tal solução é apontada pela maior parte dos autores de finanças públicas e pelo Fórum Fiscal dos Estados Brasileiros (2006, 2007) como uma forma de reduzir a sonegação no comércio inter-regional e de evitar a acumulação de novos créditos de ICMS a serem pagos por um estado diferente do que arrecadou o imposto.

Analisando-se o lado da receita orçamentária (tabelas 6 e 7), é possível perceber que a harmonização tributária, conforme comentado anteriormente, provoca um forte aumento na arrecadação de ICMS no estado do RS, tanto no curto como no longo prazo. Este resultado está associado aos efeitos de primeira ordem que resultam da elevação da alíquota efetiva média no RS, implicando, portanto, forte aumento real na receita de ICMS (impostos indiretos sobre produtos). O impacto de longo prazo

13. No módulo de finanças públicas do modelo, os governos regionais são um agregado dos governos do estado e dos municípios. Contudo, a conta de impostos indiretos sobre produtos refere-se exclusivamente ao ICMS, possibilitando avaliar os efeitos sobre este tipo de imposto que pertence aos governos estaduais.

permanece elevado, indicando que os ganhos fiscais associados aos efeitos de primeira ordem dominam as perdas fiscais resultantes dos efeitos de segunda ordem (mudança da base tributária devido à realocação espacial dos fatores produtivos). No RB, o efeito sobre a arrecadação de ICMS é negativo no curto e no longo prazo, com intensidade bastante reduzida em comparação com o nível de impacto da harmonização sobre o ICMS gaúcho.

TABELA 6

Efeitos percentuais sobre as finanças públicas: lado da receita – fechamento de curto prazo

Componentes da receita	Governo do RS	Governo do RB	Governo federal
Receita tributária	3,0350	-0,2769	-0,1378
Impostos diretos	0,2611	-0,1988	-0,0556
Imposto sobre a renda	0,0000	0,0000	-0,0033
Outros impostos diretos	6,3945	-0,4704	-0,1592
Impostos indiretos	0,0220	-0,0168	-0,0115
Receita tarifária	0,0000	0,0000	-0,0115
Impostos indiretos sobre produtos	6,3945	-0,4704	-0,1666
Transferências federais	-0,0572	-0,0960	-0,0156
Outras receitas	0,2611	-0,1988	-0,1666
<i>Deficit</i> orçamentário	-4.034,9199	-16,5953	0,0517
Efeito total (lado da renda)	0,0573	-0,0147	-0,0502

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores deflacionados pelo índice de preços do governo regional e federal.

Convém destacar que, no modelo B-MARIA-RS-TAX, apenas o consumo intermediário, o investimento e as famílias estão sujeitos à tributação de ICMS. Avaliando-se a base tributária, já em um sistema harmonizado, verifica-se que, em termos gerais, o RS apresenta uma relação comercial superavitária com o RB. Assim, quando a apropriação do imposto pelo fisco se dá na sua totalidade no destino, a base potencial de arrecadação se reduz, diminuindo, dessa forma, a arrecadação apurada. Isto reforça a importância dos efeitos de primeira ordem na explicação do significativo aumento de arrecadação de ICMS observado no RS.

TABELA 7

Efeitos percentuais sobre as finanças públicas: lado da receita – fechamento de longo prazo

Componentes da receita	Governo do RS	Governo do RB	Governo federal
Receita tributária	2,7053	-0,3196	-0,2638
Impostos diretos	0,1117	-0,3607	-0,0969
Imposto sobre a renda	0,0000	0,0000	0,0094
Outros impostos diretos	-0,0429	-0,3787	-0,3470
Impostos indiretos	5,9212	-0,4256	-0,3072
Receita tarifária	0,0000	0,0000	-0,0034
Impostos indiretos sobre produtos	5,9212	-0,4256	-0,3224
Transferências federais	-0,3010	-0,1704	-0,0207
Outras receitas	0,1117	-0,3607	-0,3224
<i>Deficit</i> orçamentário	-3.790,8366	-19,4612	0,1039
Efeito total (lado da renda)	-0,0921	-0,0121	-0,0939

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores deflacionados pelo índice de preços do governo regional e federal.

No caso do governo federal, as quedas observadas tanto na arrecadação de impostos diretos quanto na tributação indireta levam a uma redução no nível de arrecadação total, embora algumas receitas apresentem efeito positivo no longo prazo. Este resultado é consistente com a redução da base tributária nacional, pois o PIB real se reduz tanto no RS como no RB.

Por fim, ressalta-se que a variação percentual expressiva no *deficit* orçamentário está associada à regra de solvência fiscal. Conforme mencionado na seção anterior, esta regra define que os ajustes necessários à promoção do equilíbrio orçamentário são absorvidos na conta de *deficit* orçamentário. Assim, quando o montante do *deficit* na solução inicial do modelo é extremamente pequeno e a harmonização gera aumento significativo da arrecadação, como no caso particular do RS, tem-se um efeito de redução expressivo sobre o *deficit* orçamentário. O *deficit* também se reduz no RB, mas neste caso em função da variação negativa que ocorre no lado das despesas fiscais.¹⁴ Embora as variações nos componentes da equação fiscal sejam marginais no RB, a redução das despesas públicas sobrepõe a perda de receita, provocando uma diminuição do *deficit* orçamentário também nesta região.

14. Dada a regra de solvência fiscal, os efeitos mais relevantes da simulação ocorrem no lado da receita. Os componentes da despesa apresentam variações marginais e, portanto, não serão apresentados para abreviar espaço. Os impactos sobre o lado da despesa serão fornecidos mediante requisição.

5 IMPACTO DA MUDANÇA NO REGIME DE APROPRIAÇÃO DO ICMS

A mudança do regime de apropriação de ICMS de origem para destino acontece num ambiente de alíquotas harmonizadas. Tendo em vista que os efeitos econômicos da harmonização já foram assimilados pela nova solução de equilíbrio do modelo, a discussão da mudança do ICMS de origem para destino é basicamente uma discussão fiscal (arrecadatória). De acordo com a proposta original da PEC nº 233/2008, a cobrança do ICMS nas vendas inter-regionais corresponde à alíquota nominal de 2% na nova legislação, equalizada em alíquota efetiva conforme o produto. É apropriado pelo estado comprador o montante restante para completar o ICMS cobrado – considerado aqui com alíquota média de 17%.

Antes de prosseguir, faz-se obrigatória uma observação. Atualmente, não há informações disponíveis sobre o quanto da arrecadação dos fiscos estaduais provém da tributação do consumo interno e quanto provém das vendas aos demais estados. Assim, na calibragem dos modelos IEGC, é usual considerar que o vetor de ICMS se distribua uniformemente entre as três origens de produção: RS, RB e exterior. Dessa maneira, a calibragem original do bloco de tributos tende a superdimensionar a arrecadação inter-regional, ao mesmo tempo que subdimensiona as demais. Para o caso da simulação que busca prever os impactos econômicos decorrentes da harmonização, este tipo de problema não apresenta maiores implicações, uma vez que, no processo de harmonização, o que se busca é fazer com que as alíquotas médias de ICMS pagas no RS e no RB, por produto, igualem-se entre si. Contudo, em um ambiente de alíquotas harmonizadas, é possível efetuar certos ajustes, a serem detalhados a seguir, que antes não eram possíveis por não se conhecer a alíquota aplicada especificamente em cada estado, bem como a composição de sua arrecadação quanto à produção e consumo inter-regional.

Conforme mencionado anteriormente, no modelo B-MARIA-RS-TAX, apenas o consumo intermediário, o investimento e as famílias estão sujeitos à tributação de ICMS. No atual regime, considerando-se uma alíquota nominal média praticada no país de 17%, uma alíquota nominal de venda inter-regional de 12%¹⁵ e uma apropriação de 5% pelo estado consumidor, pode-se afirmar que o RS tem sua arrecadação inter-regional explicada por duas motivações básicas: *i*) maior base de tributação, dado

15. Nesse ponto, supõe-se que os estados das regiões Sul e Sudeste sejam dominantes nas relações comerciais inter-regionais.

que a produção supera o consumo; e *ii*) maior alíquota nominal incidindo sobre esta maior base. A representação esquemática da tributação do fluxo inter-regional é apresentada no quadro 1.

QUADRO 1

Representação da tributação no fluxo inter-regional¹

Situação atual
Arrecadação do Rio Grande do Sul no fluxo inter-regional: $12/17 * (\text{alíquota efetiva por produto}) * (\text{RS-RB}) + 5/17 * (\text{alíquota efetiva por produto}) * (\text{RB-RS})$
Arrecadação do restante do Brasil no fluxo inter-regional: $12/17 * (\text{alíquota efetiva por produto}) * (\text{RB-RS}) + 5/17 * (\text{alíquota efetiva por produto}) * (\text{RS-RB})$
Proposição da PEC Nº 233/08
Arrecadação do Rio Grande do Sul no fluxo inter-regional: $2/17 * (\text{alíquota efetiva por produto}) * (\text{RS-RB}) + 15/17 * (\text{alíquota efetiva por produto}) * (\text{RB-RS})$
Arrecadação do restante do Brasil no fluxo inter-regional: $2/17 * (\text{alíquota efetiva por produto}) * (\text{RB-RS}) + 15/17 * (\text{alíquota efetiva por produto}) * (\text{RS-RB})$

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ RS-RB corresponde ao fluxo do bem produzido no RS e vendido para o RB; RB-RS, ao fluxo do bem produzido no RB e vendido para o RS.

Dessa maneira, uma reforma tributária como a PEC nº 233/2008, que prevê mudança no regime misto de apropriação entre origem e destino, de forma que a maior parcela da tributação seja dada pelo consumo e apenas uma alíquota de 2% fosse aplicada sobre as vendas inter-regionais, representaria, em tese, uma perda potencial de receita para o RS. Assim, para a apuração dos ganhos e das perdas da mudança da tributação de origem para destino, foi necessário adotar alguns procedimentos que relacionam as alíquotas nominais que teoricamente incidem sobre as vendas intrarregionais e inter-regionais com as alíquotas efetivas que constam do banco de dados

do modelo harmonizado, de tal forma que se pudesse mensurar o efeito da mudança no regime de apropriação. O detalhamento destes procedimentos é feito a seguir.

Primeiramente, adotaram-se os resultados da simulação de harmonização tributária. Este ponto de partida é fundamental, pois apenas a partir de uma base tributária submetida a alíquotas harmônicas é possível implementar os ajustes referentes ao sistema de tributação misto vigente no país, sem que isso venha a implicar erros significativos. Dessa forma, sobre esta base tributária, aplicou-se a alíquota efetiva média nacional de cada produto sobre o montante transacionado de cada produto em todos os fluxos comerciais.¹⁶ Na segunda etapa, então, procedeu-se à apropriação do tributo pelos fiscos regionais.

Nessa etapa, como um primeiro passo, calculou-se o ICMS, que potencialmente seria arrecadado sobre o regramento da tributação mista em vigor. Na sequência, foram estimados os valores que seriam arrecadados caso se implementasse a proposição da PEC nº 233/2008.

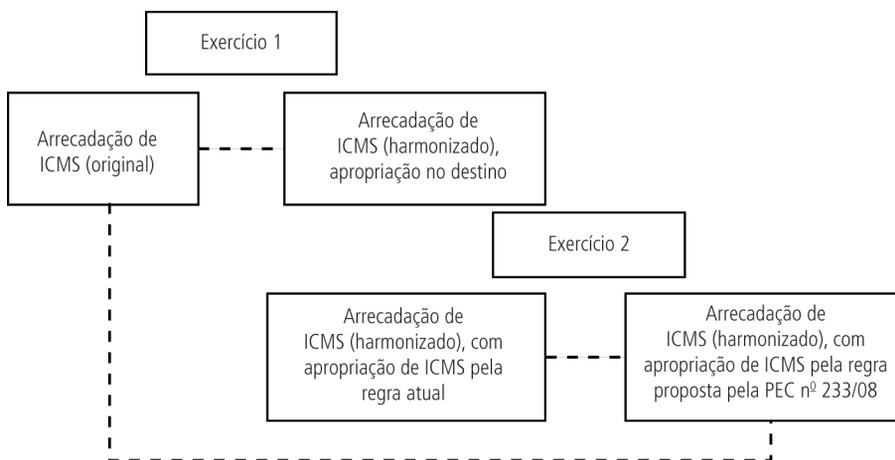
É fundamental deixar claro que não é possível somar os efeitos da harmonização da tributação e o diferencial de apropriação de tributação de origem para destino calculado nesta seção. Na seção anterior, os efeitos da harmonização eram calculados a partir de um modelo de tributação que resultava numa apropriação de ICMS no destino em sua totalidade. Nesta seção, estima-se uma nova arrecadação potencial, esta sim respeitando a legislação vigente de forma a estabelecer uma potencial base de comparação entre a arrecadação naquela legislação e na legislação proposta pela PEC nº 233/2008. Na comparação entre as duas arrecadações potenciais, foi possível calcular as diferenças entre a arrecadação verificada em cada um dos regimes. A representação esquemática é apresentada na figura 2.

Os resultados apontados na tabela 8 mostram que num ambiente de alíquotas harmonizadas, no curto prazo, a mudança do regime de apropriação do ICMS conforme previsto na PEC nº 233/2008 levaria a uma redução de 16,26% na arrecadação de ICMS do RS em comparação ao regime atual de apropriação, e um ganho de 1,65% para o RB. Estas variações refletem o

16. No cálculo da harmonização tributária implementada, os fiscos informariam à Receita seus montantes arrecadados por grupo de produto. Assim, a alíquota efetiva média no país refletiria, de forma global, a tributação a que o produto está sendo submetido. É importante lembrar que, como comentado anteriormente, é precisamente este o princípio da harmonização: além de todos os fiscos possuírem a mesma alíquota nominal, também devem implementar a mesma legislação complementar, o que garantiria a mesma alíquota efetiva. O resultado da simulação de harmonização reflete justamente esta situação.

impacto sobre a arrecadação total de cada região, correspondente aos efeitos da mudança de regime sobre a arrecadação de ICMS incidente nos fluxos de comércio inter-regional.

FIGURA 2
Apresentação esquemática da comparação pré e pós-reforma



Elaboração dos autores.

TABELA 8
Efeitos percentuais da mudança de regime sobre a arrecadação de ICMS: fechamento de curto prazo
 (Em%)

Venda (origem)	Compra (destino)	
	RS	RB
RS	-	49,11
RB	-36,55	-
Exterior	-	-
Total	-16,26	1,65

Elaboração dos autores.

A tabela 9 mostra os resultados para o fechamento de longo prazo. As estimativas apontam para cenários, de curto e de longo prazo, em que a arrecadação no estado sofre uma forte redução em termos nominais e reais. Estas quedas são basicamente explicadas pelo próprio regramento da tributação do comércio inter-regional. No entanto, estas perdas são apenas potenciais, uma vez que comparam os diferentes tipos de apropriação sob um sistema que já apresenta alíquotas harmonizadas.

TABELA 9

Efeitos percentuais da mudança de regime sobre a arrecadação de ICMS: fechamento de longo prazo

(Em %)

Venda (origem)	Compra (destino)	
	RS	RB
RS	-	49,39
RB	-36,70	-
Exterior	-	-
Total	-16,36	1,66

Elaboração dos autores.

Esse exercício mostra os impactos decorrentes da implementação da mudança do modelo de apropriação do ICMS, mas considerando uma situação em que a mudança de regime ocorre num ambiente de alíquotas harmonizadas. Como foi visto na seção anterior, a harmonização tende a aumentar a arrecadação de ICMS no RS e a reduzi-la no RB. Assim, os resultados apresentados expressam os efeitos sobre um nível de arrecadação já alterado pela harmonização de alíquotas. Tais resultados não explicam o que é a grande dúvida dos fiscos no contexto dessa reforma: de quanto seria a perda ou o ganho comparado com a situação vigente (alíquotas não harmonizadas e apropriação mista de ICMS, concentrada na origem). Para responder a esta pergunta, é preciso comparar os resultados da arrecadação de ICMS referentes ao modelo harmonizado integrado com a nova regra com a arrecadação original do banco de dados do modelo antes da simulação de harmonização tributária. Os resultados desta comparação constam na tabela 10. A figura 2 faz a apresentação esquemática da obtenção destes resultados.

TABELA 10

Variação da arrecadação de ICMS no modelo harmonizado com mudança no regime de apropriação comparada com a arrecadação inicial

(Em %)

	Curto prazo	Longo prazo
RS	10,69	10,22
RB	-0,79	-0,75
Brasil	0,01	0,02

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores deflacionados pelo índice de preços do governo regional.

Os números mostram que, comparada com a situação inicial, a reforma proposta pela PEC nº 233/1008 tende a gerar uma profunda redistribuição

da arrecadação de ICMS no país. O RS apresenta um forte incremento de receita, propiciado especialmente pelo aumento das alíquotas que ocorre com o processo de harmonização. Este resultado se mantém no curto e no longo prazo. O RB tende a apresentar uma perda de arrecadação marginal no curto prazo, e ainda menor no longo prazo. É importante ressaltar que, conforme verificado na tabela 9, a mudança no regime de apropriação gera perdas de arrecadação ao RS, enquanto o RB observa ganhos. No entanto, estas perdas são apenas potenciais e referem-se a uma situação de mudança no regime de apropriação em um ambiente de alíquotas já harmonizadas. Os resultados da tabela 10 mostram que, comparada com a realidade atual, a reforma tende a efetivamente gerar ganhos de arrecadação de ICMS para o RS, ao passo que o RB deve apresentar perdas de arrecadação.

Em resumo, é possível afirmar que o RS teria perdas econômicas e de bem-estar em decorrência da reforma na comparação com a situação atual. Entretanto, o estado pode obter ganhos fiscais que, em tese, poderiam ser canalizados para investimentos públicos cujo efeito colateral contribuiria para um alívio nas perdas econômicas e de bem-estar. O inverso é válido para o RB, embora sua perda fiscal seja bastante reduzida, quando considerado o agregado.

6 CONCLUSÕES

Neste estudo, buscou-se avaliar os efeitos econômicos, de bem-estar e fiscais de uma reforma tributária nos termos propostos pela PEC nº 233/2008, com ênfase para os impactos para o RS de um processo de harmonização tributária do ICMS e de mudança no regime de apropriação da origem para o destino. A abordagem de investigação fundamentou-se em um modelo inter-regional de EGC calibrado para duas regiões, o RS e o RB. A avaliação dos impactos da reforma foi realizada em duas etapas. Na primeira, foram simulados os efeitos de uma harmonização tributária sob a hipótese de que as alíquotas efetivas do ICMS em cada região convergem para a alíquota efetiva nacional no processo de reforma. A segunda etapa considerou os resultados desta simulação para calcular os efeitos da mudança no regime de apropriação do ICMS sobre as receitas deste imposto em cada região do modelo.

Um dos aspectos mais relevantes dessa simulação diz respeito à elevação da carga tributária do ICMS no RS, uma vez que diversos setores apresentam elevação das alíquotas, muitos deles com papel relevante na estrutura

produtiva desta região. Como resultado, de um lado, o RS apresenta reduções no produto, no emprego e no bem-estar dos cidadãos, devido à elevação dos custos de produção e de consumo. De outro, a receita de ICMS apresenta um crescimento expressivo no sistema com alíquotas harmonizadas, reflexo da eliminação das vantagens tributárias que alguns setores percebem no sistema fiscal gaúcho. Mesmo com a implantação da mudança no regime de apropriação do ICMS no modelo harmonizado, o aumento da receita de ICMS permanece robusto para o RS quando comparado com o montante de ICMS inicial.

No caso do RB, os resultados tendem a apresentar o efeito inverso e com intensidade menor que o observado no RS. Em geral, a harmonização pelo princípio de convergência para a média das alíquotas nacionais gera uma redução dos custos de produção e de consumo no RB, contribuindo para a obtenção de ganhos de bem-estar e de aumento de emprego. A exceção é a redução do PIB, provocada principalmente pela queda das exportações inter-regionais e pelo aumento das importações internacionais, este último decorrente do efeito-substituição que ocorre com o aumento dos preços dos bens de consumo doméstico provenientes do comércio inter-regional. Por sua vez, na medida em que a carga tributária do ICMS se reduz, a receita de ICMS acompanha o mesmo movimento no RB. O efeito sobre a arrecadação de ICMS também é robusto após a mudança na regra de apropriação do ICMS, destacando que o patamar da redução de receita cai significativamente tanto no curto prazo quanto no fechamento de longo prazo. Este resultado reflete o efeito de mobilidade regional dos fatores produtivos, que tendem a beneficiar o RB e, portanto, atenuam a redução da sua base tributária.

Da forma como foi implementada neste artigo, a harmonização das alíquotas de ICMS pela média efetiva vigente no país teria como resultado para o agregado do Brasil, por um lado, um efeito de redução do PIB, explicado fundamentalmente pelas variáveis ligadas ao setor externo; por outro lado, acarretaria uma elevação nos indicadores de bem-estar. O emprego, porém, ainda que marginalmente, seria afetado de forma negativa, tanto no curto quanto no longo prazo. A eficiência na economia brasileira seria aumentada, uma vez que os fatores de produção não estariam sendo artificialmente mantidos em certas regiões em virtude de benefícios fiscais. Entretanto, esta realocação teria efeitos importantes sobre o PIB, o emprego e o bem-estar em certas regiões.

Assim, dado que os efeitos econômicos de uma reforma nesses moldes são muito reduzidos para a economia nacional no longo prazo, e que as perdas regionais significativas para certos estados são evidentes, diante da grande dificuldade da promoção de mudanças tão complexas no regime de tributação pelo ICMS, o avanço de propostas dessa natureza teria baixa probabilidade de sucesso.

Além disso, os resultados desse experimento são evidentes na contraposição dos efeitos fiscais e de bem-estar nas regiões. É notório que uma reforma fiscal fundamentada na harmonização das alíquotas de ICMS tende a produzir ganhadores e perdedores entre as regiões, tanto em termos fiscais como de bem-estar. Porém, os resultados deste estudo sugerem que uma eventual perda fiscal (de receita) tende a ser acompanhada de um ganho de bem-estar para os cidadãos residentes na região. Nesse sentido, regiões que apresentam aumento de arrecadação de ICMS podem canalizar estes recursos para investimentos públicos que mitigam os efeitos econômicos negativos.

Contudo, a perspectiva de que sejam definidas regras de compensação para ganhos e perdas fiscais que venham a ocorrer entre os estados, no âmbito do processo de reforma fiscal proposto pela PEC nº 233/2008, torna-se crítica. Caso sejam implantados mecanismos de compensação fiscal, os efeitos da reforma podem ser bastante nocivos para estados que percebem perdas econômicas e de bem-estar combinadas com ganhos de receita. O RS se enquadra precisamente nesta situação e, extrapolando o cenário da reforma para um universo de 27 Unidades Federativas (UF), outros estados também poderão enquadrar-se na mesma situação. Nesse sentido, a discussão sobre mecanismos de compensação fiscal precisa ser cautelosa, pois pode tornar a reforma onerosa em termos econômicos, de bem-estar e fiscais para determinados estados. Dessa maneira, uma reforma nos moldes simulados só seria recomendável se os mecanismos compensatórios preservassem os recursos fiscais (tributários) oriundos da reforma nos estados que tiverem perdas econômicas, de tal forma que os investimentos públicos fossem capazes de promover competitividade local, buscando mitigar os efeitos negativos sobre o PIB, o emprego e o bem-estar.

ABSTRACT

Tax reform usually implies reallocation of the economic factors and changes in the sectoral and regional productive structure. This paper aims to analyze the effects of a tax reform program such as that involved in the PEC n. 233/08 whose the main issue is the harmonization of the VAT tax rates (ICMS) among Brazilian states. In order to account for all changes in prices and reallocation of factors in the economic system we use an interregional CGE model calibrated for two regions (Rio Grande do Sul and Resting of Brazil) and the simulations are carried out base on the assumption that effective tax rates at the regional level converge to the national tax rates. The results show that harmonization of ICMS causes an increase in average tax rates of ICMS in Rio Grande do Sul, and negative impact on GDP and employment but a positive impact on revenues. The potential positive impact of tax reform on the revenues collected by Rio Grande do Sul is reduced by the new rules for appropriation of ICMS defined in PEC n. 233/08 but the net effect remain positive on tax revenues.

Keywords: tax reform, general equilibrium, Rio Grande do Sul.

REFERÊNCIAS

- BRASIL. PEC nº 233/2008. Altera o Sistema Tributário Nacional e dá outras providências. **Diário da Câmara dos Deputados**, Brasília, 2008. Disponível em: <<http://www.camara.gov.br/sileg/integras/540729.pdf>>. Acesso em: 1 mar. 2009.
- CASLER, S. D. Input-output analysis. In: CLEVELAND, C. J. (Ed.). **Encyclopedia of energy**. San Diego: Elsevier, 2004. p. 459-474. v. 3.
- DEVUYST, E. A.; PRECKEL, P. V. Sensivity analysis revisited: a quadrature-based approach. **Journal of policy modeling**, v.19, n. 2, p. 175-185, 1997.
- DIXON, P. B. *et al.* **Orani: a multisectoral model of the Australian economy**. Amsterdam: North-Holland, 1982.
- DIXON, P. B. *et al.* **Notes and problems in applied general equilibrium economics**. Amsterdam: North-Holland, 1992. (Advanced Textbooks in Economics, n. 32).
- DOMINGUES, E. P. **Dimensão regional e setorial da integração brasileira na área de livre comércio das Américas**. 2002. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.
- FÓRUM FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS. Harmonização tributária. **Cadernos fórum fiscal**, Brasília, n. 2-3, dez. 2006.
- _____. Harmonização tributária. **Cadernos fórum fiscal**, Brasília, n. 5, maio 2007.
- HADDAD, E. A. **Regional inequality and structural changes: lessons from the Brazilian experience**. Aldershot: Ashgate, 1999.
- _____. **Retornos crescentes, custos de transporte e crescimento regional**. Tese (Livre docência) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacional Brasil 2004-2008**. Contas Nacionais, n. 31. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em: <<http://tinyurl.com/cn310408>>. Acesso em: 3 jan. 2010.

JOHANSEN, L. **A multi-sectoral study of economic growth**. Amsterdam: North-Holland, 1960.

PALERMO, P. U. **Efeitos econômicos e fiscais de uma reforma tributária no Brasil**: análise com um modelo inter-regional de equilíbrio geral computável para o Rio Grande do Sul. 2009. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2009.

PORSSE, A. A. **Competição tributária regional, externalidades fiscais e federalismo no Brasil**: uma abordagem de equilíbrio geral computável. 2005. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.

_____. **Matriz de insumo-produto do Rio Grande do Sul – 2003**. Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, Porto Alegre, 2007. v. 1.

REINERT, K. A.; ROLAND-HOLST, D. W. Social accounting matrices. *In*: FRANCOIS, J. F.; REINERT, K. A. (Ed.). **Applied methods for trade policy analysis**: a handbook. Cambridge, England: Cambridge University Press, 1997. p. 94-121.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

DIXON, P. B.; PARMENTER, B. R. Computable general equilibrium modeling for policy analysis and forecasting. *In*: AMMAN, H. M.; KENDRICK, D. A.; RUST, J. (Ed.). **Handbook of computational economics**. Amsterdam: Elsevier, 1996. p. 3-85. v. 1.

HORRIDGE, J. M.; PARMENTER, B. R.; PEARSON, K. R. Orani-F: a general equilibrium model of the Australian economy. **Economic and financial computing**, London, v. 3, n. 2, 1993.

PAES, N. L.; SIQUEIRA, M. L. Análise dos efeitos econômicos da implantação do princípio do destino na cobrança do ICMS e suas implicações sobre a pobreza e a desigualdade de renda. **Revista ANPEC**, v. 6, p. 91-126, 2005.

PEROBELLI, F. S. **Análise das interações econômicas entre os estados brasileiros**. 2004. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

(Originais submetidos em novembro de 2011. Última versão recebida em julho de 2013. Aprovada em outubro de 2013).

APÊNDICE

Neste estudo, realizou-se uma análise de sensibilidade sistemática seguindo-se a metodologia de quadratura gaussiana proposta por DeVuyst e Preckel (1997). Nessa abordagem, o modelo EGC é entendido como um problema de integração numérica em que simultaneamente se pode obter tanto a solução do modelo – resultado das variáveis endógenas – quanto sua média e variância, considerada uma distribuição das variáveis exógenas, sejam elas parâmetros ou choques (Domingues, 2002).

Essa análise foi implementada sobre os parâmetros de elasticidade de substituição de Armington inter-regional (SIGMA1C, SIGMA2C e SIGMA3C). Estabeleceu-se um intervalo de variação para estes parâmetros considerando-se um fator escalar igual a 3, com distribuição triangular e simétrica. Como estas elasticidades possuem valor 1,5 para todos os produtos no modelo B-MARIA-RS-TAX, o fator escalar implica um intervalo de variação entre 0,5 e 4,5. As tabelas A.1 e A.2 apresentam os resultados de sensibilidade para um conjunto específico de variáveis endógenas testadas para as simulações de longo prazo. Tal como em Domingues (2002), os intervalos de confiança apresentados remetem aos resultados da média e do desvio-padrão gerados a partir da análise sensibilidade, aplicando-se a desigualdade de Chebychev, que determina limites de 4,47 desvios-padrão a partir da média, para um intervalo de confiança de 95%. Nesse caso, um resultado será mais sensível a um parâmetro se seu desvio-padrão for relativamente pequeno, fazendo com que o intervalo de confiança mude de sinal (*op. cit.*).

Nota-se que os resultados indicam a robustez dos valores derivados da simulação, dada a preservação do sinal no intervalo de confiança estimado, para um intervalo significativo dos parâmetros de substituição. Em geral, observa-se que um maior grau de integração entre as economias regionais contribui para que os efeitos negativos da harmonização tributária sobre os agregados macroeconômicos sejam mitigados.

TABELA A1

Análise de sensibilidade sistemática para os parâmetros de substituição inter-regional: variáveis macroeconômicas – fechamento de longo prazo

	Intervalo de confiança de 95%			
	RS		RB	
Componentes do PIB				
Consumo real das famílias	-1,0303	-0,9559	0,0817	0,0861
Investimento real agregado	-0,8436	-0,7420	0,0601	0,0673
Demanda do governo regional real agregada	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Demanda do governo federal real agregada	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Volume das exportações inter-regionais	-0,3188	-0,2012	-0,5503	-0,5177
Volume das exportações internacionais	-0,6304	-0,6002	0,0158	0,0212
Volume das importações inter-regionais	-0,5503	-0,5177	-0,3188	-0,2012
Volume das importações internacionais	-0,6824	-0,5814	0,0691	0,0777
Preços				
Índice de preços ao consumidor	0,7463	0,7623	-0,0239	-0,0223
Índice de preços de investimento	0,8599	0,8977	-0,0376	-0,0348
Índice de preços do governo regional	0,1393	0,1525	0,0132	0,0170
Índice de preços do governo federal	0,1393	0,1525	0,0130	0,0168
Índice de preços de exportação inter-regional	0,4028	0,4176	-0,0282	-0,0270
Índice de preços de exportação internacional	0,3015	0,3167	-0,0105	-0,0079
Índice de preços de importação inter-regional	-0,0282	-0,0270	0,4028	0,4176
Índice de preços de importação internacional	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Deflator implícito do PIB (ótica da despesa)	0,8485	0,8669	-0,2555	-0,2459
Fatores primários				
Pagamentos agregados ao capital	0,0242	0,1338	0,0230	0,0324
Pagamentos agregados ao trabalho	-0,2752	-0,2124	0,0485	0,0567
Estoque de capital agregado	-0,8443	-0,7425	0,0602	0,0676
Indicadores de bem-estar				
Variação equivalente relativa	-3,5328	-3,4726	3,8149	3,8641
PIB real	-0,6492	-0,5622	-0,1142	-0,0640
Emprego	-0,3114	-0,2448	0,0160	0,0204

Elaboração dos autores.

A tabela A.2 reporta os intervalos de confiança para os efeitos percentuais sobre as receitas públicas. Também é possível observar a robustez no comportamento dos impostos indiretos, foco principal de análise neste

estudo. Convém destacar que, num contexto de harmonização tributária, a arrecadação de ICMS (impostos indiretos sobre produtos) tende a elevar-se quanto maior for o grau de integração entre as economias regionais. Assim, tendo em vista a robustez dos resultados da arrecadação de ICMS, pode-se considerar que os resultados das mudanças no regime de apropriação do imposto também são robustos.

TABELA A.2

Análise de sensibilidade sistemática para os parâmetros de substituição inter-regional: receitas públicas – fechamento de longo prazo

Componentes da receita	Intervalo de confiança de 95%					
	Governo do RS		Governo do RB		Governo federal	
Receita tributária	2,6800	2,7174	-0,3281	-0,3063	-0,2864	-0,2496
Impostos diretos	0,0629	0,1389	-0,3816	-0,3276	-0,1107	-0,0965
Imposto sobre a renda	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0010	0,0012
Outros impostos diretos	0,0629	0,1389	-0,3816	-0,3276	-0,3480	-0,3034
Impostos indiretos	5,8761	5,9455	-0,4274	-0,4234	-0,3319	-0,2895
Receita tarifária	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0109	-0,0129
Impostos indiretos (ICMS)	5,8761	5,9455	-0,4274	-0,4234	-0,3480	-0,3034
Transferências federais	-0,3057	-0,2915	-0,1796	-0,1560	0,0000	0,0000
Outras receitas	0,0629	0,1389	-0,3816	-0,3276	-0,3480	-0,3034
<i>Deficit</i> orçamentário	-3.803,8	-3.768,4	-19,9133	-18,7545	0,0877	0,0999
Efeito total (lado da renda)	-0,1025	-0,0879	-0,0135	-0,0099	-0,1068	-0,0948

Elaboração dos autores.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

ÍNDICE DO VOLUME 43,2013

ARTIGOS

RESTRICÇÃO DE CRÉDITO E DECISÃO DE INVESTIMENTO: A EXPERIÊNCIA DO SETOR INFORMAL NO BRASIL 07

Arthur de Rezende Pinto, Flávia Chein e Cristine Campos de Xavier Pinto

IMPACTOS DAS MUDANÇAS CLIMÁTICAS SOBRE O BEM-ESTAR RELACIONADO À SAÚDE NO BRASIL 49

Elvanio Costa de Souza, Alexandre Bragança Coelho, João Eustáquio de Lima,
Dênis Antônio da Cunha e José Gustavo Féres

DIFERENCIAL DE SALÁRIOS E DETERMINANTES NA ESCOLHA DE TRABALHO ENTRE OS SETORES PÚBLICO E PRIVADO NO BRASIL 89

Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa, Fernando de Holanda Barbosa Filho
e João Ricardo Ferreira de Lima

O FUNDO PREVIDENCIÁRIO DOS SERVIDORES DA UNIÃO: RESULTADOS ATUARIAIS 119

Felipe Vilhena Antunes Amaral, Fabio Giambiagi e Marcelo Abi-Ramia Caetano

ANÁLISE SISTÊMICA DO SETOR DE SERVIÇOS NO BRASIL PARA O ANO DE 2005 161

Marcílio Zanelli Pereira, Suzana Quinet de Andrade Bastos e
Fernando Salgueiro Perobelli

PRODUTIVIDADE E COMÉRCIO: A IMPORTÂNCIA DO APRENDIZADO NO COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO 203

Hélio de Sousa Ramos Filho e Álvaro Barrantes Hidalgo

MENSALIDADE ESCOLAR, *BACKGROUND* FAMILIAR E OS RESULTADOS DO EXAME NACIONAL DO ENSINO MÉDIO (ENEM) 223

Andréa Zaitune Curi e Naércio Aquino Menezes Filho

EFEITOS DA MUDANÇA DE EMPREGO E DA MIGRAÇÃO INTERESTADUAL SOBRE OS SALÁRIOS NO BRASIL FORMAL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE DADOS EM PAINEL 255

Ricardo da Silva Freguglia e Thais Salzer Procópio

MOBILIDADE OCUPACIONAL E INCOMPATIBILIDADE EDUCACIONAL NO BRASIL METROPOLITANO 279

Luciano Machado e Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

**EFEITOS ASSIMÉTRICOS DAS TRANSFERÊNCIAS GOVERNAMENTAIS
SOBRE OS GASTOS PÚBLICOS LOCAIS: EVIDÊNCIAS EM PAINEL
PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS 309**

Sergio Naruhiko Sakurai

**FUNÇÃO DE CAPITAL HUMANO DOS ESTADOS BRASILEIROS:
RETORNOS CRESCENTES OU DECRESCENTES DA EDUCAÇÃO? 330**

Joilson Dias, Waleska de Fátima Monteiro, Maria Helena Ambrosio Dias e
Letícia Xander Russo

**ABERTURA COMERCIAL, CAPITAL HUMANO E CRESCIMENTO
ECONÔMICO NO BRASIL 381**

Gilberto Joaquim Fraga e Carlos José Caetano Bacha

**A RELAÇÃO ENTRE PROFICIÊNCIA E DISPERSÃO DE IDADE
NA SALA DE AULA: A INFLUÊNCIA DO NÍVEL DE
QUALIFICAÇÃO DO PROFESSOR 419**

Danielle Carusi Machado, Sergio Firpo e Gustavo Gonzaga

**OS EFEITOS DA CRIMINALIDADE SOBRE A PROFICIÊNCIA ESCOLAR
NO ENSINO FUNDAMENTAL NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO 447**

Victor Azambuja Gama e Luiz Guilherme Scorzafave

**A DISTRIBUIÇÃO FUNCIONAL DA RENDA NO BRASIL
NO PERÍODO 1959-2009 479**

Claudio Monteiro Considera e Samuel de Abreu Pessoa

**COMO AS FAMÍLIAS BRASILEIRAS AVALIAM A SATISFAÇÃO
COM SEUS RENDIMENTOS? 513**

Marcelo de Sales Pessoa e Marcos Antônio Coutinho da Silveira

**EMPREGO INDUSTRIAL E CUSTOS DE AJUSTAMENTO NAS
EMPRESAS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MICRODADOS 557**

Paulo de Andrade Jacinto e Eduardo Pontual Ribeiro

**IMPACTOS REGIONAIS DA REFORMA TRIBUTÁRIA: LIÇÕES
DE UMA ANÁLISE EGC PARA O RIO GRANDE DO SUL 585**

Patrícia Ullmann Palermo, Alexandre Alves Porsse e Marcelo Savino Portugal

AUTORES

AMARAL, Felipe Vilhena Antunes

O fundo previdenciário dos servidores da União: resultados atuariais 119

BACHA, Carlos José Caetano

Abertura comercial, capital humano e crescimento econômico no Brasil 381

BARBOSA, Ana Luiza Neves de Holanda

Diferencial de salários e determinantes na escolha de trabalho entre os setores público e privado no Brasil 89

BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda

Diferencial de salários e determinantes na escolha de trabalho entre os setores público e privado no Brasil 89

BASTOS, Suzana Quinet de Andrade

Análise sistêmica do setor de serviços no Brasil para o ano de 2005 161

CAETANO, Marcelo Abi-Ramia

O fundo previdenciário dos servidores da União: resultados atuariais 119

CHEIN, Flávia

Restrição de crédito e decisão de investimento: a experiência do setor informal no Brasil 7

COELHO, Alexandre Bragança

Impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde no Brasil 49

CONSIDERA, Cláudio Monteiro

A distribuição funcional da renda no Brasil no período 1959-2009 479

CUNHA, Dênis Antônio da

Impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde no Brasil 49

CURI, Andréa Zaitune

Mensalidade escolar, *background* familiar e os resultados do Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) 223

DIAS, Joilson

Função de capital humano dos estados brasileiros: retornos crescentes ou decrescentes da educação? 330

DIAS, Maria Helena Ambrosio

Função de capital humano dos estados brasileiros: retornos crescentes ou decrescentes da educação? 330

FÉRES, José Gustavo

Impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde no Brasil 49

FIRPO, Sergio

A relação entre proficiência e dispersão de idade na sala de aula:
a influência do nível de qualificação do professor 419

FRAGA, Gilberto Joaquim

Abertura comercial, capital humano e crescimento econômico no Brasil 381

FREGUGLIA, Ricardo da Silva

Efeitos da mudança de emprego e da migração interestadual sobre
os salários no Brasil formal: evidências a partir de dados em painel 255

GAMA, Victor Azambuja

Os efeitos da criminalidade sobre a proficiência escolar no ensino
fundamental no município de São Paulo 447

GIAMBIAGI, Fabio

O fundo previdenciário dos servidores da União: resultados atuariais 119

GONZAGA, Gustavo

A relação entre proficiência e dispersão de idade na sala de aula:
a influência do nível de qualificação do professor 419

HIDALGO, Álvaro Barrantes

Produtividade e comércio: a importância do aprendizado
no comércio exterior brasileiro 203

JACINTO, Paulo de Andrade

Emprego industrial e custos de ajustamento nas empresas:
uma análise a partir de microdados 557

LIMA, João Eustáquio de

Impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado
à saúde no Brasil 49

LIMA, João Ricardo Ferreira de

Diferencial de salários e determinantes na escolha de trabalho entre
os setores público e privado no Brasil 89

MACHADO, Danielle Carusi

A relação entre proficiência e dispersão de idade na sala de aula:
a influência do nível de qualificação do professor 419

MACHADO, Luciano

Mobilidade ocupacional e incompatibilidade educacional
no Brasil metropolitano 279

MENEZES FILHO, Naércio Aquino

Mensalidade escolar, *background* familiar e os resultados do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) 223

MONTEIRO, Waleska de Fátima

Função de capital humano dos estados brasileiros: retornos crescentes ou decrescentes da educação? 330

OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de

Mobilidade ocupacional e incompatibilidade educacional no Brasil metropolitano 279

PALERMO, Patrícia Ullmann

Impactos regionais da reforma tributária: lições de uma análise EGC para o Rio Grande do Sul 585

PEREIRA, Marcílio Zanelli

Análise sistêmica do setor de serviços no Brasil para o ano de 2005 161

PEROBELLI, Fernando Salgueiro

Análise sistêmica do setor de serviços no Brasil para o ano de 2005 161

PESSOA, Marcelo de Sales

Como as famílias brasileiras avaliam a satisfação com seus rendimentos? 513

PESSOA, Samuel de Abreu

A distribuição funcional da renda no Brasil no período 1959-2009 479

PINTO, Arthur de Rezende

Restrição de crédito e decisão de investimento: a experiência do setor informal no Brasil 7

PINTO, Cristine Campos de Xavier

Restrição de crédito e decisão de investimento: a experiência do setor informal no Brasil 7

PORSSE, Alexandre Alves

Impactos regionais da reforma tributária: lições de uma análise EGC para o Rio Grande do Sul 585

PORTUGAL, Marcelo Savino

Impactos regionais da reforma tributária: lições de uma análise EGC para o Rio Grande do Sul 585

PROCÓPIO, Thais Salzer

Efeitos da mudança de emprego e da migração interestadual sobre os salários no Brasil formal: evidências a partir de dados em painel 255

RAMOS FILHO, Hélio de Sousa

Produtividade e comércio: a importância do aprendizado no comércio exterior brasileiro 203

RIBEIRO, Eduardo Pontual

Emprego industrial e custos de ajustamento nas empresas: uma análise a partir de microdados 557

RUSSO, Letícia Xander

Função de capital humano dos estados brasileiros: retornos crescentes ou decrescentes da educação? 330

SAKURAI, Sergio Naruhiko

Efeitos assimétricos das transferências governamentais sobre os gastos públicos locais: evidências em painel para os municípios brasileiros 309

SCORZAFAVE, Luiz Guilherme

Os efeitos da criminalidade sobre a proficiência escolar no ensino fundamental no município de São Paulo 447

SILVEIRA, Marcos Antônio Coutinho da

Como as famílias brasileiras avaliam a satisfação com seus rendimentos? 513

SOUZA, Elvanio Costa de

Impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar relacionado à saúde no Brasil 49

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Cristina Celia Alcantara Possidente

Edylene Daniel Severiano (estagiária)

Elaine Oliveira Couto

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Luciana Bastos Dias

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração eletrônica

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than
Portuguese published herein have not been proofread.*

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond 11/13,2 (texto)
Frutiger 47 (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso off-set 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro - RJ

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de
Assuntos Estratégicos

