

FATORES ASSOCIADOS AO FLUXO ESCOLAR NO INGRESSO E AO LONGO DO ENSINO MÉDIO NO BRASIL

André Portela de Souza
Vladimir Pinheiro Ponczek
Bruno Teodoro Oliva
Priscilla Albuquerque Tavares

DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NO BRASIL: UMA DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA CONTRAFCTUAL

Erik Alencar de Figueiredo
Cleiton Roberto da Fonseca Silva

COMPETIÇÃO VERTICAL E HORIZONTAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DAS INTERAÇÕES FISCAIS NOS MERCADOS DE CIGARRO E GASOLINA

Ricardo Batista Politi
Enlinson Mattos

IMPACTOS ECONÔMICOS DE CENÁRIOS DE POLÍTICAS CLIMÁTICAS PARA O BRASIL

Jonathan Gonçalves da Silva
Angelo Costa Gurgel

MODELOS VaRs E A NOVA FÓRMULA DA EXIGÊNCIA DE CAPITAL DA CARTEIRA *TRADING*: UMA ANÁLISE NO MERCADO BRASILEIRO

Cleysson Ribeiro Vieira
Osvaldo Candido da Silva Filho

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Wellington Moreira Franco



**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

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

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Geová Parente Farias

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto

Marcos Antonio Macedo Cintra

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

Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Vanessa Petrelli Corrêa

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Francisco de Assis Costa

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

Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

Corpo Editorial

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

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

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

Coeditor

Maurício Cortez Reis

Membros

Alexis Maka (Ipea)

Carlos Henrique Leite Corseuil (Ipea)

Claudio Roberto Amitrano (Ipea)

Eduardo Pedral Sampaio Fiuza (Ipea)

Eustáquio José Reis (Ipea)

Fernando Veloso (Ibre-FGV)

Lauro Roberto Albrecht Ramos (Ipea)

Miguel Nathan Foguel (Ipea)

Pedro Cavalcanti Ferreira (EPGE-FGV)

Rodrigo Reis Soares (PUC-RJ)

Vanessa Petrelli Corrêa (Ipea)

Secretária-Executiva

Isabel Virginia de Alencar Pires

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

**FATORES ASSOCIADOS AO FLUXO ESCOLAR NO
INGRESSO E AO LONGO DO ENSINO MÉDIO NO BRASIL 5**

André Portela de Souza, Vladimir Pinheiro Ponczek,
Bruno Teodoro Oliva e Priscilla Albuquerque Tavares

**DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NO BRASIL:
UMA DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA CONTRAFACTUAL 41**

Erik Alencar de Figueiredo e Cleiton Roberto da Fonseca Silva

**COMPETIÇÃO VERTICAL E HORIZONTAL NO BRASIL:
UMA ANÁLISE EMPÍRICA DAS INTERAÇÕES
FISCAIS NOS MERCADOS DE CIGARRO E GASOLINA 61**

Ricardo Batista Politi e Enlison Mattos

**IMPACTOS ECONÔMICOS DE CENÁRIOS DE
POLÍTICAS CLIMÁTICAS PARA O BRASIL 93**

Jonathan Gonçalves da Silva e Angelo Costa Gurgel

**MODELOS VaRs E A NOVA FÓRMULA DA
EXIGÊNCIA DE CAPITAL DA CARTEIRA *TRADING*:
UMA ANÁLISE NO MERCADO BRASILEIRO 137**

Cleysson Ribeiro Vieira e Osvaldo Candido da Silva Filho

CONTENTS

HIGH SCHOOL ENROLLMENT FLOWS

IN BRAZIL: ASSOCIATED FACTORS 5

André Portela de Souza, Vladimir Pinheiro Ponczek,
Bruno Teodoro Oliva e Priscilla Albuquerque Tavares

INEQUALITY OF OPPORTUNITIES IN BRAZIL: QUANTILE ESTIMATES OF COUNTERFACTUAL DISTRIBUTION 41

Erik Alencar de Figueiredo e Cleiton Roberto da Fonseca Silva

HORIZONTAL AND VERTICAL TAX COMPETITION IN BRAZIL: EMPIRICAL EVIDENCE ON TAX INTERACTION IN THE CIGARETTE AND GASOLINE MARKET 61

Ricardo Batista Politi e Enlison Mattos

ECONOMIC IMPACTS OF CLIMATE

POLICY SCENARIOS FOR BRAZIL 93

Jonathan Gonçalves da Silva e Angelo Costa Gurgel

VaRs MODELS AND THE NEW CAPITAL REQUIREMENT FORMULA FOR TRADING

PORTFOLIO: A BRAZILIAN MARKET ANALYSIS 137

Cleysson Ribeiro Vieira e Osvaldo Candido da Silva Filho

FATORES ASSOCIADOS AO FLUXO ESCOLAR NO INGRESSO E AO LONGO DO ENSINO MÉDIO NO BRASIL*

André Portela de Souza**

Vladimir Pinheiro Ponczek***

Bruno Teodoro Oliva****

Priscilla Albuquerque Tavares*****

Neste artigo estimam-se os fluxos escolares do ensino fundamental para o médio e os fluxos ao longo do médio para a última década nas seis maiores regiões metropolitanas (RMs) do país. Também se estimam quais conjuntos de variáveis associadas às características do aluno e sua família, do mercado de trabalho local e das condições locais de oferta escolar estão mais fortemente relacionados com os fluxos observados. Os resultados indicam que: a não aprovação ainda é uma barreira para o ingresso no ensino médio e para a sua progressão ideal; a não aprovação perdeu importância nos últimos anos para a explicação da evasão escolar; a educação dos pais é um fator relevante tanto para a aprovação quanto para a continuação dos estudos; e a qualidade da escola é um fator importante para a aprovação e continuidade dos estudos.

Palavras-chave: Fluxo escolar, ensino médio, mercado de trabalho, qualidade da escola.

1 INTRODUÇÃO

O sucesso educacional de um indivíduo pode ser avaliado tanto pelo conhecimento adquirido na escola, em geral medido por notas em exames padronizados, quanto pelo maior grau de escolaridade atingido e/ou tempo gasto para concluir a escolaridade básica, refletidos por medidas de fluxo escolar.

Já é bem documentado na literatura que a educação é um dos fatores mais importantes para explicar a probabilidade de emprego e os rendimentos individuais no mercado de trabalho. Também se encontram evidências na literatura internacional dos impactos negativos da reprovação sobre o aprendizado (HAGBORG *et al.*, 1991; McCOY; REYNOLDS, 1999) e sobre a continuidade dos estudos (MANACORDA, 2008) entre crianças e jovens ao longo de todo o ciclo educacional. Estes resultados podem estar associados aos efeitos perversos da retenção do aluno sobre outras dimensões, como motivação e autoestima (MEISELS; LIAW,

* Os autores agradecem ao Instituto Unibanco o financiamento do projeto de pesquisa que deu origem a este artigo.

** Professor da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV) e Coordenador do Centro de Microeconomia Aplicada da FGV (C-Micro/FGV). E-mail: andre.portela.souza@fgv.br

*** Professor da EESP/FGV e Pesquisador Associado do C-Micro/FGV.

**** Doutorando pela EESP/FGV e Analista na LCA Consultores.

***** Doutoranda pela EESP/FGV e Coordenadora de Projetos do C-Micro/FGV.

1993). Especialmente entre alunos mais velhos (estudantes do último ano do ensino fundamental e do ensino médio), a reprovação é um dos fatores com maior poder preditivo da probabilidade de evasão (JIMERSON; ANDERSON; WHIPPLE, 2002; JACOB; LEFGREN, 2007).

Dentre os fatores associados ao processo de acumulação de capital humano dos indivíduos e, portanto, à probabilidade de continuidade dos estudos, destaca-se em primeiro lugar o ambiente familiar. Este mecanismo ocorre por diversos canais desde a disponibilidade de recursos econômicos e financeiros até a atenção e o tempo dedicado pelos pais e responsáveis à formação educacional e à transmissão de valores às crianças (BJOERKLUND; LINDAHL; PLUG, 2006; BJOERKLUND; JANTTI; SOLON, 2007; BLACK; DEVEREUX; SALANES, 2005; CHEVALIER, 2004; SACERDOTE, 2002; JAKUBSON; SOUZA, 2011; PONCZEK, 2010).

O ambiente escolar de um modo geral também é responsável pelos resultados educacionais das crianças e dos jovens. A literatura tem enfatizado a baixa qualidade dos professores aliada a problemas de motivação, atitudes, expectativas e baixos salários como fatores associados à probabilidade de evasão ou abandono (HANUSHEK, 2006; GLEWWE; KREMER, 2006; HANUSHEK; RIVIK, 2006). Por fim, as características do mercado de trabalho também influenciam na decisão de alocação do tempo entre escola e trabalho, principalmente entre os jovens. Por um lado, oportunidades de emprego podem ser um forte atrativo alternativo à educação formal, particularmente entre famílias menos favorecidas. Por outro lado, a perspectiva de maiores retornos salariais devido à acumulação de capital humano pode ser um incentivo à permanência na escola (DURYEA; COX; URETA, 2003; EDMONDS, 2008; ORAZEM; KING, 2008; BEHRMAN, 2010).

No Brasil, os problemas relacionados ao fluxo escolar na educação básica são discutidos há muito tempo. No final dos anos 1980 havia relativo consenso de que a evasão escolar era a grande mazela do sistema educacional brasileiro, responsável pela baixa frequência à escola nos primeiros anos do ensino fundamental. Entretanto, ao desenvolverem novos modelos para o cálculo das medidas de fluxo escolar no Brasil, os trabalhos de Fletcher e Ribeiro (1987),¹ Ribeiro (1991), Klein e Ribeiro (1991) e Klein (1999) mostraram que a evasão escolar encontrava-se superestimada.

A maior contribuição destes artigos está na redefinição da reprovação. Até então, o cálculo de fluxo considerava como repetente apenas o aluno que cursava e concluía determinada série num ano e no ano seguinte voltava a frequentar a mesma série (reprovado por frequência ou desempenho). Os novos modelos de fluxo escolar incorporaram nesta definição os alunos afastados por abandono (estudantes que deixavam de frequentar a série e retornavam a ela no ano seguinte)

1. O modelo desenvolvido pelos autores ficou conhecido como Profluxo.

e os aprovados repetentes (estudantes que mesmo aprovados na série tornavam a cursá-la no ano seguinte). Com isso, as taxas de evasão e reprovação para o início da década de 1980, que eram estimadas em cerca de 26% e 30%, foram corrigidas para cerca de 2% e 52% (FLETCHER; RIBEIRO, 1987).

A partir destes resultados, o debate nacional concentrou-se nas altas taxas de repetência, que passaram a ser consideradas “o principal entrave do sistema educacional brasileiro” (FERNANDES; NATENZON, 2003, p. 5) ou causa da distorção idade-série e da evasão ou do abandono escolar. A partir de então, uma série de trabalhos procurou entender os fatores explicativos das medidas de fluxo escolar, bem como sua relação com o desempenho acadêmico dos estudantes no país.

Leon e Menezes-Filho (2002) descrevem a evolução do fluxo escolar para as chamadas séries-diploma² entre 1984 e 1997, usando os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os autores mostram aumento da probabilidade de os indivíduos continuarem na escola, dado que concluem as últimas séries dos dois ciclos do ensino fundamental.³ Entretanto, a probabilidade de ingresso no ensino superior, dada a conclusão do ensino médio, manteve-se constante no período. As probabilidades de progressão são menores entre os alunos repetentes, de modo que esta melhoria educacional observada ao longo do ensino fundamental e no ingresso para o ensino médio não pode ser atribuída à redução nas taxas de reprovação. De fato, este indicador permaneceu praticamente estável nos anos 1980 e, embora tenha apresentado ligeira queda nos anos 1990, ainda continuava elevado,⁴ particularmente entre os alunos com menor renda e pais menos escolarizados.

Isto evidencia a importância das taxas de reprovação para explicar a não progressão na educação básica brasileira. O trabalho de Pazello, Fernandes e Felício (2005) corrobora tais resultados. Sob o argumento de que a repetência e a probabilidade de repetência são positivamente correlacionadas, os autores incorporam o atraso escolar nas estimativas das taxas de transição entre as séries do ensino fundamental e médio, utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), também do IBGE, de 2002 e 2003, e realizando projeções para esses indicadores até 2009. Os resultados mostram, como esperado, que o atraso escolar reduz as probabilidades de ingresso e aprovação e aumenta a probabilidade de evasão em todas as séries.

Riani e Rios-Neto (2008) usam os dados do Censo Demográfico e do Censo Escolar para o ano de 2000 para investigar as características socioeconômicas e do

2. 4ª e 8ª séries do ensino fundamental e 3º ano do ensino médio.

3. Em 1997, 95% (90%) dos estudantes que concluíram a 4ª série (8ª série) permaneciam na escola.

4. Por exemplo, a taxa de reprovação na 4ª série do ensino fundamental em 1997 era de 37%.

perfil educacional do município⁵ relacionadas à probabilidade de o aluno cursar a série na idade correta, no ensino médio e no ensino fundamental. Os autores mostram, por meio de um modelo hierárquico, que o atraso escolar está negativamente associado ao *background* familiar do estudante, especialmente à escolaridade da mãe, bem como à qualidade dos recursos humanos e da infraestrutura das escolas do município em que o estudante reside.

Rios-Neto, César e Riani (2002), por sua vez, empregam os dados das PNADs das décadas de 1980 e 1990, para avaliar a relevância da progressão escolar sobre o número de anos de estudos completos entre as coortes que ingressaram na escola entre 1945 e 1985. Os resultados mostram que 79% dos ganhos na média de anos de estudos no período se devem ao aumento da probabilidade de concluir a 1ª e a 5ª séries do ensino fundamental (o restante deve-se ao efeito do aumento do nível de escolaridade para cada geração mais nova). No que tange aos fatores associados à probabilidade de progredir entre as séries, ressalta-se, além da escolaridade dos pais, a importância da escolaridade média dos professores.

Gomes-Neto e Hanushek (1994) investigam os determinantes da reprovação em escolas de ensino fundamental no Nordeste brasileiro, a partir da análise de dados longitudinais para o período entre 1981 e 1985. Os autores mostram que alunos com notas entre 0,5 e 1,0 desvio-padrão abaixo da média, que cursam a 2ª série em dois anos consecutivos, passam a ter proficiência próxima da média. Adicionalmente, mostram que o desempenho acadêmico dos estudantes é o principal responsável por sua reprovação.

De fato, as elevadas taxas de reprovação estão, em geral, associadas à exigência de requerimentos mínimos para que um estudante seja promovido de uma série para a outra. As políticas de *accountability*, por um lado, vêm demonstrando a baixa qualidade da educação nos países em desenvolvimento. Como forma de melhorar o desempenho acadêmico dos estudantes, os sistemas educacionais exigem a apreensão de determinadas competências e habilidades para que os alunos sejam considerados aptos à promoção para a série seguinte. Em contrapartida, os gestores educacionais também estão cada vez mais preocupados com os efeitos adversos da retenção *exacerbada* dos alunos, principalmente entre os menos favorecidos, que possuem maior probabilidade de deixar a escola.

Diante deste cenário, alguns sistemas educacionais no Brasil adotaram políticas de progressão continuada, como forma de *corrigir* o fluxo escolar e diminuir o incentivo

5. Medido por variáveis como: média de horas-aula diária; média de alunos por turma; percentual de docentes com curso superior (recursos humanos); percentual de beneficiados por quadras de esporte, bibliotecas, laboratório de informática e de ciências (infraestrutura); e razão entre o número de professores e a população em idade adequada, distribuição das matrículas segundo tamanho da escola, dependência administrativa, organização em ciclos (disponibilidade dos serviços educacionais).

dos alunos repetentes a abandonar a escola. Enquanto alguns estudiosos de políticas educacionais acreditavam ser esta a solução para diminuir a distorção idade-série e a evasão, outros defendiam que este tipo de política poderia comprometer o aprendizado dos alunos no longo prazo. De fato, os impactos da progressão continuada são controversos: a partir dos dados do Censo Escolar de 2006 e da Prova Brasil de 2005, Menezes-Filho *et al.* (2008) mostram que em escolas que adotam este tipo de programa, as taxas de abandono no ensino fundamental se reduzem, assim como a proficiência na 8ª série, embora não se encontre impacto significativo sobre a proficiência na 4ª série.

Por sua vez, Ferrão, Beltrão e Santos (2002) mostram, a partir dos dados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB) de 1999, que na região Sudeste não há diferenças de desempenho entre alunos que estudam em escolas públicas com ou sem progressão continuada, mas, em escolas particulares, o desempenho é maior entre os alunos cujas escolas não adotam a política. Adicionalmente, também não se pode afirmar que alunos atrasados ou alunos mais pobres das escolas com progressão automática tenham desempenho inferior.

Nos últimos anos, o Brasil tem desenvolvido um esforço extraordinário no sentido de aumentar o atendimento escolar para jovens e adolescentes. O ensino fundamental está universalizado: 96,9% das crianças entre 7 e 14 anos frequentam escola. O grande desafio em termos de cobertura é o ensino médio: entre os jovens de 15 a 17 anos, 83,3% frequentam a escola, mas apenas 50,9% concluem esta etapa da escolarização.⁶ A meta nacional para 2022 é que pelo menos 90% dos jovens nesta faixa etária estejam matriculados no ensino médio.⁷ Por um lado, a conclusão do ensino médio é condição necessária para o ingresso no ensino superior e, por outro, ela potencializa a obtenção de melhores colocações no mercado de trabalho.

Num país com elevadas taxas de retorno associadas à escolaridade,⁸ é intrigante observar taxas de abandono tão elevadas no ensino médio: entre os alunos de 13 anos, 97% frequentam escola, mas esta proporção cai para 83%, 74% e 53% aos 16, 17 e 18 anos, respectivamente (NERI, 2009). Sendo assim, a expansão da matrícula e a melhoria dos indicadores de fluxo escolar nesta etapa da escolarização exigem o entendimento aprofundado de como se dá a transição dos alunos entre o ensino fundamental e o ensino médio e as transições entre os anos do ensino médio. Este é o foco principal deste artigo.

Uma vez que atualmente discutem-se fortemente estratégias para aumentar a atratividade dos alunos para o ensino médio (como mudanças no currículo),

6. Censo Demográfico de 2010.

7. Plano Nacional de Educação (PNE).

8. Tavares e Menezes-Filho (2008) estimam que os retornos do ensino médio e do ensino superior são, respectivamente, de 60% e 130%, controlando por outras características observáveis dos indivíduos.

conhecer os fatores associados da transição da conclusão do ensino fundamental para o ingresso no ensino médio, bem como das transições entre as séries desta etapa da escolarização, fornece importantes subsídios para a formulação de políticas educacionais que coloquem o ensino médio mais próximo dos anseios e aspirações dos seus alunos potenciais.

Nesse sentido, esta pesquisa tem dois objetivos. Primeiro, apresentamos a evolução das medidas de fluxo escolar do ingresso para o ensino médio e ao longo desta etapa da escolarização. Nossas estimativas trazem evidências para o período recente (2002 a 2009), para as seis maiores regiões metropolitanas (RMs) do país. Isto é feito a partir de um modelo básico de fluxo de alunos, similar às metodologias de Klein e Ribeiro (1991), Ribeiro (1991) e Klein (1999). A utilização dos dados da PME nos dá a vantagem de observarmos os mesmos indivíduos ao longo de um ano. Enquanto a maior parte dos estudos sobre o tema no Brasil emprega o estoque de estudantes em determinadas coortes como *proxy* para a trajetória do fluxo escolar.⁹

Em segundo lugar, investigamos os fatores associados ao fluxo escolar em três dimensões: características individuais dos jovens e de suas famílias, condições de oferta educacional e características do mercado de trabalho na localidade em que residem. Neste sentido, a contribuição do artigo é fornecer evidências para a última década da importância da qualidade da educação e da atratividade do mercado de trabalho sobre a manutenção dos jovens na escola.

Este trabalho está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A segunda seção descreve a base de dados utilizada – a PME, do IBGE. A terceira seção apresenta os indicadores de fluxos escolares utilizados e descreve as suas evoluções ao longo dos anos de 2002 a 2009. A quarta seção discute a metodologia econométrica e a seleção amostral utilizada para as estimações dos fatores associados aos fluxos escolares. A quinta seção apresenta os resultados econométricos encontrados. A última seção conclui este trabalho.

2 BASE DE DADOS

Este estudo utiliza os microdados da PME, do IBGE, para o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2009, que abrangem as RMs de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

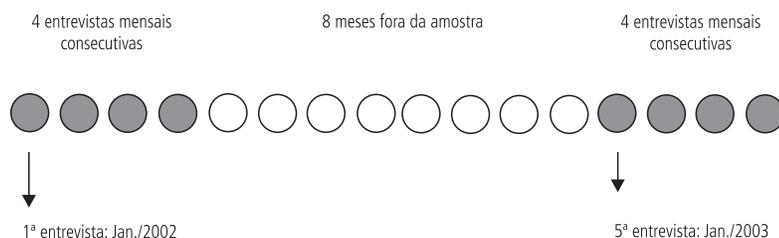
A PME estrutura-se em dados em painel, mantendo informações de um mesmo indivíduo para mais de um período de tempo. Seleciona-se um conjunto de domicílios para investigação dentro de certa área de abrangência da RM, sendo

9. A exceção é o trabalho de Leon e Menezes-Filho (2002), que também usam os dados da PME. Entretanto, o período analisado pelos autores vai de 1983 a 1997.

o indivíduo a unidade mínima de interesse. O questionário aplicado abrange informações sociodemográficas de todos os moradores do domicílio e características de educação e de trabalho no caso de indivíduos com dez ou mais anos de idade.

Cada domicílio permanece na amostra por dezesseis meses, sendo entrevistado nos quatro primeiros e nos quatro últimos meses consecutivos, de forma a manter um intervalo de oito meses entre os dois ciclos de entrevistas. Com esse desenho, mantêm-se informações com um ano de intervalo para cada mês entrevistado, ou seja, realiza-se a quinta entrevista um ano após a primeira; a sexta entrevista ocorre um ano após a segunda, e assim por diante, conforme ilustra a figura 1 abaixo.

FIGURA 1
Exemplo da sequência de entrevistas da PME



Fonte: Elaboração própria.

Para identificar os indivíduos, além das variáveis de identificação originais da PME,¹⁰ utilizam-se a data de nascimento e o ano da primeira entrevista, ambas de elaboração própria, criadas para garantir precisão no processo de identificação. Esta preocupação se justifica devido à repetição das variáveis de identificação próprias da PME para diferentes domicílios e indivíduos, quando se agregam diferentes anos da pesquisa.

3 EVOLUÇÃO DA FREQUÊNCIA E FLUXOS ESCOLARES

Esta seção apresenta a evolução da frequência escolar mensal desde o início da 8ª série do ensino fundamental até a 3ª série do ensino médio, além de mapear o fluxo escolar dos indivíduos entre anos subjacentes.

10. Variáveis comumente utilizadas para identificação dos indivíduos no painel da PME: número de controle (V040), número de série (V050), painel (V060), grupo rotacional (V063), número da família (V207) e número de ordem (V201).

3.1 Frequência escolar

Para acompanhar a evolução da frequência escolar são utilizados três indicadores distintos: *i*) número absoluto de matriculados; *ii*) taxa bruta de matrícula; e *iii*) taxa líquida de matrícula. A taxa de matrícula da série j (t_j) é dada pela razão entre o número de indivíduos matriculados na série j (M_j) e a população em idade escolar da série j (P_j): $t_j = \frac{M_j}{P_j}$. A taxa bruta de matrícula considera todos os alunos matriculados na série j , atrasados ou não, enquanto a taxa líquida considera apenas aqueles alunos com idade correta para frequentar a série j .¹¹ A análise da frequência escolar é feita com base nas coortes demográficas e em cada uma das séries objeto deste estudo e utiliza a estrutura de *cross-sections* repetidas.¹²

3.2 Análise por coorte

Nesta subseção encontram-se evidências do declínio do número de matrículas na transição do ensino fundamental para o ensino médio e ao longo do ensino médio. Apresenta-se a evolução mensal do número e das taxas de matrículas para as cinco coortes de alunos matriculados na 8ª série do ensino fundamental de 2002 a 2006. A primeira coorte (2002-2005) é representada pelos alunos matriculados na 8ª série em 2002; no 1º ano do ensino médio, em 2003; no 2º ano, em 2004; no 3º ano, em 2005; e assim sucessivamente.

O gráfico 1 mostra que, para estas cinco coortes, o número de estudantes mantém-se estável do início da 8ª série do fundamental até a metade do 1º ano do ensino médio, a partir de quando se observa uma clara queda no número de matriculados. A comparação da evolução do número de matrículas entre os alunos com idade correta para cursar a série e os alunos atrasados (gráfico 2) mostra que a frequência à escola é mais volátil entre os alunos com atraso escolar. Além disso, a queda do número de matrículas observada a partir da metade do 1º ano do ensino médio deve-se à diminuição do número de estudantes em idade incorreta.

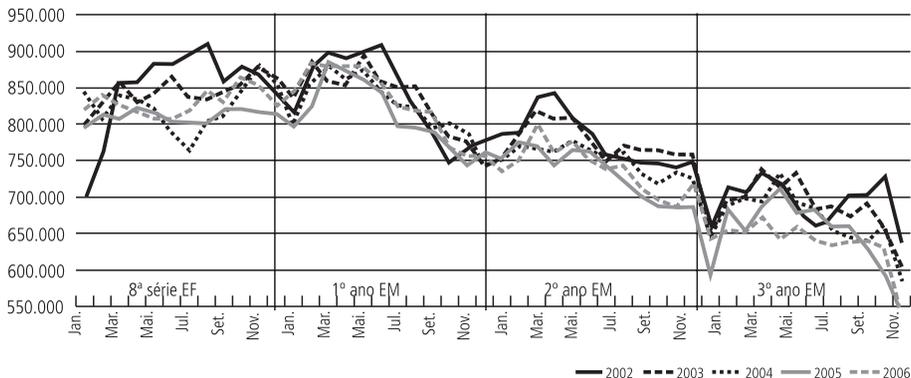
Nota-se ainda que entre os alunos com idade correta a queda das matrículas ocorre na transição de uma série para outra, especialmente da 8ª série do fundamental para o 1º ano do ensino médio, enquanto entre os alunos atrasados se observa mais claramente a redução do número de matrículas durante o ano letivo.¹³

11. Assim, a taxa líquida de matrícula se mantém no intervalo entre zero e um, enquanto a taxa bruta de matrícula admite valores maiores do que um. Neste trabalho os indivíduos que têm 14 anos em junho do ano corrente foram considerados na idade correta para a 8ª série; os que têm 15 anos, para a primeira série do ensino médio; e assim sucessivamente.

12. Apenas nesta seção do texto, empregamos a estrutura de *cross-sections* repetidas, dado que não é necessário utilizar o painel. No entanto, em todos os demais exercícios, utilizamos a estrutura de painel da PME.

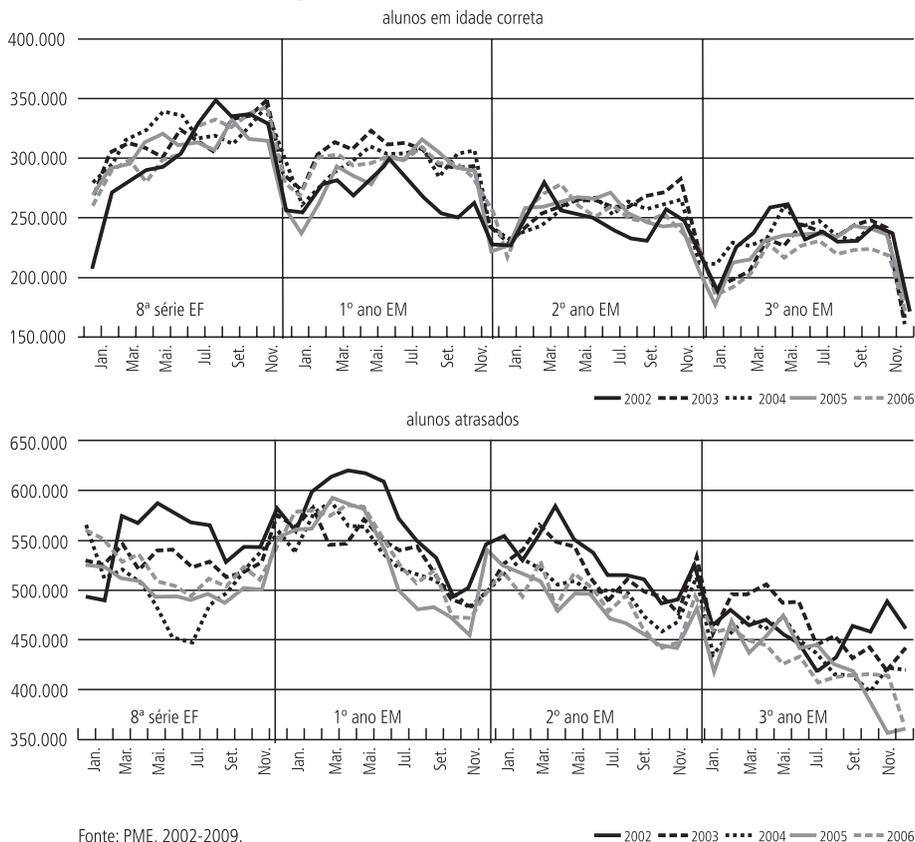
13. A informação de "matrícula" é obtida a partir da pergunta da PME "frequenta escola?" É possível que nos meses de férias escolares o respondente entenda que a resposta adequada a esta pergunta seja "não". Isto pode explicar a redução no número de matriculados nestes meses específicos.

GRÁFICO 1
Número de matrículas por coorte



Fonte: PME, 2002-2009.

GRÁFICO 2
Número de matrículas por coorte (alunos em idade correta e alunos atrasados)

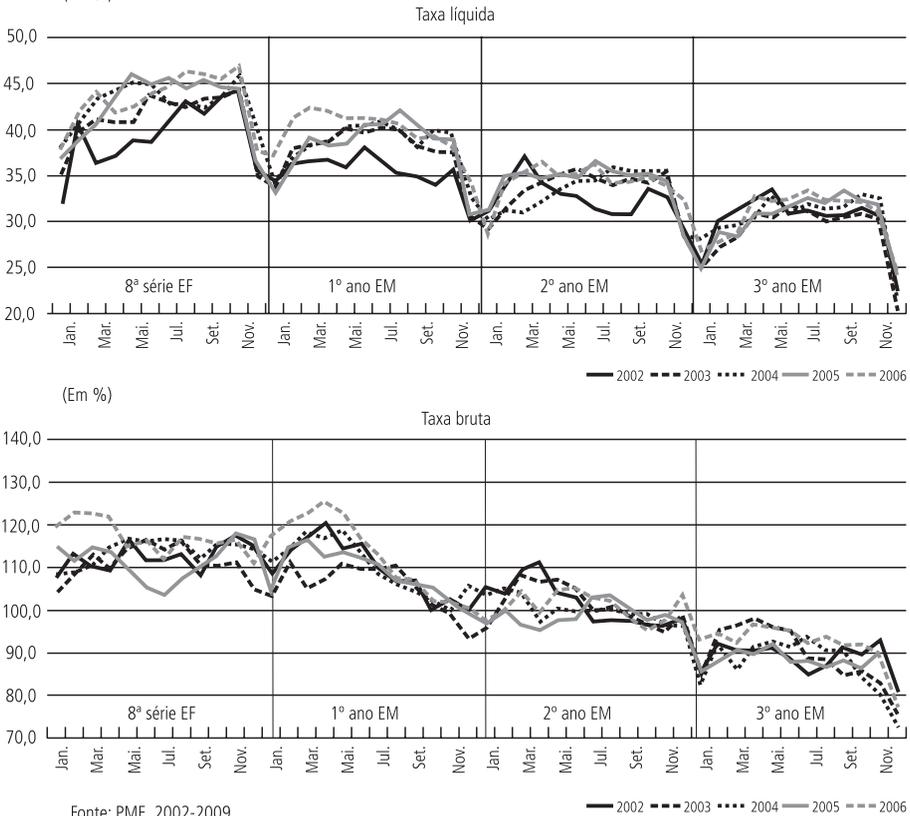


Fonte: PME, 2002-2009.

— 2002 - - - 2003 2004 — 2005 - - - 2006

As taxas líquida e bruta de matrícula (gráfico 3) apresentam um padrão claro de queda ao longo das séries para todas as coortes. Na 8ª série do ensino fundamental, estas taxas permanecem próximas de 45% e 115%, respectivamente. Ambas se reduzem no 1º ano do ensino médio para 35% e 100%, patamares que se mantêm até o final da série seguinte. No último ano do ensino médio, observamos taxas líquida e bruta de matrícula próximas a 33% e 90%, respectivamente.

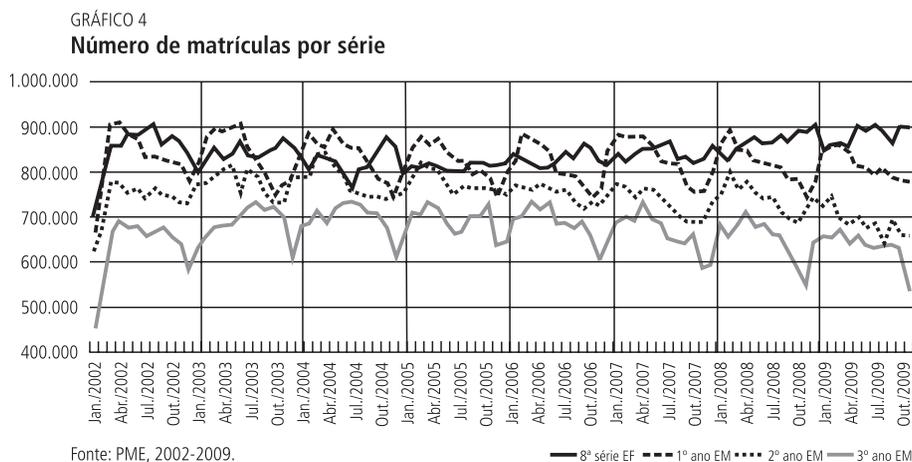
GRÁFICO 3
Taxa líquida e bruta de matrícula por coorte
(Em %)



3.3 Análise por série

Esta subseção apresenta a evolução mensal dos indicadores de frequência escolar, para cada uma das séries, entre 2002 e 2009. Estas informações são complementares às apresentadas na subseção anterior. Enquanto aquelas permitem compreender a evolução das matrículas dentro do ciclo educacional, os dados desagregados por séries indicam mais claramente os padrões de evolução das matrículas nas diferentes séries dentro e ao longo dos anos.

No gráfico 4, observa-se que o número de matriculados em cada uma das séries não apresenta uma evolução positiva ao longo dos anos, como se poderia supor. Ao contrário, na segunda e na terceira séries do ensino médio nota-se leve tendência de queda ao longo do tempo, que novamente pode ser atribuída principalmente à redução no total de estudantes com atraso escolar, uma vez que entre os alunos com idade adequada não se observa queda no total de matrículas nestas séries ao longo do tempo (gráfico 5).



A taxa líquida de matrícula (gráfico 6) praticamente não variou ao longo do tempo na 8ª série do ensino fundamental (42%-43%) e no 1º ano do ensino médio (36%-39%). Entretanto, identifica-se um crescimento deste indicador entre 2002 e 2009 na 2ª e na 3ª séries do ensino médio (de 30% para 35% e de 27% para 33%, respectivamente). Com relação à taxa bruta de matrículas, não podemos estabelecer uma tendência clara no decorrer dos anos analisados.

As descrições apresentadas aqui evidenciam de forma clara a redução de matrículas na transição do ensino fundamental para o ensino médio e ao longo do ensino médio. Percebem-se dois padrões sistemáticos destas evoluções. Para os alunos em idade correta, a redução das matrículas se dá predominantemente nas transições de uma série para outra, enquanto entre os alunos com atraso escolar a redução ocorre predominantemente durante o período letivo.¹⁴

14. É importante ressaltar que estas análises são feitas apenas para as seis maiores RMs do país. Pode haver movimentos migratórios que expliquem parte dessas transições.

GRÁFICO 5

Número de matrículas por série (alunos em idade correta e alunos atrasados)

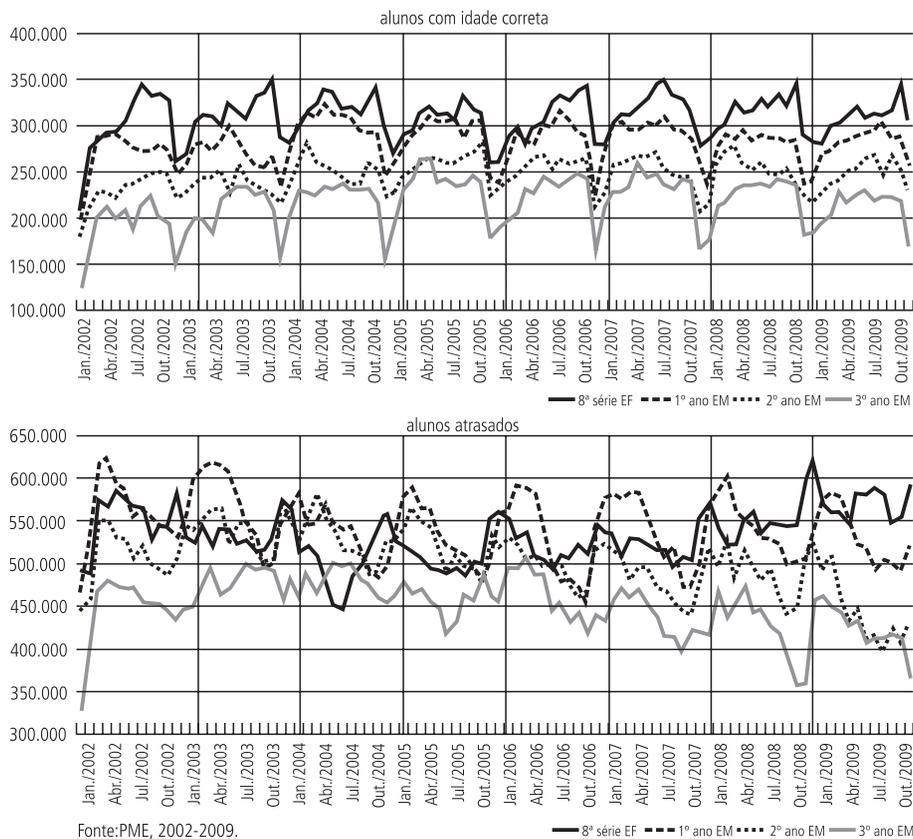
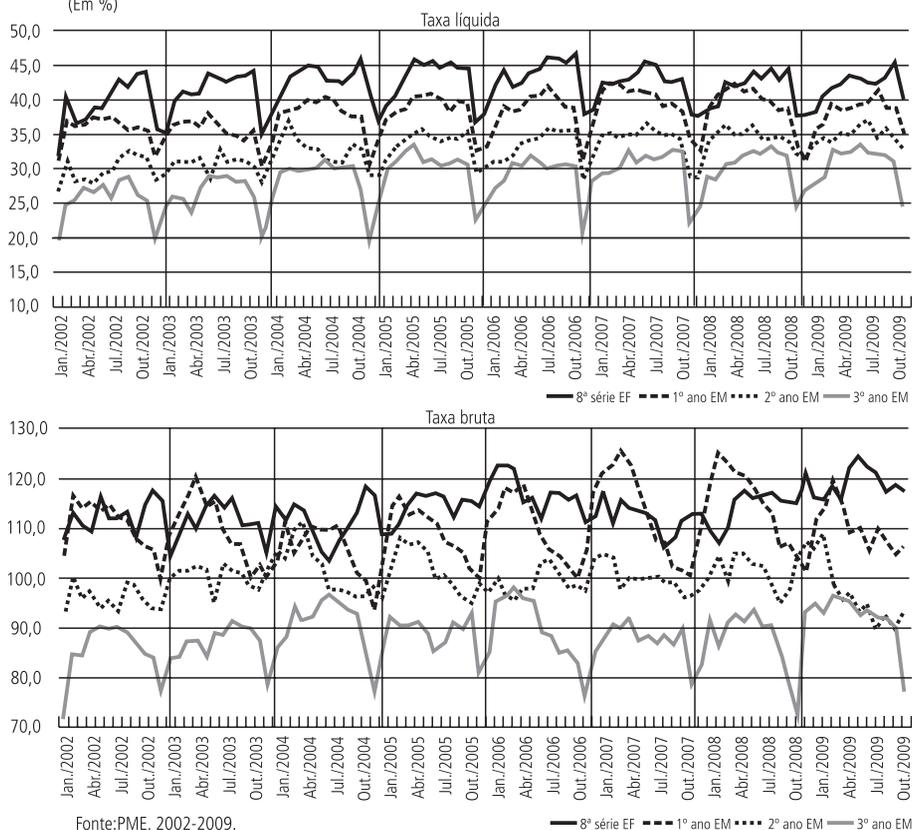


GRÁFICO 6
Taxas líquida e bruta de matrícula por série
(Em %)



3.4 Fluxo escolar dos indivíduos

O estoque de alunos que cursam uma dada série j no ano t (N_{jt}) pode ser decomposto no número de alunos aprovados (A_{jt}), reprovados (R_{jt}) e evadidos (E_{jt}), o que nos permite escrever:

$$1 = \underbrace{\frac{R_{jt}}{N_{jt}} + \frac{E_{jt}}{N_{jt}}}_{1 - C_{jt+1}} + \underbrace{\left(\frac{I_{kt+1}}{N_{jt}} + \frac{NI_{kt+1}}{N_{jt}} \right)}_{C_{jt+1}} A_{jt}$$

A soma das proporções de alunos reprovados e evadidos corresponde à fração de estudantes que não completaram a série j no ano t : $1 - C_{jt+1} = \frac{N_{jt} - A_{jt}}{N_{jt}}$. Desta forma é possível analisar ao longo do tempo a relevância de cada fator (não

aprovação e evasão) para as taxas de não conclusão. Já a proporção de alunos que completaram a série j no ano t corresponde à proporção de alunos aprovados nesta série $\left(C_{jt+1} = \frac{A_{jt}}{N_{jt}}\right)$. Esta, por sua vez, pode ser decomposta na proporção de alunos que ingressaram na série posterior k no ano $t+1$, dado por $\left(I_{kt+1} = \frac{M_{kt+1}}{A_{jt}}\right)$, e na proporção de alunos que após concluírem a série j em t não ingressam na série posterior: $NI_{kt+1} = 1 - I_{kt+1}$.

A partir desta decomposição simples, podemos avaliar a evolução da probabilidade de evasão entre grupos distintos de alunos: os que obtêm e os que não obtêm aprovação na série em que estão matriculados. Daqui em diante, passaremos a utilizar a estrutura de painel da PME, levando em conta apenas as entrevistas realizadas nos meses de março de cada ano, já que esse mês representa o início do ano letivo em grande parte das escolas brasileiras.

3.5 Evolução da probabilidade de evasão na entrada e ao longo do ensino médio

Esta subseção analisa a evolução da probabilidade de evasão, ao longo do tempo, na transição do ensino fundamental para o ensino médio e entre as séries do ensino médio. Além da probabilidade não condicional de evadir ($P[E]$), investiga-se também a probabilidade de evasão condicional a ter sido aprovado/não aprovado ($P[E|A]$ e $P[E|NA]$) na série cursada no ano anterior.

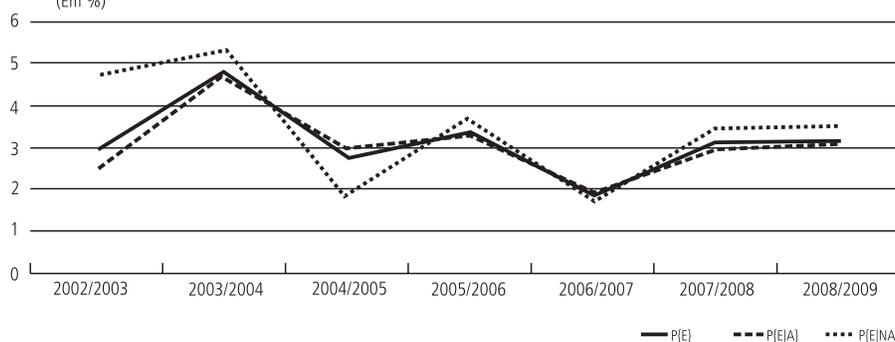
O gráfico 7 mostra as probabilidades de evasão da escola na transição entre a 8ª série do ensino fundamental e a 1ª do ensino médio. Apesar das flutuações ano a ano, a probabilidade não condicional de evasão permaneceu relativamente estável no período em torno de 3%. A probabilidade de evadir, dado que o aluno não foi aprovado, se reduziu no período de quase 5% para cerca de 3%. Em quase todo o período não se observam grandes diferenças entre as probabilidades de evasões condicionais a ter sido ou não aprovado.

A estabilidade da taxa de evasão na 8ª série parece ser uma tendência recente. Entre meados dos anos 1980 e o final dos anos 1990, a probabilidade de evadir na transição do ensino fundamental para o ensino médio se reduziu significativamente, tanto entre os aprovados quanto entre os não aprovados, segundo Leon e Menezes-Filho (2002).

Os gráficos 8 e 9 apresentam as probabilidades de evasão, respectivamente, com relação à transição do 1º para o 2º ano do ensino médio e do 2º para o 3º ano do ensino médio. As probabilidades não condicionais de evasão entre as séries do ensino médio são mais elevadas (em média 5%) do que na transição do ensino fundamental para esta etapa da escolarização. Ao longo do tempo, observa-se uma “convergência” entre as duas probabilidades condicionais de evasão: redução na probabilidade de

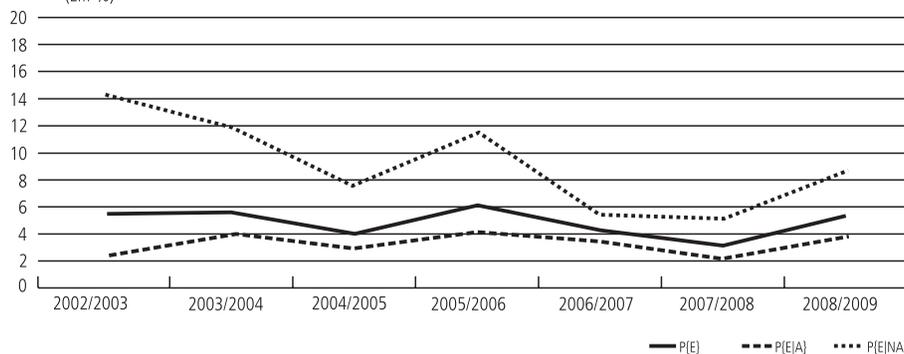
evasão entre os que não foram aprovados na série cursada no ano anterior e aumento na probabilidade de evasão entre aqueles que obtiveram aprovação na série em que estavam matriculados um ano antes. Entretanto, em geral, a primeira é mais elevada que a segunda, ou seja, a probabilidade de evadir é maior entre os alunos que não são aprovados do que entre os que obtêm aprovação na série cursada.

GRÁFICO 7
Probabilidades de evasão na transição da 8ª série do ensino fundamental para o 1º ano do ensino médio
 (Em %)



Fonte: PME, 2002-2009.

GRÁFICO 8
Probabilidades de evasão na transição do 1º ano para o 2º ano do ensino médio
 (Em %)



Fonte: PME, 2002-2009.

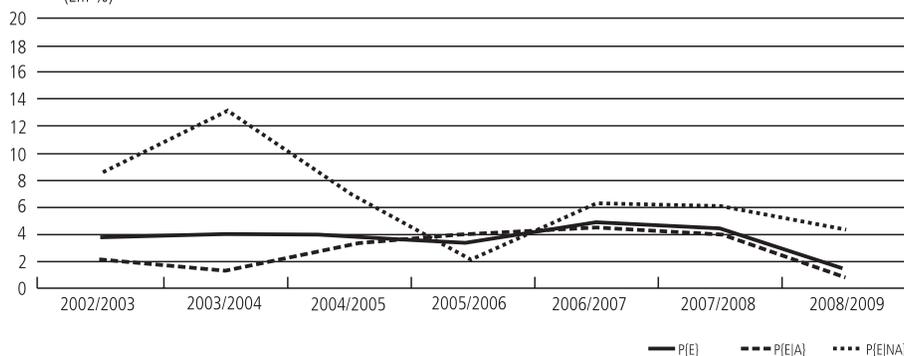
Os dados apresentados trazem indícios de que a aprovação é importante para explicar a continuidade dos estudos dos jovens ao longo do ensino médio, mas esta foi perdendo a relevância ao longo dos anos. De fato, de acordo com os dados apresentados por Leon e Menezes-Filho (2002), ainda no final da década de 1990, a probabilidade de evadir diante da reprovação (15%) era quase o dobro

da chance de evasão, dado que o aluno obteve aprovação (8%) pelo menos na 8ª série do ensino fundamental.¹⁵

GRÁFICO 9

Probabilidades de evasão na transição do 2º ano para o 3º ano do ensino médio

(Em %)



Fonte: PME, 2002-2009.

3.6 Evolução da probabilidade de conclusão do ensino médio em idade adequada

Esta subseção especula em que momentos das transições de um ano para outro ao longo do ensino médio se observam os maiores “gargalos” desta etapa da escolarização, que impedem que os alunos concluam o ensino médio ou terminem com atraso. Para isto, descreve-se a evolução da probabilidade de se completar o ensino médio em três anos ($P[EM_{t+3}]$), a partir do seguinte modelo:

$$P[EM_{t+3}] = \prod_{i=0}^2 \prod_{j=1}^3 P[M_{t+i}^j | A_{t+1}^{j-1}] P[A_{t+1}^{j-1} | M_{t+i}^{j-1}]$$

em que: $j = 0, 1, 2$ e 3 representam, respectivamente, a 8ª série do ensino fundamental e a 1ª, a 2ª e a 3ª séries do ensino médio.

Tem-se que $P[A_{t+1}^{j-1} | M_{t+i}^{j-1}]$ é a probabilidade de o aluno ser aprovado na série $j - 1$ no ano $t + i$, dado que estava matriculado nesta série, neste ano. Esta corresponde à razão entre o número de pessoas que no período $t + i + 1$ haviam completado a série $j - 1$ (entre as matrículas desta série no período $t + i$) e o número de pessoas matriculadas na série $j - 1$ no período $t + i$.

15. No trabalho citado não estão disponíveis dados de evasão na 1ª e na 2ª série do ensino médio.

Ademais, $P[M_{t+i+1}^j | A_{t+i}^{j-1}]$ é a probabilidade de o aluno completar a série j no período $t + i + 1$, dado que foi aprovado na série anterior, no período anterior. Esta probabilidade é “recuperada” pela razão entre $P[M_{t+i+1}^j | M_{t+i}^{j-1}]$ e $P[A_{t+i}^{j-1} | M_{t+i}^{j-1}]$, em que a primeira representa a probabilidade de o aluno estar matriculado em dada série j no período $t + i + 1$, dado que um ano antes estava na série imediatamente anterior. Esta, por sua vez, é calculada a partir da razão entre o número de pessoas matriculadas na série j no período $t + i + 1$ (entre as matrículas da série $j - 1$ no período $t+i$) e o número de pessoas matriculadas na série $j - 1$ em $t + i$. Estas duas probabilidades nos permitem identificar os “gargalos” da progressão ao longo do ensino médio.

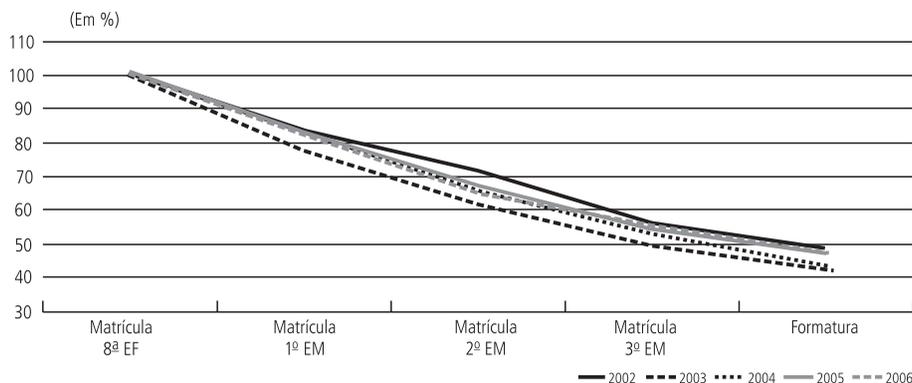
Neste ponto, é importante fazer uma ressalva: uma vez que só observamos um indivíduo na PME por 16 meses, não conseguimos acompanhá-lo ao longo de todo o ensino médio. Assim, para indivíduos que estão atrasados, não é possível saber em que momento ocorreu o atraso ou a repetência. Entre estes indivíduos, a probabilidade de progredir entre as séries é potencialmente diferente para aqueles que repetiram alguma série do ensino médio e para aqueles cujo atraso é fruto de reprovações anteriores. Por este motivo, a análise feita aqui considera apenas os alunos não atrasados. Em outras palavras, descrevemos a probabilidade de se completar o ensino médio em idade adequada (a probabilidade de um aluno que está na 8ª série do ensino fundamental em idade correta completar o ensino médio em três anos).

A análise da evolução destes indicadores é realizada para cada uma das cinco coortes de alunos matriculados na 8ª série do ensino fundamental de 2002 a 2006. O gráfico 10, a seguir, apresenta as probabilidades acumuladas (de matrícula/formatura) ao longo do ensino médio para cada coorte considerada. Em relação ao total de alunos matriculados na 8ª série em idade correta (100%), cerca de 80% estão matriculados no 1º ano do ensino médio no ano seguinte, 65% estão matriculados no 2º ano do ensino médio dois anos depois, 55% estão matriculados no 3º ano três anos depois e 45% completam o ensino médio ao final do terceiro ano.

Em outras palavras, de cada 100 alunos matriculados na 8ª série em idade correta, por volta de 45 alunos completam o ensino médio em quatro transições. Os demais 55 alunos ou repetem alguma série ou evadem-se da escola em algum momento desta trajetória. Não se observam diferenças significativas nestas probabilidades entre as coortes distintas. A título de comparação, estima-se que a probabilidade de se concluir o ensino médio na idade correta nos Estados Unidos seja de 63%.¹⁶

16. Dados de 2005, as escolas públicas de Chicago (JACOB; LEFGREN, 2007).

GRÁFICO 10

Probabilidade acumulada de matrícula/formatura, por coorte

Neste ponto, é importante destacar que, embora estes resultados se restrinjam às seis RMs incluídas na PME, estes se assemelham aos dados de fluxo escolar estimados para o Brasil como um todo. A PNAD de 2009 revela que somente 50,2% dos jovens brasileiros concluem o ensino médio até os 19 anos. Este número é semelhante aos 45% estimados com os dados da PME para o mesmo ano, principalmente se levarmos em conta que esta é a probabilidade estimada de se concluir o ensino médio aos 18 anos.

Os gráficos 11 e 12, que apresentam a probabilidade de transição entre as séries ($P[M_{t+i+1}^j | M_{t+i}^{j-1}]$) e a probabilidade de aprovação em cada série ($P[A_{t+1}^{j-1} | M_{t+1}^{j-1}]$) permitem especular em que momento ocorre o gargalo da progressão escolar no ensino médio. Nota-se que, para cada coorte em particular, o valor destas duas probabilidades é muito semelhante, o que torna a probabilidade ($P[M_{t+i+1}^j | A_{t+i}^{j-1}]$) muito próxima de 1.

GRÁFICO 11

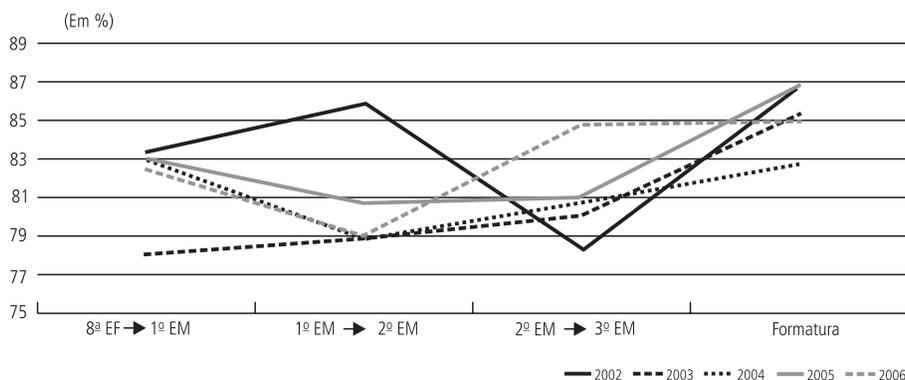
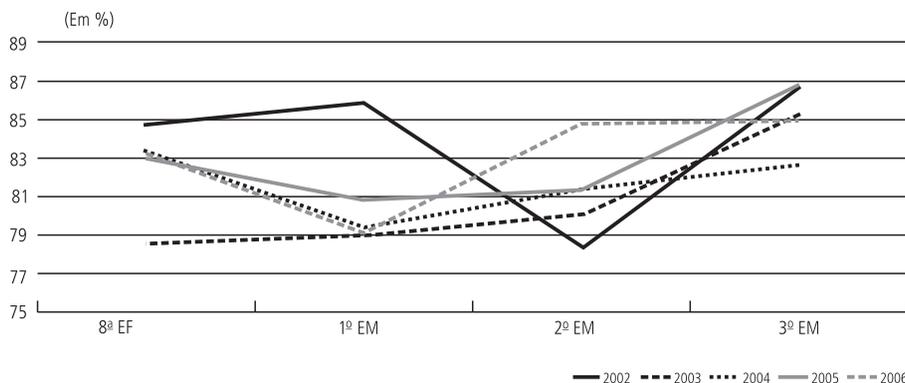
Probabilidades de transição entre as séries, por coorte

GRÁFICO 12
Probabilidades de aprovação em cada série, por coorte



Isto indica que, uma vez aprovados em determinada série, quase todos os alunos em idade correta se matriculam na série seguinte, o que nos leva a concluir que o maior problema do fluxo escolar no ensino médio está na probabilidade de aprovação série a série (que varia entre 79% e 87%). Vale ressaltar que na análise feita neste artigo, a não aprovação engloba a reprovação e o abandono escolar ao longo do período letivo.

Note-se ainda que esses resultados são válidos para alunos em idade correta. Caso a probabilidade de aprovação e a probabilidade de se matricular na série seguinte sejam menores para os alunos em idade incorreta (o que é razoável), o problema da aprovação para o universo de alunos (atrasados e não atrasados) deve ser ainda maior do que o estimado neste exercício.

A descrição da evolução das medidas de fluxo escolar apresentadas nesta seção também foi realizada separadamente por gênero e escolaridade dos pais. Como esperado, a chance de evasão é maior entre os meninos, embora não haja diferenças de gênero quanto à probabilidade de concluir o ensino médio na idade correta. Além disso, quanto maior a escolaridade dos pais, mais elevadas são as chances de o aluno terminar o ensino médio sem distorção idade-série.¹⁷

4 METODOLOGIA E AMOSTRA

4.1 Metodologia

A seção anterior leva a concluir que a questão da aprovação é importante para explicar o fluxo escolar no ensino médio. Esta seção avança um pouco mais a

17. Os gráficos foram omitidos por questões de espaço, mas estão à disposição do leitor sob requisição aos autores.

análise. Ela busca encontrar os fatores associados à aprovação e à continuação dos estudos. O conjunto destes fatores pode ser dividido em três grupos de variáveis: *i*) características individuais e de *background* familiar; *ii*) características do mercado de trabalho local; e *iii*) características da qualidade do ensino local. Para esta análise, utilizam-se as seguintes especificações econométricas:

$$A_{ijt} = \perp (\beta_0 + \beta_1 X_{ijt}^1 + \beta_2 X_{jt}^2 + \beta_3 X_{jt}^3 + \theta_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt}) \quad (1)$$

$$C_{ijt+1} = \perp (\delta_0 + \delta_1 A_{ijt} + \delta_2 X_{ijt}^1 + \delta_3 X_{jt}^2 + \delta_4 X_{jt}^3 + \theta_j + \delta_t + v_{ijt+1}) \quad (2)$$

A_{ijt} é uma variável indicadora que assume valor 1 (um) caso o indivíduo tenha sido aprovado na série de interesse no ano t e 0 (zero) caso contrário – aprovação.

C_{ijt+1} é uma variável indicadora que assume valor 1 (um) caso o indivíduo tenha continuado os estudos no ano $t+1$ e 0 (zero), caso contrário – progresso.

\perp é uma função indicadora.

X_{ijt}^1 é um vetor de características observadas do indivíduo e de seu *background* familiar incluindo *dummy* para gênero, atraso escolar (em anos), idade dos pais, escolaridade dos pais, número de membros na família, *dummy* para família monoparental.¹⁸

X_{jt}^2 é um vetor de características do mercado de trabalho no local j incluindo salário médio dos jovens, salário médio dos adultos e taxa de desemprego.

X_{jt}^3 é um vetor de características da qualidade do ensino local j incluindo oferta relativa de professores, salário médio dos professores, escolaridade dos professores.

θ_j é uma variável indicadora da RM do indivíduo e captura características não observáveis do local j fixas ao longo do tempo.

δ_t é uma variável indicadora do ano da entrevista e captura tendências temporais na aprovação escolar na 8ª série.

ε_{ijt} e v_{ijt+1} são erros idiossincráticos do indivíduo.

18. A renda domiciliar representa um potencial determinante da probabilidade de aprovação e da continuidade dos estudos. Acreditamos controlar por este fator em nossas regressões, dado que incluímos outras características de *background* familiar possivelmente bastante correlacionadas com a renda do domicílio como variável explicativa dos modelos (1) e (2), principalmente, a escolaridade dos pais.

Cabe destacar ainda o procedimento de construção de algumas variáveis incluídas nos modelos de regressão (1) e (2). A variável “anos de atraso escolar” refere-se à diferença entre a idade do indivíduo e a idade adequada de frequência à série em que o indivíduo está matriculado (em t), sendo que os indivíduos que têm 14 anos em junho do ano corrente foram considerados na idade correta para a 8ª série, 15 anos para a 1ª série do ensino médio e assim sucessivamente. A “idade dos pais” refere-se à idade do responsável (pai ou mãe) mais velho, enquanto a “escolaridade dos pais” refere-se aos anos de escolaridade do responsável com maior nível educacional, ambas medidas em t . A *dummy* para família monoparental assume valor 1 (um), caso não se identifique a presença de cônjuge na família em t .

As variáveis “salário dos jovens” e “salário dos adultos” referem-se ao salário habitualmente recebido no trabalho principal (em 100 reais), para os indivíduos com idade entre 14 e 20 anos e entre 26 e 65 anos, respectivamente. A variável “salário dos professores”, por sua vez, corresponde a esta mesma informação da PME, respondida pelos indivíduos identificados como professores da educação básica.¹⁹ O mesmo se aplica à construção da variável “escolaridade dos professores”. A “oferta relativa de professores” é medida pela razão entre o número de professores e o número de jovens entre 7 e 17 anos (vezes 100). Finalmente, a taxa de emprego corresponde à razão entre o número de pessoas ocupadas e o número de pessoas economicamente ativas na semana de referência. Todas as variáveis relativas ao mercado de trabalho local e à qualidade do ensino local correspondem à média para RM e ano da entrevista (em t).

Neste artigo, estimamos os parâmetros dos fatores associados à aprovação e à continuidade dos estudos por meio de um modelo de probabilidade linear e de um modelo *probit*, descritos a seguir. O modelo de probabilidade linear refere-se ao modelo de mínimos quadrados ordinários, aplicável ao caso de uma variável dependente binária. Considere $Y = \beta_0 + \beta X + \nu$, em que Y assume os valores 0 (zero) ou 1 (um) e X é um vetor de características. Embora os coeficientes estimados para o vetor de parâmetros β não possam ser interpretados como a mudança de Y associada a uma variação em cada variável do vetor X , estes coeficientes ainda possuem uma interpretação bastante útil.

Sob a hipótese de que a média condicional dos erros é zero, temos que $E(Y|X) = \beta_0 + \beta X$. Tendo em vista que, quando Y é uma variável binária, $E(Y|X) = P(Y = 1|X)$, ou seja, o valor esperado de Y é igual à probabilidade de sucesso, então temos que $P(Y = 1|X) = \beta_0 + \beta X$ representa a probabilidade de sucesso como uma função linear de X . Neste caso, a interpretação de um coeficiente neste modelo refere-se à variação da probabilidade de ocorrência de sucesso ($Y - 1$) associada a uma alteração na variável explicativa de interesse, mantendo-se tudo o mais constante.

19. Pessoas identificadas com o valor 33 da variável que investiga a classificação na ocupação.

Um problema do modelo de probabilidade linear é a possibilidade de não haver relação linear entre Y e X , para quaisquer valores de X , de forma que seria possível estimar probabilidades menores do que 0 (zero) ou maiores do que 1 (um). O modelo *probit* é uma forma de contornar esta limitação. Considere $P(Y = 1|X) = G(\beta_0 + \beta X)$, em que G é uma função de distribuição cumulativa normal e, portanto, assume valores entre 0 (zero) e 1 (um) para todos os números reais ($0 < G(z) < 1$), de forma a garantir que a probabilidade de sucesso se encontre no mesmo intervalo. A interpretação dos efeitos marginais calculados para os coeficientes estimados é análoga à apresentada para o caso do Modelo de probabilidade linear (MPL), ou seja, é a variação da probabilidade de ocorrência de sucesso ($Y = 1$) associada a uma alteração na variável explicativa (vetor X), mantendo-se tudo o mais constante.

Cada uma das equações (1) e (2) foi estimada para duas especificações distintas, cujas diferenças residem na forma de inclusão das variáveis de mercado de trabalho e qualidade de ensino. A primeira especificação inclui todas as variáveis destas duas dimensões. Entretanto, como estas informações estão relacionadas apenas ao ano da entrevista e às RMs e, portanto, não são únicas para cada indivíduo, elas apresentam relativamente pouca variação.²⁰ Este fato, aliado à multicolinearidade existente entre elas, tende a tornar a estimação pouco precisa. Deste modo, optou-se por apresentar uma especificação alternativa, na qual as variáveis de mercado de trabalho e de qualidade de ensino local são substituídas por uma variável síntese de cada uma dessas duas dimensões. A variável “mercado de trabalho” é o componente principal de salário médio dos jovens, salário médio dos adultos e taxa de desemprego, enquanto a variável “qualidade do ensino” é o componente principal da oferta relativa de professores, salário médio dos professores e escolaridade dos professores. Isto tende a deixar a estimação mais precisa, na medida em que diminui o problema da multicolinearidade entre essas variáveis, reduzindo a variância dos coeficientes estimados.

4.2 Amostra e estatísticas descritivas

Nestas estimações também são utilizadas apenas as entrevistas da PME realizadas nos meses de março de cada ano. Na “nova” PME, é possível acompanhar alguns indivíduos no mesmo mês em dois anos consecutivos,²¹ de forma que podemos construir as variáveis de resposta que nos interessam: aprovação e continuação dos estudos. Assim, a amostra é composta apenas pelos indivíduos que constavam na pesquisa em dois anos subsequentes.

20. Mais precisamente, há 54 valores para cada uma delas (resultado da multiplicação de oito anos da pesquisa por seis RMs).

21. A “nova” PME refere-se ao período a partir de 2002. Para alguns anos da “antiga” PME, todas as entrevistas iniciais são feitas em um ano, não havendo novos indivíduos entrevistados no ano seguinte.

Uma vez que se utilizam como variáveis explicativas informações de *background* familiar, como escolaridade e idade dos pais, permanecem na amostra apenas os indivíduos identificados como filho(a) do chefe do domicílio. Além disso, dado que o objetivo deste estudo é analisar o fluxo escolar do ensino fundamental para o médio, dentro deste último foram excluídos os indivíduos que não frequentavam, no período t , a 8ª série do fundamental ou o 1º e 2º anos do ensino médio.

Finalmente, eliminamos algumas inconsistências decorrentes de erros de declaração ou processamento dos dados. Foram excluídos os indivíduos: *i*) com escolaridade maior em t do que em $t + 1$; *ii*) com dois anos ou mais de escolaridade em $t + 1$ do que em t ; *iii*) cuja diferença de idade em relação ao responsável mais velho fosse menor do que 13 anos; *iv*) cuja idade em $t + 1$ fosse menor do que a idade em t ; e *v*) cuja diferença de idade entre $t + 1$ e t fosse maior do que 2 (dois) anos.²² A amostra final (10.907 indivíduos) representa 84% do total de indivíduos que frequentavam a escola no período t (nas séries relevantes para este estudo) e permaneceram na pesquisa em $t + 1$ (12.977 indivíduos).

A tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas desta amostra. Vale destacar que, em média, 67% dos alunos obtiveram aprovação na série cursada em t e 86% continuaram estudando no ano seguinte. A amostra é composta por jovens de 16 anos em média, 49% de homens, cujos pais têm idade média de 55 anos de idade e nove anos de estudo, vivem em domicílios com oito pessoas e, em sua maioria (84%), com pai e mãe presentes no domicílio. A média da taxa de emprego é de 89%, sendo que os salários médios dos jovens e dos adultos são, respectivamente, de R\$ 332 e R\$ 992. Os professores auferem, em média, salários de R\$ 665 e têm pouco mais de dez anos de estudos. Existem, em média, quatro professores por 100 habitantes em idade escolar.

As duas RMs de maior representatividade na amostra são Belo Horizonte (22%) e São Paulo (23%), seguidas de Rio de Janeiro (17%), Recife (14%), Porto Alegre (14%) e Salvador (11%). Finalmente, 34% dos indivíduos da amostra cursavam a 8ª série do ensino fundamental em t , 36% estavam no 1º ano e 30% no 2º ano do ensino médio.

22. O esperado é que essa diferença seja de exatamente um ano, entretanto a utilização do intervalo entre 0 (zero) e 2 (dois) se justifica por eventual erro no preenchimento do questionário.

TABELA 1

Estatísticas descritivas da amostra

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão
Variáveis dependentes			
Aprovação	10.907	0,67	0,47
Progresso	10.907	0,86	0,35
Características individuais e de <i>background</i> familiar			
Idade	10.907	15,95	2,67
Homem	10.907	0,49	0,50
Anos de atraso escolar	10.907	1,23	2,32
Idade dos pais	10.764	55,20	11,99
Escolaridade dos pais	10.761	9,12	2,70
Família monoparental	10.907	0,16	0,36
Número de pessoas por domicílio	10.907	7,97	3,28
Características do mercado de trabalho local			
Salário dos jovens	10.907	331,92	92,28
Salário dos adultos	10.907	991,82	252,70
Taxa de emprego	10.907	0,89	0,03
Características da qualidade do ensino local			
Salário dos professores	10.907	650,10	227,49
Escolaridade dos professores	10.907	10,40	0,33
Oferta de professores	10.907	3,92	1,13
Proporção por RM			
Recife	10.907	0,14	
Salvador	10.907	0,11	
Belo Horizonte	10.907	0,22	
Rio de Janeiro	10.907	0,17	
São Paulo	10.907	0,23	
Porto Alegre	10.907	0,14	
Proporção por série frequentada em <i>t</i>			
8ª série EF	10.907	0,34	
1º ano EM	10.907	0,36	
2º ano EM	10.907	0,30	

Fonte: PME, 2002-2009.

5 RESULTADOS ECONÔMICOS

Nesta seção, apresentamos os resultados das estimações dos modelos que investigam os fatores associados à aprovação e ao progresso nos estudos em três dimensões: *i*) características individuais e de *background* familiar; *ii*) características do mercado

de trabalho local; e *iii*) características da qualidade do ensino local. As regressões foram estimadas pelos modelos de probabilidade linear e *probit*. Dado que qualitativamente os resultados estimados pelos dois métodos são muito semelhantes, serão reportados apenas os coeficientes para a aprovação (tabela 2) e para o progresso escolar (tabela 3) estimados pelo modelo de probabilidade linear, que tem interpretação mais intuitiva.²³ A análise é feita separadamente para cada uma das séries em que o indivíduo pode estar matriculado em *t*: 8ª série do ensino fundamental e 1ª ou 2ª ano do ensino médio.

Das características individuais e de *background* familiar consideradas, aquelas que influenciam a probabilidade de aprovação na série são gênero, anos de atraso escolar e escolaridade dos pais. Os indivíduos do sexo masculino apresentam probabilidade menor de serem aprovados com relação às mulheres, algo entre 5,3 e 7,5 pontos percentuais (p.p.). Cada ano a mais de atraso escolar está associado a uma queda de 1,8 a 4,5 p.p. na chance de aprovação, sendo que este efeito é crescente ao longo do ciclo educacional, ou seja, o atraso escolar reduz a probabilidade de aprovação de forma mais significativa à medida que o aluno avança ao longo do ensino médio. Cada ano adicional de escolaridade dos pais eleva a probabilidade de aprovação entre 0,3 e 0,8 p.p.

A atratividade do mercado de trabalho local, medida pelos salários médio dos jovens, salários médios dos adultos e taxa de emprego do mercado de trabalho relevante (ou pelo componente principal destas variáveis), não apresenta associação com a probabilidade de aprovação na série. Individualmente, as variáveis que tentam captar a qualidade do ensino local – oferta de professores, escolaridade e salário dos docentes – não são estatisticamente significantes. No entanto, o componente principal desta dimensão afeta positivamente a chance de aprovação em todas as séries analisadas.²⁴

Estes resultados parecem indicar que as variáveis mais relevantes para explicar a probabilidade de aprovação no final do ensino fundamental e ao longo do ensino médio estão diretamente ligadas às características do indivíduo e de sua família, entretanto a qualidade do ensino também apresenta relevância.

23. Os resultados dos modelos *probit* podem ser requisitados aos autores.

24. Por se tratar de uma variável-síntese, a interpretação de seu coeficiente fica prejudicada.

TABELA 2

Estimativas do modelo de probabilidade linear para "aprovação"

	8ª série EF		1º ano EM		2º ano EM	
	Características individuais e de <i>background</i> familiar					
Homem	-0,061*** (0,015)	-0,061*** (0,015)	-0,075*** (0,015)	-0,075*** (0,015)	-0,053** (0,016)	-0,053** (0,016)
Anos de atraso escolar	-0,018*** (0,004)	-0,018*** (0,004)	-0,037*** (0,003)	-0,037*** (0,003)	-0,045*** (0,003)	-0,045*** (0,003)
Idade dos pais	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Escolaridade dos pais	0,006*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,008** (0,003)	0,008** (0,003)
Família monoparental	-0,028 (0,023)	-0,028 (0,023)	-0,011 (0,023)	-0,011 (0,023)	0,018 (0,025)	0,018 (0,025)
Número de pessoas por domicílio	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)
	Características do mercado de trabalho local					
Salário dos jovens	0,047 (0,047)	-	0,032 (0,050)	-	0,066 (0,053)	-
Salário dos adultos	0,022 (0,017)	-	-0,007 (0,017)	-	0,021 (0,019)	-
Taxa de emprego	0,550 (0,695)	-	1,148 (0,685)	-	-0,620 (0,733)	-
Atratividade do mercado (componente principal)	-	0,071* (0,028)	-	0,044 (0,028)	-	0,023 (0,029)
	Características da qualidade do ensino local					
Salário dos professores	-0,059 (0,033)	-	0,016 (0,033)	-	0,004 (0,037)	-
Escolaridade dos professores	0,000 (0,000)	-	0,000 (0,000)	-	0,000 (0,000)	-
Oferta de professores	-0,004 (0,014)	-	0,019 (0,014)	-	-0,016 (0,015)	-
Qualidade do ensino (componente principal)	-	0,013*** (0,002)	-	0,013** (0,005)	-	0,025* (0,010)
	Controles por RM e ano					
RM	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de observações	3.653	3.653	3.868	3.868	3.240	3.240
R ²	0,03	0,03	0,05	0,05	0,07	0,07
F	4,52	5,21	8,89	10,6	11,31	13,46

Fonte: PME, 2002-2009.

Nota: Nível de significância: * 10%; ** 5%; *** 1%.

TABELA 3

Estimativas do modelo de probabilidade linear para "progresso"

	8ª série EF			1º ano EM			2º ano EM			
Características individuais e de <i>background</i> familiar										
Homem	-0,012*** (0,004)	-0,012*** (0,004)	-0,012*** (0,004)	-0,010*** (0,003)	-0,010*** (0,003)	-0,010*** (0,003)	-0,009*** (0,003)	-0,009*** (0,003)	-0,009*** (0,003)	
Anos de atraso escolar	-0,045*** (0,002)	-0,045*** (0,002)	-0,045*** (0,002)	-0,032*** (0,002)	-0,032*** (0,002)	-0,032*** (0,002)	-0,037*** (0,002)	-0,037*** (0,002)	-0,037*** (0,002)	
Aprovado	0,212*** (0,011)	0,212*** (0,011)	0,223 (0,222)	0,252*** (0,011)	0,252*** (0,011)	0,298 (0,212)	0,381*** (0,012)	0,381*** (0,012)	0,363 (0,313)	
Idade dos pais	0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,002)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,000)	-0,002 (0,001)	-0,003 (0,002)	
Escolaridade dos pais	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,004*** (0,001)	0,004*** (0,001)	0,004*** (0,001)	
Família monoparental	-0,005 (0,014)	-0,005 (0,014)	-0,005 (0,014)	0,000 (0,015)	0,000 (0,015)	0,000 (0,015)	-0,017 (0,018)	-0,017 (0,018)	-0,017 (0,018)	
Número de pessoas por domicílio	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	
Características do mercado de trabalho local										
Salário dos jovens	0,056 (0,030)			-0,013 (0,033)			-0,078* (0,037)			
Salário dos adultos	0,012 (0,011)			-0,003 (0,011)			0,011 (0,014)			
Taxa de emprego	1,001* (0,440)			0,214 (0,454)			-1,174* (0,509)			
Atratividade do mercado (componente principal)	0,010 (0,008)		0,010 (0,008)		-0,002 (0,009)		-0,003 (0,010)		-0,007 (0,010) -0,008 (0,011)	
Características da qualidade do ensino local										
Salário dos professores	0,004 (0,021)			0,027 (0,022)			-0,032 (0,026)			
Escolaridade dos professores	0,000 (0,000)			0,000 (0,000)			0,000 (0,000)			
Oferta de professores	-0,011 (0,009)			0,004 (0,009)			-0,001 (0,011)			
Qualidade do ensino (componente principal)	0,059*** (0,018)		0,058*** (0,018)		-0,007 (0,018)		-0,008 (0,018)		0,044* (0,020) 0,045* (0,021)	
Controles RM, ano e interação aprovação*ano										
RM	Sim									
Ano	Sim									
Ano	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	
Número de observações	3.653	3.653	3.653	3.868	3.868	3.868	3.240	3.240	3.240	
R ²	0,20	0,20	0,20	0,20	0,20	0,21	0,33	0,33	0,33	
F	37,77	45,31	35,09	41,08	49,16	38,52	66,63	79,65	61,42	

Fonte: PME, 2002-2009.

Nota: Nível de significância: * 10%; ** 5%; *** 1%.

O modelo para o progresso escolar foi estimado segundo três especificações distintas. As duas primeiras são semelhantes àquelas consideradas no modelo para a aprovação, com a exceção da inclusão da variável “aprovação” como regressor. A última especificação se diferencia da segunda por incluir interações entre a *dummy* de aprovação e as *dummies* de ano. Também para a probabilidade de continuar os estudos, as características individuais e de *background* familiar que se mostram significantes são a idade, o gênero e a escolaridade dos pais. Os meninos têm menor chance de progredir nos estudos do que as meninas em algo em torno de 0,9 p.p. e 1,2 p.p. Alunos atrasados também possuem menor chance de evoluir ao longo do ciclo educacional: um ano adicional no atraso escolar está associado a uma redução de 3,2 p.p. a 4,5 p.p. na probabilidade de continuar os estudos. Alunos com pais mais educados também têm maior probabilidade de progresso educacional e o impacto de um ano a mais na escolaridade do responsável eleva esta chance em cerca de 0,3 p.p. a 0,4 p.p.

A atratividade do mercado de trabalho local só parece afetar a probabilidade de continuar os estudos entre indivíduos que cursam o 2º ano do ensino médio: tanto a taxa de emprego quanto o salário dos jovens estão associados a menor chance de progredir para o 3º ano do ensino médio. A qualidade do ensino local se relaciona positivamente com a probabilidade de permanecer na escola, entre todas as séries avaliadas.

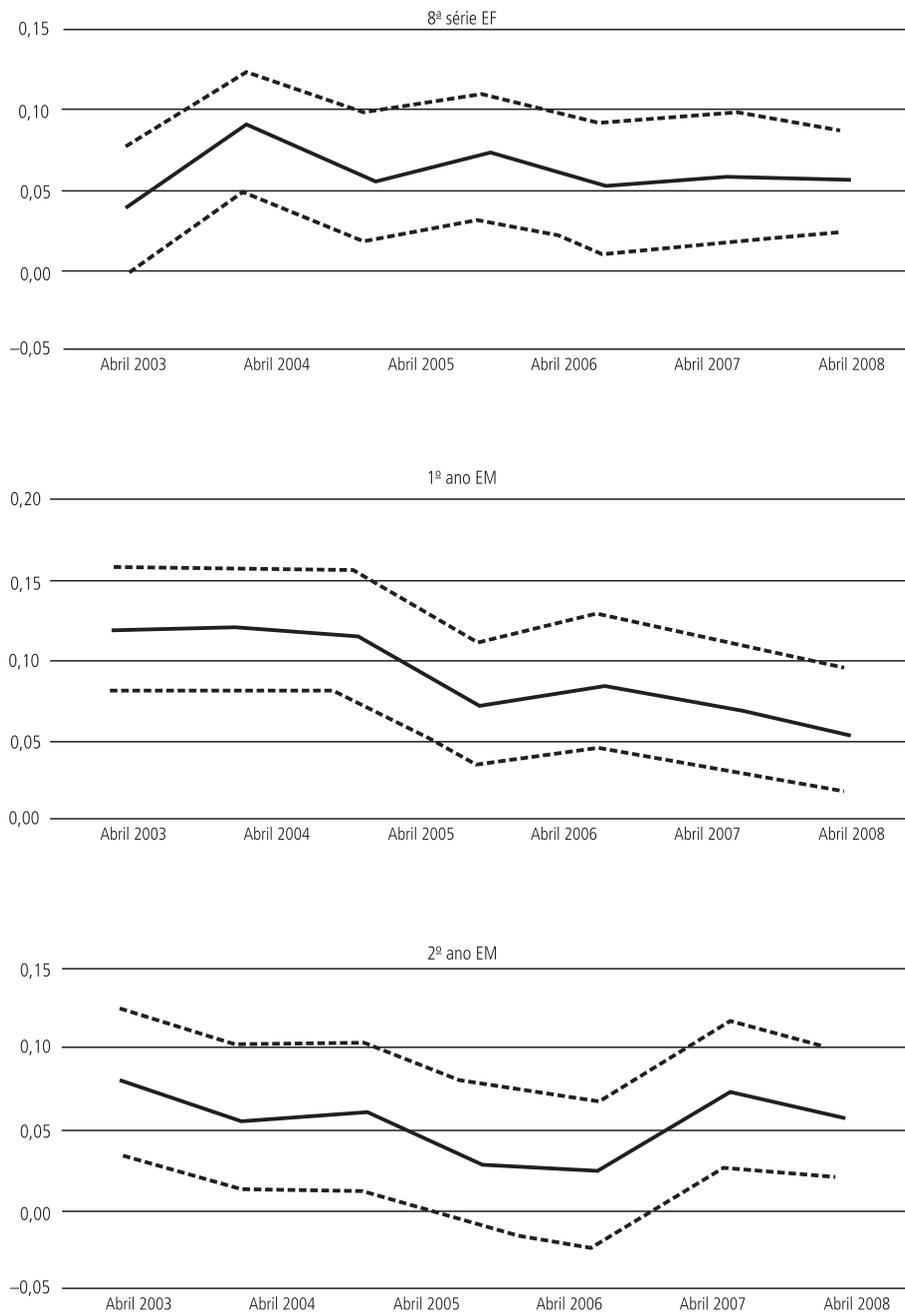
A aprovação é um fator importante na explicação da probabilidade de evoluir ao longo do ciclo educacional: o fato de o aluno ter sido aprovado na série cursada no ano t aumenta consideravelmente sua chance de continuar estudando. A diferença na magnitude do coeficiente associado a esta variável entre as séries mostra que a aprovação é menos importante para explicar a transição do ensino fundamental para o ensino médio do que o progresso ao longo deste ciclo educacional.

Além disso, a aprovação também se torna um fator menos significativo para a continuidade dos estudos à medida que se evolui no ensino médio. Isto pode significar que ser aprovado impacta menos a decisão de continuar os estudos quando o indivíduo está na iminência de concluir dada etapa da escolarização, o que sinaliza a importância do efeito-diploma.

Ao incluir as interações entre a aprovação e as *dummies* de tempo, o coeficiente da *dummy* que indica que o aluno foi aprovado perde significância. Este resultado é esperado uma vez que o impacto desta variável passou a ser captado entre os anos. Estas interações mostram claramente que a aprovação vem perdendo importância na explicação da probabilidade de continuar os estudos ao longo do tempo, principalmente entre as séries do ensino médio (gráfico 13).

GRÁFICO 13

Coefficientes da interação entre aprovação e ano, por série



Fonte: PME, 2002-2009.

Nossas estimativas corroboram resultados encontrados em outros estudos, que também verificam a relevância do *background* familiar para a aprovação nas séries do ensino fundamental e médio, bem como para a probabilidade de o aluno progredir ao longo do ciclo escolar entre alunos brasileiros entre meados de 1980 e o final dos anos 1990 (LEON; MENEZES-FILHO, 2002; PAZELLO; FERNANDES; FELÍCIO, 2005). Entretanto, as estimativas para os anos 2000 revelam uma tendência nova: a aprovação vem perdendo importância na explicação da continuidade dos estudos ao longo dos anos, pelo menos durante o ensino médio. Ainda assim, a diferença na probabilidade de progredir para a série seguinte entre alunos aprovados e não aprovados permanece elevada.

A qualidade da educação se revelou como um fator importante, associado a maiores chances de aprovação e de continuidade dos estudos na transição do ensino fundamental para o ensino médio e ao longo desta etapa da escolarização. Esta é mais uma evidência de que a qualidade do ensino influencia positivamente o fluxo escolar entre alunos brasileiros, pelo menos entre os jovens.²⁵ Nenhum trabalho na literatura nacional havia até então correlacionado medidas de fluxo escolar com *proxies* para a atratividade do mercado de trabalho “relevante” para o estudante. Nossos resultados apontam para a importância desta dimensão sobre a decisão de permanecer na escola, apenas entre os alunos do 2º ano do ensino médio. Entretanto, os salários e a empregabilidade não parecem estar associados à probabilidade de aprovação. Estes resultados são intuitivos e parecem indicar que maiores oportunidades de emprego e maiores rendimentos influenciam a decisão de permanecer na escola para alunos mais velhos e que o *trade-off* escola-trabalho afeta mais a escolha do estudante em continuar estudando do que os requisitos para obter aprovação na série. Entretanto, é preciso ressaltar que as estimativas não são robustas a ponto de podermos afirmar que a atratividade do mercado de trabalho afeta de maneira significativa estas medidas de fluxo escolar.

6 COMENTÁRIOS FINAIS

Este artigo tem dois objetivos. Primeiro, desenvolver um modelo básico de fluxo escolar e apresentar a evolução destas medidas no ingresso para o ensino médio e ao longo desta etapa da escolarização para as seis maiores RMs do país no período de 2002 a 2009, com base nos dados da PME/IBGE que acompanham os indivíduos ao longo de um ano. Segundo, investigamos os fatores associados ao fluxo escolar em três dimensões: características individuais dos jovens e de suas famílias, condições de oferta educacional e características do mercado de trabalho na localidade em que residem.

25. Riani e Rios Neto (2008) já haviam constatado a associação negativa entre qualidade da educação e distorção idade-série.

Os resultados indicam que o número de matrículas na 8ª série do ensino fundamental e nos três anos do ensino médio não cresceu na última década. Ao contrário, no final do ensino médio nota-se tendência de queda no número de alunos, que pode ser atribuída principalmente à redução no total de estudantes com atraso escolar, uma vez que entre os alunos com idade adequada o número de matrículas praticamente não variou. O padrão de queda nas matrículas é distinto entre alunos com idade correta e alunos atrasados: entre os primeiros, ela ocorre na transição de uma série para outra enquanto entre os demais esta redução ocorre durante o ano letivo.

A probabilidade de evasão na transição entre a 8ª série do ensino fundamental e a primeira do ensino médio permaneceu relativamente estável (3%), enquanto a chance de evasão diante da reprovação diminuiu significativamente (de 5% para 3%). Na transição entre as séries do ensino médio, a probabilidade não condicional de evasão também quase não se alterou, embora seja mais elevada do que a chance de evadir no ingresso ao ensino médio (5%). Nesta última década, observa-se uma convergência entre a probabilidade de evasão entre os que não foram aprovados na série cursada no ano anterior e entre aqueles que obtiveram aprovação na série em que estavam matriculados um ano antes, com redução da primeira e aumento da segunda, embora a chance de evadir permaneça mais elevada entre os que não obtêm aprovação. Estes resultados revelam uma mudança na evolução das medidas de fluxo escolar em relação às décadas de 1980 e 1990. Primeiramente, em anos anteriores observava-se redução significativa na chance de evadir; além disso, a aprovação parecia ser mais importante para explicar a continuidade dos estudos dos jovens ao longo do ensino médio, uma vez que a probabilidade de evadir diante da reprovação era quase o dobro da chance de evasão, dado que o aluno obteve aprovação.

Entre 100 alunos matriculados na 8ª série do ensino fundamental em idade correta, cerca de 80 estavam matriculados no 1º ano do ensino médio no ano seguinte, 65 estavam matriculados no 2º ano dois anos depois e 55 estavam matriculados no 3º ano três anos depois, sendo que 45 completam o ensino médio ao final do terceiro ano. Ou seja, 55% dos estudantes que cursam a última série do ensino fundamental na idade correta não completam o ensino médio em quatro transições, ou porque repetiram alguma série ou porque evadiram.

Alguns dados podem ponderar a importância da evasão e da repetência neste processo. Considerando a coorte de 2006, estima-se que 8,8% dos alunos em idade correta na 8ª série ficam fora da escola ao menos uma vez ao longo destes quatro anos (ou seja, não completa a série no ano corrente e não se matricula no ano seguinte). Isto significa que 16% dos alunos que não completaram o ensino médio em idade correta (0,088/0,55) saíram da escola e não retornaram no ano seguinte pelo menos uma vez. Levando em conta que a taxa líquida de matrícula

na 8ª série (para esta coorte), é de 44% estima-se que apenas 20% dos alunos que não apresentam distorção idade-série ao longo do ensino fundamental completarão o ensino médio em idade correta. O fato de que mais da metade dos alunos não chega com idade correta ao final do ensino fundamental e de que, entre os que alcançam o último ano do ensino fundamental sem atrasos, mais da metade não completa o ensino médio na idade correta nos permite conjecturar que o problema de fluxo escolar no ensino médio deve-se predominantemente à repetência (e não à evasão), que ocorre principalmente ao longo do ensino fundamental.

Nos modelos que investigam os fatores associados à probabilidade de aprovação e de progresso escolar, mostrou-se que o *background* familiar é importante para explicar as chances de ser aprovado e de continuar estudando no ingresso e ao longo do ensino médio, corroborando resultados de trabalhos anteriores. Entretanto, nossas estimativas trazem novos achados: no período recente, a aprovação vem perdendo importância na explicação da continuidade dos estudos ao longo dos anos, pelo menos durante o ensino médio. Ainda assim, a diferença na probabilidade de progredir para a série seguinte entre alunos aprovados e não aprovados permanece elevada. Além disso, o efeito do atraso escolar na redução da probabilidade de aprovação é crescente ao longo do ciclo educacional, ou seja, é mais intensa à medida que o aluno avança ao longo do ensino médio.

A aprovação é um fator importante na explicação da probabilidade de evoluir ao longo do ciclo educacional, mas o fato de ter sido aprovado é menos importante para explicar a transição do ensino fundamental para o ensino médio do que o progresso ao longo deste ciclo educacional. Além disso, a aprovação também se torna um fator menos significativa para a continuidade dos estudos à medida que se evolui no ensino médio. Ademais, a aprovação vem perdendo importância na explicação da probabilidade de continuar os estudos ao longo do tempo, principalmente entre as séries do ensino médio.

A qualidade do ensino local, medida como o componente principal da oferta de professores, e da escolaridade e salário dos docentes, afeta positivamente a chance de aprovação e a probabilidade de permanecer na escola, em todas as séries analisadas. Esta é mais uma evidência de que a qualidade do ensino influencia positivamente o fluxo escolar entre alunos brasileiros, pelo menos entre os jovens. Este é um resultado importante do ponto de vista de políticas públicas: levando-se em consideração que a qualidade da escola é significativa para a aprovação e a aprovação é o principal gargalo para a transição, a qualidade da oferta do ensino médio deve ser uma das frentes de intervenção para políticas voltadas à melhoria do fluxo escolar do ensino médio.

Finalmente, apresentamos um resultado novo na literatura nacional, ao correlacionar a atratividade do mercado de trabalho local (medida pelos salários médio

dos jovens, salários médios dos adultos e taxa de emprego do mercado de trabalho relevante) com medidas de fluxo escolar. Esta dimensão não apresenta associação com a probabilidade de aprovação na série, mas parece afetar a probabilidade de continuar os estudos entre indivíduos que cursam o 2º ano do ensino médio: maiores chances de empregabilidade e rendimentos mais elevados estão associados à menor probabilidade de progredir para o 3º ano do ensino médio. Entretanto, as estimativas não são robustas a ponto de concluir que a atratividade do mercado de trabalho possa afetar as chances de aprovação e a decisão de permanecer na escola entre os alunos que nela ingressam e cursam o ensino médio.

ABSTRACT

This article estimates the enrollment flow from primary to and along the secondary education in Brazil. It also estimates the immediate determinants of the observed flows from a set of variables of student and family background, of local labor market outcomes, and of local school supply indicators. The results suggests that: student retention is still a barrier to high school enrollment and to the ideal school progression; the role of retention in explaining school dropout has decreased in recent years; parent's education is a relevant factor associated to correct school progression; and the school quality is an important determinant of pass rates and school progression.

Keywords: Enrollment flow, high school, labor market, school quality.

REFERÊNCIAS

- BEHRMAN, J. The International Food Policy Research Institute (IFPRI) and the Mexican PROGRESA Anti-Poverty and Human Resource Investment Conditional Cash. **World Development**, v. 38, n. 10, p. 1.473-1.485, 2010.
- BJOERKLUND, A.; LINDAHL, M.; PLUG, E. The origins of intergenerational associations: lessons from Swedish adoption data. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 121, n. 3, p. 999-1.028, 2006.
- BJOERKLUND, A.; JANTTI, M.; SOLON, G. **Nature and nurture in the intergenerational transmission of socioeconomic status**: evidence from Swedish children and their biological and rearing parents. NBER, 2007 (Working Paper, n. 12.985).
- BLACK, S.; DEVEREUX, P. J.; SALANES, K. G. Why the apple doesn't fall far: understanding the intergenerational transmission of education? **American Economic Review**, v. 95, n. 1, p. 437-449, 2005.
- CHEVALIER, A. **Parental education and child's education**: a natural experiment. IZA, 2004 (Discussion Paper, n. 1.153).
- DURYEA, S.; COX, E. A.; URETA, M. **Critical decisions at a critical age**: adolescents and young adults in Latin America. Washington: IADB, 2003.
- EDMONDS, E. Child labor. In: **Handbook of development economics**. Amsterdam: Elsevier, 2008.
- FERNANDES, R.; NATENZON, P. E. A evolução recente do rendimento escolar das crianças brasileiras: uma reavaliação dos dados do SAEB. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 28, n. 3, p. 3-22, 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**, v. 32, n. 3, p. 495-514, 2002.

FLETCHER, P. H.; RIBEIRO, S. C. O ensino de primeiro grau no Brasil de hoje. **Em Aberto**, v. 33, n. 6, p. 1-10, 1987.

GLEWWE, P.; KREMER, M. Schools, teachers, and education outcomes in developing countries. In: **Handbook of the economics of education**. Amsterdam: Elsevier, 2006.

GOMES-NETO, J. B.; HANUSHEK, E. A. Causes and consequences of grade repetition: evidence from Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, v. 43, n. 1, p. 117-148, 1994.

HAGBORG, W. J. *et al.* A follow-up study of high school students with a history of grade retention. **Psychology in the Schools**, v. 28, p. 310-317, 1991.

HANUSHEK, E. A. School Resources. In: **Handbook of the economics of education**. Amsterdam: Elsevier, 2006.

_____; RIVIK, S. Teachers quality. In: **Handbook of the economics of education**. Amsterdam: Elsevier, 2006.

JACOB, B.; LEFGREN, L. **The effect of grade retention on high school completion**. NBER, 2007 (Working Paper, n. 13.514).

JAKUBSON, G.; SOUZA, A. P. Does the gradient matter? Further understanding the intergenerational transmission of human capital. **The European Economic Association Annual Meeting**, Oslo, 2011.

JIMERSON, S. R.; ANDERSON, G. E.; WHIPPLE, A. D. Winning the battle and losing the war: examining the relation between grade retention and dropping out of high school. **Psychology in the Schools**, v. 39, n. 4, p. 441-457, 2002.

KLEIN, R. **Uma análise do sistema educacional do Estado de São Paulo**. Washington: BID Report, 1999.

_____; RIBEIRO, S. C. O censo educacional e o modelo de fluxo: o problema da repetência. **Revista Brasileira de Estatística**, v. 52, n. 197, p. 5-45, 1991.

LEON, F. F. L.; MENEZES-FILHO, N. A. Reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p. 417-452, 2002.

MANACORDA, M. **The cost of grade retention**. CEP, 2008 (Discussion Paper, n. 878).

McCOY, A. R.; REYNOLDS, A. J. Grade retention and school performance: an extended investigation. **Journal of School Psychology**, v. 37, n. 3, p. 273-298, 1999.

MEISELS, S. J.; LIAW, F. R. Failure in grade: do retained students catch-up? **Journal of Educational Research**, v. 87, p. 69-77, 1993.

MEISELS, S. J. *et al.* **Avaliando o impacto da progressão continuada nas taxas de rendimento e desempenho escolar no Brasil**. In: LACEA MEETING, 13. Rio de Janeiro, 2008.

MENEZES-FILHO *et al.* **Avaliando o impacto da progressão continuada nas taxas de rendimentos e desempenho escolar no Brasil**. In: XIII Lacea Meeting, Rio de Janeiro, 2011.

NERI, M. O paradoxo da evasão e as motivações dos sem escola. In: VELOSO, F. *et al.* (Org.). **Educação básica no Brasil: construindo o país do futuro**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

ORAZEM, P.; KING, E. Schooling in developing countries: the roles of supply, demand and government policy. In: **Handbook of development economics**. Amsterdam: Elsevier, 2008.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R.; FELÍCIO, F. Incorporando o atraso escolar e as características sócio-demográficas nas taxas de transição educacional: um modelo de fluxo escolar. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33. **Anais ...** Natal: ANPEC, 2005.

PONCZEK, V. P. Income bargaining effects on education health in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 94, n. 2, p. 242-253, 2010.

RIANI, J. L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. *Background* familiar versus perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros? **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 25, n. 2, p. 251-269, 2008.

RIBEIRO, S. C. A pedagogia da repetência. **Estudos Avançados**, v. 12, n. 5, p. 7-21, 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**, v. 32, n. 3, p. 395-416, 2002.

SACERDOTE, B. The nature and nurture of economic outcomes. **American Economic Review**, v. 92, n. 2, p. 344-348, 2002.

TAVARES, P. A.; MENEZES-FILHO, N. A. O papel do capital humano na trajetória da desigualdade de salários no Brasil no período de 1981 a 2006. In: MEETING OF THE BRAZILIAN ECONOMETRIC SOCIETY, 30. **Anais ...** Salvador, 2008.

(Original submetido em março de 2011. Última versão recebida em março de 2012. Aprovado em março de 2012.)

DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NO BRASIL: UMA DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA CONTRAFACTUAL

Erik Alencar de Figueiredo*

Cleiton Roberto da Fonseca Silva**

O objetivo deste estudo é mensurar a desigualdade de oportunidades brasileira. Para tanto, utilizam-se a abordagem teórica desenvolvida por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) e uma estratégia empírica baseada na conjugação do método de geração de contrafactuais de Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2009) com as inferências quantílicas sob má especificação propostas por Angrist, Chernozhukov e Fernández-Val (2006). Os resultados indicam que variáveis como educação e ocupação dos pais, raça e região de nascimento produzem efeitos expressivos (diretos e indiretos) sobre a renda dos indivíduos. Em resumo, a proporção da desigualdade de oportunidades na desigualdade total brasileira pode variar entre 29% e 35%.

Palavras-chave: Desigualdade de oportunidades, regressões quantílicas, método contrafactual.

1 INTRODUÇÃO

As recentes transformações na economia brasileira, como a abertura comercial, a estabilização do nível de preços e a consequente criação de um ambiente propício para a adoção dos programas de transferência de renda, foram decisivas para a melhora dos indicadores sociais, tais como concentração de renda, pobreza e bem-estar.¹ Em poucas palavras, a desigualdade de renda, que cresceu continuamente entre 1960 e 1990 (BARROS; MENDONÇA, 1995), passou a declinar de forma expressiva e estatisticamente significativa a partir da segunda metade da década de 1990 (AZEVEDO, 2007; FIGUEIREDO; ZIEGELMANN, 2009), resultando, conseqüentemente, numa melhora dos níveis de pobreza e indigência (RAMOS; SANTANA, 2003).

Sob o ponto de vista da igualdade de renda estrita, a análise desse cenário permite concluir que o Brasil vem se tornando uma nação mais justa. Porém, os desenvolvimentos recentes da literatura propõem algumas contestações. Na verdade, nem mesmo os *modern equalitarians*, como Rawls (1971), Dworkin (1981) e Arneson (1989), entre outros, consideram o conceito da perfeita igualdade de

* Professor do Departamento de Economia do Programa de Pós-graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB) e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* eafigueiredo@gmail.com

** Mestre em Economia pelo PPGE/UFPB.

1. Grande parte dessas mudanças se deu a partir da segunda metade da década de 1990. Para detalhes, com atenção específica para a distribuição de renda e pobreza, ver Neri (2006).

renda como a norma ideal para a justiça. Inspirados pela tradição rawlsiana, autores como Kolm (1972), Sen (1985) e Roemer (1996, 1998) advogam que as diferenças de renda devem ser tratadas como uma função das diversas necessidades, esforços ou preferências individuais.

Uma forma de captar essa diversidade é considerar o conceito de desigualdade de oportunidades.² Sob esse enfoque, os resultados econômicos dos indivíduos passam a ser observados como uma função de fatores de responsabilidade e de não responsabilidade (ROEMER, 1998). Em outras palavras, parte da renda é determinada por variáveis de esforço, tais como nível educacional, decisão de migrar, horas trabalhadas por ano etc., e parte por fatores que fogem do controle dos agentes econômicos, variáveis circunstância, ou seja, *background* familiar (nível educacional e ocupação dos pais), atributos individuais como raça, gênero, idade ou região de nascimento, entre outras.³ Uma das principais implicações desse novo conceito é que somente a desigualdade oriunda das variáveis de circunstância é socialmente indesejável.⁴

Porém, como calcular a desigualdade de oportunidades? Uma alternativa é decompor a iniquidade de uma determinada distribuição de renda, $I(Y^a)$,⁵ a partir da criação de duas distribuições contrafactuais. Uma livre da desigualdade relacionada às circunstâncias, $I(Y^c)$, e a outra onde não há desigualdade resultante do esforço, $I(Y^e)$. Diante disso, a desigualdade de oportunidades pode ser mensurada a partir de dois indicadores: no primeiro se considera a diferença entre as desigualdades da distribuição atual e da distribuição isenta de diferenciais de circunstâncias $I(Y^a) - I(Y^c)$ e no segundo, sumarizando a desigualdade oriunda apenas dos fatores de circunstância, $I(Y^e)$. Para tanto, faz-se necessário classificar o esforço individual como uma variável observável ou não observável.

Dentro do grupo de estudos que considera o esforço como uma variável observável, destaca-se o *paper* influente de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007). Analisando a desigualdade de oportunidades brasileira, os autores propõem uma abordagem paramétrica, em que os rendimentos são explicados pelas variáveis de circunstância e de esforço, postulando-se que as variáveis de circunstância possuem

2. Outra forma é adotar a literatura relacionada à identificação das desigualdades justa e injusta. Para uma introdução ao tema, ver Thomson (2011).

3. Alternativamente, a desigualdade de oportunidades pode ser mensurada a partir da comparação de distribuições condicionadas. Nesse caso, o foco é direcionado para o conjunto de oportunidades em que os indivíduos estão inseridos. Essa visão foi proposta, inicialmente, por Pattanaik e Xu (1990) e Kranich (1996) e desenvolvida, posteriormente, por Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2004). A ideia é simples: a igualdade de oportunidades prevalece se e somente se os indivíduos associados a um particular conjunto de circunstâncias não apresentarem vantagens em relação a um outro grupo de indivíduos pertencentes a um dado conjunto de circunstâncias.

4. Nesse ponto há um importante avanço em relação às teorias tradicionais como, por exemplo, a de Atkinson (1970), em que toda a desigualdade é socialmente indesejável.

5. Sendo / um índice de desigualdade como o Gini ou Theil, por exemplo.

efeito sobre as de esforço. Ou seja, as circunstâncias são endógenas e possuem impactos diretos e indiretos sobre a renda.

Com base nessa estrutura, os autores criam duas distribuições contrafactuais. A primeira, livre de efeitos (diretos e indiretos) das circunstâncias, e a segunda, isenta somente dos efeitos diretos das circunstâncias. Seus resultados sugerem que as variáveis de circunstância correspondem a cerca de 23% da desigualdade total, em que 60% são efeitos diretos e 40%, indiretos. O *background* familiar se apresenta como o principal fator de determinação do nível de oportunidades, dado que cerca de 70% do efeito das circunstâncias se devem à escolaridade do pai.

Ao considerar a variável de esforço como um fator não observável, a construção das distribuições contrafactuais necessita de uma suposição adicional, qual seja: duas pessoas com diferentes níveis de oportunidade, mas no mesmo percentil da sua distribuição condicionada ao seu tipo, empreendem o mesmo nível de esforço. Essa condição é reconhecida como *Roemer's Identification Axiom* (RIA) (ROEMER, 1996).

Dentro desse segundo enfoque de investigação, destaca-se o estudo de Checchi e Peragine (2010). Em sua estratégia empírica, os autores dividem a população em n tipos e m percentis (ou tranches), a partir da criação de uma matriz M^a de dimensão $n \times m$, representando a distribuição de renda vigente. Essa estrutura faz com que cada combinação do tipo com o tranche corresponda a um nível de renda. Como se supõe que em cada tranche o nível de esforço é o mesmo, a distribuição contrafactual é obtida a partir da substituição das colunas da matriz original por colunas onde vigora um valor médio para a renda do tranche. Dessa forma, a nova matriz, M^c não conterà diferenças de renda resultante das circunstâncias. Por conseguinte, o indicador para a desigualdade de oportunidades é calculado a partir de: $I(M^a) - I(M^c)$. Ou seja, novamente equalizam-se os efeitos das circunstâncias.

A aplicação dessa estratégia aos dados italianos no período de 1993 a 2000, divididos em 5 tipos e 20 tranches, indicou que a região Sul do país apresenta o dobro da desigualdade de oportunidades da região Centro-Norte. A comparação desses resultados com os obtidos por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) reforçou a magnitude da desigualdade de oportunidades brasileira. Como já destacado, no Brasil a proporção da desigualdade de oportunidades na desigualdade total é de cerca de 23%. Na Itália, essa proporção é de cerca de 10%.⁶

Recentemente, Pistolesi (2009) propôs um método alternativo para a captação da desigualdade de oportunidades. Sua abordagem incondicional é similar às estratégias de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) e Checchi e Peragine

6. Outros indicadores revelam o elevado nível de desigualdade de oportunidades brasileiro. Ver Barros *et al.* (2009) e Figueiredo e Ziegelmann (2010).

(2010) avançando em, pelo menos, dois sentidos: *i*) ao captar os efeitos das variáveis explicativas em diferentes pontos da distribuição da variável dependente e; *ii*) ao sugerir duas medidas de desigualdade de oportunidades, a primeira captando a desigualdade referente ao esforço (a partir da equalização das circunstâncias) e a segunda mensurando a desigualdade referente às circunstâncias (eliminando o efeito dos fatores de esforço).

Entretanto, apesar do seu procedimento apresentar vantagens em relação às abordagens anteriores, ele não está isento de críticas, principalmente no que se refere ao processo de estimação das distribuições contrafactuais.⁷ Em resumo, o autor utiliza um modelo semiparamétrico em que se considera que os coeficientes associados às covariáveis se associam de forma discreta com a variável dependente. De acordo com Machado e Mata (2005), essa relação constitui uma restrição importante para o processo de inferência.

Diante das estratégias empíricas progressas, em especial Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) e Pistolesi (2009), um avanço natural para o método de captação da desigualdade de oportunidades seria a utilização de uma ferramenta quantílica onde o problema da má especificação, resultante da omissão de variáveis relevantes e da endogeneidade das variáveis de circunstância, fosse abordado.

Ciente disso, este estudo propõe uma alternativa empírica para a mensuração da desigualdade de oportunidades. Para tanto, será conjugado o método de inferência de distribuições contrafactuais proposto por Chernozhukov, Fenández-Val e Melly (2009) com a estimação de regressões quantílicas sob má especificação e a consequente construção de *bounds* para as inferências pontuais contida em Angrist, Chernozhukov e Fenández-Val (2006). Esse instrumental será aplicado ao conjunto de dados brasileiro, fornecendo mais uma evidência sobre o nível de desigualdade de oportunidades desse país.

Além desta introdução, o artigo conta com quatro seções. Na seção 2 será apresentada a estratégia empírica subdividida em modelo teórico, estimação dos contrafactuais e banco de dados. A seção 3 é reservada aos resultados e a seção 4, às considerações finais.

2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

2.1 Mensurando a desigualdade de oportunidades

O modelo teórico adotado neste estudo assume que os rendimentos do indivíduo i , Y_i , podem ser explicados por variáveis de circunstância (C_i) e de esforço (E_i).

7. É evidente que todas as abordagens apresentadas estão sujeitas a importantes críticas e vieses resultantes, principalmente, da existência de endogeneidade, da má especificação das formas funcionais da equação de rendimento ou da adoção do RIA. Para uma leitura mais detalhada desses métodos, ver Ramos e Van de Gaer (2009).

Seguindo a orientação de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), postula-se uma relação de dependência entre os dois grupos de covariáveis, de tal forma que:

$$Y_i = f(C_i, E_i[C_i, v_i], u_i) \quad (1)$$

onde u_i e v_i são fatores aleatórios, inclusive a sorte. Sob essa estrutura, as variáveis de circunstância podem afetar os rendimentos de forma “direta” e “indireta”. Para deixar essa relação mais clara, considere uma especificação log-linear:

$$\ln Y_i = \alpha C_i + \lambda E_i + u_i \quad (2)$$

e, devido à endogeneidade das circunstâncias:

$$E_i = \Gamma C_i + v_i \quad (3)$$

onde α e λ são vetores de parâmetros, Γ representa uma matriz de coeficientes associados às variáveis de circunstância que influenciam o esforço. O sistema (2)-(3) informa que o efeito direto das circunstâncias é mensurado a partir do vetor α , enquanto o indireto é captado por $\lambda\Gamma$.

Definindo $\Phi(Y)$ como a distribuição marginal dos rendimentos obtida a partir de (1), os autores sugerem a construção de dois contrafactuais: i) no primeiro, apagam-se os efeitos totais das circunstâncias, isto é, $\tilde{Y}_i = f(\bar{C}_i, E_i[\bar{C}_i, v_i], u_i)$; e ii) no segundo, apagam-se apenas os efeitos diretos das circunstâncias, $\tilde{Y}_i^d = f(\bar{C}_i, E_i[C_i, v_i], u_i)$.

Note que, no primeiro caso, o vetor de renda resultante conterà apenas a desigualdade fruto das variáveis de esforço. Sendo assim, o *share* da desigualdade de oportunidades total será:

$$\Theta_I = \frac{I(\Phi(Y)) - I(\Phi(\tilde{Y}))}{I(\Phi(Y))} \quad (4)$$

sendo I um índice de desigualdade como o Gini ou Theil, por exemplo. Já o *share* da desigualdade oriundo dos efeitos diretos, segundo caso, é representado por:

$$\Theta_I^d = \frac{I(\Phi(Y)) - I(\Phi(\tilde{Y}^d))}{I(\Phi(Y))} \quad (5)$$

Dessa forma, o efeito indireto da desigualdade de oportunidades será $\Theta_I^i = \Theta_I - \Theta_I^d$.

O cálculo de (4) e (5) envolve as estimações do modelo (2), visando isolar os efeitos diretos da desigualdade e da forma reduzida

$$\ln Y_i = C_i(\alpha + \Gamma\lambda) + (v_i\lambda + u_i) \quad (6)$$

representando os efeitos totais das circunstâncias.

É evidente que os problemas relacionados a variáveis omitidas e a endogeneidade das circunstâncias tornam os parâmetros de (2) e (6) e, por conseguinte, a geração dos contrafactuais viesados. Cientes disso, e na ausência de variáveis instrumentais apropriadas, Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) promoveram uma simulação de Monte Carlo, obtendo intervalos de variação para os coeficientes estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). O procedimento baseou-se no *monotone treatment response* fornecido por Manski e Pepper (2000).

Na subseção seguinte, serão propostos métodos alternativos aos de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007). Em primeiro lugar, a geração dos contrafactuais se baseará em uma estrutura quantílica e não apenas nos valores médios da distribuição condicionada. Nesse sentido, as inferências alinham-se aos esforços de Pistoletti (2009), porém com um método mais robusto para a geração das distribuições simuladas. A questão da endogeneidade será tratada a partir da construção de *bounds* para a inferência de regressões quantílicas.

2.2 Método contrafactual

A escolha do ferramental desenvolvido por Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2009) é justificável por constituir um importante avanço em relação aos métodos *regression-based* progressos. O principal deles é o desenvolvimento das teorias de distribuição e inferência para os estimadores. No mais, os estimadores podem se basear em uma classe ampla de métodos de regressão para as distribuições condicionais, tais como as regressões clássica e quantílica, os modelos de duração e as *distribution regressions*. Dessa forma, os autores incluem instrumentais anteriores, como os de Gosling, Machin e Meghir (2000), Donald, Green e Paarsch (2000) e Machado e Mata (2005), como casos especiais da sua teoria.⁸

8. É importante destacar que esta análise se concentra apenas nos métodos *regression based*, em detrimento da literatura relacionada aos métodos *propensity score* (DINARDO; FORTIN; LEMIEUX, 1996; FIRPO; FORTIN; LEMIEUX, 2009), entre outros. Uma comparação entre os métodos de regressão e de *propensity score* pode ser encontrada no capítulo 3 de Angrist e Pischke (2008).

Nessa abordagem, a população investigada é dividida em dois grupos indexados por $j \in \{0,1\}$. O grupo de referência é representado por $j = 0$, enquanto o grupo $j = 1$ sumariza os resultados contrafactuais. Para estabelecer a análise de regressão, é importante definir a distribuição condicional (*u-quantile*) de Y dado X no grupo j , $Q_{Y^j}(u|x)$, e a distribuição marginal para o p-vetor das covariadas X no grupo k , F_{X^k} , para $j, k \in \{0,1\}$. Em seguida, define-se a variável de interesse Y_j^j como uma função das covariáveis e de um distúrbio não aditivo U_j^j . Considerando a representação de Skorohod, essa relação será:

$$Y_j^j = Q_{Y^j}(U_j^j | X_j),$$

onde $U_j^j \sim U(0,1)$ independente de $X_j \sim F_{X^j}$, para $j \in \{0,1\}$.⁹

O experimento contrafactual adotado neste estudo consiste em gerar o resultado da *conditional quantile function* para o grupo $j = 1$, $Q_{Y^1}(u|x)$, mantendo as distribuições marginais das covariáveis do grupo $j = 0$, ou seja, $X_0 \sim F_{X^0}$. Sendo assim, define-se o resultado contrafactual Y_1^0 por:

$$Y_1^0 = Q_{Y^1}(U_1^0 | X_0) \quad (7)$$

onde $U_1^0 \sim U(0,1)$ independente de $X_0 \sim F_{X^0}$.

Como já destacado, (7) pode ser inferida a partir de uma série de métodos conhecidos na literatura, inclusive vários modelos de tratamento exógenos e endógenos (GIUSTINELLI, 2010). Porém, na ausência de instrumentos apropriados, se propõe que as distribuições condicionadas sejam inferidas via regressões quantílicas (QR) sob a hipótese da má especificação da Função Quantílica Condicionada (CQF). Para tanto, adota-se o referencial teórico proposto por Angrist, Chernozhukov e Fernández-Val (2006), em que a má especificação da CQF pode ser entendida, inclusive, como resultante da omissão de uma variável relevante. Por fim, propõe-se a construção de *bounds* para as estimativas pontuais.

Sob o modelo de QR, a CQF pode ser obtida a partir da solução do problema de otimização:

$$Q_Y(u | X) \equiv \arg \min_{q(X)} E[\rho_u(Y - q(X))]$$

9. Diferentemente dos modelos de regressão clássicos, a representação de Skorohod não necessita da hipótese da relação aditiva entre os erros e as covariáveis. Para detalhes, ver Van der Vaart e Wellner (1996).

onde $\rho_u(w) = (u - I(w \leq 0))w$ é uma *check function*, com I representando uma função indicadora que assume valor 1 se o argumento é correto e 0 caso contrário. Caso $q(X)$ seja uma função linear bem especificada, o estimador de QR para vetor de parâmetros $\beta(u)$ resolve o problema populacional

$$\beta(u) \equiv \arg \min_{\beta \in R^d} E[\rho_u(Y - X'\beta)]$$

Segundo Powell (1986), esse vetor de parâmetros pode ser interpretado como um estimador de Método dos Momentos Generalizados (MMG) que satisfaz a condição de momento:

$$E[u - I\{Y \leq X'\beta(u)\} | X] = 0 \quad (8)$$

Caso a CQF seja mal especificada devido à omissão de uma variável relevante, a condição de ortogonalidade em (8) não prevalecerá. Por exemplo, suponha o interesse em uma regressão com as seguintes covariáveis, $X = [X'_1, X'_2]'$, porém, X_2 não se encontra disponível, tal como a habilidade na equação de salários ou as variáveis associadas a fatores genéticos, geralmente omitidas em estudos relacionados à desigualdade de oportunidades. Sendo assim, o problema de otimização quantílico será:

$$\gamma_1(u) \equiv \arg \min_{\gamma_1} E[\rho_u(Y - X'_1\gamma_1)]$$

Contudo, a especificação correta para a CQF seria:

$$(\beta_1(u)', \beta_2(u)') \equiv \arg \min_{\beta_1, \beta_2} E[\rho_u(Y - X'_1\gamma_1 + X'_2\gamma_2)]$$

Diante disso, pode-se mensurar o erro de especificação associado à omissão da variável X_2 por:

$$R_u(X) := Q_Y(U | X) - X'_1\beta_1$$

Note que, se a CQF é linear, então $R_u(X) = X_2'\beta_2$. Sob algumas condições de regularidade, Angrist, Chernozhukov e Fernández-Val (2006) demonstram que a relação entre $\beta_1(u)$ e $\gamma_1(u)$ é dada por: $\gamma_1(u) = \beta_1(u) + \beta_1(u)$, com

$$B_1(u) = E[w_u(X)X_1X_1']^{-1} E[w_u(X)X_1R_u(X)] \quad (9)$$

onde a função de ponderação (*importance weights*) é definida por:

$$w_u(X) = \frac{1}{2} \int_0^1 f_{\varepsilon_u}(t\Delta_u(X, \gamma_1) | X) dt \quad (10)$$

$\Delta_u := X'\beta - Q_Y(u | X)$ é o erro de especificação relacionado à estrutura linear da regressão, $\varepsilon_u := Y - Q_Y(u | X)$ é o resíduo quantílico, definido como o desvio da variável dependente em relação ao quantil condicional de interesse e $f_{\varepsilon_u}(\cdot)$ é a densidade condicionada.

A expressão (10) é calculada a partir da seguinte aproximação discreta:

$$\hat{w}_u(X) = \frac{1}{101} \sum_{t=1}^{101} \frac{1}{2} \hat{f}_Y \left(\frac{t-1}{101} x' \hat{\beta}(u) + \left(1 - \frac{t-1}{101} \right) \hat{Q}_Y(u | X = x) \mid X = x \right)$$

com as densidades condicionais inferidas a partir de um kernel gaussiano.¹⁰ Em suma, esse procedimento permite calcular o viés dos estimadores de QR e, por conseguinte, obter bandas de variação para a estimativa pontual ineficiente.¹¹

2.3 Dados

Os dados utilizados neste estudo são similares aos de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007). Trata-se de informações captadas na Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) para o ano de 1996. Este ano foi escolhido por conta do suplemento de mobilidade social, onde são sumarizadas as informações relacionadas a educação, escolaridade e ocupação dos pais dos indivíduos selecionados. Consideraram-se somente os homens chefes de família, com idade entre 25 e 65 anos, residindo em zonas urbanas. Os rendimentos são representados pelo salário por hora,¹² expresso em reais, de setembro de 2007.

10. Detalhes sobre o processo de estimação podem ser encontrados no suplemento computacional de Angrist, Chernozhukov e Fernández-Val (2006), disponível em: <<http://econ-www.mit.edu/files/385>>

11. Uma discussão sobre a construção de bandas de variação a partir de métodos semiparamétricos pode ser encontrada em Lee (2009).

12. Renda de todos os trabalhos dividida pelo número de horas trabalhadas.

O vetor de variáveis de circunstâncias inclui: *i*) uma *dummie* para raça, que assume valor 1 para os não brancos (isto é, negros, pardos e indígenas) e 0 para os brancos (brancos e asiáticos);¹³ *ii*) uma *dummie* para as regiões, que assume valor 1 se o indivíduo reside nas regiões mais dinâmicas do país (Sul, Sudeste e Centro-Oeste) e 0 caso contrário (regiões Norte e Nordeste); *iii*) educação do pai e da mãe, expressas em anos de estudo;¹⁴ e *iv*) a posição ocupacional do pai; dividida nas seis categorias propostas por Pastore e Silva (1999).¹⁵

As variáveis de esforço são representadas por: *i*) anos de estudo do indivíduo; *ii*) uma *dummie* para migração;¹⁶ e *iii*) seu *status* no mercado de trabalho (trabalhador formal, sem carteira de trabalho assinada ou trabalhando por conta própria). Consideram-se ainda *dummies* para as coortes, onde a primeira coorte representa os indivíduos nascidos entre 1936 e 1940 (variável *dummie* C1); a segunda, os que nasceram entre 1941 e 1945, e assim por diante até a última coorte, contendo aqueles que nasceram entre 1966 e 1970 (variável *dummie* C7).

A amostra conta com 24.293 indivíduos. Ao considerar o desenho complexo, ela é expandida para 19.565.783 indivíduos. Algumas estatísticas descritivas são apresentadas na tabela 1, onde as informações estão divididas em variáveis de esforço e circunstâncias. Destaca-se o maior nível educacional médio dos filhos em relação aos pais. A comparação entre as escolaridades médias dos pais e das mães denuncia que elas não são significativamente diferentes. Nota-se também que há maior incidência de migrantes e de trabalhadores com carteira assinada.

Com relação ao restante das informações, observa-se que há uma predominância de indivíduos brancos e de residentes nas áreas mais dinâmicas do país. No que se refere à ocupação dos pais, cerca de 86% trabalham em setores intensivos em baixo estoque de capital humano.

13. Convém ressaltar que existe certa confusão entre discriminação racial e desigualdade de oportunidades por causa da transmissão intergeracional de capital humano. Este ponto constitui uma importante limitação aos resultados deste estudo. Para maiores detalhes, ver Leite (2008).

14. Seguindo a mesma classificação de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007).

15. Categorias: 1) Baixo inferior: lavrador, pescador, lenhador etc.; 2) Baixo superior: braçal, servente, vigia etc.; 3) Médio inferior: pedreiro, eletricista, marceneiro etc.; 4) Médio médio: praticista, viajante, chefe de nível baixo etc.; 5) Médio superior: assessor, gerente de alto nível, diretor etc.; e 6) Alto: grande proprietário, magistrado, nível superior etc.

16. Se o indivíduo reside em uma cidade diferente do seu local de nascimento.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variáveis	
Média dos rendimentos	1.655,36
Variáveis de esforço	
Média de escolaridade	6,97
Migrantes (%)	64
Status no mercado de trabalho (%)	
Formal	57
Informal	14
Conta própria	29
Variáveis de circunstância	
Média de escolaridade do pai	3,06
Média de escolaridade da mãe	2,99
Raça (%)	
Branco	61
Não branco	39
Regiões (%)	
Norte e Nordeste	31
Sul, Sudeste e Centro-Oeste	69
Ocupação dos pais (%)	
Baixo inferior	26
Baixo superior	34
Médio inferior	26
Médio médio	8
Médio superior	4
Alto	2

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

3 RESULTADOS

A captação do nível de desigualdade de oportunidades requer a comparação entre as distribuições para a renda observada e simulada. Para tanto, serão adotados dois procedimentos. No primeiro, calculam-se os efeitos totais das circunstâncias sobre os rendimentos. Para isso, os contrafactuais serão estimados a partir da especificação reduzida (6). Em seguida, observam-se os efeitos diretos das circunstâncias com os contrafactuais calculados a partir da especificação (2). Em ambos os casos, pode-se fixar todas as variáveis de circunstâncias ou uma a uma. As inferências serão baseadas no método de regressões quantílicas, com *bounds* construídos a partir do ferramental apresentado na subseção 2.2.

Os detalhes relativos aos procedimentos iniciais, em especial as especificações das funções de regressão e os cálculos das distribuições condicionadas, serão abordados na subseção 3.1. Em seguida, discutem-se os resultados relacionados à captação da desigualdade de oportunidades brasileira (subseção 3.2).

3.1 Análise preliminar

As inferências contrafactuais considerarão os quantis (0.10, 0.20, 0.50, 0.80, 0.90). No mais, os *bounds* com 90% de confiança serão computados para cada coeficiente usando-se o cálculo para os vieses do vetor de parâmetros especificados em (9). As tabelas 2 e 3 sumarizam as informações das regressões (2) e (6), considerando a mediana. Convém destacar que a função de *importance weights* é estimada a partir da aproximação discreta (10), tornando possível a mensuração dos vieses das estimativas de QR.

TABELA 2
Equação de rendimentos – 1996

	Quantil 0.5			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Banda inferior	Banda superior
Constante	2.2636*	0.2342	1.9656	2.8954
Educação	0.1123*	0.0016	0.1072	0.1243
Migração	0.1011*	0.0118	0.0357	0.1654
Idade 1	0.4773*	0.0129	0.3456	0.6521
Idade 2	-0.0003**	0.0001	-0.0005	-0.0001
Educação do pai	0.0242*	0.0023	0.0125	0.0298
Educação da mãe	0.0137*	0.0021	0.0106	0.0179
Raça	-0.1884*	0.0127	-0.2396	-0.1002
Regiões	0.2140*	0.0132	0.1064	0.3459
Mercado de trabalho (Ref. trabalhador formal)				
Trabalho informal	-0.0629*	0.0130	-0.0749	-0.0334
Conta própria	-0.3099*	0.0173	-0.3566	-0.2344
Ocupação do pai (Ref. baixo inferior)				
Baixo superior	-0.0234	0.0160	-0.0329	-0.0200
Médio inferior	0.0667*	0.0173	0.0541	0.0756
Médio médio	0.1404*	0.0262	0.1023	0.2306
Médio superior	0.1267*	0.0269	0.0999	0.2187
Alto	0.2316*	0.0366	0.1458	0.3218
Coorte (Ref. coorte C7)				
C1	-0.2470**	0.1176	-0.3183	-0.1834
C2	-0.1231	0.0824	-0.1954	-0.0542
C3	-0.0181	0.0561	-0.0587	-0.0091
C4	0.0129	0.0378	0.0072	0.0136
C5	0.0053	0.0254	0.0008	0.0093
C6	0.0023	0.0336	0.0010	0.0086
R ²			0.2886	
Amostra			24,278	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: *p<0.01 e **p<0.05.

TABELA 3
Equação de rendimentos – forma reduzida

	Quantil 0.5			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Banda inferior	Banda superior
Constante	3.5783*	0.0283	3.0958	3.9831
Educação do pai	0.0745*	0.0028	0.0439	0.0970
Educação da mãe	0.0400*	0.0026	0.0096	0.1075
Raça	-0.3175*	0.0156	-0.4076	-0.0934
Regiões	0.2905*	0.0163	0.1548	0.4490
Ocupação do pai (Ref. baixo inferior)				
Baixo superior	0.0577*	0.0198	0.0198	0.1290
Médio inferior	0.3256*	0.0208	0.2556	0.4675
Médio médio	0.4307*	0.0320	0.1743	0.6879
Médio superior	0.3994*	0.0330	0.1056	0.5277
Alto	0.4936*	0.0330	0.3209	0.6498
Coorte (Ref. coorte C7)				
C1	0.1276*	0.0333	0.0568	0.2887
C2	0.2293*	0.0295	0.1087	0.5482
C3	0.3522*	0.0260	0.1560	0.6431
C4	0.3699*	0.0241	0.2400	0.5777
C5	0.2932*	0.0235	0.0987	0.4309
C6	0.1562*	0.0233	0.0845	0.2964
R ²			0.1786	
Amostra			24,278	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: *p<0.01.

A tabela 2 apresenta os coeficientes de QR, os erros-padrão robustos e os *bounds* (inferior e superior) para as estimativas pontuais. *Grosso modo*, os resultados indicam: *i*) um retorno da educação próximo a 11%, resultado similar aos disponíveis na literatura brasileira (SACHSIDA; LOUREIRO; MENDONÇA, 2004); *ii*) a educação dos pais como um fator relevante para determinação dos salários; *iii*) os não brancos apresentam um nível de renda mais baixo em relação aos brancos (brancos e asiáticos); *iv*) as pessoas que residem nas regiões mais dinâmicas (Sul, Sudeste e Centro-Oeste) têm um nível de renda mais alto do que as que residem nas regiões Norte e Nordeste; *v*) a intensividade em capital humano do setor de ocupação do pai possui uma relação direta com o nível de renda do filho; e *vi*) as variáveis de coorte não se mostraram significativas. As estimativas para a regressão reduzida (6) estão dispostas na tabela 3. Note-se que nessa estrutura não há variáveis de esforço, portanto o modelo perde em poder explicativo.

A estimação das funções condicionadas constitui o primeiro passo da análise. Em seguida, inferem-se as distribuições contrafactuais a partir da fixação de um grupo de referência. No caso das variáveis não dicotômicas, como educação dos

pais e das mães, foi criada uma variável *dummie*, que indicará o grupo de referência. Para essas variáveis, o grupo de referência será o dos pais com ensino elementar completo. Já a referência para a ocupação do pai será a categoria Médio inferior. Os demais grupos serão os migrantes, os brancos e a região mais dinâmica. Nessa etapa será possível isolar o efeito de cada variável de circunstância sobre o indicador de desigualdade. Por conta disso, serão calculados seis índices de desigualdade, considerando as equalizações: total (todas as circunstâncias fixadas); por raça; por região; pela educação do pai; pela educação da mãe; e pela ocupação do pai.

Um exemplo da geração de um contrafactual é apresentado na tabela 4. Nela têm-se os resultados para as distribuições do logaritmo da renda observada e simulada, com efeitos total e diretos, em quantis selecionados, considerando todas as circunstâncias apagadas. Assim como esperado, as simulações diminuíram a dispersão na distribuição da renda. Isto é, houve uma redução nos desvios-padrão das distribuições (SE), indicando que as variáveis de circunstância possuem um efeito expressivo sobre a distribuição dos rendimentos brasileiros.

TABELA 4

Distribuições observada e simulada para o log da renda

Quantis	Distribuições		
	Renda observada	Total	Diretos
0.10	4.00	5.02	4.34
0.20	4.39	5.09	4.75
0.50	5.22	5.56	5.02
0.80	5.98	5.81	6.01
0.90	6.40	6.03	6.36
SE	0.95	0.81	0.90

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

A observação dos quantis selecionados indica que a equalização das circunstâncias promove um impacto mais expressivo na parte de baixo da distribuição, isto é, considerando os quantis 0.10 e 0.20, o valor relativo às distribuições simuladas é sempre superior ao da distribuição observada. O efeito inverso é observado na parte de cima da distribuição.

3.2 Índices de desigualdade de oportunidades

Como já destacado, a simulação contrafactual tornou a distribuição dos rendimentos mais compacta. Resta saber a magnitude desse movimento. Diante disso, propõe-se o cálculo dos indicadores de desigualdade brasileiros observando os efeitos total e direto das variáveis de circunstâncias.¹⁷

17. Os resultados dessa seção baseiam-se na aplicação do exponencial sobre os contrafactuais, dado que na especificação da regressão utilizou-se o log da renda.

A tabela 5 sintetiza a desigualdade de oportunidades mensurada pelo índice Theil.¹⁸ No painel A têm-se as informações relacionadas ao efeito total das variáveis de circunstâncias, destacando-se as estimativas pontuais para as desigualdades com seus respectivos *bounds* e a participação desses indicadores na desigualdade de renda (equação 4). Já no painel B têm-se as informações relativas ao efeito direto das variáveis de circunstâncias (equação 5).

TABELA 5

Índice e contribuição da desigualdade de oportunidades brasileira

	Total	Raça	Regiões	Educação do pai	Educação da mãe	Ocupação do pai
Painel A: Efeito total das circunstâncias						
Banda superior	(0,4032)	(0,4487)	(0,4321)	(0,4098)	(0,4254)	(0,4243)
Média	0,3814	0,4265	0,4125	0,3984	0,4102	0,4076
Banda inferior	(0,3654)	(0,4097)	(0,3901)	(0,3805)	(0,3989)	(0,3891)
% das circunstâncias na desigualdade de renda						
Banda superior	(0,3520)	(0,2734)	(0,3082)	(0,3252)	(0,2926)	(0,3099)
<i>Share</i> da média	0,3236	0,2436	0,2684	0,2934	0,2725	0,2771
Banda inferior	(0,2849)	(0,2042)	(0,2337)	(0,2732)	(0,2456)	(0,2475)
Painel B: Efeito direto das circunstâncias						
Banda superior	(0,4985)	(0,5123)	(0,5102)	(0,5013)	(0,5129)	(0,5087)
Média	0,4710	0,4967	0,4903	0,4845	0,4909	0,4856
Banda inferior	(0,4565)	(0,4787)	(0,4705)	(0,4634)	(0,4723)	(0,4701)
% das circunstâncias na desigualdade de renda						
Banda superior	(0,1904)	(0,1510)	(0,1656)	(0,1782)	(0,1624)	(0,1663)
<i>Share</i> da média	0,1647	0,1191	0,1305	0,1408	0,1294	0,1388
Banda inferior	(0,1159)	(0,0915)	(0,0952)	(0,1110)	(0,0904)	(0,0978)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Convém ressaltar que a desigualdade do vetor de renda observada é de 0,5639. Diante disso, a primeira coluna de resultados da tabela 5 informa que, após a equalização de todos os fatores de circunstância, o índice de desigualdade recua para 0,3814, ou seja, o peso total das variáveis de circunstância sobre a desigualdade de renda é de aproximadamente 32% $[(0,5639 - 0,3814) / 0,5639]$. Considerando apenas os efeitos diretos dos fatores de não responsabilidade, esse peso cai para 16%. Esses percentuais indicam que há um equilíbrio entre a contribuição dos fatores diretos e indiretos sobre a desigualdade de oportunidades. Em outras palavras, variáveis como educação e ocupação dos pais, raça e região de nascimento produzem efeitos expressivos não só sobre a renda do indivíduo como também sobre o seu nível de esforço.

18. Convém ressaltar que há uma discussão relacionada à aplicação de um índice de desigualdade sobre uma variável obtida a partir de um processo contrafactual. Para detalhes, ver Devoight (2008).

Ainda na primeira coluna, observam-se as estimativas para os *bounds* inferior e superior dos índices. Os resultados indicam que o peso total das circunstâncias sobre a desigualdade de renda pode variar entre 29% e 35%. Já o efeito direto se situa entre 12% e 19% e, conseqüentemente, o *share* do efeito indireto se limita ao intervalo de 16% e 17%.

Nos demais resultados, cada fator de circunstância será fixado um a um. Esse exercício indica que a educação do pai é o fator que mais contribui para a desigualdade de oportunidades isoladamente. Isso reforça as evidências da baixa mobilidade intergeracional da educação brasileira (FERREIRA; VELOSO, 2003). Logo em seguida, vêm mais duas variáveis relacionadas ao *background* familiar: ocupação do pai, o que se coaduna com as evidências da baixa mobilidade social brasileira (PASTORE; SILVA, 1999), e a educação da mãe. As equalizações por raça e região geográfica são as de menor impacto dentro do conjunto de variáveis de circunstância disponível.

Em linhas gerais, esses resultados mostram algumas diferenças em relação aos obtidos por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007). A mais expressiva reside na mensuração do impacto da desigualdade de oportunidades sobre a desigualdade total. De acordo com esses autores, o peso da desigualdade de oportunidades brasileira (4) é de cerca de 23%, valor bem inferior ao *share* para a estimativa pontual da tabela 5 e, até mesmo, ao seu limite inferior (29%).

Visto que o banco de dados utilizados por esses estudos é similar, acredita-se que a discrepância nos resultados se deva às diferenças metodológicas. Enquanto o estudo de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) se baseou em contrafactuais gerados a partir do método de MQO, observando os valores condicionados médios, os resultados da tabela 5 consideraram os efeitos das variáveis explicativas em diferentes pontos da distribuição da variável dependente.

Essa impressão é reforçada pelo estudo de Figueiredo (2011). Usando o modelo teórico proposto por Pistolesi (2009), o autor calcula dois indicadores de desigualdade de oportunidades: o primeiro captando a desigualdade referente ao esforço (a partir da equalização das circunstâncias) e o segundo mensurando a desigualdade referente às circunstâncias (eliminando o efeito dos fatores de esforço). Seus resultados, também baseados em contrafactuais quantílicos, indicam que as participações da desigualdade de oportunidades na desigualdade de renda são de 35% e 34%, respectivamente.

No mais, empregou-se a estimação de regressões quantílicas sob má especificação da CQF, conforme proposto por Angrist, Chernozhukov e Fernández-Val (2006). Admitir a omissão de variáveis relevantes permite uma estimativa robusta para Θ_r . Como a estratégia adotada por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) não considerou esse tipo de problema, não houve plena equalização das variáveis

de circunstância em (4), de modo a gerar um contrafactual possivelmente viesado, ou seja, os autores superestimaram $I(\Phi(\tilde{Y}))$, o que gerou, via (4), uma baixa estimativa (23%) para a desigualdade de oportunidades brasileira em comparação aos resultados aqui apresentados (entre 29% e 35%).

Em resumo, a utilização de um método mais robusto para a geração das distribuições contrafactuais e a consideração explícita da má especificação da CQF demonstrou que o nível de desigualdade de oportunidades brasileiro é ainda maior do que o já computado na literatura. Observou-se ainda uma discrepância no que se refere aos efeitos diretos e indiretos das variáveis de circunstância sobre a desigualdade total. Enquanto Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) estimam que 40% da influência das variáveis de circunstância sobre a desigualdade se dá de forma indireta, as estimativas aqui apresentadas indicam algo em torno de 50%. A explicação para tal fato pode ser visualizada a partir de (5). No procedimento de “apagar” os efeitos diretos das circunstâncias visando obter $I(\Phi(\tilde{Y}^d))$, os autores não excluíram apenas o efeito direto, mas também o efeito indireto de variáveis omitidas, uma vez que não consideraram problemas de má especificação na estimativa. Isso posto, “superequalizaram” os supostos efeitos diretos em (5), de forma a superestimar Θ_I^d e subestimar Θ_I^i .

Isso deixa claro como problemas relacionados às variáveis omitidas tornam os parâmetros de (2), (6) e, conseqüentemente, os contrafactuais, viesados. Como a estimativa da desigualdade de oportunidades se baseia nesses contrafactuais, a ocorrência desse problema, como em Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), remete a uma estimativa viciada para a desigualdade de oportunidades.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi mensurar a desigualdade de oportunidades brasileira. Para tanto, adotou-se o modelo teórico desenvolvido por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), em que as variáveis de circunstância possuem efeitos diretos e indiretos sobre os resultados econômicos dos indivíduos. O banco de dados foi fornecido pelo suplemento social da PNAD de 1996.

Diante de possíveis vieses decorrentes da má especificação das equações de rendimento e da necessidade de se considerar os efeitos das variáveis explicativas em diferentes pontos da distribuição da variável dependente, optou-se por construir as distribuições contrafactuais a partir de um método quantílico. A alternativa empírica envolveu a inferência de distribuições contrafactuais proposta por Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2009) e a estimação de regressões quantílicas sob má especificação da CQF, desenvolvida por Angrist, Chernozhukov e Fernández-Val (2006).

Os resultados indicaram um equilíbrio entre os impactos direto e indireto das circunstâncias sobre os rendimentos. A utilização dessa estratégia robusta apontou para um nível de desigualdade de oportunidades maior do que o já computado na literatura. Em resumo, estimou-se que o impacto da desigualdade de oportunidades na desigualdade total brasileira pode variar entre 29% e 35%.

ABSTRACT

The aim of this study is to measure the inequality of opportunities in Brazil. For this purpose, we use the theoretical approach developed by Bourguignon, Ferreira e Menéndez. (2007) and an empirical strategy based on combining the method of counterfactual generation by Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2009), with quantile inference under misspecification proposed by Angrist, Chernozhukov e Fernández-Val (2006). The results indicate that variables such as education and occupation of parents, race and region of birth produce significant effects (direct and indirect) on income of individuals. In summary, the proportion of inequality of opportunity in total Brazilian inequality can vary between 29% and 35%.

Keywords: Inequality of opportunity, quantile regressions, counterfactual method.

REFERÊNCIAS

- ANGRIST, J.; CHERNOZHUKOV, V.; FERNÁNDEZ-VAL, I. Quantile regression under misspecification, with an application to the US wage structure. **Econometrica**, v. 74, n. 2, p. 539-563, 2006.
- ANGRIST, J.; PISCHKE, J.-S. **Mostly harmless econometrics**: an empiricist's companion. Princeton: Princeton University Press, 2008.
- ARNESON, R. Equality and equal opportunity for welfare. **Philosophical Studies**, n. 56, p. 77-93, 1989.
- ATKINSON, A. On the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 2, n. 3, p. 244-263, 1970.
- AZEVEDO, J. Avaliando a significância estatística da queda na desigualdade no Brasil. In: BARROS, R.; FOGUEL, M.; ULLYSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2007.
- BARROS, R. *et al.* **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington: World Bank, 2009.
- BARROS, R.; MENDONÇA, R. A evolução do bem-estar, pobreza e desigualdade no Brasil ao longo das últimas décadas – 1960/90. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 25, n. 1, p. 115-164, 1995.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; MENÉNDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of Income and Wealth**, v. 53, p. 585-618, 2007.
- CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. **Journal of Economic Inequality**, v. 8, n.4, p. 429-450, 2010.

CHERNOZHUKOV, V.; FERNÁNDEZ-VAL, I.; MELLY, B. Inference on counterfactual distributions. **CEMMAP Working Papers**, CWP09/09, 2009.

DEVOOGHT, K. To each the same and to each his own: a proposal to measure responsibility-sensitive income inequality. **Economica**, v. 75, p. 280-295, 2008.

DWORKIN, R. What is equality? Part 2: Equality of resources. **Philosophy and Public Affairs**, v. 10, p. 185-246, 1981.

DINARDO, J.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica**, v. 64, p. 1.001-1.044, 1996.

DONALD, S.; GREEN, A.; PAARSCH, H. Differences in wage distributions between Canada and the United States: an application of a flexible estimator of distribution functions in the presence of covariates. **Review of Economic Studies**, v. 67, p. 609-633, 2000.

FERREIRA, S.; VELOSO, F. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, p. 481-583, 2003.

FIGUEIREDO, E. **Mensurando a desigualdade de oportunidades brasileira**. PPGE/UFPB, 2011 (Texto para Discussão).

FIGUEIREDO, E.; ZIEGELMANN, F. Estimation of opportunity inequality in Brazil using nonparametric local logistic regression. **Journal of Development Studies**, v. 46, n. 9, p. 1.593-1.606, 2010.

_____. Mudanças na distribuição de renda brasileira: significância estatística e bem-estar social. **Revista de Economia Aplicada**, v. 13, p. 257-277, 2009.

FIRPO, S.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 953-973, 2009.

GIUSTINELLI, P. Non-parametric bounds on quantiles under monotonicity assumptions: with an application to the Italian education returns. **Journal of Applied Econometrics**, 2010.

GOSLING, A.; MACHIN, S.; MEGHIR, C. The changing distribution of male wages in the U.K. **Review of Economic Studies**, v. 67, p. 635-666, 2000.

KOLM, S-C. **Justice et équité**. Paris: Editions du Centre National de La Recherche Scientifique, 1972.

KRANICH, L. Equitable opportunities: an axiomatic approach. **Journal of Economic Theory**, v. 71, p. 132-147, 1996.

LEE, Y. **Efficiency bounds for semiparametric estimation of quantile regression under misspecification**. University of Wisconsin-Madison, 2009 (Working Paper).

LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. **Harder times for heirs**: social background and income in France, 1979-2000. THEMA, 2004. Mimeografado.

LEITE, P. Race discrimination or inequality of opportunities: the Brazilian case. In: KLASSEN, S. (Ed.). **Poverty, inequality and policy in Latin America**. 2008. cap. 3.

MACHADO, J.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, p. 445-465, 2005.

MANSKI, C.; PEPPER, J. Monotone instrumental variables, with an application to the returns to schooling. **Econometrica**, v. 68, n. 4, p. 997-1.012, 2000.

NERI, M. Desigualdade, estabilidade e bem-estar social. **Ensaio Econômicos**, EPGE/FGV, n. 637, 2006.

PASTORE, J.; SILVA, N. **Mobilidade social no Brasil**. São Paulo: Makron Books, 1999.

PATTANAIK, P.; XU, Y. On ranking opportunity sets in terms of freedom of choice. **Recherches Economiques de Louvain**, v. 56, p. 383-390, 1990.

PISTOLESI, N. Inequality of opportunity in the land of opportunities. **Journal of Economic Inequality**, v. 7, p. 411-433, 2009.

POWELL, J. Symmetrically trimmed least squares estimation for tobit models. **Econometrica**, v. 54, n. 6, p. 1.435-1.460, 1986.

RAMOS, C.; SANTANA, R. **Quão pobres são os pobres? Brasil: 1991-2001**. Brasília: UnB, 2003 (Texto para Discussão).

RAMOS, X.; VAN DE GAER, D. **Empirical evidence on inequality of opportunity**. 2009 (Working Paper).

RAWLS, J. **A theory of justice**. Cambridge: Harvard University Press, 1971.

ROEMER, J. **Equality of opportunity**. New York: Harvard University Press, 1998.

_____. **Theories of distributive justice**. Cambridge: Harvard University Press, 1996.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P.; MENDONÇA, M. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 249-265, 2004.

SEN, A. **Commodities and capabilities**. Amsterdam: Elsevier, 1985.

THOMSON, W. Fair allocation rules. In: ARROW, K.; SEN, A.; SUZUMURA, K. (Ed.). **Handbooks in economics: social choice and welfare**. Amsterdam: Elsevier, 2011. V. II

VAN DER VAART, A.; WELLNER, J. **Weak convergence and empirical processes: with applications to statistics**. New York: Springer, 1996.

(Original submetido em maio de 2011. Última versão recebida em fevereiro de 2012. Aprovado em fevereiro de 2012.)

COMPETIÇÃO VERTICAL E HORIZONTAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DAS INTERAÇÕES FISCAIS NOS MERCADOS DE CIGARRO E GASOLINA*

Ricardo Batista Politi**

Enlison Mattos***

Este trabalho investiga o efeito dos tributos federais nas políticas tributárias estaduais (competição vertical) para cigarro e gasolina, levando em conta as políticas adotadas pelos estados vizinhos na decisão tributária local (competição horizontal). Para estimar consistentemente os parâmetros da interação fiscal entre os governos estaduais e o federal, utiliza-se a econometria espacial em um painel com dados anuais referentes aos 26 estados brasileiros para o período de 1995 a 2007. Os resultados sugerem haver competição vertical no mercado de cigarro. Um aumento de 1% na alíquota do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), um tributo federal, está associado a um aumento significativo entre 3,2% e 1,2% na alíquota do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), um tributo estadual, para o cigarro de acordo com o modelo empregado. Por outro lado, para o mercado de gasolina, nossas estimativas apontam para a relevância de competição horizontal. Um aumento de 1% na alíquota de ICMS de estados vizinhos está associado a um aumento em sua própria alíquota em 0,27% em um dos modelos utilizados.

Palavras-chave: Competição vertical, coocupação da base fiscal, interações fiscais.

1 INTRODUÇÃO

Em uma federação, como no caso do Brasil, decisões em torno da estrutura fiscal podem ser influenciadas simultaneamente pelas escolhas dos governos dos estados e pelas escolhas do governo federal. Por essa razão, interações nas estratégias tributárias podem dar origem a dois tipos de externalidade: horizontal e vertical (KARKALAKOS; KOTSOGIANNIS, 2007). No primeiro caso, decisões de diferentes unidades dentro de uma mesma esfera de governo, no caso estadual, podem afetar as escolhas de outras unidades. No segundo caso, as decisões do governo central, no caso federal, podem influenciar as escolhas de unidades políticas de outras esferas de governo, no caso os governos estaduais.¹

* Os autores gostariam de agradecer os comentários de dois pareceristas anônimos e o apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), processo nº 2008/09240-6. Naturalmente assumem a responsabilidade por eventuais erros remanescentes.

** Doutor pela Escola de Economia de São Paulo (EESP) da Fundação Getúlio Vargas (FGV/SP) e pós-doutorando no Centro de Políticas Públicas (CPP) do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper). *E-mail*: rbpolti@gmail.br

*** Professor Associado da EESP/FGV-SP.

1. Investigações empíricas sobre interações verticais para cigarro e gasolina incluem Besley e Rosen (1998); Devereux, Lockwood e Redoano (2007), e só para cigarro, Fredriksson e Manum (2008) e Rizzo (2010).

Em economia do setor público, o caso no qual diferentes esferas de governo podem alterar a estrutura tributária que incide sobre uma mesma base de arrecadação é denominado coexistência tributária, ou coocupação da base. Nesse caso, diferentes esferas de governo detêm o poder de alterar os tributos que incidem sobre uma mesma base fiscal (ESTELLER-MORÉ; SOLE-OLLÉ, 2001). Quando diferentes esferas de governo ignoram os efeitos de suas decisões tributárias sobre as demais, a carga fiscal tende a ser superior à encontrada no caso de um governo único (DAHLBY, 1996).

Por esse motivo, é importante compreender os efeitos dessas decisões conjuntamente, pois a carga fiscal definida por uma esfera de governo, federal por exemplo, pode afetar a arrecadação tributária de outra esfera, a estadual, por exemplo.² Keen (1998) assinala que quando a função objetivo de um determinado governo é maximizar a receita tributária, a resposta da esfera local para uma alteração tributária da unidade central pode ser positiva ou negativa. Conforme destaca Devereux, Lockwood e Redoano (2007) e Keen (1998), a direção da resposta depende da elasticidade da base fiscal ou, em outras palavras, da elasticidade preço da demanda dos bens tributados. Keen (1998) mostra que quando a elasticidade da base fiscal é constante, a função resposta das unidades locais para uma alteração tributária federal é positiva, ao contrário do caso em que a elasticidade da base fiscal é linear, para o qual a resposta é negativa (KEEN, 1998, p. 462). Já Devereux, Lockwood e Redoano (2007) sugerem que quando as compras de consumidores em outras unidades da federação próximas à fronteira do seu estado não são relevantes (caso mais parecido com o brasileiro, onde as áreas mais densamente povoadas são as capitais estaduais e estas normalmente não são próximas umas das outras), os governos locais respondem negativamente a um aumento do tributo federal quando a demanda é linear, e positivamente, quando a demanda do bem tributado é isoelástica. Besley e Rosen (1998), por sua vez, mostram que quando o governo federal aumenta seus tributos, o consumo do bem tributado tende a cair. Para manter a sua receita tributária com o novo nível de demanda mais baixo, os estados tendem a aumentar o tributo local, resultado do chamado *revenue effect*, ou efeito arrecadação (BESLEY; ROSEN, 1998).

Estudos empíricos também encontram resultados diversos para a competição fiscal entre governos centrais e locais. Besley e Rosen (1998) encontram que os governos estaduais nos Estados Unidos respondem positivamente à mudança nos impostos federais sobre cigarros e gasolina. Porém, somente no primeiro caso esse efeito é significativo. Devereux, Lockwood e Redoano (2007) também consideram

2. Conforme assinala Esteller-Moré e Sole-Ollé (2001), no caso de uma federação com diversos governos estaduais, é mais factível assumir que o governo federal, preocupado em estabelecer uma lei federal válida para todo o país, não apresente uma função resposta para cada estado, mas sim que cada estado reaja às decisões do governo central e possivelmente seja influenciado pelos estados vizinhos. Por isso, em estudos empíricos sobre competição vertical, assume-se que a variável dependente é a alíquota de tributo estadual e não de federal. Nesse sentido, o governo federal pode ser visto como um líder à *Stackelberg* (BESLEY; ROSEN, 1998).

o mercado norte-americano, mas incluem no modelo a função resposta dos estados (interação horizontal), e obtêm que os impostos federais apresentam um efeito também positivo para cigarro e gasolina, mas este é significativo apenas no segundo bem. Rizzo (2010) estuda a tributação vertical de cigarros no Canadá e encontra que o tributo federal também apresenta um efeito positivo e significativo sobre os tributos locais. Por fim, Fredriksson e Manum (2008) estudam a tributação de cigarros nos Estados Unidos, porém, focando um período diferente de análise em relação aos demais autores, e concluem que o tributo federal pode apresentar um efeito negativo, isto é, reduzir o tributo estadual.

O objetivo principal deste artigo é investigar o efeito dos tributos federais nas políticas fiscais estaduais para cigarro e gasolina, tanto em termos de direção como em magnitude da decisão fiscal. Adicionalmente, é investigado se as decisões dentro de um estado são afetadas pelas escolhas dos estados vizinhos, e qual o peso de fatores socioeconômicos nessa decisão.

Para responder à pergunta sobre qual a direção de coocupação da base tributária para cigarro e gasolina no Brasil e controlar políticas adotadas na vizinhança da unidade de análise, este artigo está dividido em seis seções, além desta introdução. Na próxima seção é realizada uma breve descrição das teorias de competição fiscal. Na seção seguinte é feita uma breve discussão da legislação tributária para os bens em análise. Nas seções 4 e 5, são apresentados o modelo teórico e o banco de dados, respectivamente. A seção 6 traz os resultados e a seção 7 apresenta a conclusão.

2 RELAÇÕES FISCAIS ENTRE FEDERAÇÃO E ESTADOS

Segundo Wilson (1999), desde a metade da década de 1980, as relações fiscais entre estados e federação têm sido um dos temas mais debatidos em economia do setor público e os resultados de pesquisas nesta área apontam para diversas interpretações. Mais especificamente, continua o autor, o debate tem se concentrado em torno da ideia de que a competição fiscal entre diferentes esferas da administração pública pode ser importante fonte de ineficiências alocativas e isso levanta dúvidas quanto ao papel dos governos federal e estaduais.

A existência de ineficiências ou desperdícios gerados pela competição fiscal afasta as jurisdições do cenário de equilíbrio fiscal previsto no modelo de Tiebout (1956). Neste modelo, uma população sem restrições de mobilidade escolheria para residir o local que oferecesse a melhor combinação de tributos e provisão de bens públicos de acordo com suas preferências. Assim, as unidades governamentais ajustariam suas escolhas fiscais de acordo com as preferências dos indivíduos, até que cada região atingisse o seu ponto de equilíbrio entre gastos com serviços públicos e arrecadação fiscal. Com efeito, a literatura em interações fiscais vai se

desenvolver em torno das origens das externalidades que afastariam as jurisdições desse modelo de equilíbrio.

Nos modelos clássicos de federalismo fiscal existe uma preocupação com o equilíbrio obtido quando as esferas locais escolhem a base fiscal na ausência de coordenação. Nesse cenário, os governos subnacionais são “míopes”, pois desconsideram o efeito de suas decisões sobre o fluxo de recursos e residentes e ainda o seu impacto sobre unidades vizinhas (INMAN; RUBENFIELD, 1996). Em termos de eficiência, o problema principal está associado à presença de tributos não ligados ao provisionamento de bens públicos.³

Interessado na análise da tributação ótima em um contexto com diversas esferas de governo, Gordon (1983) examina, em um modelo de equilíbrio geral, os efeitos de várias combinações do uso de tributos do tipo *non-benefit*. Entre as principais consequências de ineficiência fiscal estão a perda de base fiscal para outras unidades, problemas de congestionamento (localidades que recebem mais residentes e mais firmas podem apresentar uma queda no bem-estar por excesso de demanda de serviços públicos) e ainda alterações na receita fiscal das diversas esferas locais. Esse último efeito pode ser positivo ou negativo, e o resultado final no bem-estar social vai depender do efeito líquido entre o novo poder de compra dos recursos públicos (custo social) e o incremento de receita, de acordo, ainda, com a utilidade marginal social da receita tributária (GORDON, 1983; INMAN; RUBENFIELD, 1996; OATES, 1999).

De acordo com essa abordagem de otimização fiscal, governos subnacionais deveriam privilegiar tributos com receitas associadas ao provisionamento de serviços públicos locais (*benefit tax*), como impostos sobre propriedade e taxas de uso (OATES, 2005). Ainda de acordo com o modelo de Gordon (1983), para minimizar problemas de alocação associados ao fluxo de fatores e recursos móveis, esferas locais devem privilegiar tributos no destino em substituição a tributos na origem,⁴ pois esses últimos dão origem a externalidades negativas, conforme discutido no parágrafo anterior. Em abordagem semelhante, Mintz e Tulkens (1986) analisam a competição fiscal sobre mercadorias e concluem que a ausência de cooperação provoca ineficiência.

Por sua vez, as interações horizontais (entre diferentes unidades na mesma esfera da federação) costumam ser classificadas em três tipos. O primeiro tipo de

3. Esses tipos de tributos ficaram conhecidos na literatura de federalismo como *non-benefit taxes*. Em contrapartida, os tributos do tipo *benefit* são aqueles que são usados para promover algum benefício na forma de serviço público ao contribuinte. Em diferentes palavras, o *benefit tax* pode ser visto como o preço cobrado dos residentes locais sobre os serviços públicos disponíveis. Essa ideia tem origem em Tibeout (1956); ver também para uma revisão do tema Oates (1999).

4. Em resumo, tributos na origem recaem sobre os fatores regionais, onde eles são produzidos, e tributos no destino recaem sobre posse do recurso e compra na unidade de residência.

interação é conhecido como competição por recursos ou competição tributária. Neste caso, descreve Revelli (2005), a base fiscal das unidades é considerada móvel e as decisões tributárias de outras jurisdições afetam as restrições orçamentárias da unidade original. Neste caso, lembra Brueckner (2003), a função resposta de uma unidade depende das escolhas fiscais das demais jurisdições. Para Wilson (1999), o exemplo clássico de competição tributária se dá em torno da concorrência por capital.

Um segundo grupo de estratégias de interação provocadas por alterações nas preferências está relacionado ao conceito de *spill-over effect* (transbordamento fiscal), segundo o qual as decisões alocativas de uma unidade são uma função resposta das escolhas de gastos e provisionamento de serviços públicos de outras jurisdições, sobretudo as vizinhas. Conforme assinala Brueckner (2003), a decisão de gastos de um município afeta não só a decisão de gastos de unidades vizinhas, mas o próprio bem-estar de toda a população da região.

De maneira sucinta, pode-se afirmar que o efeito final dependerá do impacto na utilidade marginal do gasto público de cada jurisdição. Conforme descrito em Case, Hines e Rosen (1993), o efeito depende do grau de complementaridade do provisionamento público entre as unidades. Tende a ser positivo quanto maior for a complementaridade das despesas públicas das regiões vizinhas com os serviços públicos do próprio estado em comparação com os gastos privados locais. Neste caso, considera-se que o efeito do provisionamento público é superior a eventuais decréscimos de renda privada local.

A terceira hipótese de competição fiscal é a competição política. A ideia central desta teoria é que existe informação assimétrica entre os eleitores e os governantes. Os eleitores, destaca Revelli (2005), como não possuem informações suficientes para avaliar a competência e a honestidade dos seus governantes, comparam as políticas fiscais dos seus estados com as escolhas das unidades vizinhas. Assim, segundo Brueckner (2003), para avaliar a eficiência do seu governo e ajudar a decidir o seu voto, os eleitores de um estado comparam os tributos e os serviços públicos de seus estados com os equivalentes em regiões vizinhas. Por conta de seus aspectos eleitorais, argumenta Besley e Case (1995), os governantes candidatos à reeleição estariam mais inclinados a participar da competição política em comparação com aqueles que não podem ser reconduzidos ao cargo por alguma limitação legal. Esse fenômeno poderia ser medido por meio da análise das interações estratégicas entre os estados na escolha da sua base fiscal.

Existe ainda uma complementaridade entre as ações do governo central e dos estados, a chamada interação vertical. Assim, relembra Wilson (1999), diferentemente dos casos de competição horizontal, a competição vertical entre diferentes esferas de governo pode ser atenuada por um governo federal benevo-

lente. Um governo benevolente, destaca Keen (1998), tentaria se aproximar da figura de um governo único, cujo objetivo é obter uma política fiscal uniforme e socialmente ótima, assumindo-se que as informações estão disponíveis em todos as esferas administrativas.

Porém, a hipótese de um governo benevolente está baseada em premissas consideradas bastante restritivas. Keen (1998) identifica três limitações neste modelo. Primeiro, o governo federal pode não dispor dos instrumentos necessários para implementar uma política fiscal unificada e ótima. Subsídios e alíquotas discricionárias por unidades locais podem não estar disponíveis na magnitude ou direção necessária para uma equalização fiscal. Segundo, continua Keen (1998), a ideia de um governo federal como um líder que faz o primeiro movimento não é na situação geral, principalmente nos casos de interações simultâneas, nos quais a ordem das interações entre esferas de governo não é clara e pode variar no decorrer do tempo. Por fim, mesmo agindo como um líder, ainda existe a possibilidade de esse governo não ser benevolente e tal fato gerar distorções em suas decisões fiscais.⁵

Em torno dessa discussão, Keen (1998) lança a pergunta se, então, diante das restrições para a existência de um governo federal benevolente, deve-se esperar uma elevação dos tributos estaduais após uma elevação dos tributos federais na mesma base fiscal. No caso de se tratar de um governo maximizador de receita fiscal o resultado pode ser nas duas direções: um aumento da alíquota do tributo federal pode causar tanto uma diminuição como um aumento das alíquotas dos tributos estaduais. Esse resultado, assinala Keen (1998), vai depender da inclinação e da elasticidade da curva de demanda de cada bem em seu respectivo mercado.⁶

Entretanto, na ampla maioria dos casos, a relação entre governos nacionais e locais é complexa, e na ausência de premissas sólidas para determinar qual modelo de governo, se benevolente ou Leviatã, é encontrado na federação e nos estados no Brasil, é necessária uma investigação empírica para compreender se os tributos federais e estaduais são, nas palavras de Keen (1998), estrategicamente substitutos (o aumento da alíquota do tributo federal provoca a diminuição das alíquotas dos correspondentes estaduais) ou estrategicamente complementares (o aumento da alíquota do tributo federal provoca o também aumento das alíquotas dos correspondentes estaduais).

5. Esse último caso ficou conhecido na literatura de competição fiscal como modelo Leviatã, nome empregado no trabalho pioneiro de Brennan e Buchanan (1977). Neste modelo, o governo central procura maximizar a sua receita, e o aumento do bem-estar funciona como uma restrição à função de maximização desse modelo.

6. Para uma discussão detalhada, ver Keen (1998, p. 462-463).

Existe ainda um ponto teórico importante em torno dessas teorias, destacado por diversos autores, entre eles Brueckner (2003) e Revelli (2005). Em todos os casos, o padrão de interação estratégica previsto é o mesmo. Esse é um aspecto metodológico importante, pois a identificação do modelo de interação fiscal depende do modelo empírico a ser utilizado, uma vez que as teorias disponíveis para análise de competição fiscal não permitem essa identificação *a priori*. Este trabalho tem como objetivo desenvolver uma metodologia empírica para mensurar os efeitos destas interações no âmbito brasileiro para o mercado de cigarro e gasolina. Antes de iniciar a discussão metodológica, é feita uma breve análise da legislação tributária indireta no país.

3 TRIBUTAÇÃO DE CIGARRO E GASOLINA NO BRASIL

A tributação de cigarros e de combustíveis no Brasil é um exemplo de coexistência na base fiscal. Enquanto no primeiro caso o governo federal recolhe o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), no segundo caso o governo recolhe a Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (Cide). Já os estados definem as alíquotas do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS).

No caso do IPI para cigarro, desde 1992 até maio de 1999, a cobrança do tributo era definida por uma alíquota percentual de 41,25% (de acordo com o Decreto nº 630, de 12 de agosto de 1992).⁷ Neste caso, o tributo era calculado com base na aplicação da alíquota sobre o valor de comercialização do bem. Tratava-se de um tributo *ad-valorem* e *tax inclusive*, no qual a alíquota está inclusa no preço. A partir de 1º de junho de 1999, de acordo com o Decreto nº 3.070, as alíquotas de IPI passaram a seguir valores unitários em reais por vintena e de acordo com uma classificação de tipos, segundo tamanho e material de embalagem.⁸

A mudança da forma de cálculo do IPI em 1999 de uma alíquota percentual para um valor específico cobrado por vintena vendida representou uma queda no valor do tributo devido pelas empresas produtoras. De acordo com Iglesias (2008), o valor recolhido por vintena caiu para cerca de 20% a 25% do preço do cigarro em 1999. Esse impacto pode ser percebido no gráfico 1. A partir de julho de 1999 houve uma queda da arrecadação do IPI. É também verificado um aumento na arrecadação após a elevação do IPI em janeiro de 2004 e principalmente após julho de 2007. Um quadro-resumo dos reajustes do valor do IPI por vintena pode ser verificado na tabela 1.

7. Na verdade, a alíquota definida em lei era de 330% sob uma base de cálculo de 12,5% sobre o preço de venda do varejo (SECRETARIA DA RECEITA FEDERAL, 2010).

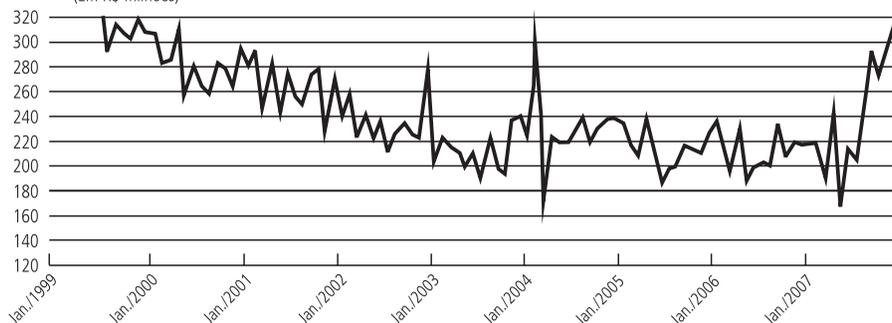
8. As classes de cigarros são definidas de acordo com embalagem e comprimento e estão detalhadas no Artigo 154 do Decreto nº 4.544, de 26 de dezembro de 2002 (SECRETARIA DA RECEITA FEDERAL, 2010).

GRÁFICO 1

Arrecadação de IPI sobre cigarro – 1999-2007

Valores deflacionados pelo IPCA (mês base: dez./2007)

(Em R\$ milhões)



Fonte: Secretaria da Receita Federal (2010).

TABELA 1

Alíquotas federais

IPI - Cigarro					
Vigência	Jun./1999	Dez./2002	Jan./2004	Jul./2007	Mai./2009
R\$/vintena ¹	0,35	0,385	0,469	0,619	0,764
Cide - Gasolina					
Vigência	Jan./2002	Jan./2003	Mai./2004	Mai./2008	Jun./2009
R\$ por m ³	860	541,1	280	180	230

Fonte: Receita Federal.

Nota: ¹Para classe fiscal I.

Obs.: Até maio de 1999 o IPI era recolhido sobre uma alíquota efetiva de 41,25%.

Já a Cide foi instituída pela Emenda Constitucional (EC) nº 33, de 11 de dezembro de 2001, que estabeleceu esta contribuição federal sobre metros cúbicos comercializados de gasolina, entre outros bens combustíveis. Assim como no caso do IPI para cigarros, a Cide para gasolina é um tributo com valor específico, calculado com base no montante comercializado. Para esta pesquisa foram consideradas as alíquotas para a classe I, pois os cigarros mais vendidos no país pertencem a esta categoria. De acordo com a Secretaria da Receita Federal (2010), cerca de 68% dos cigarros produzidos no Brasil pertencem à classe fiscal I.

Entre 2001 e 2007, ocorreram três alterações de alíquotas de Cide conforme definidos pelo governo federal. Os valores do IPI também podem ser verificados na tabela 1.

No âmbito estadual, a arrecadação segue um regime peculiar em que convivem simultaneamente os princípios de origem e de destino. Dessa forma, parte da receita do ICMS fica com o estado produtor e parte com o estado de destino final da mercadoria. Desde que respeitadas as alíquotas interestaduais definidas por lei federal, a alíquota interna de ICMS é definida por cada estado. O poder de decisão sobre a estrutura tributária (base e alíquotas) está concentrado no Poder Executivo. Já o montante devido de imposto é calculado com base na aplicação da alíquota sobre o preço comercializado do bem. Desse modo, o ICMS é um tributo do tipo *tax-inclusive* no qual o cálculo de sua alíquota é obtido como uma fração do preço incluído o imposto.⁹

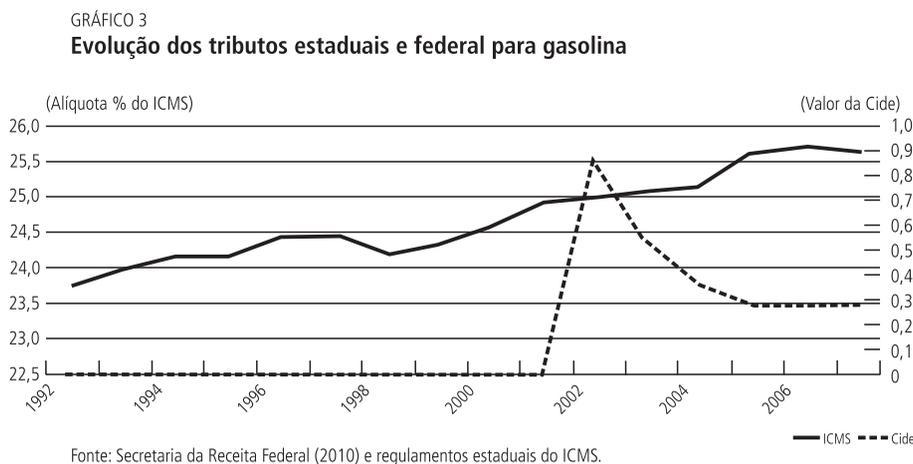
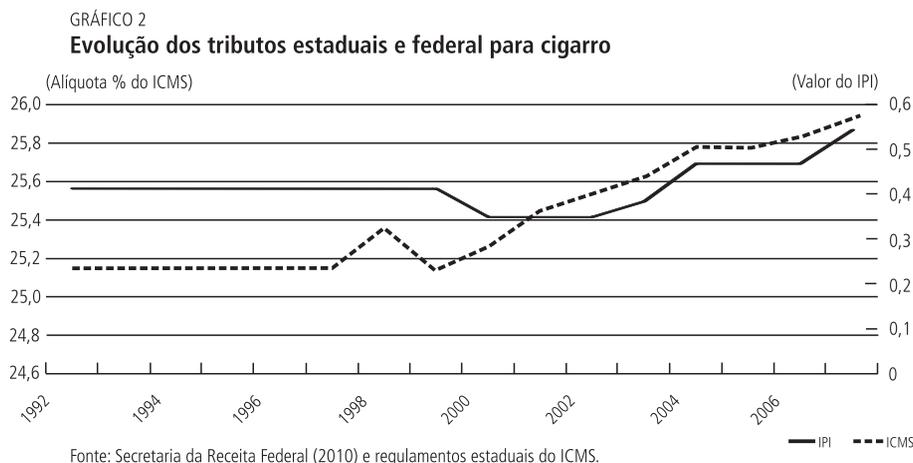
Ainda incidem sobre cigarro e gasolina duas contribuições federais, a saber: Contribuição para Fins Sociais (Cofins) e contribuição para o Programa de Integração Social/Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PIS/PASEP). Essas contribuições são recolhidas pelos produtores tanto de cigarros como de gasolina, no lugar de atacadistas e varejistas, em regime de substituição tributária, de acordo com o disposto no Artigo 5º da Lei nº 9.715, de 25 de novembro de 1998. Para cigarro, o valor de cálculo sofreu uma alteração em 2006 e está em discussão um novo aumento dessas contribuições por meio da Medida Provisória (MP) nº 460, de março de 2009, em tramitação no Senado. De qualquer forma, a participação dessas contribuições no valor do preço do cigarro é pequena se comparada com o peso do IPI. De acordo com Iglesias (2009), enquanto o IPI representa cerca de 25% do preço do cigarro, o PIS/PASEP e Cofins representam aproximadamente 6,4% do preço final.

Já no caso da gasolina, a alteração mais relevante da legislação ocorreu em julho de 2000, quando a MP nº 1.991 alterou o regime de tributação de substituição tributária para regime concentrado monofásico. Em consequência dessa alteração, a alíquota total do PIS/PASEP e da Cofins passou de 3,65% em cada etapa da cadeia de produção para 15,15% na saída da gasolina da refinaria. Mesmo com essa alteração, o total das contribuições representam cerca de 9% do preço final da gasolina, contra cerca de 27% do ICMS (SCHUPP, 2007). Portanto, as contribuições apresentam um peso relativamente pequeno na composição dos preços de cigarro e gasolina.

Por conta da estrutura tributária, a decisão a respeito das alíquotas internas de cada estado pode sofrer influência das decisões de outros estados e do próprio governo federal. Uma análise gráfica das alterações de alíquotas nominais (média simples das alíquotas dos estados) de ICMS e dos valores do IPI e da Cide sugerem

9. Aqui, não será discutida a questão das exceções à regra de não cumulatividade do ICMS, caso dos créditos fiscais e isenções em etapas prévias da cadeia produtiva, porque o interesse desta pesquisa está em compreender as relações verticais e horizontais das alíquotas nominais dos tributos analisados.

que o governo federal e o estadual atuam simultaneamente em suas decisões fiscais. Conforme demonstrado nos gráficos 2 e 3, não é possível identificar nenhum tipo de liderança (movimento de um líder do tipo *Stackelberg*) da esfera federal. Adicionalmente, a simples comparação do gráfico 2 com o gráfico 3 sugere que as interações verticais no caso do cigarro são maiores do que no da gasolina, já que parece existir uma forte correlação no primeiro caso e possivelmente nenhuma no segundo caso.



No caso específico de cigarro e gasolina, é importante citar a EC nº 31, de dezembro de 2000, que estabelece as diretrizes para a instituição do Fundo de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) por parte dos estados. Em resumo, essa emenda autorizou os estados a aumentar a alíquota do ICMS em até 2% sobre

mercadorias consideradas supérfluas como bebidas alcoólicas, fumo e gasolina. Ainda é relevante lembrar que entre os anos de 1994 e 2007, a legislação tributária passou por algumas importantes alterações. Em especial, destacam-se a Reforma Tributária de 1997 e a Lei Complementar nº 101 de 2000, que ficou conhecida como Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). Conforme assinala Pereira (2006), a primeira concedeu maior autonomia fiscal aos estados e, em contrapartida, reduziu o poder de controle do Conselho de Política Fazendária (Confaz). Já a segunda limitou a possibilidade de os estados abrirem mão de receita e aumentar as despesas, pois essas passaram a estar vinculadas à realização do orçamento. Portanto, essas alterações tributárias deverão ser consideradas no modelo econométrico e sugerem uma possível quebra estrutural.¹⁰ Conforme detalhado no apêndice B, são testadas diversas especificações temporais, e o modelo com quebra a partir do ano 2000 é o que melhor se ajusta ao modelo econométrico. Com efeito, a estratégia empírica é descrita na próxima seção.

4 METODOLOGIA

A investigação das interações horizontais e verticais na tributação de cigarro e gasolina parte da seguinte especificação-padrão em econometria espacial. Para cada estado i , a alíquota de imposto é uma função do vetor de características observadas de cada estado, alíquotas de imposto dos estados vizinhos e tributos federais, conforme segue em (1):

$$\tau_{it} = \alpha_i + \beta \sum_{j \neq i} W_{ij} \tau_{jt} + \gamma \ln T_t + \theta X_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Na função resposta dos estados, τ_{it} é a alíquota do tributo ICMS do estado i ($i = 1, \dots, 26$) para cada ano t . τ_{jt} traz a alíquota de ICMS dos demais estados, T_t corresponde à alíquota do tributo federal, $X_{i,t}$ é o vetor de características observadas de cada estado usado como variáveis de controle. Já α_i representa as variáveis binárias (*dummies*) de efeito fixo das unidades estaduais e ε_{it} é o termo de erro aleatório.¹¹

10. Agradecemos a um parecerista anônimo por esta observação.

11. Essa função resposta, para identificar o processo de interação espacial, segue um modelo de dependência defasada espacial (*spatial lag dependence*). Outra possibilidade é considerar um modelo de dependência espacial no termo de erro (*spatial error dependence model*), no qual o processo de interação espacial está no termo de erro. Conforme comentam Bordignon, Cerniglia e Revelli (2003), a principal diferença entre os dois modelos é que, diferentemente do modelo espacial defasado, no modelo espacial de termo de erro somente os componentes das alíquotas que não são explicados pelo vetor de variáveis explicativas são correlacionados. Porém, uma limitação desta metodologia é que a dependência do termo de erro pode não implicar interação estratégica. Para realizar o teste de dependência espacial, são agrupadas (*pooling*) as séries e feita uma regressão em mínimos quadrados ordinários (MQO) sem a dimensão temporal. O teste de correlação espacial dos resíduos *I-Moran* mostra que a dependência espacial incondicional é mais significativa para cigarro do que para gasolina (1,741 e 1,128, respectivamente). Por outro lado, os testes para identificação de dependência espacial para a variável dependente rejeitam a hipótese nula de não autocorrelação espacial (3,15 e 9,21, respectivamente), no entanto, vale lembrar que estes testes refletem a especificação em verossimilhança enquanto a especificação econométrica do artigo utiliza uma abordagem de variável instrumental com matriz de covariância GMM (*generalized method of moments, em inglês*).

O termo W_{ij} representa a matriz que determina o peso de cada estado definido como vizinho para o parâmetro de alíquota de ICMS. Por isso, a variável explicativa τ_i traz a média das alíquotas de ICMS dos estados definidos como vizinhos do estado i . Para cada estado é determinado um conjunto de pesos (um vetor de 26 colunas por 1 linha para cada ano). Os parâmetros de interesse são β e γ . O parâmetro a ser estimado β representa as relações horizontais entre os estados. Um coeficiente positivo e significativo sugere que existe interação espacial entre os estados j na determinação da alíquota do tributo no estado original i . Conforme observado por Brueckner (2003), a função resposta dos estados assume implicitamente que a direção da interação de um determinado estado i com todos os demais estados é a mesma. Já o termo γ estima o efeito do tributo federal (no caso IPI ou Cide) na determinação da alíquota do ICMS no estado.

Conforme é padrão nos modelos de econometria espacial, a definição da matriz de pesos segue critérios geográficos e eventualmente padrões socioeconômicos (ANSELIM, 1988). A matriz W_{ij} capta os efeitos de outros estados na estratégia de determinação de alíquotas de ICMS no estado em análise i . A matriz de pesos mais utilizada em econometria espacial considera como jurisdições vizinhas os estados que apresentam fronteira geográfica entre si, ou seja, os estados contíguos. Assim, se os estados i e j apresentam fronteira em comum, a matriz W_{ij} é preenchida com o valor 1, e com o valor zero caso contrário. Os pesos da matriz W_{ij} são normalizados para que a somatória dos valores em cada linha seja equivalente a uma unidade para cada estado i analisado ($\sum_{j \neq i} W_{ij} = 1$).

Devido às propriedades das interações espaciais, duas questões devem ser consideradas na elaboração do modelo econométrico. Em primeiro lugar, como *a priori* assume-se que as decisões a respeito da alíquota do ICMS no estado i dependem das decisões tomadas nos demais estados j , as alíquotas estaduais do tributo são estabelecidas de forma simultânea. Essa dinâmica determina que a combinação linear dos valores das alíquotas em estados diferentes na estimativa da função (1) seja endógena e correlacionada com o termo de erro. Pois cada elemento τ_i na função (1) depende dos termos de erro em ε_j , conforme descrito na função (2) (BRUECKNER, 2003, p. 183):

$$\tau_i = (I - \beta \sum_{j \neq i} W_{ij})^{-1} \theta X_i + (I - \beta \sum_{j \neq i} W_{ij})^{-1} \varepsilon_i \quad (2)$$

Por esse motivo, a estimativa em MQO produz coeficientes viesados e inconsistentes (BRUECKNER, 2003). Ademais, se os estados sofrem choques comuns, existe correlação espacial e isso se refletirá no termo de erro (ANSELIM, 1988).

Conforme demonstrado por Kelejian e Prucha (1998), um método que produz estimadores consistentes tanto na presença de simultaneidade como no caso de correlação espacial do termo de erro é a estimação por variáveis instrumentais. Nesse estudo é utilizado o estimador eficiente de método de momentos generalizados com dois estágios (2SLS-GMM).

Para operacionalizar a regressão com variáveis instrumentais é utilizada a matriz de pesos W_{ij} a fim de se obter os valores ponderados de algumas variáveis explicativas dos estados definidos como vizinhos. Essas variáveis selecionadas e ponderadas são usadas como valores ajustados na regressão de primeiro estágio (EDMARK; AGREN, 2008). Os instrumentos de cada regressão são selecionados considerando-se os resultados de poder explicativo de cada variável individualmente na regressão do primeiro estágio e por meio da estatística conjunta F . Os resultados do primeiro estágio se encontram na tabela A.2 do apêndice A. Já a validade dos instrumentos escolhidos é verificada por meio do teste de endogeneidade e também pelo teste de sobreidentificação de Sargan-Hansen (estatística J). O subconjunto selecionado de instrumentos e os resultados das estatísticas estão indicados nas tabelas 3 e 4. Adicionalmente, como as alíquotas de ICMS apresentam pequena variação temporal e, ainda, é possível que os estados estejam correlacionados entre si, são gerados erros-padrão consistentes para heterocedasticidade e autocorrelação.

Devido à ausência de critérios específicos de escolha da matriz de pesos e à consequente eventual arbitrariedade nesta decisão, a escolha do esquema de pesos, em geral, pode afetar a estimativa do resultado de interação espacial. Para este trabalho, além da matriz-padrão de contiguidade, é testada uma especificação alternativa na qual o padrão de interatividade considera distância geográfica e características demográficas e socioeconômicas dos estados. A matriz alternativa que melhor se ajusta aos dados desta pesquisa é o produto da densidade populacional dos estados com a distância inversa entre estados vizinhos. Assim, a matriz doravante denominada “matriz densidade” segue (3):

$$W_{ij} = \frac{\text{vizinhança} \bullet \text{densidade}}{\text{distância}} \quad (3)$$

onde é atribuído o valor 1 a *vizinhança* se os estados fazem fronteira entre si (se são contíguos) ou zero caso contrário; e *distância* descreve a distância em quilômetros entre as capitais estaduais dos estados i e j . Esta matriz busca capturar não somente a distância geográfica (estados mais próximos têm peso maior), mas ainda busca

atribuir maior peso aos estados com elevada densidade populacional comparativamente aos estados vizinhos com baixa ocupação populacional.¹²

Por outro lado, Besley e Rosen (1998) e Devereux, Lockwood e Redoano (2007) assinalam que o tributo federal também pode ser influenciado pelas decisões estratégicas dos estados e conseqüentemente pode ser endógeno. Para considerar essa hipótese é feita uma regressão adicional, na qual a variável tributo federal é instrumentalizada. São utilizados como instrumentos a densidade populacional e o desemprego nacional.¹³ Por fim, como as alterações de alíquotas de ICMS são infrequentes, é seguida sugestão de Devereux, Lockwood e Redoano (2007) e incluída como controle a variável dependente defasada. Porém, ela pode estar correlacionada com o termo do efeito fixo. Para evitar isso, Devereux, Lockwood e Redoano (2007) sugerem utilizar a segunda defasagem da variável dependente como instrumento para a primeira defasagem, e esse procedimento é adotado aqui.

Desse modo, a função resposta dos estados segue:¹⁴

$$\tau_{it} = \alpha_i + \theta\tau_{i,t-1} + \beta \sum_{j \neq i} W_{ij} \tau_{jt} + \gamma \ln T_t + \theta X_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Existe ainda uma questão adicional a ser esclarecida. No caso brasileiro, conforme já discutido na seção 2, um tributo com alíquotas percentuais (ICMS) convive com um tributo federal com alíquotas específicas. Para obter resultados com significado econômico, foi utilizado o procedimento empregado por Besley e Rosen (1999), no qual foi realizada a transformação logarítmica da variável tributo federal, de modo que uma variação na alíquota federal possa ser comparada com uma variação percentual na alíquota estadual.

A maior parte dos estudos empíricos considera as variações reais das alíquotas específicas (DEVEREUX; LOCKWOOD; REDOANO, 2007; FREDRIKSSON; MANUM, 2008), porém nesses casos, ao contrário do caso brasileiro, os dois tributos, federal e estadual, são do tipo específico (*unit tax*). Para abordar a questão de variações reais no Brasil foi feita uma regressão adicional, com a variação real do tributo federal (valores em reais para o ano de 2007) na especificação. Os

12. Também foram testadas matrizes com a distância inversa e a renda *per capita*; e também a distância inversa e o percentual de pobres. Porém, os instrumentos utilizados nessas matrizes não rejeitaram a hipótese de endogeneidade nos testes estatísticos.

13. Variáveis de controle com alterações apenas temporais (sem variações nos estados) só podem ser consideradas na especificação em que o tributo federal é tratado como exógeno. Foram testadas especificações com as variáveis: desemprego nacional, inflação e densidade nacional. Os resultados essenciais se mantêm e podem ser conferidos na tabela 5.

14. Conforme descrito na função (2), o componente randômico de cada τ é obtido pelo produto escalar entre a n -ésima linha da matriz $(I - \beta \sum_{j \neq i} W_{ij})^{-1}$ e do vetor de erro ε . Para mais detalhes, ver Brueckner (2003, p. 183).

coeficientes estimados são próximos da especificação principal para todas as variáveis. Esses resultados podem ser verificados na tabela A.1 do apêndice A. Assim, as relevantes questões estatísticas são consideradas e os principais resultados, como serão apresentados a seguir, são robustos a todas as regressões.

5 BANCO DE DADOS

Para construir a função resposta dos estados e testar a hipótese de interação dos impostos são utilizados dados em painel das 27 unidades federativas brasileiras (26 estados mais Brasília). Para cigarro, o período de análise vai de 1994 a 2007. Neste período existiram quatro alterações nominais de alíquotas de IPI. Para gasolina, o período de análise compreende 1998 a 2007, pois a Cide só foi instituída no final de 2000, e durante o período selecionado ocorreram três alterações da alíquota nominal deste tributo.

Os dados sobre as alíquotas de ICMS para cigarro e gasolina são coletados a partir dos regulamentos estaduais de ICMS. Os valores específicos sobre IPI e Cide são públicos e estão disponíveis no sítio eletrônico da Receita Federal. Quando a alteração da alíquota ocorre no decorrer do ano, e não no seu início, é calculada uma alíquota média anual tanto para o tributo federal como para o estadual.

As variáveis observadas dos estados são utilizadas como variáveis de controle. Essas variáveis refletem os aspectos demográficos, socioeconômicos e políticos de cada estado. Também são consideradas as principais transferências federais. O Fundo de Participação de Estados (FPE), por exemplo, prevê a distribuição de 21,5% do que o governo federal arrecada com o Imposto de Renda (IR) e com o IPI para os estados. Esta transferência pode ser considerada um mecanismo de distribuição de recursos para equalização, pois a participação dos estados sobre o total de recursos depende positivamente da população e depende negativamente da renda *per capita* do estado. Além desta transferência, desde 1996 em decorrência da Lei Complementar nº 87/1996 (conhecida como Lei Kandir), o governo federal estabeleceu um fundo de compensação para os estados que abrigam indústrias exportadoras e que a partir desta data perderam arrecadação do ICMS. Este segundo tipo de transferência não apresenta características redistributivas, já que na maioria dos casos os estados com forte presença de indústrias exportadoras são também os estados menos pobres.

A tabela 2 apresenta as definições das variáveis e as principais estatísticas descritivas. Todos os valores monetários foram deflacionados para o ano base 2007. Todas as variáveis de controle incluem informações com variações estaduais e temporais no período observado. Conforme recomendação de Esteller-Moré e Sole-Ollé (2001), não são utilizadas variáveis de controle que possam ser endógenas em relação à definição dos tributos, caso do Produto Interno Bruto (PIB), total de receitas ou proporção de endividamento do PIB federal ou estadual.

TABELA 2
Estatísticas descritivas – 1995-2007

Variável	Descrição	Observação	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Dependente						
Tributo Estadual	Alíquota nominal de ICMS	351	25,469	1,660	17,00	35,00
Cigarro		270	25,015	2,493	17,00	30,00
Gasolina						
Independente						
Pop log	<i>In</i> da população dividido por mil (pop x 10 ⁻³)	351	8,200	1,104	5,53	10,63
Pop ²	Quadrado do log da população	351	68,454	17,913	30,68	113,03
Dens	População por Km ²	351	59,726	88,838	1,14	419,15
Domic	Número de domicílios/1.000	351	1,879	2,395	41	13,571
Renda	<i>In</i> da renda <i>per capita</i> (em R\$ de 2007)	351	6,113	0,395	5,24	7,16
Pobres	Parcela de pobres da população (proporção)	351	0,389	0,167	0,08	0,73
Theil	Índice de desigualdade de Theil	351	0,672	0,114	0,34	1,05
Ocupação	Número de pessoas empregadas/1.000	351	2,820	3,435	68	19,771
Desemp	Taxa de desemprego (em pontos percentuais)	351	9,115	2,844	2,71	20,54
deleição	<i>Dummy</i> ano de eleição	351	0,231	0,422	0,00	1,00
dDireita	<i>Dummies</i> sobre a orientação ideológica do partido do governador em exercício	351	0,240	0,427	0,00	1,00
dCentro		351	0,530	0,500	0,00	1,00
dEsquerda		351	0,234	0,424	0,00	1,00
Transf1	Transf. <i>per capita</i> – Fundo de Participação dos Estados	351	372,71	464,45	4,80	2.078,05
Transf2	Transf. referentes à LC 87/96 (Lei Kandir)	351	11,005	12,725	0,00	61,50
IPI	<i>In</i> da alíquota específica do IPI	351	-0,379	0,639	-1,050	0,413
Cide	<i>In</i> da alíquota específica do Cide	270	-0,243	0,244	-0,553	0,00

Fonte: Dados sobre transferências disponíveis na Secretaria do Tesouro Nacional; demais dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), disponíveis em <<http://www.ipeadata.gov.br/>>
Obs.: *In* significa log natural.

Em relação às variáveis do ambiente político, foram construídas três variáveis binárias para classificar os partidos dos governadores em mandato nos estados segundo sua orientação ideológica, se de direita, de centro ou de esquerda. Não existe um método definitivo de classificação segundo o espectro político. Para este trabalho, assumiu-se que o partido com maior número de representantes eleitos para o Poder Legislativo Federal nas eleições de 2006, no caso o Partido do Movimento Democrático Brasileiro (PMDB), como sendo de centro. Os demais foram classificados a partir da sua posição em relação a esse partido.¹⁵

6 RESULTADOS DAS RELAÇÕES FISCAIS

Os resultados seguem quatro especificações. Todos trazem as regressões em 2SLS-GMM. As duas primeiras colunas (designadas I e II) apresentam as regressões da função (1), primeiro com a variável independente tributo federal (T_i) sendo tratada como exógena e depois com essa variável sendo instrumentalizada para evitar uma possível fonte de endogeneidade. A coluna seguinte (designada III) traz a regressão da função resposta (3). Os resultados são apresentados para duas matrizes: contiguidade e densidade.

6.1 Cigarro

Os resultados das regressões para cigarro estão na tabela 3. O parâmetro estimado para tributo federal apresenta um efeito positivo e significativo sobre a alíquota de imposto estadual em cinco das seis regressões. Já o parâmetro estimado para o efeito de estados vizinhos na decisão do estado original é positivo, porém não significativo em cinco casos. Quando a variável dependente defasada é incluída na regressão, os valores estimados do coeficiente tributos federais caem consideravelmente, mas se mantêm significativos na regressão com matriz de contiguidade. Esta regressão está na coluna (III) e será considerada a especificação principal, pois esta apresenta poder explicativo superior às demais (ver resultado do R^2 ajustado) e parece abordar de maneira mais eficaz o problema de correlação serial. Assim, para um aumento equivalente a 1% na alíquota de IPI, os estados reagem em média com um aumento equivalente a 1,15% na alíquota do ICMS. Conforme esperado, o efeito de longo prazo sobre a alíquota do imposto estadual é positivo e significativo. O valor do coeficiente do tributo estadual defasado de 0,75 é similar ao obtido por Fredriksson e Manum (2008), que encontram um valor de 0,78.

15. Aqui deve-se ressaltar que essa pode ser considerada uma classificação conservadora, pois, por meio desta, 57% dos governadores eleitos foram considerados de centro. A relação dos partidos considerados de direita inclui: Democratas (DEM), Partido Progressista Renovador (PPR) e Partido Popular (PP). Foram classificados como partidos de esquerda: Partido dos Trabalhadores (PT), Partido Socialista Brasileiro (PSB), Partido Popular Socialista (PPS), Partido Comunista Brasileiro (PCB). Os demais partidos foram classificados como de centro. Esta classificação também se aproxima de outros autores. Em relação a Rodrigues (2002), por exemplo, as principais diferenças são Partido Democrático Trabalhista (PDT), classificado por este autor como de esquerda, e Partido Liberal (PL), classificado como de direita. As estatísticas descritivas dessas variáveis estão na tabela 2.

TABELA 3

Resultados para a estimativa dos parâmetros – cigarro

(Variável dependente: alíquota do tributo estadual)

	Matriz contiguidade			Matriz densidade		
	I	II	III	I	II	III
IPI	2,898** (2,109)	2,779* (1,766)	1,148* (1,673)	3,045** (2,354)	3,173* (1,779)	1,147 (1,629)
W_{ij}	0,562 (0,729)	-0,434 (-0,547)	0,014 (0,128)	0,140 (0,173)	0,189 (0,209)	0,225 (0,854)
τ_{it-1}			0,750*** (7,506)			0,749*** (7,779)
Pop log	-28,179* (-1,867)	-11,852 (-0,760)	-4,818 (-1,407)	-20,953** (-2,537)	-21,098** (-2,495)	-6,430 (-1,589)
Pop ²	1,862** (2,174)	1,154 (1,230)	0,349 (1,172)	1,525** (2,222)	1,496** (2,025)	0,321 (1,059)
Dens	-0,038** (-2,381)	-0,048*** (-2,704)	-0,023 (-1,218)	-0,090* (-1,848)	-0,089* (-1,742)	-0,017 (-0,887)
Domic	-0,005*** (-2,685)	-0,005** (-2,527)	-0,007 (-0,366)	-0,005** (-2,064)	-0,005** (-1,991)	-0,003 (-0,132)
Pobres	5,666** (2,313)	6,509** (2,502)	1,760** (1,961)	5,991*** (2,713)	6,119*** (2,585)	1,896* (1,951)
Theil	-1,481 (-1,305)	-1,946 (-1,644)	-0,686 (-1,608)	-1,521 (-1,038)	-1,489 (-0,943)	-0,434 (-0,859)
Ln Renda	1,434 (1,014)	2,687* (1,774)	0,643 (0,104)	1,866 (1,137)	1,814 (1,026)	1,329 (0,222)
Desemp	-0,007 (-0,202)	-0,024 (-0,605)	-0,010 (-0,829)	-0,010 (-0,350)	-0,011 (-0,357)	-0,008 (-0,580)
Ocupação	0,003** (2,536)	0,003** (2,509)	0,000 (0,277)	0,003** (2,443)	0,003** (2,421)	0,000 (0,830)
Transf1	0,000 (0,362)	0,001 (0,801)	0,000 (0,165)	0,001 (0,648)	0,001 (0,546)	-0,000 (-0,050)
Transf2	0,039** (2,098)	0,033* (1,940)	0,019 (1,519)	0,037** (2,084)	0,038** (2,042)	0,020* (1,653)
deleição	0,151 (1,040)	0,162 (0,966)	0,134 (1,180)	0,170 (1,171)	0,176 (1,044)	0,122 (1,043)
desquerda	0,210 (0,843)	0,219 (0,892)	0,096 (1,010)	0,208 (0,873)	0,206 (0,865)	0,089 (0,858)
ddireita	0,626*** (2,886)	0,659*** (3,805)	0,245** (2,373)	0,629*** (2,789)	0,621*** (2,588)	0,189 (1,479)
D = 1 {ano > 2000}	4,453** (2,124)	4,371* (1,782)	1,886* (1,822)	4,736** (2,371)	4,917* (1,795)	1,840* (1,729)
R ² ajustado	0,02	0,12	0,70	0,14	0,13	0,68
N	351	351	351	351	351	351
J Hansen-Sargan	-	-	0,685	-	-	0,597
Endogeneidade	0,375	0,665	0,640	0,675	0,667	0,302

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Em parênteses estão as estatísticas t, desvio-padrão robusto para heterocedasticidade e autocorrelação.

Regressões incluem efeitos fixos.

Instrumentos: densidades estadual e nacional defasadas; alíquota estadual com duas defasagens.

Estatística Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade dos regressores.

Estatística J Hansen, hipótese nula quando o primeiro estágio está sobreidentificado.

Estatística J Hansen é nula quando o número de instrumentos é igual ao número de variáveis endógenas.

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

Em relação às variáveis socioeconômicas, dois parâmetros apresentam resultados significantes com maior frequência e merecem comentário em especial. O primeiro deles está relacionado à população do estado. Os resultados obtidos sugerem que o tamanho da população dos estados afeta negativamente a alíquota de ICMS do cigarro. Esse resultado está em sintonia com a ideia segundo a qual estados populosos apresentam ganho de escala no provisionamento de serviços públicos e, por esse motivo, as alíquotas dos tributos tendem a ser menores (LE-PRINCE; MADIES; PATY, 2007).

Já a proporção de pobres na população do estado apresenta um efeito positivo e significativo sobre a alíquota de ICMS para cigarro. Esse resultado pode estar associado a dois fatores.

Primeiro, reflete que quanto maior a pobreza, provavelmente maior a demanda por serviços públicos e, portanto, maior a necessidade de arrecadação do governo do estado. Parte da receita necessária para financiar a maior demanda por serviços públicos viria do cigarro. É possível que alguns governos prefiram aumentar o imposto sobre o cigarro porque este é um bem com demanda de baixa elasticidade-renda e também porque o custo político de aumentar tributos para bens não essenciais e considerados nocivos é pequeno.

Segundo, o coeficiente para parcela de pobres está positivamente associado a maior alíquota de ICMS para cigarro, o que provavelmente está relacionado à constituição do FECEP, a partir do ano 2000. Esse efeito está sendo capturado pela variável binária de quebra estrutural, cujos coeficientes sugerem que os estados aumentaram a alíquota de ICMS entre 4% e 1,8% após o decreto de regulamentação desse fundo. Porém, como a promulgação da LRF é do mesmo ano, não é possível afirmar qual dos dois efeitos é mais significativo para cigarro. Por fim, em relação às variáveis do ambiente político, se o estado for governado por um partido ideologicamente classificado como de direita, a alíquota de ICMS para cigarro tende a ser maior.

6.2 Gasolina

Os resultados para os coeficientes estimados estão na tabela 4. O parâmetro estimado para o coeficiente do tributo federal é insignificante em todas as regressões. É interessante notar que, ao contrário do resultado para cigarro, dependendo da regressão analisada, a direção do efeito estimado do tributo federal é negativa ou positiva.¹⁶ Já o efeito de longo prazo sobre o tributo estadual, conforme encontrado para cigarro, é positivo e significativo, porém o coeficiente estimado é um pouco menor, de 0,70 (coluna III matriz contiguidade).

16. Conforme discutido na seção 1, Keen (1998) assinala que o efeito pode ser negativo para bens com demanda linear.

TABELA 4

Resultados para a estimativa dos parâmetros – gasolina

(Variável dependente: alíquota do tributo estadual)

	Matriz contiguidade			Matriz densidade		
	I	II	III	I	II	III
CIDE	-0,658 (-0,643)	-1,454 (-0,837)	0,265 (0,359)	-0,523 (-0,513)	-0,128 (-0,092)	0,237 (0,255)
W_{ij}	0,120 (0,375)	0,289 (0,704)	0,271* (1,904)	0,157 (0,643)	-0,017 (-0,069)	0,141 (0,977)
τ_{it-1}			0,700*** (8,549)			0,681*** (7,521)
Pop log	5,106 (0,269)	4,898 (0,245)	1,064 (0,110)	4,307 (0,264)	5,519 (0,321)	5,320 (0,615)
Pop ²	-0,077 (-0,058)	-0,310 (-0,212)	-0,159 (-0,221)	-0,008 (-0,006)	0,075 (0,057)	-0,368 (-0,519)
Dens	-0,031** (-2,570)	-0,035** (-2,512)	-0,004 (-0,597)	-0,032*** (-3,055)	-0,029*** (-2,752)	-0,003 (-0,501)
Domic	0,000 (0,059)	-0,000 (-0,005)	-0,000 (-0,490)	0,000 (0,020)	0,000 (0,123)	-0,000 (-0,372)
Pobres	-1,583 (-0,600)	-0,949 (-0,322)	-3,856** (-2,383)	-1,343 (-0,488)	-1,923 (-0,795)	-3,615** (-2,447)
Theil	2,286* (1,698)	2,496* (1,677)	2,204** (1,998)	2,333 (1,557)	2,086 (1,586)	1,999** (1,975)
Ln Renda	-0,355 (-0,317)	-0,531 (-0,437)	-1,858** (-2,299)	-0,488 (-0,458)	-0,156 (-0,153)	-1,467** (-2,075)
Desemp	0,124*** (3,054)	0,100* (1,730)	0,078** (2,545)	0,124*** (3,140)	0,142*** (3,686)	0,091*** (2,692)
Ocupação	0,000 (0,299)	0,000 (0,385)	0,000 (0,435)	0,000 (0,330)	0,000 (0,200)	0,000 (0,365)
Transf1	0,000 (0,233)	0,000 (0,164)	0,001 (1,036)	0,000 (0,190)	0,000 (0,291)	0,001 (0,949)
Transf2	-0,015 (-0,886)	-0,012 (-0,632)	-0,020** (-2,112)	-0,017 (-1,067)	-0,017 (-0,958)	-0,021** (-1,982)
deleição	0,104 (0,718)	0,120 (0,801)	-0,093 (-0,955)	0,082 (0,617)	0,092 (0,627)	-0,085 (-0,853)
desquerda	0,094 (0,346)	0,138 (0,469)	-0,246** (-1,983)	0,099 (0,356)	0,056 (0,207)	-0,267** (-2,091)
ddireita	0,658*** (2,741)	0,740*** (2,693)	0,184 (1,478)	0,672*** (3,099)	0,593*** (2,639)	0,142 (1,051)
D = 1 {ano > 2000}	0,218 (0,667)	0,256 (0,722)	0,135 (0,658)	0,178 (0,597)	0,200 (0,602)	0,180 (0,961)
R ² ajustado	0,09	0,02	0,61	0,06	0,13	0,62
N	270	270	270	270	270	270
J Hansen-Sargan	-	-	-	0,65	-	-
Endogeneidade	0,21	0,15	0,15	0,05	0,21	0,40

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Em parênteses estão as estatísticas t, desvio-padrão robusto para heterocedasticidade e autocorrelação.

Regressões incluem efeitos fixos.

Instrumentos: desemprego estadual e parcela de pobres; inflação e densidade nacional; alíquota estadual com duas defasagens.

Estatística Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade dos regressores.

Estatística J Hansen, hipótese nula quando o primeiro estágio está sobreidentificado.

Estatística J Hansen é nula quando o número de instrumentos é igual ao número de variações endógenas.

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

Em relação aos efeitos dos demais estados sobre a função resposta do estado original, o efeito é insignificante em todas as regressões, menos na especificação III para a matriz de contiguidade. De acordo com esta última, para um aumento de 1% na alíquota de ICMS de estados vizinhos, o estado original aumenta a sua própria alíquota em 0,27%.

Para as demais covariadas, considerando a especificação base (matriz de contiguidade, coluna III), merecem comentários particulares os parâmetros estimados para percentual de pobres, para nível de desemprego e para partidos classificados como de esquerda. De acordo com as estimativas, o tributo estadual responde positivamente ao aumento do desemprego e negativamente a um aumento no número de pobres nos estados. O primeiro resultado pode estar relacionado a um aumento esperado na demanda de serviços sociais e, por conseguinte, à necessidade de aumento da arrecadação. O segundo resultado é mais interessante, pois é o oposto ao encontrado para cigarro. Talvez o custo político associado ao aumento de um tributo em uma mercadoria com elevada base de arrecadação iniba alterações de alíquotas, sobretudo em período de eleições. Apesar de não significativo, o coeficiente negativo encontrado para o ano eleitoral reforça essa interpretação.

Ademais, a estimativa do coeficiente para governos comandados por partidos classificados à esquerda do espectro político é negativa e significativa; tal resultado sugere que esses grupos tendem a reduzir o ICMS da gasolina nos estados. Esse pode ser um indício de competição política entre os estados na definição da alíquota do tributo, o que indica pelo menos de forma parcial, que os partidos políticos reagem de maneira diferente em relação a alterações de carga fiscal de uma mercadoria. Isso depende tanto do acordo com o tamanho da base fiscal, como do seu respectivo custo político.

Já nos modelos para gasolina, nenhuma quebra estrutural se mostrou significativa.¹⁷ Esse resultado está em sintonia com a ausência de significância do coeficiente encontrado para a Cide, o que indica a menor relevância de interações verticais no caso de gasolina em contraposição ao cigarro e também o menor período de vigência desse tributo, instituído apenas no ano 2000.

Por fim, uma discussão técnica adicional se faz necessária a respeito da metodologia. Variáveis de controle com alterações apenas temporais e sem variação entre os estados só podem ser consideradas na especificação em que o tributo federal é tratado como exógeno. Estas alterações incluem desemprego nacional, inflação e densidade nacional que são fixos entre os estados, mas possuem variação temporal e podem afetar de forma direta a política tributária local dos estados. A tabela 5 apresenta os resultados quando se incluem estas variáveis e trata-se de forma exógena os tributos federais. Os resultados essenciais são similares e podem ser conferidos na sequência.

17. Esses resultados estão no apêndice B.

TABELA 5
Resultados para a estimativa dos parâmetros
Variável imposto federal exógena
Inclusão de variáveis de controle federais

(Variável dependente: alíquota do tributo estadual)

Bem	Cigarro		Gasolina	
	Contiguidade	Densidade	Contiguidade	Densidade
Matriz				
IPI	2,061* (1,674)	2,250* (1,776)	-2,214 (-1,368)	-2,471 (-1,339)
W_{ij}	0,083 (0,840)	0,305 (1,272)	-0,143 (-0,674)	-0,234 (-0,841)
τ_{it-1}	0,754*** (7,703)	0,752*** (7,899)	0,629*** (6,092)	0,610*** (4,961)
Dens nac.	-0,223 (-0,905)	-0,284 (-1,095)	-0,828 (-1,515)	-0,856 (-1,415)
Desemp nac.	-0,044 (-0,772)	-0,070 (-1,012)	-0,270 (-1,484)	-0,281 (-1,468)
Inflação	-0,001 (-0,122)	-0,007 (-0,666)	0,071* (1,650)	0,079 (1,536)
Pop log	-5,795 (-1,568)	-7,562* (-1,671)	9,749 (1,033)	9,474 (1,001)
Pop ²	0,399 (1,358)	0,394 (1,281)	-0,400 (-0,566)	-0,328 (-0,426)
Dens	-0,009* (-1,794)	-0,006 (-1,335)	-0,002 (-0,419)	-0,003 (-0,489)
Domic	-0,000 (-1,285)	-0,000 (-1,021)	0,000 (0,416)	0,000 (0,621)
Pobres	2,487** (2,420)	2,915** (2,445)	-3,294 (-1,532)	-2,877 (-1,242)
Theil	-0,729 (-1,534)	-0,479 (-0,967)	1,499 (1,631)	1,188 (1,361)
Renda	0,542 (1,438)	0,165 (0,338)	-0,352 (-0,382)	0,093 (0,076)
Desemp	-0,007 (-0,586)	-0,003 (-0,182)	0,106** (2,566)	0,105** (2,341)
Ocupação	-0,000 (-1,315)	0,000 (0,294)	-0,000 (-0,413)	-0,000 (-0,620)
Transf1	0,000 (0,002)	-0,000 (-0,084)	0,001 (0,650)	0,001 (0,513)
Transf2	0,019 (1,640)	0,022* (1,793)	-0,022** (-2,104)	-0,019* (-1,760)

(continua)

(continuação)

Bem	Cigarro		Gasolina	
	Contiguidade	Densidade	Contiguidade	Densidade
deleição	0,237 (1,534)	0,269* (1,672)	0,125 (0,981)	0,156 (1,090)
desquerda	0,073 (0,699)	0,067 (0,602)	-0,320** (-2,333)	-0,341** (-2,188)
ddireita	0,239** (2,410)	0,176 (1,583)	0,043 (0,285)	0,016 (0,105)
D = 1 {ano > 2000}	3,361* (1,682)	3,645* (1,780)	0,556** (2,163)	0,593** (2,010)
R ² ajustado	0,682	0,652	0,609	0,593
N	351	351	270	270
J Hansen-Sargan	0,763	0,664	–	–
Endogeneidade	0,260	0,135	0,345	0,393

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Em parênteses estão as estatísticas t, robustas para heterocedasticidade e autocorrelação.

Regressões incluem efeitos fixos.

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

Estatística Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade dos regressores;

Estatística J Hansen, hipótese nula que o primeiro estágio está sobre identificado.

Estatística J Hansen é nula quando n° de instrumentos é igual ao n° de variações endógenas.

7 OBSERVAÇÕES FINAIS SOBRE COMPETIÇÃO FISCAL NO CIGARRO E NA GASOLINA

Esta pesquisa procurou realizar uma análise em painel de dados a respeito do efeito dos tributos federais sobre os tributos estaduais para cigarro e gasolina no Brasil para o período de 1994 a 2007, controlando a variação das alíquotas de ICMS dos demais estados e correlação serial.

Os resultados sugerem a existência de competição vertical, ou seja, um aumento de 1% na alíquota de IPI – tributo federal – gera um aumento de 1,15% significativo no tributo estadual – ICMS – para cigarro. Já no caso da gasolina, um aumento do tributo federal não produz impactos significantes no tributo estadual. Foi encontrada evidência limitada de que para gasolina a competição horizontal – entre estados – parece ser mais relevante (1% de aumento na alíquota de ICMS de estados vizinhos está associado a um aumento em sua própria alíquota em 0,27%).

O resultado para o coeficiente de tributo federal para o cigarro é consistente com o “efeito arrecadação” previsto em Besley e Rosen (1998), segundo o qual após um aumento do tributo federal os estados aumentam o imposto local para compensar a perda prevista com a provável queda de demanda. Para Devereux, Lockwood e Redoano (2007) e Keen (1998), esse resultado é esperado em bens

com curva de demanda com elasticidade constante. Já uma resposta negativa do tributo estadual depois de um aumento do tributo federal, conforme encontrada em algumas regressões para gasolina, sugere que o bem em questão apresenta uma curva de demanda mais próxima da linear (DEVEREUX; LOCKWOOD; REDOANO, 2007; KEEN, 1998).

Apesar de não existirem dados disponíveis para afirmar qual o padrão da curva de demanda para estes bens no Brasil, é comum estudos estimarem uma demanda isoelástica para bebidas alcoólicas e cigarro (CHALOUPKA; WARNER, 2000). Também é bastante recorrente para o consumo de combustíveis considerar a forma funcional de demanda linear (DAHL, 1993). Esses resultados são bastante intuitivos, pois é conhecido que a demanda por cigarro tende a ser menos preçolástica do que a demanda por combustíveis.

Uma limitação deste artigo e sugestão para pesquisa futura inclui analisar o impacto no bem-estar social do resultado de sucessivas rodadas de alterações dos tributos em cigarro e gasolina nas esferas estadual e federal. O “efeito arrecadação” encontrado em cigarro remete à discussão de aumento excessivo de tributos e à ineficiência alocativa conforme discutido na seção 2. Para Gordon (1983), maior eficiência fiscal só pode ser obtida por meio da coordenação do governo central.

Ainda em relação aos resultados, é encontrado que o percentual de pobres da população apresenta um efeito positivo sobre o ICMS de cigarro e negativo sobre o ICMS de gasolina. Tal resultado pode ser compreendido com base na formação do FECEP a partir do ano 2000, que permitiu aos estados aumentar o ICMS em mercadorias consideradas supérfluas. Maior resistência do eleitorado e custo político também ajudam a entender por que o percentual de pobres na população está positivamente relacionado ao aumento da alíquota de ICMS de cigarro e negativamente associado à alíquota de ICMS da gasolina.

Por fim, o resultado de pouca evidência de competição horizontal (resultado significativo para gasolina em apenas um dos modelos analisados) merece ser destacado, pois sugere que no caso dos tributos para cigarro e gasolina, quando as alterações de alíquotas de tributos federais são controladas, as interações horizontais são menos importantes. Essa evidência levanta dúvidas quanto à propagada “guerra fiscal” predatória entre estados, e sugere que as políticas fiscais nas mercadorias analisadas podem seguir a dinâmica interna dos estados, seja de arrecadação ou de disputa eleitoral. Enquanto esse artigo analisa as interações fiscais no mercado de cigarro e de gasolina, investigações empíricas adicionais para outros mercados que empregam muitas pessoas, como agroindústria e indústria automobilística,¹⁸ parecem um campo de pesquisa promissor.

18. Para uma discussão do federalismo em Ciência Política, ver Dulci (2002).

ABSTRACT

This paper investigates the effect of federal taxes on tax policy on the part of States (vertical competition) for cigarette and gasoline allowing for the effect of neighbor's States tax policy (horizontal competition). In order to estimate this effect consistently, we consider spatial econometrics in an annual panel data for 26 States in Brazil for the period 1995-2007. Our results suggest that there might be vertical competition in the cigarette market. An increase in federal tax – IPI – of 1% leads to a statistically significant increase of state's sales tax for cigarette between 3.2% and 1.2% depending on the model considered. On the other hand, for the gasoline market, our estimations point to horizontal competition. An increase in 1% of neighbor's Sales tax – ICMS – is associated with an increase in its correspondent tax rate of 0.27% in one of our models.

Keywords: Vertical interaction, co-occupancy of tax bases, tax interaction.

REFERÊNCIAS

- ANSELIM, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Dordrecht: Kluwer, 1988.
- BESLEY, T.; CASE, A. Incumbent behavior: vote seeking, tax setting and yardstick competition. **American Economic Review**, v. 85, n. 1, p. 25-45, 1995.
- BESLEY, T.; ROSEN, H. Vertical externalities in tax setting: evidence from gasoline and cigarettes. **Journal of Public Economics**, v. 70, p. 383-398, 1998.
- _____. Sales taxes and prices: an empirical analysis. **National Tax Journal**, v. 52, n. 2, p. 157-177 Jun. 1999.
- BORDIGNON, M.; CERNIGLIA, F.; REVELLI, F. In search of yardstick competition: a spatial analysis of Italian municipal property tax setting. **Journal of Urban Economics**, v. 54, p. 199-217, 2003.
- BRENNAN, G.; BUCHANAN, J. Towards a tax constitution for leviathan. **Journal of Public Economics**, v. 8, p. 255-273, Dec. 1977.
- BRUECKNER, J. Strategic interaction among governments: an overview of empirical studies. **International Regional Science Review**, v. 26, p. 175-188, 2003.
- CASE, A.; HINES J.; ROSEN, H. Budget spillovers and fiscal policy interdependence. **Journal of Public Economics**, v. 52, p. 285-307, 1993.
- CHALOUPKA, F. J.; WARNER, K. E. The economics of smoking. In: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Org.). **Handbook of Health Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2000.
- DAHL, C. **A survey of energy demand elasticities in support of the development of the NEMS**. Colorado School of Mines: Department of Mineral Economics, 1993. Mimeografado.
- DAHLBY, B. Fiscal externalities and the design of intergovernmental grants. **International Tax and Public Finance**, v. 3, p. 397-412, 1996.
- DEVEREUX, M.; LOCKWOOD B.; REDOANO M. Horizontal and vertical indirect tax competition: theory and some evidence from the USA. **Journal of Public Economics**, v. 91, p. 451-479, 2007.
- DULCI, O. S. Guerra fiscal, desenvolvimento desigual e relações federativas no Brasil. **Revista de Sociologia e Política**, v. 18, p. 95-107, 2002.

EDMARK, K.; AGREN, H. Identifying strategic interactions in Swedish local income tax policies. **Journal of Urban Economics**, v. 63, n. 3, p. 849-857, 2008.

ESTELLER-MORÉ, Á.; SOLÉ-OLLÉ, A. Vertical income tax externalities and fiscal interdependence: evidence from the US. **Regional Science and Urban Economics**, v. 31, p. 247-272, 2001.

FREDRIKSSON, P. G.; MANUM, K. A. Vertical externalities in cigarette taxation: do tax revenues go up in smoke? **Journal of Urban Economics**, v. 64, p. 35-48, 2008.

GORDON, R. An optimal taxation approach to fiscal federalism. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 98, p. 567-586, 1983.

IGLESIAS, R. Análise da situação atual em matéria de preço e impostos de cigarros. **Estudo para a aliança de controle do tabagismo**. Mar. 2008. Disponível em: <<http://actbr.org.br/biblioteca/pesquisas.asp>> Acessado em: 30 jun. 2010.

_____. A necessidade de elevar a incidência da contribuição para o PIS/PASEP e da Cofins sobre cigarros. **Estudo para a aliança de controle do tabagismo**. Maio de 2009. Disponível em: <<http://actbr.org.br/biblioteca/pesquisas.asp>> Acessado em: 30 jun. 2010.

INMAN, R.; RUBINFELD, D. Designing tax policy in federalist economies: an overview. **Journal of Public Economics**, v. 60, p. 307-334, 1996.

KARKALAKOS, S.; KOTSOGIANNIS, C. A spatial analysis of provincial corporate income tax responses: evidence from Canada. **Canadian Journal of Economics**, v. 40, p. 782-811, 2007.

KEEN, M. J. **Vertical tax externalities in the theory of fiscal federalism**. IMF Staff, p. 454-485, 1998 (Papers, n. 45).

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 17, p. 99-121, 1998.

LEPRINCE, M.; MADIÈS, T.; PATY, S. Business tax interactions among local governments: an empirical analysis of local tax setting in France. **Journal of Regional Science**, v. 47, p. 603-621, 2007.

MINTZ, J.; TULKENS, H. Commodity tax competition between member states of a federation: equilibrium and efficiency. **Journal of Public Economics**, v. 29, p. 133-172, 1986.

OATES, W. E. An essay on fiscal federalism. **Journal of Economic Literature**, v. 37, p. 1.120-1.149, 1999.

_____. Toward a second-generation theory of fiscal federalism. **International Tax and Public Finance**, v. 12, p. 349-374, 2005.

PEREIRA, J. R. S. **Competição fiscal e interação estratégica no Brasil: teoria e evidência**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Católica de Brasília, Brasília, dez. 2006. 113 f.

PEREIRA, J. R. S.; GASPARINI, C. E. Competição fiscal, interação estratégica e composição dos gastos públicos no Brasil: teoria e evidência. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35. **Anais...** Recife: ANPEC, 2007.

REVELLI, F. On spatial public finance empirics. **International Tax and Public Finance**, v. 12, n. 4, p. 475-492, 2005.

RIZZO, L. Interaction between federal taxation and horizontal tax competition: theory and evidence from Canada. **Public Choice**, v. 144, p. 369-387, 2010.

RODRIGUES, L. M. **Partidos, ideologia e composição social**: um estudo das bancadas partidárias na Câmara dos Deputados. São Paulo: EDUSP, 2002.

SCHUPP, D. **A tributação dos combustíveis**. Seminário sobre Encargos e Tributos. Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP): 8 out. 2007.

SECRETARIA DA RECEITA FEDERAL. Brasil. Brasília, 2010. Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/>> Vários acessos.

TIEBOUT, C. M. A pure theory of local expenditures. **Journal of Political Economy**, v. 64, p. 416-424, 1956.

WILSON, J. Theories of tax competition. **National Tax Journal**, v. 53, p. 269-304, 1999.

(Original submetido em dezembro de 2010. Última versão recebida em fevereiro de 2012.
Aprovado em fevereiro de 2012.)

APÊNDICE A

TABELA A.1

Resultados para a estimativa dos parâmetros – variável imposto federal deflacionada (Variável dependente: alíquota do tributo estadual)

Bem	Cigarro		Gasolina	
	Contiguidade	Densidade	Contiguidade	Densidade
Tributo federal (IPI ou Cide)	2,050** (2,000)	2,018* (1,900)	0,326 (0,802)	1,341 (0,829)
W_{ij}	-0,025 (-0,187)	0,135 (0,426)	-0,138 (-0,473)	-0,519 (-0,585)
τ_{it-1}	0,743*** (7,788)	0,749*** (8,168)	0,624*** (5,863)	0,542*** (2,581)
Pop log	-9,454* (-1,931)	-9,959* (-1,935)	8,145 (0,892)	4,010 (0,388)
Pop ²	0,787** (2,069)	0,743** (2,163)	-0,262 (-0,442)	0,725 (0,439)
Dens	-0,026 (-1,284)	-0,007* (-1,691)	-0,002 (-0,269)	0,003 (0,237)
Domic	-0,000* (-1,676)	-0,000 (-1,518)	0,000 (0,030)	0,000 (0,280)
Pobres	2,744** (2,369)	2,591** (2,450)	-3,927 (-1,615)	-7,166 (-1,423)
Theil	-0,351 (-0,797)	-0,196 (-0,368)	1,623* (1,737)	1,538 (0,981)
Ln Renda	0,264 (0,722)	0,069 (0,126)	-0,717 (-0,739)	-0,289 (-0,142)
Desemp	0,015 (1,022)	0,013 (0,878)	0,123** (2,377)	0,181 (1,483)
Ocupação	0,000 (1,426)	0,000 (1,342)	-0,000 (-0,031)	-0,000 (-0,346)
Transf1	0,000 (0,647)	0,000 (0,428)	0,001 (0,818)	0,001 (0,761)
Transf2	0,019* (1,671)	0,020 (1,627)	-0,023** (-2,055)	-0,030 (-1,616)
deleição	0,201 (1,573)	0,206 (1,524)	-0,121 (-0,985)	-0,273 (-0,993)
desquerda	0,128 (1,191)	0,122 (1,074)	-0,321** (-2,284)	-0,397 (-1,511)

(continua)

(continuação)

Bem	Cigarro		Gasolina	
	Contiguidade	Densidade	Contiguidade	Densidade
Matriz				
ddireita	0,201** (2,013)	0,165 (1,362)	0,063 (0,383)	-0,058 (-0,163)
D = 1 {ano > 2000}	0,777** (2,363)	0,690** (2,146)	0,163 (0,779)	-0,127 (-0,273)
R ² ajustado	0,700	0,691	0,607	0,445
N	351	351	270	270
J Hansen-Sargan	0,891	0,913	-	-
Endogeneidade	0,929	0,467	0,452	0,452

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Em parênteses estão as estatísticas t, robustas para heterocedasticidade e autocorrelação.

Regressões incluem efeitos fixos.

Estatística Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade dos regressores.

Estatística J Hansen, hipótese nula quando o primeiro estágio está sobreidentificado.

Estatística J Hansen é nula quando o número de instrumentos é igual ao número de variáveis endógenas.

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

TABELA A.2

Resultados para a estimativa dos parâmetros – 1º estágio

(Variável dependente: alíquota do tributo estadual)

Modelo	Matriz contiguidade	
	(III)	(III)
	Cigarro	Gasolina
Transf1	-0,001 (-0,606)	0,000 (0,087)
Transf2	-0,003 (-0,539)	-0,005 (-0,389)
Pop log	9,447* (1,731)	22,229*** (2,610)
Pop ²	-0,319 (-0,813)	-0,582 (-0,895)
Dens	-0,013** (-2,367)	0,007 (0,570)
Domic	-0,000 (-0,380)	0,000* (1,657)
Pobres	0,175 (0,106)	1,698 (0,710)

(continua)

(continuação)

Modelo	Matriz contiguidade	
	(III) Cigarro	(III) Gasolina
Theil	-0,288 (-0,368)	-1,436* (-1,647)
Ln Renda	1,382* (1,925)	2,658*** (3,595)
Desemp	-0,003 (-0,106)	0,080* (1,891)
Ocupação	0,000 (0,707)	-0,000 (-1,272)
deleição	0,023 (0,309)	0,145 (1,595)
desquerda	0,062 (0,424)	-0,095 (-0,747)
ddireita	0,186 (0,987)	-0,265 (-1,613)
D = 1 {ano > 2000}	0,208 (1,428)	0,204 (1,174)
W_{ij} L.Dens.	0,020*** (2,790)	
W_{ij} Dens.	-0,139*** (-4,849)	
W_{ij} Desemp.		0,282*** (4,744)
Dens. Federal	0,388** (2,322)	-0,209 (-0,830)
τ_{it-1}	-0,076*** (-3,469)	-0,159*** (-2,677)
Número de observações	351	270
Teste F	12,78	9,48

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Em parênteses estão as estatísticas t, robustas para heterocedasticidade e autocorrelação.

Regressões incluem efeitos fixos.

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

APÊNDICE B

QUEBRAS ESTRUTURAIS

Conforme detalhado na seção 2, existiram diversas alterações tributárias no período de análise dessa pesquisa. De forma similar à estratégia desenvolvida originalmente por Pereira e Gasparini (2007), são testadas se quebras estruturais referentes à LRF e também à emenda que institui o FECEP (ambas do ano 2000), da Resolução nº 78 sobre operações de Créditos dos Estados (ano 1998) e Reforma Tributária de 1997, são relevantes e podem estar afetando os resultados obtidos.

Para verificar essa hipótese, é realizado o teste de razão de verossimilhança – teste *likelihood ratio test* (LR) – entre o modelo irrestrito (sem quebras estruturais) e o modelo restrito com a quebra estrutural para cada ano separadamente. Os resultados para os testes das três quebras estruturais para cigarro e para o ano de 2000 para gasolina estão na tabela 1. No caso de gasolina é importante lembrar que a Cide foi instituída só no ano 2000 e a amostra dessa pesquisa para gasolina compreende o período de 1998 e 2007. Portanto, é esperado que a quebra estrutural referente a 2000 seja não significativa, além de apresentar colinearidade parcial com a variável do tributo Cide.

TABELA B.1

Teste de razão de verossimilhança – matriz contiguidade

	D > 2000	D > 1998	D > 1997
Cigarro	17.29***	-0,51	-5,57
	-	1,00	1,00
Gasolina	1,14	-	-
	0,29	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Hipótese nula: modelo irrestrito = modelo restrito.

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

Uma estatística significativa no teste LR significa que a quebra estrutural de determinado ano é relevante e ela deve ser incluída no modelo base. Os resultados do teste apontam que somente a quebra referente a 2000 é significativa para cigarro. Por esse motivo, essa variável é incluída no modelo original. Uma limitação dessa estratégia é que ela não permite identificar se o efeito é decorrente da emenda do FECEP ou de qualquer outra política adotada naquele ano, como, por exemplo, a LRF.

IMPACTOS ECONÔMICOS DE CENÁRIOS DE POLÍTICAS CLIMÁTICAS PARA O BRASIL*

Jonathan Gonçalves da Silva**

Angelo Costa Gurgel***

O presente estudo objetiva estimar os impactos econômicos de cenários de políticas climáticas para o Brasil. Para tal, utiliza um modelo de equilíbrio geral dinâmico-recursivo da economia mundial. Os principais resultados indicam que metas setoriais de quedas progressivas de 3% a 30% em emissões no período de 2015 a 2050 levam a uma perda acumulada entre 1% e 2% em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) de 2004. Apesar das emissões, em 2050, caírem em 54% em relação a um cenário de referência, as perdas em bem-estar são apenas de 0,8% e não aumentam com a inclusão de metas de redução no desmatamento. Conclui-se que essas políticas geram impactos negativos pequenos, devido à disponibilidade de fontes de energia limpa na matriz brasileira.

Palavras-chave: Gases de efeito estufa, políticas climáticas, equilíbrio geral, economia brasileira.

1 INTRODUÇÃO

De acordo com o relatório mais recente do Painel Intergovernamental sobre Mudança do Clima¹ – *Intergovernmental Panel on Climate Change* (IPCC, 2007a) –, entre 1970 e 2004 as emissões globais de Gases de Efeito Estufa (GEE), ponderadas pelo seu potencial de aquecimento global, cresceram 70% (24% entre 1990 e 2004). Esse aumento das emissões de GEE tem sido apontado como uma das causas das alterações climáticas recentes. As informações técnicas, científicas e socioeconômicas disponíveis permitem compreender os riscos associados à alteração do clima no planeta, como a possível extinção acelerada de diversas espécies vegetais e animais, impactos negativos na produtividade agrícola, aumento de doenças, elevação dos níveis dos oceanos, redução da disponibilidade de água em algumas regiões e enchentes em outras (IPCC, 2007b).

Como exemplo, um estudo realizado pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA, 2008) indica que o aumento das temperaturas

* Os autores agradecem o apoio financeiro e as bolsas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da Rede Brasileira de Pesquisas sobre Mudanças Climáticas Globais (Rede Clima), aos pareceristas anônimos pelas valiosas sugestões e à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP/USP), onde a pesquisa foi realizada.

** Doutorando do Programa de Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP). E-mail: jonathangsilva@hotmail.com

*** Professor adjunto e coordenador do Mestrado Profissional em Agronegócio da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV).

1. O IPCC é o organismo de revisão da produção científica relativa à mudança global do clima e com atividade relacionada à Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima (CQNUMC).

em decorrência do aquecimento global pode provocar perdas nas safras de grãos da ordem de R\$ 7,4 bilhões já em 2020 no Brasil, número este que pode subir para R\$ 14 bilhões em 2070, e dessa forma, alterar consideravelmente a geografia da produção agrícola no Brasil. Neste contexto, não apenas a geografia do setor agrícola pode ser alterada, mas também a industrial, a populacional e a social, uma vez que muitos dos assentamentos humanos estão localizados em planícies de inundação costeira e de rios (normalmente áreas de rápida urbanização), ou seja, áreas propensas a eventos climáticos extremos.

O Brasil possui um papel relevante neste quadro, pois ao se considerar as emissões relacionadas às mudanças do uso da terra e das florestas (desmatamento, queimadas e abertura de pastos em áreas antes de florestas), salta da vigésima para a sexta posição no *ranking* dos países emissores, sendo tais mudanças sua principal fonte de emissões de GEE (DINIZ, 2007). Esse perfil singular das emissões brasileiras pode ser explicado pela disponibilidade de grandes extensões de terras e contínua expansão da agricultura para uso no cultivo e nas pastagens, permitindo que essas atividades se transformassem em setores importantes para o crescimento econômico do país.

Nesse contexto, Rocha (2003) destaca a pressão exercida pela comunidade internacional sobre o Brasil a fim de que este assumisse metas voluntárias de redução de emissão de GEE. Mas quais seriam os possíveis impactos econômicos se o Brasil adotasse políticas de redução de GEE? Como o Brasil pode reduzir os efeitos negativos da adoção dessas políticas sobre sua economia? Os efeitos de restrição às emissões de GEE sobre a economia brasileira foram pouco investigados até o momento e carecem de maior análise.

Alguns estudos têm procurado abordar essas questões através de exercícios de modelagem da economia brasileira. Guilhoto, Lopes e Motta (2002), por exemplo, utilizaram o Modelo Inter-regional da Economia Brasileira (Mibra) para estimar os impactos ambientais e regionais do crescimento econômico, identificando que uma desconcentração regional fora do eixo Sudeste-Sul permitiria aumentar o ganho de eficiência ambiental, por gerar taxas de crescimento menores nas razões da carga industrial poluidora ou do nível de uso de água e energia por unidade de valor produzido.

Já Lopes (2003), utilizando o modelo de equilíbrio geral computável (EGC) BR-Green, verificou que uma redução na emissão de CO₂ provoca redução no nível de atividade da economia nacional. Segundo esse estudo, os setores que mais demandam derivados de petróleo são os mais afetados por restrições às emissões, devido ao aumento em seus custos de produção e aumentos em seus preços, o que por conseguinte afeta a demanda e reduz as exportações.

Tourinho, Motta e Alves (2003), por sua vez, utilizaram um modelo estático adaptado para a economia brasileira capaz de calcular o volume de emissões de

CO₂ para a economia no ano de 1998. Ao simular um choque de impostos ao carbono, encontraram uma redução no nível de recursos e aumento em preços nos setores mais intensivos em emissões, bem como queda na renda das famílias e redução no PIB.

Outro estudo sobre o tema foi conduzido por Rocha (2003), que utilizou o modelo *Carbon Emission Reduction Trade* (CERT) para estimar a oferta e a demanda do mercado potencial de comércio de emissões dentro do Protocolo de Quioto. Os resultados obtidos mostraram que no cenário de referência a participação brasileira no mercado de créditos de carbono foi de apenas 3,4% do total mundial, e que o lucro de todos os projetos de Mecanismos de Desenvolvimento Limpo no Brasil seria de US\$ 327,6 milhões.

Hilgemberg (2004) procurou quantificar as emissões de CO₂ decorrentes do uso de gás natural, álcool e derivados de petróleo tanto no nível nacional quanto regional e avaliou os impactos de eventuais políticas de controle de emissões, através de um modelo inter-regional de insumo produto. De acordo com esse autor, o impacto das políticas em todos os setores é menor que o percentual da restrição e que os efeitos são geralmente maiores naqueles setores em que as ligações com o restante da economia são mais fortes. Como exemplo, se a restrição for imposta ao setor agropecuário, a demanda deste setor pelos insumos do setor comércio e serviços irá diminuir em cerca de R\$ 107 milhões.

Ferreira Filho e Rocha (2007) também buscaram avaliar os efeitos de restrições de emissões de GEE sobre a economia brasileira utilizando o modelo de equilíbrio geral Mosaico-GEE, um modelo estático e inter-regional que representa 27 estados brasileiros. Os resultados mostraram que taxar as emissões associadas ao nível de atividade dos setores é mais importante que taxar apenas aquelas originadas no uso de combustíveis, dada a importância das primeiras na matriz brasileira.

Já Feijó e Porto Jr. (2009) utilizaram um modelo de equilíbrio geral da economia mundial, conhecido como *Global Trade Analysis Project-Energia* (GTAP-E), para mensurar os impactos da implantação do Protocolo de Quioto sobre a economia brasileira. Os resultados evidenciaram que a política ambiental de redução de emissões, apesar de contribuir para a diminuição de CO₂ na atmosfera, afeta negativamente o bem-estar econômico, principalmente em virtude do encarecimento das *commodities* de energia e da redução do seu uso. O estudo verificou ainda o potencial brasileiro em reduzir emissões sem comprometer significativamente seu bem-estar e eficiência alocativa.

Em geral, os estudos considerados indicam uma realocação de recursos na economia de setores intensivos em emissões para setores menos intensivos, bem como perdas de bem-estar em decorrência da redução do nível de atividade econômica quando da adoção de políticas de restrição de emissões. Os impactos

sobre o nível de atividade da economia podem, ainda, variar de acordo com a interdependência entre os setores.

Apesar dos esforços desses trabalhos no sentido de avaliar as consequências econômicas de restrições às emissões, a literatura nacional que faz uso de modelos quantitativos ainda possui grande potencial de desenvolvimento. Isto porque a maioria dos trabalhos utiliza modelos estáticos de comércio, modificados para incorporar questões ambientais, alguns não representam outros países e suas relações com o Brasil, e nenhum considera a questão das mudanças no uso da terra e emissões de desmatamento, principal fonte emissora de GEE no país. Com isso, verifica-se um amplo espaço para o desenvolvimento de modelos mais avançados, que considerem ao mesmo tempo aspectos dinâmicos, a representação da economia mundial e a competição pelo uso da terra, quando da avaliação dos impactos de ações de mitigação das emissões de GEE pelo Brasil.

Dessa forma, o presente trabalho tem por objetivo estimar os impactos econômicos de cenários de políticas climáticas para o Brasil, considerando a possibilidade de restrições às emissões provenientes do desmatamento.

Assim, este trabalho desenvolve um estudo quantitativo levando em consideração especificidades brasileiras como: uma matriz energética com grande participação de fontes de energia renováveis; os principais setores emissores de GEE; as emissões relacionadas às mudanças do uso da terra; os custos de políticas de redução das emissões; e a consideração de outros países e seus relacionamentos com o Brasil através dos mercados globais, entre outros. A abordagem de modelagem quantitativa para simulação de políticas de mitigação de mudanças climáticas pelo Brasil deve permitir avaliar como a economia brasileira será afetada por este tipo de política em uma perspectiva de custo-efetividade, fornecendo informações sobre o custo de se atingir metas predeterminadas de reduções em emissões.

O trabalho está organizado em mais três seções, além desta introdução. A segunda seção apresenta a descrição do modelo utilizado, bem como a base de dados e as agregações usadas. A terceira seção é dedicada à aplicação do modelo por meio da adoção de políticas de redução de emissões de GEE e a última seção apresenta as conclusões sobre os principais resultados obtidos.

2 METODOLOGIA

2.1 O Modelo

Para avaliar os impactos de políticas exógenas de mitigação das mudanças climáticas sobre a economia brasileira utiliza-se como instrumental analítico a modelagem computável de equilíbrio geral, que se mostra mais adequada por considerar diversos setores, agentes econômicos, países e regiões e as relações de interdependência

entre esses. Além disso, a utilização de modelos de EGC permite a obtenção das direções e magnitudes de choques exógenos, neste caso, a adoção de políticas de redução das emissões dos GEE, sob cenários alternativos.

Este instrumental analítico, conforme Shoven e Whalley (1984), remove a necessidade de se trabalhar com pequenas dimensões, pois, dada a tecnologia dos microcomputadores, um maior nível de detalhamento e complexidade pode ser incorporado quando comparados com os modelos analíticos simples. Ainda, Wing (2004) destaca que os modelos EGC são uma ferramenta-padrão utilizada na análise do bem-estar agregado e na mensuração dos impactos de políticas, que podem ser transmitidos através de múltiplos mercados, contendo uma ampla gama de tributos, subsídios, quotas ou instrumentos de transferência. Kydland e Prescott (1996) e Shoven e Whalley (1984) apresentam maiores detalhes sobre os modelos EGC.

Os modelos EGC têm sido amplamente utilizados em análises de políticas climáticas, como, por exemplo, nas análises dos impactos do Protocolo de Quioto sobre a economia europeia (VIRGUIER; BABIKER; REILLY, 2003), sobre a economia japonesa (PALTSEV *et al.*, 2004), sobre os países em desenvolvimento (BABIKER; REILLY; JACOBY, 2000), em análises a respeito dos custos de uma política climática nos Estados Unidos sob a gestão Obama (PALTSEV *et al.*, 2009), sobre o papel da Rússia no Protocolo de Quioto (BERNARD *et al.*, 2003), sobre abordagens alternativas para a redução do aquecimento global (NORDHAUS, 2007), entre outros.

No presente estudo, utiliza-se o modelo *Emissions Prediction and Policy Analysis* (EPPA), desenvolvido no *Massachusetts Institute Technology* (MIT), que é um modelo de equilíbrio geral multirregional, multissetorial, dinâmico-recursivo, designado para investigar trajetórias futuras de emissões de GEE pelas suas diferentes fontes e os impactos de políticas de reduções nessas emissões. O modelo EPPA foi construído a partir do conjunto de dados do GTAP (DIMARANAN; MCDUGALL, 2002) e de dados adicionais para as emissões de GEE. O modelo considera um horizonte de simulação de longo prazo (até o ano de 2100) e trata de forma abrangente os principais GEE, como o dióxido de carbono (CO_2), o metano (CH_4), o óxido nitroso (N_2O), os hidrofluorcarbonos (HFCs), os perfluorcarbonos (PFCs), o hexafluoreto de enxofre (SF_6), bem como outras substâncias que exercem impacto direto sobre o clima.²

2. Maiores detalhes sobre o modelo EPPA podem ser encontrados em Babiker *et al.* (2001), Paltsev *et al.* (2005) e Gurgel, Reilly e Paltsev (2008). A versão do modelo EPPA utilizada neste trabalho é a 5, que difere da 4, pela agregação de regiões, uma vez que o Brasil não estava desagregado da região "Resto da América Latina" na versão 4, bem como a Rússia estava agregada em uma região denominada Antiga União Soviética. Ainda, a versão 5 traz a Indonésia agregada à região Leste Asiático, enquanto na versão anterior essa região estava desagregada das demais. A subseção 2.2, sobre a base de dados, apresentará a agregação regional. Outras diferenças entre a versão utilizada no presente estudo e a versão anterior incluem o ano base do modelo, que é de 2004 na versão 5 e era de 1997 na versão 4. As demais relações, hipóteses e características estruturais do modelo, incluindo equações, elasticidades e hipóteses do comportamento dinâmico, permanecem a mesma das versão 4 do modelo, como em Paltsev *et al.* (2005).

Uma das grandes vantagens da utilização do modelo EPPA é a possibilidade de realizar simulações da economia mundial ao longo do tempo, produzindo cenários de emissões de GEE, aerossóis, bem como de outros poluentes do ar e seus precursores emitidos pelas atividades humanas. Outra contribuição do modelo para a análise econômica é sua capacidade de avaliar os impactos econômicos de políticas de mitigação de emissões, bem como suas implicações sobre a equidade e o bem-estar.

O EPPA é construído por meio de problemas de otimização convencional da teoria microeconômica, cujos objetivos são: maximizar a utilidade dos consumidores sujeita à restrição orçamentária e maximizar os lucros dos produtores sujeitos às tecnologias de produção, à dotação de fatores primários e à existência de tributos e outras distorções. Os problemas de otimização são abordados como Problemas de Complementaridade Mista – *Mixed Complementary Problem* (MCP) –, (RUTHERFORD, 1995) em decorrência da grande quantidade de agentes econômicos e distorções existentes. Conforme demonstrado por Mathiesen (1985), um modelo econômico de equilíbrio de Arrow-Debreu pode ser formulado como um MCP, onde três desigualdades devem ser satisfeitas: lucro zero, equilíbrio dos mercados e equilíbrio da renda. A utilização da abordagem MCP envolve três conjuntos de variáveis não negativas: preços, quantidades e níveis de renda, que satisfarão, respectivamente, às condições de lucro zero, de equilíbrio do mercado e de equilíbrio contábil da renda.

A condição de lucro zero requer que qualquer atividade em operação obtenha lucro zero, ou seja, o valor dos insumos deve ser igual (ou maior) ao valor da produção. A variável associada a essa condição é o nível de atividade y para os setores de produção com retornos constantes de escala. Isto significa que $y > 0$ (uma quantidade positiva de y é produzida) e o lucro é zero, ou o lucro é negativo e $y = 0$ (não ocorre atividade produtiva neste caso). Em termos da formulação em MCP, as seguintes condições devem ser satisfeitas para todos os setores de uma economia:

$$lucro_{ri} \geq 0, y_{ri} \geq 0, produto_{ri}^T (-lucro_{ri}) = 0 \quad (1)$$

em que r representa região e i representa o setor da economia.

Já a condição de equilíbrio dos mercados estabelece que qualquer bem com preço positivo deve manter o equilíbrio entre oferta e demanda, e qualquer bem com excesso de oferta deve ter preço igual a zero. O vetor preço é a variável associada. Utilizando a abordagem de MCP, a seguinte condição deve ser satisfeita para cada bem e cada fator de produção:

$$oferta_{ri} - demanda_{ri} \geq 0, p_{ri} \geq 0, p_{ri}^T (oferta_{ri} - demanda_{ri}) = 0 \quad (2)$$

condição de equilíbrio da renda requer que, para cada agente (incluindo entidades do governo), o valor da renda seja igual ao valor das dotações de fatores e das receitas dos impostos:

$$renda_r = dotações_r + receitas\ dos\ impostos_r \quad (3)$$

Em cada região r e em cada setor i , uma firma representativa escolhe o nível de produto y , a quantidade k dos f fatores primários e a quantidade x de insumos intermediários de outros setores (j) para maximizar os lucros sujeito à sua restrição tecnológica. O problema da firma é dado por:

$$\max_{y_{ri}, x_{rji}, k_{rfi}} \pi_{ri} = p_{ri} y_{ri} - C_{ri}(p_{ri}, w_{rf}, y_{ri}) \quad \text{tal que} \quad y_{ri} = \Phi_{ri}(x_{rji}, k_{rfi}) \quad (4)$$

onde π e C denotam as funções lucro e custo, respectivamente; e p e w são os preços dos bens e fatores, respectivamente.

No modelo EPPA assume-se que a produção é representada por tecnologias com elasticidade de substituição constante – *Constant Elasticity of Substitution* (CES) –, que apresentam retornos constantes de escala. O comportamento otimizador da firma implica a seguinte condição de equilíbrio:

$$p_{ri} = c_{ri}(p_{ri}, w_{rf}) \quad (5)$$

onde c é a função custo unitário.

Pelo Lema de Shephard, a demanda intermediária pelo bem j no setor i é:

$$x_{rji} = y_{ri} \frac{\partial c_{ri}}{\partial p_{rj}} \quad (6)$$

e a demanda pelo fator f é:

$$k_{rfi} = y_{ri} \frac{\partial c_{ri}}{\partial w_{rf}} \quad (7)$$

No que diz respeito ao comportamento das famílias, um agente representativo em cada região possui dotações de fatores de produção, cujos serviços podem ser

vendidos ou arrendados às firmas. Em cada período, o agente representativo escolhe os níveis de consumo e poupança que maximizam sua função de bem-estar sujeito à restrição orçamentária dada pelo nível de renda M :

$$\max_{d_{ri}, s_r} W_{ri}(d_{ri}, s_r) \text{ tal que } M_r = \sum_f w_{rf} K_{rf} = p_{rs} s_r + \sum_i p_{ri} d_{ri} \quad (8)$$

onde s é a poupança, d é a demanda final por mercadorias, K é a dotação agregada de fatores do agente representativo na região r .

Como a produção e as preferências são representadas por funções CES, pela dualidade e pela propriedade da homogeneidade linear, para cada região há uma função dispêndio unitária ou índice de preço do bem-estar dado por:

$$p_{rw} = E_r(p_{ri}, p_{rs}) \quad (9)$$

Pelo Lema de Shephard, a demanda final compensada por bens é dada por:

$$d_{ri} = \bar{m}_r \frac{\partial E_r}{\partial p_{rs}} \quad (10)$$

e para poupança é:

$$s_r = \bar{m}_r \frac{\partial E_r}{\partial p_{rs}} \quad (11)$$

onde \bar{m}_r é o nível inicial de gasto em cada região.

O sistema é fechado, com um conjunto de equações de equilíbrio de mercado que determina os preços de equilíbrio nos diferentes mercados de bens e fatores. Dessa forma, as equações de equilíbrio podem ser descritas da seguinte forma:³

$$y_{ri} = \sum_j y_{rj} \frac{\partial C_{rj}}{\partial p_{ri}} + \bar{m}_r \frac{\partial E_r}{\partial p_{ri}} \quad (12)$$

3. Suprimiu-se por simplicidade a demanda final das categorias investimento, governo e comércio exterior, uma vez que seguem a mesma formulação da demanda privada do agente representativo.

e

$$K_{rf} = \sum_j y_{rj} \frac{\partial C_{rj}}{\partial w_{rf}} \quad (13)$$

Ainda, um aspecto de grande importância na caracterização dos modelos de equilíbrio geral são as pressuposições a respeito da capacidade do modelo de captar a dinâmica da economia no tempo. Neste sentido, a evolução temporal do modelo EPPA está baseada em cenários de crescimento econômico resultantes do comportamento do consumo, da poupança, do investimento, bem como de pressuposições exógenas acerca do aumento da produtividade do trabalho, do uso de energia e da terra.

Como destacado anteriormente, o EPPA pertence à classe de modelos conhecidos como dinâmico-recursivos, cujas decisões econômicas de otimização são realizadas a cada período, considerando apenas preços e quantidades vigentes no mesmo (expectativas “míopes”). Os resultados do equilíbrio das variáveis gerado em um período são então utilizados como valores de referência para o processo de otimização no próximo período. Assim, em cada período o modelo possui um processo estático de solução, na medida em que os agentes não se preocupam com valores futuros esperados para as demais variáveis.

Outro aspecto importante do modelo está relacionado à sofisticação incorporada para representar o estoque de capital. Distingue-se capital maleável de não maleável, de forma a captar a dinâmica das economias no curto prazo quanto à dificuldade de se converter o capital de uma atividade em fator produtivo de uso alternativo. Apesar de ser geralmente ignorada nos modelos dinâmico-recursivos, essa representação da rigidez de curto prazo nas economias é um aspecto importante nesse tipo de modelagem, uma vez que a evolução da economia ano a ano não permite a flexibilidade de se converter máquinas, equipamentos e edifícios de uma atividade em outra em curtos espaços de tempo. A ausência dessa representação faz com que os modelos assumam completa flexibilidade em se converter qualquer investimento em capital físico para a produção de qualquer bem ou serviço no transcorrer de apenas um período do modelo.

Para representar a rigidez do estoque de capital, considera-se que a parcela maleável do estoque de capital em cada setor é descrita pelas funções CES. Isso significa que o capital pode substituir e ser substituído por outros insumos na função de produção. A parcela não maleável do capital é tratada por meio da função de Leontief, que não permite a substituição entre insumos. A parcela de capital não maleável e dos demais insumos na função de produção são definidas no momento em que tal capital é formado, refletindo a tecnologia utilizada no

momento de emprego daquele capital. Essa formulação permite ao modelo exibir respostas de curto e de longo prazo a partir de mudanças nos preços relativos. Ao longo do tempo, o capital não maleável gerado em um determinado período anterior sofrerá depreciação e será substituído por novas parcelas de capital não maleável que refletem as tecnologias em uso nos períodos mais recentes, oriundas das mudanças em preços relativos no tempo.

Além da acumulação de capital e das decisões de poupança e investimento, outros aspectos são importantes na representação dinâmico-recursiva, como o crescimento populacional e da força de trabalho. O crescimento da força de trabalho é definido exogenamente, sendo composto pelos efeitos separados do crescimento populacional e da produtividade do trabalho. O crescimento populacional está baseado na tendência de longo prazo dos dados das Nações Unidas (UN, 2000 e 2001). Já a produtividade do trabalho é especificada de forma a permitir a reprodução de níveis do PIB nas regiões do modelo conforme previsto pelo Fundo Monetário Internacional (IMF, 2000).

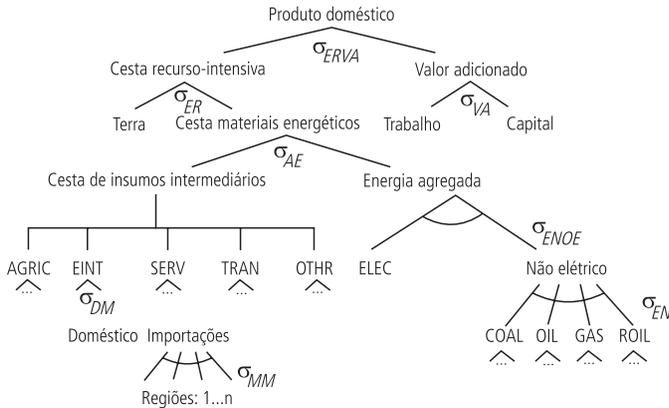
O modelo ainda considera o aumento exógeno na produtividade da terra de cerca de 1% ao ano (a.a.) e a redução no estoque de recursos naturais na medida em que estes são utilizados para a produção de energia. Outras formas de mudança tecnológica são representadas no modelo, quais sejam o aumento autônomo de eficiência energética, em acordo com a observação de que a utilização de energia por unidade do PIB entre os países tende a decrescer com o aumento dos níveis de atividade dos mesmos e a disponibilidades de tecnologias *backstop*, que representam fontes energéticas ainda não comercialmente disponíveis, ou utilizadas em pequena escala, mas que reconhecidamente possuem potencial de atuar como substitutas de fontes convencionais de energia no futuro.

Ainda, cabe ressaltar que a produção bem como o consumo são representados no modelo através de estruturas CES aninhadas. Tais estruturas permitem uma representação clara e sucinta das possibilidades tecnológicas dos setores produtivos e padrões de substituição. A figura 1, por exemplo, representa um dos diversos setores considerados pelo modelo, o setor agricultura. A árvore tecnológica deste setor inclui o fator terra como insumo e representa a possibilidade de substituição entre terra e uma cesta de materiais e insumos energéticos.

Uma sofisticação importante do modelo EPPA diz respeito à representação de mudanças no uso da terra. O uso da terra está dividido em cinco categorias: pastagens, culturas, silvicultura, florestas naturais e pastagens naturais. Cada categoria de terra é considerada um recurso renovável, que pode ser alterado pela sua conversão em outra categoria, ou abandonada em categoria não utilizada (vegetação secundária). A terra também está sujeita às melhorias exógenas de produtividade, estabelecidas em 1% a.a. para cada categoria, refletindo a tendência histórica de

avanço na produtividade agropecuária, bem como o rendimento histórico das safras, o qual tem apresentado um crescimento de 1% a 3% a.a., de acordo com Reilly e Fuglie (1998).

FIGURA 1

Estrutura aninhada da agricultura

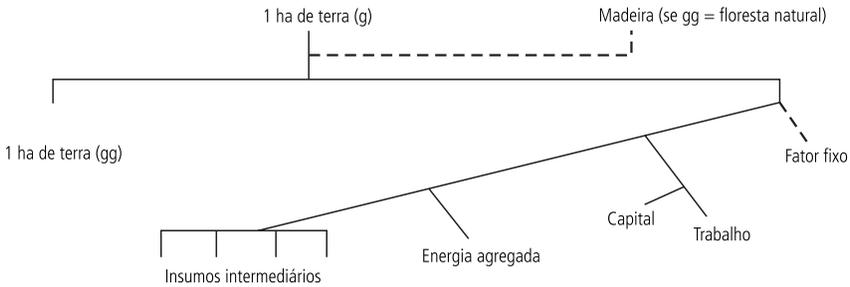
Fonte: Paltsev *et al.* (2005). Elaboração própria.

Com relação à transformação do uso da terra, a área sob determinada categoria pode ser expandida pela conversão de outras categorias de terras. Por exemplo, estradas e acessos para áreas de florestas podem ser criados, com isso, uma terra desmatada pode ser transformada em áreas destinadas à silvicultura, pastagens ou culturas. O sentido oposto também pode ser observado, ou seja, áreas destinadas às culturas podem ser abandonadas voltando a crescer florestas ou campos secundários.

A transformação do uso da terra é representada por equações de conversão de uma categoria de uso da terra em outra e de expansão da fronteira agrícola pela redução das áreas de vegetação natural. A figura 2 representa o funcionamento das relações de conversão de uso da terra. Nessas relações, um hectare de determinada categoria de terra pode ser convertido em um hectare de outra categoria. A terra convertida assume uma nova produtividade média de acordo com o tipo de terra que fora convertido e a região. Em equilíbrio, o custo da conversão marginal de um tipo de terra em outro deve ser igual à diferença entre o valor econômico dos dois tipos de terra. Esse procedimento permite manter a pressuposição de lucro econômico igual a zero nos modelos de equilíbrio geral, em que a atividade econômica só se torna viável se seus custos são compensados pela receita advinda da mesma. Além disso, exige-se que a conversão utilize insumos reais através de uma função de transformação da terra, como representada na figura 2.

FIGURA 2

Estrutura das funções de conversão do uso da terra



Fonte: Gurgel, Reilly e Paltsev (2008).

A linha tracejada no topo indica uma função de elasticidade de produção de coeficiente fixo, multiproduto, a qual gera um produto florestal (madeira e produtos florestais) quando se converte áreas de florestas naturais, que atua como substituto perfeito da produção do setor florestal. Utiliza-se um fator de produção fixo para modelar a resposta observada da oferta de terra, em que a elasticidade de substituição entre o fator fixo e outros insumos são parametrizados para representar a resposta observada da oferta de terra em resposta a mudanças no preço da mesma nas últimas décadas.⁴ O modelo assume que a resposta observada da conversão de terras nos últimos anos é uma representação da resposta de longo-prazo.⁵

O valor de uso da terra no modelo representa as transações monetárias reais, como inferido pelas agências de estatísticas econômicas de cada país, portanto, este valor deve ser consistente com os dados sobre receita, custos de insumos e retornos de outros fatores. A renda da terra para uso de culturas, pastagens e silvicultura é obtida a partir da base de dados do GTAP. Para obter o valor da renda por hectare, os dados acerca das rendas agregadas precisam ser divididos pela quantidade física de terra. Como as categorias florestas naturais e pastagens naturais não são

4. A elasticidade de oferta da terra varia de 0,05 (para países que têm observado crescimento líquido de áreas de vegetação natural) a 0,64 para a região ASI, sendo de 0,26 para o Brasil. A elasticidade de substituição entre o fator fixo e outros insumos varia de acordo com a parcela do fator fixo no total do valor da produção do setor de transformação do uso da terra. Foram utilizados dados de 1970 a 2000 de variações na área agropecuária em cada região do modelo.

5. Essa hipótese desconsidera a possibilidade de mudanças no comportamento dos agentes e da legislação dos países ao longo do tempo em direção a uma maior conservação e menor conversão de áreas naturais, ou mesmo na direção contrária. Contudo, a ausência de informações suficientes para definir a magnitude das elasticidades futuras sugere que o uso dos dados históricos para estimar tais elasticidades seja uma primeira aproximação razoável de representação do fenômeno. Os trabalhos de Gurgel, Reilly e Paltsev (2008) e Melillo *et al.* (2009) apresentam formas alternativas de considerar a mudança no uso da terra, e concluem que a representação das elasticidades da forma utilizada no presente estudo tende a gerar intensificação da pecuária e menor redução de áreas de vegetação natural diante da expansão do uso agrícola do solo.

utilizadas para produção econômica, pois não estão em uso corrente, é necessário um esforço para inferir um valor econômico para essas categorias. Os dados das áreas que não produzem fluxo de renda foram obtidos da base de dados de Hurtt *et al.* (2006). A partir deste conjunto de dados são obtidas as áreas de campos e savanas e florestas naturais, bem como outros tipos de cobertura do solo (tundra, terras alagadas, áreas urbanas e desertos), como discutido em Gurgel, Reilly e Paltsev (2008).

Quanto ao fechamento macroeconômico do modelo, a cada período considera-se que a oferta total de cada fator de produção é constante, os fatores são móveis entre setores dentro de uma mesma região, com exceção da parcela não maleável do capital, e não há movimento de fatores de uma região para outra. O fator terra é específico aos setores agropecuários enquanto recursos naturais são específicos aos setores que extraem os mesmos para produção de energia. Não há desemprego no modelo, portanto os preços dos fatores são flexíveis. Pelo lado da demanda, a propensão marginal a poupar é constante e específica a cada região de acordo com a sua parcela no total do consumo e poupança agregados na base de dados inicial. Os fluxos internacionais de capitais que compensam os desequilíbrios no comércio de bens e serviços no ano base do modelo são assumidos exógenos e declinantes com o tempo, reduzindo os déficits ou superávits nas transações correntes ao longo do horizonte do modelo. Dessa forma, mudanças na taxa real de câmbio devem ocorrer a cada período para acomodar alterações nos fluxos de exportações e importações. O consumo do governo pode alterar com mudanças nos preços dos bens, assim como a receita advinda dos impostos está sujeita a mudanças no nível de atividade e no consumo.

O modelo utiliza a sintaxe do algoritmo *Mathematical Programming System for General Equilibrium* (MPSGE) (RUTHERFORD, 1999). O MPSGE permite a representação de modelos complexos de equilíbrio geral em um formato tabular baseando-se em funções de utilidade e de produção CES aninhadas, o que torna a especificação do modelo mais compacta e menos sujeita a erros. Após a formulação do problema como um MCP, as informações são processadas no *Software General Algebraic Modeling System* (GAMS) (BROOKE *et al.*, 1998), o qual obtém a solução do problema de programação não linear (subconjunto dos problemas MCP).

2.2 Base de Dados

O modelo EPPA agrega o conjunto de dados econômicos do GTAP (DIMARANAN; MCDOUGALL, 2002) em 16 regiões e diversos setores e fatores de produção, conforme apresenta a tabela 1. A representação setorial considera maiores desagregações além das fornecidas pelo conjunto de dados do GTAP, como por exemplo, para a oferta de tecnologias de energia e para o transporte, o que torna o modelo mais adequado ao estudo de políticas climáticas.

TABELA 1

Regiões, setores e fatores produtivos no modelo EPPA

Regiões	Setores	Fatores
Anexo B	Não energético	Capital
Estados Unidos (USA)	Culturas (CROP)	Trabalho
Canadá (CAN)	Pecuária (LIVE)	Áreas de culturas
União Europeia (EUR)	Silvicultura (FORS)	Pastagens
Japão (JPN)	Alimento (FOOD)	Áreas de silvicultura
Leste Europeu (ROE)	Serviços (SERV)	Florestas naturais
Austrália e Nova Zelândia (ANZ)	Intensivo em energia (EINT)	Pastagens naturais
Rússia (RUS)	Transportes (TRAN)	Petróleo cru
Não – Anexo B	Outras indústrias (OTHR)	Petróleo xisto
Brasil (BRA)	Energético	Carvão
Índia (IND)	Carvão (COAL)	Gás natural
África (AFR)	Petróleo cru convencional (OIL)	Hidráulica
China (CHN)	Petróleo refinado (ROIL)	Nuclear
Oriente Médio (MES)	Gás natural (GAS)	Eólica e solar
Resto da Ásia (REA)	Etanol (ETH)	
México (MEX)	Combustível líquido de biomassa (BOIL)	
Resto da América Latina (LAM)	Petróleo de xisto (SOIL)	
Leste Asiático (ASI) ¹	Elétric.: Fóssil (ELEC)	
	Elétric.: Hidráulica (H-ELE)	
	Elétric.: Nuclear (A-NUC)	
	Elétric.: Eólica (W-ELE)	
	Elétric.: Solar (S-ELE)	
	Elétric.: Biomassa (biELE)	
	Elétric.: NGCC	
	Elétric.: NGCC – CCS	
	Elétric.: IGCC – CCS	

Fonte: Paltsev *et al.* (2005). Elaboração própria.

Nota: ¹ Coreia do Sul, Malásia, Filipinas, Cingapura, Taiwan, Tailândia e Indonésia.

Quanto aos dados sobre energia, estes estão em unidades físicas e foram baseados nos balanços da Agência Internacional de Energia – International Energy Agency (IEA, 2004, 2005) – e da Administração de Informação Energética norteamericana (EIA, 2004). Em decorrência da importância dessas informações para a realização do presente trabalho, os dados do GTAP para o Brasil foram comparados com bancos de dados nacionais, a partir de fontes como Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e Ministério de Minas e Energia (MME), e corrigidos quando necessário. As estatísticas sobre as emissões de GEE foram obtidas a partir dos inventários mantidos pelo *Oak Ridge National Laboratory* (ORNL)⁶ (MARLAND; BONDEN; ANDRES, 2002) e pela base de dados EDGAR (OLIVIER; BERDOWSKI, 2001).

6. Os dados de emissões de GEE utilizados para as regiões consideradas pelo modelo têm como origem o inventário do ORNL, com exceção das emissões brasileiras, para as quais utilizaram-se dados do Inventário Brasileiro das Emissões e Remoções Antrópicas de GEE (Brasil, 2009).

3 POLÍTICAS, SIMULAÇÕES E RESULTADOS

3.1 Cenários de políticas climáticas

No que se refere à redução das emissões de GEE, diversas alternativas têm sido discutidas nos debates internacionais, como a taxação de carbono, políticas *cap-and-trade*, o pleno funcionamento dos mercados de crédito de carbono, entre outros. Tais medidas podem ser eficientes no sentido de reduzir emissões e até mesmo favorecer a realocação de insumos por opções de baixo carbono e promover a inovação e o desenvolvimento de tecnologias não intensivas em carbono.

No presente trabalho optou-se por simular cortes em emissões de GEE na economia brasileira, através da imposição de restrições quantitativas setoriais (tabela 2). Os cortes visam a redução gradual nas emissões que seriam observadas em um cenário de referência livre de restrições, com início em 2015. Como nas discussões de políticas climáticas mundiais, os cortes iniciais seriam mais modestos e se intensificariam no decorrer do período analisado. O corte mais severo seria observado nas emissões provenientes do desmatamento, com redução inicial de 14% nas emissões do cenário de referência e aumentos graduais até atingir 100% de redução em 2050. Nos setores da agricultura, os cortes seriam inicialmente de 3%, aumentando gradualmente até atingir 24% de redução, enquanto os demais setores sofreriam cortes iniciais de 3,5% e se intensificariam até atingir 31% de redução em 2050. A escolha desses níveis de cortes em emissões, apesar de aleatória,⁷ permite sinalizar os possíveis impactos da adoção de metas de redução de emissões aliadas ao esforço para zerar o desmatamento no Brasil.

Os cortes em emissões foram simulados em duas políticas diferentes, aqui chamadas de CP1 e CP2. A primeira (CP1) representa os cortes setoriais, conforme apresentado pela tabela 2, considerando o controle do desmatamento. Já a segunda política (CP2), faz o mesmo, porém, desconsidera as restrições sobre o desmatamento. Tais políticas foram escolhidas com o intuito de avaliar os possíveis impactos econômicos da transição para uma economia de baixa intensidade em emissões, considerando medidas setoriais com e sem o controle do desmatamento, uma vez que este último tem sido responsável por grande parte das emissões brasileiras.

7. A escolha dos níveis percentuais de redução dos GEE segue algumas impressões das discussões nacionais e internacionais sobre o assunto. Das discussões internacionais, considera-se a pressão para a redução do desmatamento e a proposta dos países do G8 para o período pós implementação do protocolo de Quioto em reduzir as emissões globais em 50% a.a. de 2050, alocando 70% de redução para os países desenvolvidos e 30% para os países em desenvolvimento, como discutido em Jacoby *et al.* (2008), o que justifica o nível de 31% de redução aplicado aos setores não agrícolas no presente estudo. Das discussões nacionais, considera-se o discurso do governo de zerar o desmatamento no longo prazo e os compromissos brasileiros assumidos na Conferência das Partes sobre o Clima (COP-15) em Copenhague no final de 2009 que atribuem um peso ligeiramente maior para as reduções de emissões no uso de energia do que nos setores agropecuários, motivo pelo qual consideram-se cortes ligeiramente menores nestes setores nos choques implementados.

TABELA 2

Choques implementados de redução nas emissões de GEE em relação ao cenário de referência sem redução de emissões

(Em %)

Setores	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
Desmatamento	14,0	27,0	40,0	53,0	66,0	79,0	92,0	99,9
Culturas	3,0	6,1	9,2	12,2	15,3	18,3	21,4	24,4
Pecuária	3,0	6,1	9,2	12,2	15,3	18,3	21,4	24,4
Silvicultura	3,0	6,1	9,2	12,2	15,3	18,3	21,4	24,4
Indústria de alimentos	3,4	7,7	11,6	15,4	19,3	23,1	27,0	30,8
Produção de carvão	3,4	7,7	11,6	15,4	19,3	23,1	27,0	30,8
Petróleo	3,4	7,7	11,6	15,4	19,3	23,1	27,0	30,8
Refino de petróleo	3,4	7,7	11,6	15,4	19,3	23,1	27,0	30,8
Gás	3,4	7,7	11,6	15,4	19,3	23,1	27,0	30,8
Eletricidade	3,4	7,7	11,6	15,4	19,3	23,1	27,0	30,8
Setores intensivos em energia	3,4	7,7	11,6	15,4	19,3	23,1	27,0	30,8
Outras indústrias	3,4	7,7	11,6	15,4	19,3	23,1	27,0	30,8
Serviços	3,4	7,7	11,6	15,4	19,3	23,1	27,0	30,8
Transportes	3,4	7,7	11,6	15,4	19,3	23,1	27,0	30,8

Fonte: Elaboração própria.

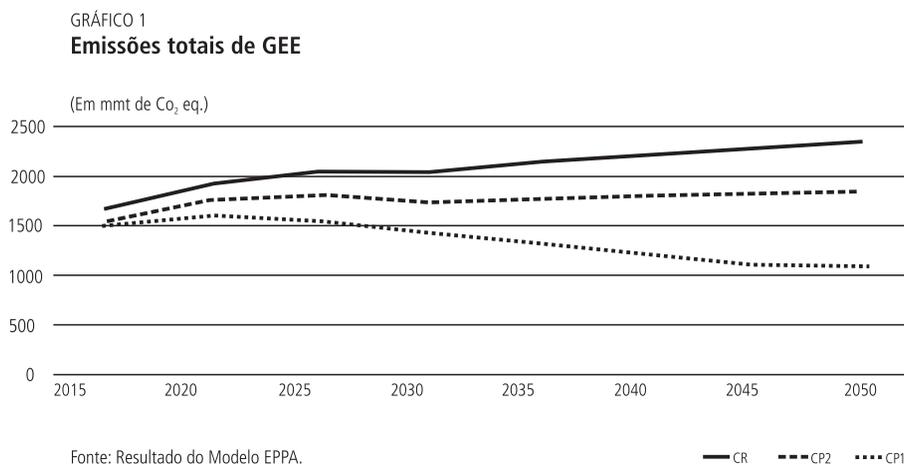
As políticas foram implementadas a partir do ano de 2015 com aumentos graduais nos cortes em emissões, até o ano de 2050, seguindo uma trajetória linear de queda das emissões no tempo. Os cortes em emissões foram implementados em relação a um cenário de referência sem controle de emissões, cobrem todos os GEE e consideram o controle não apenas das emissões relacionadas ao uso de combustíveis fósseis, mas também das emissões provenientes do nível de atividade dos setores (como as emissões da indústria de cimento, de aplicação de fertilizantes na agricultura, da fermentação entérica na pecuária e de dejetos e resíduos agrícolas e industriais).

Cabe destacar que o modelo restringe as emissões através do fornecimento de créditos ou permissões de carbono aos agentes, gerando um preço-sombra para esses créditos que seria equivalente a uma alíquota de imposto às emissões de carbono suficiente para que se atinja a meta quantitativa de redução. Dessa forma, os cenários aqui simulados indicam qual seria a alíquota de imposto ao carbono, para cada setor, necessária para que os cortes de emissões sejam atingidos.

3.2 Resultados

A introdução de metas de redução de emissões a partir do ano de 2015 possibilitou uma mudança na trajetória das emissões brasileiras de GEE em relação ao cenário de referência (CR), principalmente quando se trata da política CP1, a qual incorpora não apenas as metas de redução de emissões setoriais, mas também o controle do desmatamento. Essa política se mostrou mais eficaz em reduzir as emissões de

GEE em comparação à política CP2, que considera apenas as restrições setoriais de emissões e desconsidera reduções em emissões provenientes do desmatamento, conforme mostra o gráfico 1.⁸



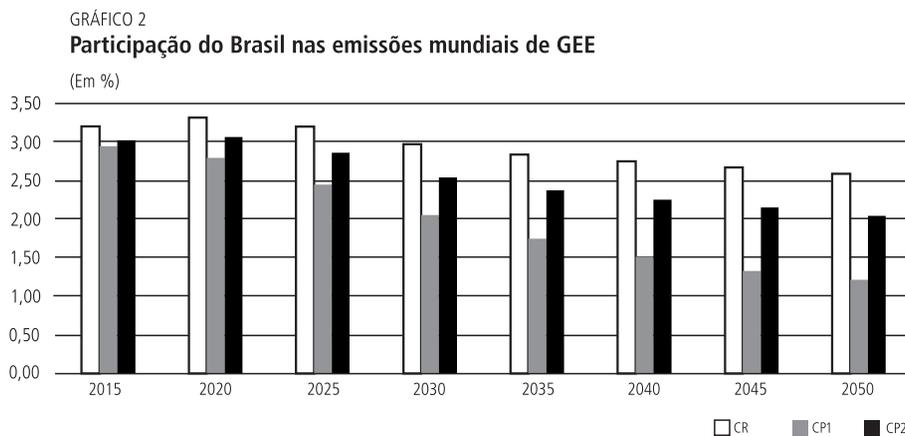
Ao final do período considerado, a redução das emissões atingiu 50,89% e 53,73% em 2045 e 2050, respectivamente, de reduções em emissões agregadas em relação ao cenário de referência. Esse resultado revela que, se forem implementadas reduções graduais que atinjam até 30% das emissões setoriais do cenário de referência no ano de 2050, ao mesmo tempo em que há o controle do desmatamento, ao final desse período as emissões brasileiras podem ser reduzidas em um terço do que é esperado para 2015, em vez de seguirem a trajetória usual de crescimento.

A partir disso, torna-se importante verificar o quanto as restrições às emissões implementadas contribuem com o esforço global, através da participação do Brasil nas emissões mundiais. Os resultados do trabalho apontam que a introdução dos cortes em emissões, representados pelas políticas CP1 e CP2, seria eficaz em diminuir a participação brasileira nas emissões mundiais, conforme o gráfico 2.

A política CP1 apresenta as maiores reduções da participação brasileira nas emissões mundiais de GEE uma vez que restringe as emissões provenientes do desmatamento. Vale notar que o modelo EPPA prevê uma trajetória de redução da participação brasileira nas emissões mundiais em um cenário de referência sem

8. As emissões brasileiras em 2005, segundo o Inventário Brasileiro das Emissões e Remoções Antrópicas de GEE, foram estimadas em 2,2 bilhões de toneladas métricas de CO₂-e, dos quais 57% são provenientes de mudanças no uso da terra e florestas. O modelo EPPA estima para o mesmo ano emissões de 2,3 bilhões de toneladas métricas de CO₂-e, sendo 54% provenientes de mudanças no uso da terra e florestas. Contudo, o modelo projeta reduções no desmatamento até 2015, seguindo as tendências observadas entre 2005 e 2010, o que explica as emissões totais brasileiras menores em 2015 na tabela 10 do que as observadas em 2005. O EPPA prevê que as emissões provenientes do desmatamento reduzem em 29% em 2010 e em 58% em 2015, em relação ao observado em 2005.

políticas climáticas. Dois fatores contribuem para isso: a redução gradativa nas taxas de desmatamento conforme vem sendo observado na presente década e o aumento das emissões no resto do mundo, principalmente em economias emergentes, como a China e a Índia, que possuem matrizes energéticas mais intensivas em emissões e com tendência poluidora crescente.



A redução da participação brasileira nas emissões mundiais proporcionada pelos cenários simulados torna-se mais acentuada quando comparada ao cenário de referência. Em 2035, por exemplo, o Brasil responde por 2,84% das emissões mundiais no cenário de referência, porém, com a introdução da política CP1 esta participação cai para 1,75%. Já em 2050, a participação do país cai de 2,59%, no CR, para 1,21%, o que representa uma redução de 53,28%.

A aplicação de metas de redução em emissões de GEE por meio do EPPA permite estimar o preço do carbono (ou o nível de um imposto ao carbono) que seria necessário para que o corte em emissões fosse alcançado. Nesse sentido, com a introdução das políticas foi possível identificar um padrão de preços semelhante ao longo do horizonte de simulação. No período inicial os preços são pouco expressivos, uma vez que as metas são mais modestas, mantendo uma trajetória de crescimento até o último período da simulação devido ao aumento nas restrições às emissões ao longo do tempo (gráfico 3.A e 3.B).

Dentre os setores analisados, os de transportes, serviços, outras indústrias e setores intensivos em energia e culturas apresentaram os maiores valores de impostos às emissões, o que indica uma menor capacidade destes setores de utilizar fontes alternativas de energia. Como consequência, valores crescentes de impostos são necessários para induzir cortes em emissões de forma que as metas sejam atingidas. Os setores de serviços, transportes e intensivos em energia chegam a apresentar,

respectivamente, valores de impostos da ordem de US\$ 209, US\$151 e US\$ 142 por tonelada de CO₂ equivalente em 2050.

GRÁFICO 3.A
Imposto sobre o carbono com a política CP1

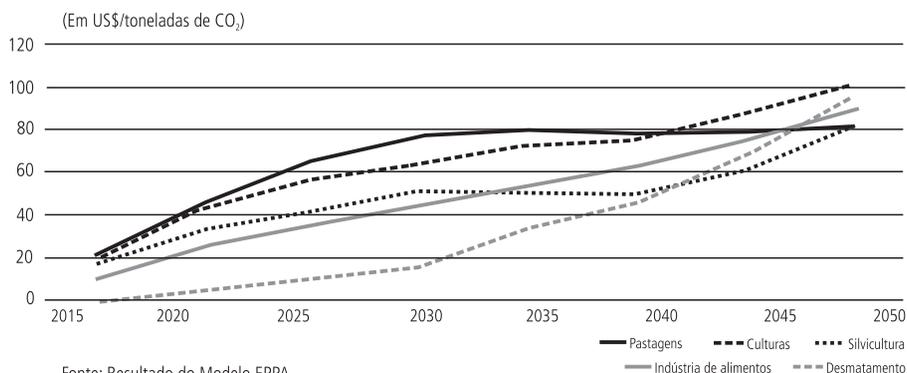
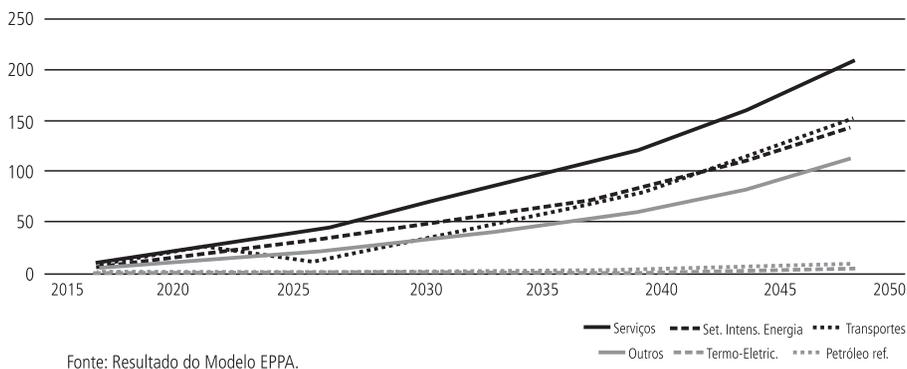


GRÁFICO 3.B
Imposto sobre o carbono com a política CP1



Cabe ressaltar que culturas, pecuária, silvicultura e indústria de alimentos apresentaram um padrão muito semelhante na aplicação das duas políticas. A indústria de alimentos segue o desempenho de culturas e pecuária, pois se utiliza em larga escala de bens produzidos por estes como insumos intermediários em seu processo produtivo. Entre os setores não produtores de energia, o setor de silvicultura é o que requer menores valores de imposto para induzir as reduções de emissões esperadas. Isso se deve ao uso relativamente menor de energia e a quase ausência de emissões de outros GEE que não o CO₂ neste setor.

Outro aspecto importante está relacionado à capacidade dos setores de culturas e pecuária em manter os preços de créditos de carbono relativamente menores do que os dos demais setores, uma vez que a maior parte das emissões dos primeiros é

proveniente de GEE não relacionados ao uso de energia, como é o caso do metano na pecuária e do óxido nitroso na agricultura. Esses gases podem ser reduzidos através de melhores práticas de manejo, o que é captado no modelo através de elasticidades de substituição entre emissões e insumos.

Quanto ao imposto sobre as emissões provenientes do desmatamento, o qual só pode ser avaliado no âmbito da política CP1, os gráficos 3.A e 3.B permitem observar como o aumento na intensidade das reduções de emissões ao longo do tempo está relacionado ao aumento gradativo do valor do imposto às emissões. O imposto é relativamente baixo para os níveis iniciais de redução, apresentando os valores de US\$ 5, US\$ 11 e US\$ 16 por tonelada de CO₂ equivalente nos anos de 2020, 2025 e 2030, respectivamente. Porém, nos períodos finais do horizonte de simulação, verifica-se um aumento do custo para que as metas sejam atingidas, o que pode fazer com que o imposto atinja os valores de US\$ 68 e US\$95 nos anos de 2045 e 2050, respectivamente. Dessa forma, as emissões oriundas do desmatamento podem inicialmente ser reduzidas com o estabelecimento de um nível relativamente baixo de imposto sobre o carbono, valor abaixo dos US\$ 20 por tonelada de CO₂ até a metade do horizonte de simulação.

A análise das trajetórias de preços do carbono observadas para os diferentes setores da economia sugere que uma estratégia de maior eficiência econômica seria estabelecer uma única meta de redução para a economia como um todo, e permitir que os setores negociem créditos de carbono, o que faria surgir um único preço aos créditos de carbono na economia. Os setores que conseguem atingir as metas a menores custos são os mais eficientes em reduzir emissões, e seriam ofertantes potenciais de créditos de carbono. Já aqueles com menor flexibilidade em reduzir emissões poderiam adquirir tais créditos dos setores eficientes a preços mais baixos que os simulados no presente estudo, em que não existe a possibilidade de negociação de créditos de carbono entre os setores. Dessa forma, a política de metas diferenciadas de reduções em emissões setoriais, com imposto de carbono específico a cada setor, não é a melhor opção, ou a mais custo-efetiva.

Uma vez considerado o comportamento dos preços de carbono em nível setorial, pode-se avaliar como a produção dos setores foi afetada pelas políticas de redução de emissões. Foi possível verificar que nas simulações realizadas, a maior parte dos setores apresentou reduções percentuais de produção em relação ao cenário de referência, com destaque para os setores de refino de petróleo, gás, transportes e produção de carvão (tabela 3).⁹

9. Analisar-se-á aqui, por limitações de espaço, apenas a variação na produção no cenário CP1. Os resultados do cenário CP2 são similares em tendência e magnitude, com exceção dos resultados para o setor de silvicultura, que apresenta um aumento em produção bem mais modesto no cenário CP2, com ligeira queda na produção (-3%) no último ano de simulação do modelo.

TABELA 3

Varição da produção com a introdução de CP1 em relação ao CR
(Em %)

Setores e consumo	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
Culturas	-0,51	-1,21	-2,76	-5,09	-7,48	-10,10	-12,80	-15,55
Pecuária	-0,28	-0,67	-1,66	-3,51	-5,88	-8,69	-11,71	-14,81
Silvicultura	2,34	6,74	11,46	14,94	18,80	21,06	21,15	19,06
Indústria de alimentos	-0,20	-0,48	-1,24	-2,69	-4,55	-6,79	-9,24	-11,78
Produção de carvão	-2,56	-6,40	-8,38	-11,00	-12,72	-14,23	-15,79	-17,42
Petróleo	0,15	-1,82	-3,17	-3,25	-1,60	1,73	2,26	2,39
Refino de petróleo	-2,52	-4,60	-7,42	-9,48	-12,87	-18,04	-21,35	-24,48
Gás	-3,30	-7,85	-10,81	-15,18	-19,14	-22,34	-25,50	-28,48
Eletricidade	-0,26	-0,58	-0,94	-1,25	-1,75	-2,51	-3,37	-4,41
Setores intensivos em energia	-0,64	-1,35	-2,01	-2,55	-3,20	-3,96	-4,58	-5,16
Outras indústrias	0,11	0,28	0,38	0,63	0,82	1,03	1,34	1,67
Serviços	0,03	0,05	0,02	0,07	0,11	0,17	0,20	0,21
Transportes	-2,37	-5,20	-6,33	-8,89	-11,09	-13,33	-15,37	-17,21
Consumo das famílias	-0,02	-0,08	-0,15	-0,24	-0,32	-0,42	-0,59	-0,80

Fonte: Resultado do modelo EPPA.

Os setores de refino de petróleo, gás e produção de carvão têm em comum a característica de produzirem energia emissora de GEE. Como o consumo de energia fóssil fica mais caro com o imposto ao carbono, tais setores sofrem de forma mais intensa os impactos das políticas de redução de emissões, resultando em perdas que podem chegar a 24,48%, 28,48% e 17,42% em 2050, respectivamente. Essas quedas em produção implicam reduções em emissões do refino de petróleo e da produção de carvão em 30,82% e 30,80% no ano de 2050, respectivamente.¹⁰

Os setores de transportes e intensivos em energia também apresentaram reduções percentuais no valor da produção em relação ao cenário de referência. Deve-se destacar que estes setores têm seu comportamento atrelado ao desempenho do setor energético, o qual apresentou uma forte retração, principalmente quando se trata de fontes energéticas intensivas em carbono. Dessa forma, a redução da produção dos setores de transportes e intensivos em energia é consequência do aumento nos custos por conta da participação considerável de energia nos insumos intermediários. Esses resultados indicam uma perda de competitividade destes setores, ocasionada pela introdução das políticas simuladas, uma vez que apenas o Brasil está impondo restrições às emissões no cenário analisado.

Já os setores de culturas, pecuária e indústria de alimentos apresentam um padrão semelhante, de redução percentual da produção em relação ao cenário de

10. Tomando como exemplo o setor de refino de petróleo, um pequeno nível de imposto sobre as emissões deste setor, que incide diretamente sobre o conteúdo de carbono do seu principal insumo, o petróleo cru, permite atingir a meta de redução setorial em emissões. Como não há como substituir o petróleo cru como insumo, a meta setorial de redução em emissões é alcançada pela redução na produção.

referência. Cabe destacar que os dois primeiros representam a agricultura, segunda fonte que mais emite GEE no Brasil, perdendo apenas para as mudanças no uso da terra, enquanto o terceiro utiliza bens dos primeiros como insumos intermediários, o que explica a semelhança de comportamento. Esses setores sofrem maiores custos por terem que, principalmente, adquirir créditos de emissões de N_2O provenientes da aplicação de fertilizantes e CH_4 da produção de arroz irrigado, no caso de culturas, pelas emissões de metano dos rebanhos, no caso da pecuária, e os consequentes aumentos em preços de matérias-primas agropecuárias, no caso do setor de alimentos. Contudo, observa-se que as quedas em produção nesses setores não são tão expressivas quanto as quedas na produção de energia fóssil, uma vez que existem possibilidades de reduzir emissões na agricultura através de manejo mais eficiente do ponto de vista ambiental, o que é captado pelas elasticidades do modelo EPPA.

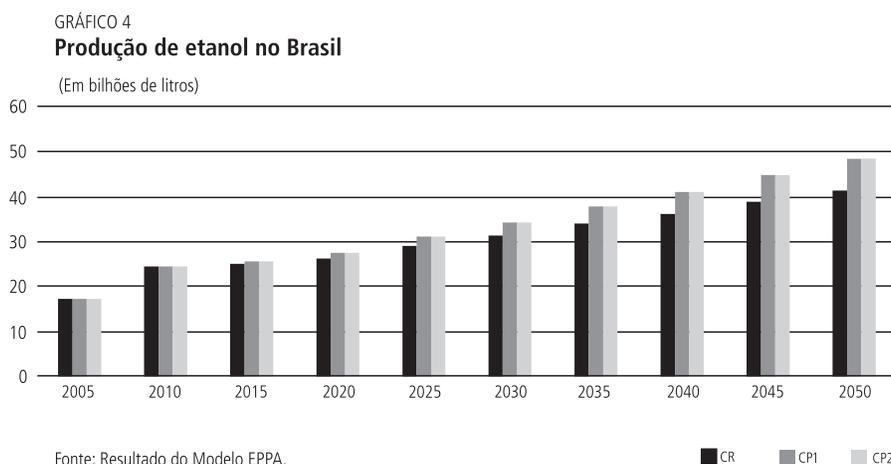
O consumo final das famílias e o setor de produção de energia elétrica também apresentaram variações negativas em relação ao cenário de referência. A produção de energia elétrica, por exemplo, pode ser reduzida em até 4,41% em 2050 com a introdução de CP1. O desempenho destes setores pode ser interpretado como uma consequência do efeito renda associado ao arrefecimento econômico ocasionado pelas políticas, o que pode ser corroborado pela redução dos preços e da demanda dos bens e serviços dos mesmos. Vale notar que, como uma parcela considerável da energia elétrica no Brasil é proveniente de fontes renováveis, com destaque para a energia hidroelétrica, a queda na produção desse setor não é tão expressiva quanto nos setores de energia fóssil.

Ainda, a introdução de políticas de redução de emissões permite que outros setores se tornem relativamente mais competitivos, apresentando aumento da produção, das exportações e redução das importações. Este é o caso da silvicultura, o setor de outras indústrias e o setor de serviços. Tais setores, para ambas as políticas, apresentaram ganhos percentuais na produção em relação ao cenário de referência, com destaque para o setor silvícola, o qual apresentou a maior variação percentual de produção, com ganhos da ordem de 21,15% e 19,06% nos anos de 2045 e 2050, respectivamente. Parte desse resultado se deve à realocação de fatores produtivos (terra, capital e trabalho) dos setores em queda e mais afetados pela política, para esses setores que experimentam menores impactos, seja pela menor dependência de energia derivada de combustíveis fósseis, seja pela menor dependência da demanda doméstica. Ainda a oferta de fatores produtivos desempregados dos demais setores tende a reduzir as remunerações desses fatores, o que diminui os custos de produção e favorece as exportações dos mesmos.

A produção de petróleo cru, por sua vez, apresenta um ligeiro aumento com a entrada em vigor das políticas. Esse resultado é reflexo de características particulares deste setor, que produz uma *commodity* de grande importância nos mercados

mundiais (bem homogêneo) e que tem sua demanda doméstica reduzida, já que o setor de refino do petróleo é atingido pela política de redução de emissões. Com excesso de oferta no Brasil, o preço do petróleo brasileiro fica relativamente mais barato, e o mercado mundial, que não possui restrições às emissões, absorve o excedente brasileiro.

Outro setor cuja produção precisa ser considerada pela sua importância para a economia brasileira é o de produção de etanol de cana-de-açúcar. Como esperado, a adoção de políticas de restrição de emissões incentivou a utilização de fontes alternativas de energia. No Brasil, a fonte alternativa de energia mais beneficiada pela introdução das políticas foi a produção de etanol, conforme o gráfico 4.



A intensificação da produção de etanol pode ser explicada pelas décadas de experiência adquirida na sua produção e utilização, desde o lançamento do Programa Nacional do Álcool (Pró-Álcool) em meados dos anos 1970. Como o Brasil é autossuficiente no abastecimento de petróleo desde 2006, a ampliação da produção de etanol está relacionada ao desenvolvimento e expansão dos automóveis *flex-fuel* no país, bem como à discussão internacional sobre a mudança do clima e às tentativas do aumento da produção de energias renováveis com consequente diminuição das emissões de GEE, como os obtidos com a introdução das políticas CP1 e CP2.¹¹

11. Ressalta-se que o modelo não considera a possibilidade de crescimento das exportações de etanol, ou seja, adota-se como pressuposição que as restrições comerciais às exportações desse produto devem persistir nas próximas décadas. Ainda, o crescimento da produção de etanol no modelo acaba sendo limitado por dois aspectos importantes: o fato de uma parcela do etanol brasileiro ser consumido de forma complementar à gasolina (petróleo refinado) e o uso de uma elasticidade de substituição relativamente modesta, de 3, entre o etanol e a gasolina. A falta de estudos que estimem tal elasticidade levou à adoção de um valor relativamente baixo para a mesma, se considerarmos que esses combustíveis são substitutos perfeitos para a frota de automóveis *flex-fuel*.

O modelo EPPA permite analisar as variações de áreas por categoria de uso da terra, conforme apresentado pelas tabelas 4 e 5. Os resultados obtidos indicam um aumento considerável das áreas destinadas ao cultivo de cana-de-açúcar para produção de etanol, aumento este que pode chegar a 403 e 449 mil de hectares nos anos de 2045 e 2050, respectivamente. Mas não apenas a produção do etanol fora beneficiada pela introdução da política CP1. Outros setores, como o silvícola, e as áreas de pastagens e florestas naturais, receberam os benefícios desta política. Os aumentos em área de acordo com o cenário de referência podem chegar a 1.599, 8.709 e 17.675 mil hectares em 2050, respectivamente. Portanto, a introdução da política CP1 se mostrou eficaz na preservação de áreas nativas de florestas e pastagens naturais, bem como em incentivar o desenvolvimento de atividades relacionadas ao manejo sustentável como as implementadas pelo setor silvícola.

TABELA 4

Varição em áreas (mil HA) com a introdução de CP1 em relação ao CR¹

Uso da terra	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
Culturas	-402	-1.046	-2.395	-4.399	-6.743	-9.404	-13.001	-17.583
Pastagens	-465	-1.233	-2.232	-3.420	-3.992	-4.731	-7.460	-10.843
Silvicultura	562	1.172	2.154	3.455	3.758	3.904	2.881	1.599
Pastagens naturais	0	0	0	0	0	0	3.553	8.709
Floresta natural	256	999	2.310	4.165	6.716	9.892	13.626	17.675
Bioeletricidade	0	0	-3	-5	-16	-23	0	0
Cana-de-açúcar (etanol)	49	109	166	204	271	348	403	449
Eólica	0	0	0	0	6	13	-2	-4

Fonte: Resultado do modelo EPPA.

Nota: ¹ Para os valores do cenário de referência, ver Apêndice C.

TABELA 5

Varição em áreas (mil HA) com a introdução de CP2 em relação ao CR

Uso da terra	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
Culturas	-383	-951	-2.215	-4.131	-6.191	-8.546	-11.554	-15.327
Pastagens	-308	-476	-696	-1.015	-406	892	272	-1.440
Silvicultura	528	1.033	2.162	3.868	4.706	5.137	4.689	3.926
Pastagens naturais	0	0	0	0	0	0	3.553	9.371
Floresta natural	113	281	576	1.063	1.599	2.135	2.586	2.949
Bioeletricidade	0	1	-1	-1	-5	-3	0	0
Cana-de-açúcar (etanol)	50	112	174	215	294	381	455	522
Eólica	0	0	0	0	4	3	0	-1

Fonte: Resultado do modelo EPPA.

Ainda, as perdas de áreas de atividades relacionadas aos setores de culturas e pastagens, quando comparadas ao cenário de referência, podem ser explicadas pela perda de competitividade destes setores, o que indica redução da produção e exportações dos mesmos, bem como aumento de suas importações.

Já com a introdução da política CP2, as áreas destinadas às florestas naturais são menos preservadas em relação ao cenário de referência. A não consideração das metas para o desmatamento permite uma retração menor nas áreas agrícolas do que a observada no cenário CP1, uma vez que a única restrição à expansão da fronteira agrícola passa a ser o limite imposto às emissões das culturas e da pecuária.

Ainda, as áreas destinadas ao cultivo de cana-de-açúcar para etanol, silvicultura e pastagens naturais apresentaram expansões mais pronunciadas com a política CP2. O aumento de áreas para o cultivo de cana-de-açúcar está relacionado ao crescimento da produção de etanol, o qual surge como uma opção de combustível de baixa intensidade em emissões utilizado em larga escala pelo setor de transportes. Já o setor de silvicultura, que entre os setores agrícolas fora o menos afetado pela política, pôde tirar vantagem das perdas de produção e áreas apresentadas pelos setores de culturas e pecuária, aumentando sua produção e conseqüentemente sua área.

As pastagens naturais, por sua vez, exibem um comportamento distinto das demais áreas, pois apresentam perdas no cenário de referência devido à pressão da expansão contínua da fronteira agrícola sobre áreas de vegetação natural na ausência de metas de redução em emissões. Como esse setor sofre os impactos das políticas de carbono de forma mais intensa, ocorre menor expansão das áreas de cultura e pastagens sob esses cenários, possibilitando a preservação de mais áreas de pastagens naturais.¹² Deve-se ressaltar ainda que em CP2 as pastagens naturais são ligeiramente mais preservadas que em CP1, uma vez que as emissões de desmatamento não são consideradas naquele cenário, permitindo que áreas de florestas naturais supram a necessidade de expansão da área agrícola impulsionada pela expansão da cana-de-açúcar e da silvicultura, sem a necessidade de converter áreas de pastagens naturais para a agricultura.

A redução no desmatamento de florestas naturais com a política CP1, que em 2050 poderá representar a preservação de 17.675 mil hectares em relação ao CR, com a introdução de CP2 se reduzem para ganhos de apenas 2.949 mil hectares, também em 2050. Este quadro revela a importância do estabelecimento de políticas que levem em consideração o controle do desmatamento como forma efetiva de preservar áreas de florestas e campos naturais, e que estimulem o desenvolvimento de fontes de energia renováveis, conforme expresso pela variação das áreas destinadas à cana-de-açúcar para produção de etanol, produção de energia eólica, entre outros.

12. Na verdade, as áreas de pastagens naturais não estão aumentando nos cenários de políticas, mas sim diminuindo no cenário de referência. Como essas áreas são mais preservadas nos cenários de políticas, estas apresentam mudança positiva em relação ao cenário de referência.

A introdução de metas setoriais de redução das emissões e controle do desmatamento, expressa pela política CP1 ou apenas o estabelecimento de metas setoriais como representado por CP2, gera quedas no nível agregado de atividade da economia, porém com diferenças pouco expressivas entre os dois cenários, conforme a tabela 6.

TABELA 6
PIB brasileiro em US\$ bilhões (de 2004) e variação em relação ao CR

Anos	Em termos absolutos			Em termos percentuais	
	CR	CP1	CP2	CP1	CP2
2015	1.004	1.002	1.002	-0,12	-0,12
2020	1.152	1.148	1.148	-0,30	-0,30
2025	1.333	1.327	1.327	-0,47	-0,47
2030	1.539	1.529	1.529	-0,69	-0,69
2035	1.778	1.762	1.762	-0,92	-0,92
2040	2.045	2.021	2.021	-1,17	-1,17
2045	2.358	2.323	2.323	-1,49	-1,48
2050	2.720	2.669	2.670	-1,84	-1,82

Fonte: Resultado do modelo EPPA.

A partir do primeiro ano da vigência das políticas até o último período analisado, o PIB brasileiro apresentou ligeiras reduções percentuais em relação ao cenário de referência, podendo atingir perdas da ordem de 1,49% e 1,84% nos anos de 2045 e 2050, respectivamente. Essas perdas podem ser explicadas, como destacado anteriormente, pela redução da produção e perda de competitividade de setores importantes para a economia como a agropecuária, bem como pela queda na renda das famílias.

Ainda, a maior parte das atividades relacionadas aos setores de combustíveis fósseis ou fontes energéticas intensivas em emissões apresentou perdas significativas com a introdução das políticas simuladas contribuindo com o desempenho apresentado pelo PIB brasileiro.

Foram calculadas também as perdas anuais do PIB acumuladas até 2050 em valor presente. Para isso, utilizaram-se três taxas de desconto distintas: 0,5%; 1% e 3% a.a. Deste modo, foi possível verificar que a introdução da política CP1 gera perdas de 0,81% a 1,99% do PIB de 2004, ao passo que as perdas com CP2 variam entre 0,81% e 1,98% em relação ao PIB do mesmo período. Assim, se os custos com a introdução da política CP1 até 2050 fossem antecipados para hoje, a uma taxa de desconto intertemporal de 1% a.a., por exemplo, as perdas em termos do PIB ficariam em US\$ 10,12 bilhões de 2004, o que representaria 1,65% do PIB

daquele ano. Com CP2, o montante seria de US\$ 10,06 bilhões, ou seja, 1,64% do PIB de 2004.

Dessa forma, o sacrifício a ser realizado pelo país para zerar o desmatamento até 2050, bem como reduzir as emissões setoriais no Brasil em até 30%, em termos de perdas no PIB não se revela expressivo, ou seja, a introdução de medidas de redução de emissões pouco altera a trajetória de crescimento da economia. Esse resultado é consequência das poucas perdas econômicas no caso de uma redução no desmatamento, ao contrário do que ocorre com o estabelecimento de metas setoriais, uma vez que existe um grande potencial de intensificação da pecuária e melhorias de produtividades na agricultura, bem como de uma matriz energética com grande participação de fontes renováveis de energia, com potencial de expansão da produção de biocombustíveis.¹³

Cabe destacar que a adoção de uma política explícita de controle das emissões de mudanças no uso da terra, assumida aqui como uma cobrança de um imposto pelo carbono emitido com o desmatamento, praticamente não altera o resultado do PIB.

Ainda, conforme destacado anteriormente, os resultados obtidos mostram que a introdução de metas de redução de emissões poderá implicar redução dos níveis de bem-estar¹⁴ econômico, em relação ao cenário de referência, como evidenciado pelo gráfico 5. A inclusão de metas de redução do desmatamento não altera os resultados, ou seja, o esforço no sentido de enquadramento com as metas de redução de emissões geram perdas em termos de bem-estar na ordem de 0,80% no final do horizonte de simulação.

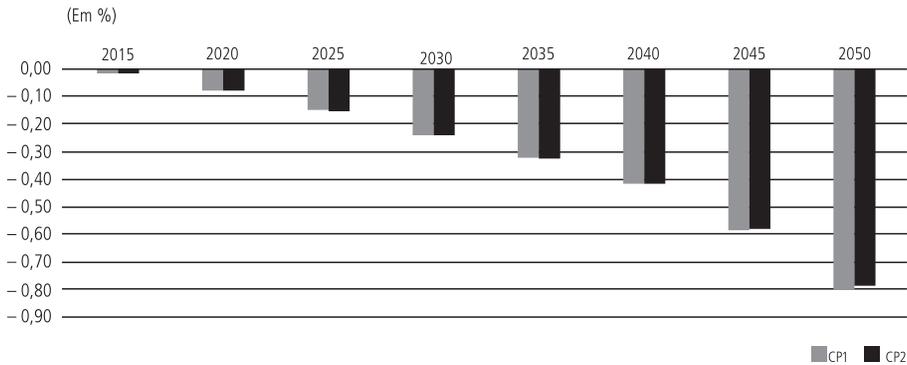
Observa-se que a inclusão de metas de redução do desmatamento, como as representadas por CP1, trouxeram perdas modestas em bem-estar para o Brasil, ou seja, uma vez que as maiores perdas em termos de bem-estar podem atingir valores da ordem de 0,59% e 0,80% em 2045 e 2050, respectivamente, o que representa um custo relativamente pequeno ao país. Dessa forma, os resultados do modelo apontam que a adoção de metas de redução das emissões de GEE não deve implicar grandes perdas econômicas e sociais para o Brasil, em comparação à redução em emissões que se espera a partir dessas metas – cerca de 51% a 54% em relação ao

13. Deve-se destacar que o modelo não permite estimar os impactos regionais das políticas simuladas. Dessa forma, apesar do custo econômico das metas de reduções em emissões para o país ser modesto, é possível que os impactos regionais sejam bem mais expressivos para algumas regiões, como seria esperado, por exemplo, os efeitos da redução do desmatamento sobre os estados da região Norte.

14. O bem-estar econômico está expresso em termos de variação equivalente. Tal medida, em termos menos técnicos, procura indicar o aumento na utilidade dos consumidores domésticos, em termos de aumento do consumo. Mais formalmente, a variação equivalente hicksiana expressa a mudança na renda necessária para que se mantenha o mesmo nível de utilidade, aos preços de equilíbrio parcial, quando o consumidor enfrenta um novo conjunto de preços. Portanto, observam-se aumentos de bem-estar para valores positivos e redução de bem-estar para valores negativos.

cenário de referência. Este quadro pode ser explicado pelo desempenho de alguns setores, como o de energia renováveis, os quais ajudaram a compensar os resultados negativos apresentados por setores intensivos em combustíveis fósseis. Cabe ressaltar que outros fatores foram decisivos para que o impacto das políticas sobre o bem-estar fosse reduzido, como o barateamento dos preços de bens e serviços de setores para os quais a economia brasileira se mostrou mais competitiva com a introdução das políticas, como os setores de serviços, outras indústrias e silvícola.

GRÁFICO 5
Variação do bem-estar em relação ao CR



Fonte: Resultado do Modelo EPPA.

As pequenas diferenças em mudanças no PIB e no bem-estar quando se compara os cenários CP1 e CP2 sugerem um importante resultado do modelo: o controle do desmatamento é a opção mais barata, ou mais custo-efetiva, para a redução em emissões de GEE no Brasil. Deve-se considerar que a política simulada, que estabelece um imposto ao carbono emitido pelo desmatamento, é uma política fictícia, de aplicação difícil ou mesmo impossível na prática. Dessa forma, os custos efetivos de implementação de medidas de controle e fiscalização do desmatamento são subestimados pelo modelo. Contudo, o resultado do modelo sugere que o sacrifício econômico de reduzir emissões de mudanças no uso da terra é baixo, uma vez que o país possui condições de aumentar sua produção agrícola pela recuperação e melhor utilização de áreas de pastagens e áreas já desmatadas.

Os resultados do Modelo EPPA podem ser comparados com os de outros estudos sobre o tema. A análise do nível de atividade econômica (PIB) aponta uma ligeira redução do dinamismo econômico do país pela aplicação de políticas climáticas, podendo atingir reduções de 1,49% e 1,84% nos anos de 2045 e 2050, relativamente a um cenário sem as políticas. Este desempenho da economia brasileira está atrelado à perda de competitividade de setores importantes para o país como a agricultura, transportes e intensivos em energia. Destarte, os resultados

obtidos corroboram as conclusões de diversos trabalhos como os de Tourinho, Da Motta e Alves (2003), Lopes (2003), Feijó e Porto Jr. (2009) e Moraes (2010). Este último, por exemplo, indica uma queda líquida de 0,28% do PIB real em relação a 2005 com a introdução de um de seus cenários, o que pode ser explicado pelos impactos das políticas consideradas sobre as culturas agrícolas de diversas regiões do país como Nordeste e Centro-Oeste.

Já o estudo *Economia da mudança do clima no Brasil: custos e oportunidades* (MARGULIS; DUBEAUX, 2010) indica que as maiores reduções de emissões de GEE são provenientes de setores que apresentam as maiores quedas do nível de atividade como os de derivados do uso de carvão, GLP, petróleo e gasolina (setores intensivos em emissões), ao passo que setores de alimentos, pecuária e serviços foram relativamente beneficiados com a imposição de uma taxa sobre o carbono. Estes resultados não estão em consonância com os obtidos pelo presente trabalho, o qual observa a perda de dinamismo do agronegócio, pois os setores de culturas, alimentos e pecuária não foram beneficiados pelas políticas introduzidas, pelo contrário, apresentaram perda de competitividade e até mesmo de áreas, como expresso pela variação das áreas de pastagens. A diferença nos resultados pode estar relacionada a não consideração de reduções em emissões provenientes do desmatamento no primeiro trabalho, o que indiretamente limitaria a expansão da agropecuária.

A ocupação das terras foi aqui representada de acordo com as atividades desenvolvidas, o que permitiu observar que a introdução das políticas favoreceu a preservação de extensas áreas de florestas e pastagens naturais. Além disso, constatou-se um aumento considerável de áreas destinadas ao cultivo de cana-de-açúcar para etanol, o que é corroborado pelo crescimento expressivo da produção de etanol. Este resultado está em conformidade com as avaliações do estudo *Economia da Mudança do Clima no Brasil: custos e oportunidades*, de Margulis e Dubeaux (2010), o qual estima um crescimento da área de cana no Brasil em aproximadamente 19 milhões de hectares no cenário A2-BR e de 17,8 milhões de hectares em B2-BR, partindo dos 4,2 milhões de hectares.

Ainda, os resultados obtidos com a implementação do Modelo EPPA indicam aumento dos preços de gêneros alimentícios (não apresentados aqui), da mesma forma que os trabalhos de Ferreira Filho e Rocha (2007) e Moraes (2010). Os aumentos de preços de produtos da indústria de alimentos e do setor de culturas, verificados por meio do EPPA, podem chegar a 8,66% e 7,44% em 2050, respectivamente, tendo um impacto direto sobre o orçamento dos consumidores.

Portanto, de forma geral, os resultados obtidos com a simulação das metas de redução das emissões de GEE para o Brasil corroboram os resultados dos demais trabalhos avaliados, pois indicam: ligeira redução do nível de atividade e do bem-estar econômico, ganhos de competitividade de setores intensivos em fontes renováveis

de energia, bem como a perda de competitividade de atividades intensivas em combustíveis fósseis, o que evidencia uma realocação de fatores na economia. Ainda, os resultados mostraram que o país pode reduzir suas emissões de GEE de forma mais expressiva com o estabelecimento de políticas que levem em consideração o controle do desmatamento, o que não implicará maiores custos. Em relação aos estudos acima citados, o presente estudo avança na análise por ser capaz de considerar restrições às emissões provenientes do desmatamento e de outros GEE que impactam a agricultura, bem como representar as mudanças no uso da terra ao longo do tempo.

4 CONCLUSÕES

Este trabalho analisa os impactos econômicos de cenários de políticas climáticas para o Brasil. Mais especificamente, utiliza um modelo aplicado de equilíbrio geral, incorporando as especificidades da economia brasileira, para verificar como algumas variáveis econômicas respondem à simulação de algumas políticas de mitigação de mudanças climáticas por parte do Brasil.

Os principais resultados mostraram que os custos de controlar as emissões de GEE no país são relativamente modestos diante do potencial de redução de emissões, devido, em parte, à disponibilidade de fontes de energia renovável no país como o etanol de cana-de-açúcar. Tais custos poderiam ser ainda menores, caso fosse definida uma única meta de redução para a economia como um todo e os setores pudessem comercializar permissões de emissões entre si, uma vez que os setores emitem em diferentes intensidades. Ainda, os resultados indicam que o controle das emissões provenientes do desmatamento é a opção mais barata para reduzir emissões, bem como é fundamental para atingir uma redução considerável em emissões, sendo que expressivos cortes em emissões poderiam ser atingidos com um imposto relativamente baixo sobre o desmatamento, valor inferior a US\$ 20 por tonelada de CO₂ equivalente até a metade do horizonte de simulação. Considerando o potencial de redução nas emissões de desmatamento e de produção de combustíveis renováveis, ao mesmo tempo em que o país possui um grande potencial na produção de petróleo com a exploração do pré-sal, é preciso considerar o possível conflito entre a manutenção de uma matriz energética limpa e a possibilidade de ser um grande fornecedor mundial de combustível fóssil. Ainda, torna-se necessário uma definição e um discurso mais afinado entre os diferentes setores do governo e da sociedade quanto à melhor estratégia de desenvolvimento para o país.

Estes resultados não são conclusivos. Extensões do presente trabalho devem considerar a simulação de uma meta única de redução para a economia brasileira como um todo através de um mercado de créditos de emissões, bem como a consideração de questões relativas às políticas climáticas que estão em andamento na União Europeia, nos Estados Unidos e nos países em desenvolvimento. Ainda, o comércio de emissões pode ser incorporado, seja pela via do mecanismo de Redução

de Emissões do Desmatamento e da Degradação (REDD) ou do Mecanismo de Desenvolvimento Limpo (MDL), e tais questões são de grande relevância quando se pretende considerar os esforços de mitigação das mudanças climáticas.

ABSTRACT

This paper aims to estimate the economic impacts of climate policy scenarios in Brazil. We use a dynamic-recursive general equilibrium model of the world economy. The main results indicate that the increasing sectorial reduction in emissions from 3% to 30% from 2015 to 2050 produces a cumulative loss between 1% and 2% in terms of the GDP observed in 2004. Although emissions in 2050 drop by 54% in comparison with a reference scenario, the welfare loss is only about 0.8% and does not increase if deforestation reduction goals are considered. We conclude that the policies generate small negative impacts due to the availability of clean energy sources in the Brazilian energy system.

Keywords: Greenhouse gases, climate policies, general equilibrium, Brazilian economy.

REFERÊNCIAS

- BABIKER, M.; REILLY, J.; JACOBY, H. The Kyoto Protocol and developing countries. **Energy Policy**, v. 28, p. 525-536, 2000.
- _____. *et al.* **The MIT emissions prediction and policy analysis (EPPA) model: revisions, sensitivities, and comparisons of results.** Cambridge, MA: MIT, 2001 (MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change, Report 71).
- BERNARD, A. *et al.* **Russia's role in the Kyoto Protocol.** Cambridge, MA: MIT, 2003 (MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change, Report 98).
- BRASIL. Ministério de Ciência e Tecnologia. **Inventário brasileiro das emissões e remoções antrópicas de gases de efeito estufa.** 2009.
- BROOKE, A. *et al.* **GAMS: a user's guide.** GAMS Development Corporation, 1998. p. 262.
- DIMARANAN, B.; MCDOUGALL, R. **Global trade, assistance, and production: the GTAP5 data base.** West Lafayette: Center for Global Trade Analysis, 2002.
- DINIZ, E. M. Lessons from the Kyoto Protocol. **Ambiente & Sociedade**, v. 10, n. 1, p. 27-38, 2007.
- MARGULIS, S.; DUBEAUX, C. (Ed.). **Economia da mudança do clima no Brasil: custos e oportunidades.** São Paulo: IBEP, p. 82, 2010. Disponível em: <<http://www.economiadoclima.org.br>> Acessado em: 12 fev. 2010.
- EMBRAPA. **Aquecimento global e a nova geografia da produção agrícola no Brasil.** São Paulo, 2008.
- EIA. Energy Information Administration. Department of Energy. **Annual Energy Review, 2003/** Washington, DC, 2004.
- FEIJÓ, F. T.; PÔRTO JÚNIOR, S. S. Protocolo de Quioto e o bem-estar econômico no Brasil: uma análise utilizando equilíbrio geral computável. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 51, p. 127-154, 2009.
- FERREIRA FILHO, J. B. S.; ROCHA, M. T. Avaliação econômica de políticas públicas visando redução das emissões de gases de efeito estufa no Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45. 2007. **Anais ...** Londrina: Sober, 2007. p. 1-27.

GUILHOTO, J. J.; LOPES, R.; SEROA DA MOTTA, R. **Impactos ambientais e regionais de cenários de crescimento da economia brasileira, 2002-12**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 892).

GURGEL, A. C.; REILLY, J. M.; PALTSEV, S. Potential land use implications of a global biofuels industry. **Journal of Agricultural & Food Industrial Organization**, v. 6, Article 9, 2008.

HILGEMBERG, E. M. **Quantificação e efeitos econômicos do controle de emissões de CO₂ decorrentes do uso de gás natural, álcool e derivados de petróleo no Brasil: um modelo inter-regional de insumo-produto**. 151 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

HURTT, G. C. *et al.* The underpinnings of land-use history: three centuries of global gridded land-use transitions, wood-harvest activity, and resulting secondary lands. **Global Change Biology**, v. 12, p. 1.208-1.229, 2006.

IEA. International Energy Agency. **World energy outlook: 2004**. Paris: OECD/IEA, 2004.

_____. **Energy balances of non-OECD countries**. Paris: OECD/IEA, 2005.

IMF. International Monetary Fund. **World Economic Outlook** (September), Washington, DC: International Monetary Fund, 2000.

IPCC. Intergovernmental Panel on Climate Change. **Climate change 2007: mitigation of climate change**. Cambridge: Cambridge University Press, 2007a. 851 p. Disponível em: <<http://www.ipcc-wg3.de/publications/assessment-reports/ar4/working-group-iii-fourth-assessment-report>> Acessado em: 12 out. 2009.

_____. **Climate change 2007: impacts, adaptation and vulnerability**. Cambridge: Cambridge University Press, 2007b. 976 p. Disponível em: <http://www.ipcc.ch/publications_and_data/publications_ipcc_fourth_assessment_report_wg2_report_impacts_adaptation_and_vulnerability.htm> Acessado em: 12 out. 2009.

JACOBY, H. D. *et al.* **Sharing the burden of GHG reductions**. Cambridge, MA: MIT, 2008 (MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change, Report 167) Disponível em: <http://globalchange.mit.edu/files/document/MITJSPGC_Rpt167.pdf> Acessado em: 13 set. 2009.

KYNDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. The computational experiment: an econometric tool. **Journal of Economic Perspectives**, v.10, n. 1, p. 69-85, 1996.

LOPES, R. L. **Efeitos de uma restrição na emissão de CO na economia brasileira**. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003. 170 p.

MARLAND, G.; BONDEN, T. A.; ANDRES, R. J. Global, regional and national CO₂ emissions. In: **Trends: a compendium of data on global change**. Oak Ridge, Tenn.: Carbon Dioxide Information Analysis Center, Oak Ridge National Laboratory, U.S. Department of Energy, 2002.

MATHIESEN, L. **Computation of economic equilibrium by a sequence of linear-complementarity problems**. Amsterdam, 1985 (Mathematical Programming Study, n. 23).

MELILLO, J. M. *et al.* Indirect emissions from biofuels: how important? **Science**, Washington, v. 326, p. 1.397-1.399, 2009.

MORAES, G. I. **Efeitos econômicos de cenários de mudança climática na agricultura brasileira: um exercício a partir de um modelo de equilíbrio geral computável**. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010. 103 p.

NORDHAUS, W. **The challenge of global warming: economic models and environmental policy in the DICE-2007 model**. Manuscript, May 2007.

OLIVIER, J. G. J.; BERDOWSKI, J. J. M. Global emission sources and sinks. In: BERDOWSKI, J.; GUICHERIT, R.; HEIJ, B. J. (Ed.). **The climate system**. Lisse: Swets and Zeitlinger Publishers, 2001. p. 33-78.

PALTSEV, S. *et al.* **The cost of Kyoto Protocol targets: the case of Japan**. Cambridge, MA: MIT, 2004. (MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change, Report 112).

_____. **The MIT emissions prediction and policy analysis (EPPA) model: version 4**. Cambridge, MA: MIT, 2005 (MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change, Report 125) Disponível em: <http://globalchange.mit.edu/pubs/abstract.php?publication_id=697> Acessado em: 12 de set. de 2009.

_____. **The cost of climate policy in the United States**. Cambridge, MA: MIT, 2009. (MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change, Report 173). Disponível em: <http://globalchange.mit.edu/files/document/MITJPSPGC_Rpt173.pdf> Acessado em: 15 set. 2009.

REILLY, J.; FUGLIE, K. Future yield growth in field crops: what evidence exists? **Soil and Tillage Research**, v. 47, p. 275-290, 1998.

ROCHA, M. T. **Aquecimento global e o mercado de carbono: uma aplicação do modelo CERT**. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, jan. 2003. 196 p.

RUTHERFORD, T. F. Extensions of GAMS for complementarity problems arising in applied economic analysis. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 19, n. 8, p. 1.299-1.324, 1995.

_____. Applied general equilibrium modeling with MPSGE as a GAMS subsystem: an overview of the modeling framework and syntax. **Computational Economics**, v. 14, n. 1, p. 1-46, 1999.

_____. **Lecture notes on constant elasticity functions**. University of Colorado, Nov. 2002. Disponível em: <<http://www.gamsworld.org/mpsge/debreu/ces.pdf>>

SHOVEN, J. B.; WHALLEY, J. L. Applied general equilibrium models of taxation and international trade: an introduction and survey. **Journal of Economic Literature**, v. 22, p. 1.007-1.051, 1984.

TOURINHO, O. A. F.; DA MOTTA, R. S.; ALVES, Y. L. B. **Uma aplicação ambiental de um modelo de equilíbrio geral**. Rio de Janeiro: Ipea, 2003 (Texto para Discussão, n. 976). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2003/td_0976.pdf> Acessado em: 10 out. 2009.

UN. United Nations. **Long-run world population projections: based on the 1998 revision**. New York, 2000.

_____. **World population prospects: the 2000 revision, Data in digital form**. New York: Population Division, Department of Economic and Social Affairs, 2001.

VIGUIER, L.; BABIKER, M.; REILLY, J. The costs of the Kyoto Protocol in the European Union. **Energy Policy**, v. 31, n. 5, p. 393-483, 2003.

WING, I. S. **Computable general equilibrium models and their use in economy-wide policy analysis**. Cambridge, MA: MIT, 2004 (MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change, 2004. Technical Note, n. 6).

(Original submetido em fevereiro de 2011. Última versão recebida em fevereiro de 2012. Aprovado em fevereiro de 2012.)

APÊNDICE A

FORMULAÇÃO ALGÉBRICA DO MODELO

O modelo EPPA foi construído a partir do subprograma MPSGE (RUTHERFORD, 1999), que é uma linguagem de programação desenvolvida no início dos anos 1980 para solucionar modelos econômicos de equilíbrio ao estilo Arrow-Debreu. O MPSGE usa como interface a linguagem de programação do GAMS e foi desenvolvido para criar modelos computáveis de equilíbrio geral de forma simples e com menores chances de erro de programação, aumentando a produtividade do pesquisador. Isso é possível uma vez que o MPSGE cria automaticamente a formulação matemática do modelo na forma de um MCP, uma vez escolhidas as formas funcionais desejadas para as funções de produção, de transformação e de utilidade, as possibilidades de substituição entre bens e insumos e os dados iniciais de fluxos econômicos da matriz de contabilidade social em equilíbrio. O MPSGE utiliza essas informações para construir algebricamente as funções de custo e demanda relacionadas e ainda confere automaticamente todas as condições de equilíbrio dos mercados e de lucro zero.

A formulação do MCP pelo MPSGE considera que três desigualdades devem ser satisfeitas: condição de lucro zero (ou custo unitário igual ao preço do bem), condição de equilíbrio nos mercados (oferta igual à demanda) e condição de balanço da renda (despesas iguais às receitas). Um conjunto de três variáveis não negativas deve ser determinado na solução de um problema em MCP: preços, quantidades (níveis de atividades em MPSGE) e níveis de renda. Pretende-se aqui exemplificar algumas das equações construídas pelo MPSGE para o modelo EPPA. Contudo, não serão apresentadas todas as equações do modelo, uma vez que a seção de metodologia apresenta as informações necessárias para o entendimento das tecnologias e possibilidades de substituição na produção e consumo. A mecânica de construção das equações pelo MPSGE pode ser entendida a partir de alguns poucos exemplos e a grande variedade de formas funcionais diferentes e com muitas ramificações adotadas pelo EPPA (setores produtivos, consumo, tecnologias *backstop*, mudança no uso da terra) requer um espaço excessivo para a descrição matemática das mesmas.¹⁵

Os quadros A.1, A.2 e A.3 apresentam os conjuntos, as variáveis e os parâmetros necessários para entender algumas das equações do modelo.

15. Para o leitor interessado, Paltsev *et al.* (2005) apresenta a descrição detalhada do modelo. Vale ressaltar que o modelo EPPA não é ainda um modelo *open source*, ou seja, seu código e dados não estão disponíveis a pesquisadores interessados em replicar os resultados do modelo. A instituição responsável pela construção e desenvolvimento do modelo, o *MIT Joint Program on the Science and Policy of Climate Change*, pretende permitir o livre acesso em breve a uma versão do código do modelo aos pesquisadores interessados, através do site da web: <<http://globalchange.mit.edu/>>.

QUADRO A.1

Conjuntos

k, i, j	Setores e bens
r, s	Regiões
ELE	Setor de eletricidade (subsetor de k)
$ENOE$	Setores de energia não elétricos: carvão, gás natural, petróleo e petróleo refinado (subsetores de k)

Fonte: Elaboração própria.

QUADRO A.2

Setores de atividades e níveis de preços (variáveis endógenas)

Y_{rk}	Produção do setor k na região r
N_{rk}	Insumo energético agregado na região utilizado no setor k na região r
M_{rk}	Importações agregadas do setor k na região r
A_{rk}	Agregação Armington de bens domésticos e importados no setor k na região r
π_{rk}^Y	Preço de produção do bem k produzido na região r
π_{rk}^A	Preço do bem agregado k de Armington na região r
π_{rk}^N	Preço do agregado energético na região r e setor k
π_{rk}^M	Preço das importações agregadas do bem k importados pela região r
π^T	Preço do transporte internacional
w_r	Salário na região r
r_r	Preço dos serviços de capital na região r
π_{rk}^E	Preço das permissões de GEE no setor k na região r

Fonte: Elaboração própria.

QUADRO A.3

Parâmetros iniciais de parcelas de custos, dotações de fatores e coeficientes técnicos

θ_{jk}	Parcela de custos do bem intermediário j nos custos totais do setor k na região r
θ_{rk}^{KLE}	Parcela de custos da cesta KLE nos custos totais do setor k na região r
θ_{rk}^N	Parcela do custo com energia na cesta KLE do setor k na região r
α_{rk}	Parcela de custo com mão de obra no total do valor adicionado do setor k na região r
θ_{rk}^{ELE}	Parcela de custo da eletricidade na demanda de energia pelo setor k na região r
θ_{rk}^{ENOE}	Parcela de custo do insumo $j \in ENOE$ na demanda por energia não elétrica do setor k na região r
θ_{rk}^D	Parcela de custo do bem doméstico k no total do Agregado de Armington na região r
θ_{srk}^M	Parcela de custo das importações do bem k provenientes da região s no total das importações da região r
ε_{rk}^j	Coefficiente de emissões de carbono pelo combustível fóssil $j \in ENOE$ no setor k na região r
μ_{rsk}	Coefficiente de custo unitário de transporte internacional do bem k da região s para a região r

Fonte: Elaboração própria.

A condição de lucro zero determina os níveis de atividades dos setores, enquanto a condição de equilíbrio dos mercados determina os preços. Na notação algébrica a seguir, o símbolo Π_{rk}^u denota a função de lucro na região r e setor k para a atividade de produção u .

Dessa forma, a condição de lucro zero na produção dos setores de serviços, transportes, bens intensivos em energia e outras indústrias pode ser representada por:

$$\begin{aligned} \Pi_{rk}^Y = \pi_{rk}^Y - \sum_j \theta_{rjk} \pi_{rj}^A - \theta_{rk}^{KLE} \left[\theta_{rk}^N (\pi_{rk}^N)^{1-\sigma_{EVA}} + \right. \\ \left. + (1 - \theta_{rk}^N) (w_r^{\alpha_{rk}} r_r^{1-\alpha_{rk}})^{1-\sigma_{EVA}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_{EVA}}} = 0 \end{aligned} \quad (A.1)$$

Já a condição de lucro zero para a produção do agregado energético utilizado como insumo nos demais setores da economia (correspondente à ramificação da “energia agregada” da árvore tecnológica da figura 1) pode ser representada por:

$$\begin{aligned} \Pi_{rk}^N = \pi_{rk}^N - \left[\theta_{rk}^{ELE} (\pi_{ELE,i}^A)^{1-\sigma_{ENOE}} + \right. \\ \left. + (1 - \theta_{rk}^{ELE}) \left(\sum_{j \in ENOE} \theta_{rjk}^{ENOE} (\pi_{rj}^A + \pi_{rk}^E \varepsilon_{rk}^j)^{1-\sigma_{EN}} \right)^{\frac{1-\sigma_{ENOE}}{1-\sigma_{EN}}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_{ENOE}}} = 0 \end{aligned} \quad (A.2)$$

A condição de lucro zero para o agregado Armington de bens domésticos e importados pode ser representada por:

$$\Pi_{rk}^A = \pi_{rk}^A - \left[\theta_{rk}^D (\pi_{rk}^Y)^{1-\sigma_{DM}} + (1 - \theta_{rk}^D) (\pi_{rk}^M)^{1-\sigma_{DM}} \right]^{1/(1-\sigma_{DM})} = 0 \quad (A.3)$$

A condição de lucro zero para o agregado Armington de importações de diferentes regiões é dada por:

$$\Pi_{rk}^M = \pi_{rk}^M - \left(\sum_s \theta_{srk}^M (\pi_{sk}^Y + \mu_{srk} \pi^T)^{1-\sigma_{MM}} \right)^{1/(1-\sigma_{MM})} = 0 \quad (A.4)$$

As equações de lucro zero representadas acima denotam as estruturas tecnológicas de cada setor e atividade da economia. A construção dessas equações utiliza as funções de custo unitário e as funções de demanda na sua forma calibra-

da pela proporção (*calibrated share form*), como descrito em Rutherford (2002). As condições de lucro zero para as demais atividades representadas no modelo EPPA, descritas na seção 2, seguem o mesmo padrão das apresentadas acima, ou seja, consideram que o preço unitário de cada atividade deve ser igual aos custos dos insumos e fatores para produção da mesma, considerando as possibilidades de substituição descritas na metodologia.

A diferenciação da função de lucro em relação aos preços dos insumos e produtos gera as demandas compensadas e de oferta (Lema de Shepard), que serão utilizadas nas condições de equilíbrio de mercado. As condições de equilíbrio entre oferta e demanda nos mercados podem ser ilustradas pelas equações a seguir, que representam o equilíbrio para os mercados de fatores trabalho e capital, de produção setorial de bens, de demanda setorial de energia e da oferta de importados, respectivamente.

$$w_r^L = \sum_k Y_{rk} \frac{\partial \Pi_{rk}^Y}{\partial w_r} \quad (\text{A.5})$$

$$w_r^K = \sum_k Y_{rk} \frac{\partial \Pi_{rk}^Y}{\partial r_r} \quad (\text{A.6})$$

$$Y_{rk} = A_{rk} \frac{\partial \Pi_{rk}^A}{\partial \pi_{rk}^Y} + \sum_{s \neq r} M_{sk} \frac{\partial \Pi_{sk}^M}{\partial \pi_{rk}^Y} \quad (\text{A.7})$$

$$N_{rk} = Y_{rk} \frac{\partial \Pi_{rk}^Y}{\partial \pi_{rk}^N} \quad (\text{A.8})$$

$$M_{rk} = A_{rk} \frac{\partial \Pi_{rk}^A}{\partial \pi_{rk}^M} \quad (\text{A.9})$$

É importante notar que a condição de lucro zero para a produção do agregado energético explicita como as políticas de restrições de emissões são introduzidas no modelo. Tal equação mostra uma combinação fixa (Leontief) entre o preço do insumo energético de origem fóssil (π_{rj}^A) e o preço das permissões de emissões

$(\pi_{rk}^E \varepsilon_{rk}^j)$, considerando o coeficiente físico de emissões específico de cada combustível. Dessa forma, quando a política é implementada, ativa-se a necessidade de utilizar para cada unidade monetária de energia o equivalente, em unidades físicas, de permissões de emissões correspondentes ao que seria emitido pelo setor ao consumir aquele valor de energia. O preço das permissões pode ser especificado por setor emissor (k) como representado na equação, ou ainda, como um preço único para a economia (π_r^E) no caso de mercados nacionais de carbono, ou ainda como um preço único para o mundo ou grupo de regiões (π^E) no caso de mercados internacionais de emissões.

Por fim, é interessante ilustrar como é feita a programação do MPSGE, uma vez que a representação algébrica descrita anteriormente não precisa ser digitada pelo modelador e é construída automaticamente pelo *software*. Abaixo se representa o bloco de produção dos setores de serviços, transportes, bens intensivos em energia e outras indústrias na linguagem de programação do MPSGE.

\$PROD: Y (k, r)	s:0	ee: sigmaEVA (r, k)	va(ee): sigmaVA (r, k)
O: PY(k,r)		Q: XP0 (r, k)	
I: PA(ne,r)		Q: XDP0 (r, ne, k)	
I: PL(r)		Q: LABD (r, k)	va:
I: PK(r)		Q: KAPD (r, k)	va:
I: PEN(k,r)		Q: ENE (k, r)	ee:

O bloco de produção acima indica que o setor $Y(k,r)$ produz um bem cujo preço é $PY(k,r)$, a partir da combinação de insumos intermediários com preços $PA(ne,r)$, provenientes da oferta de bens agregados de Armington não energéticos (subconjunto ne); trabalho (preço PL); capital (preço PK); e um agregado de insumos energéticos de preço $PEN(k,r)$. O nível de Y e dos diversos preços são variáveis endógenas no modelo. Os parâmetros especificados após os campos Q indicam os valores na base de dados inicial do modelo relacionado com cada um dos preços, ou seja, o valor inicial da produção do setor ($XP0$), o valor dos insumos intermediários ($XDP0$), o valor dos serviços de trabalho ($LABD$) e capital ($KAPD$) e o valor do agregado de insumos energéticos (ENE). Para que a condição de lucro zero seja satisfeita, a soma dos valores dos insumos deve ser igual ao valor da produção. Por último, o código após a especificação dos parâmetros da base de dados (va : e ee :) indica as possibilidades de substituição na árvore tecnológica. O valor das elasticidades de substituição é especificado na primeira linha do código, logo após a definição do bloco de produção $\$PROD:Y(k,r)$. A especificação “s:” indica o nível de substituição mais alto na árvore tecnológica e não precisa ser colocada na linha dos insumos. O valor zero na frente deste símbolo indica que a função assume proporções fixas de insumos intermediários e do agregado dos demais

insumos (cesta KLE). A especificação σ_{EVA} define a elasticidade σ_{EVA} entre o agregado de insumos energéticos e o valor adicionado, enquanto a especificação σ_{VA} determina a elasticidade σ_{VA} entre os componentes do valor adicionado. Maiores detalhes sobre a formulação do modelo EPPA podem ser encontrados em Paltsev *et al.* (2005), enquanto maiores informações sobre a álgebra criada pelo MPSGE podem ser obtidas em Rutherford (1995, 1999).

APÊNDICE B

ANÁLISES DE SENSIBILIDADE

Uma questão primordial, que surge com a utilização do instrumental de modelos EGC, é a análise da influência dos parâmetros utilizados nos resultados obtidos, ou seja, a robustez dos resultados diante de diferentes conjuntos de parâmetros. Nesse sentido, procura-se neste apêndice fazer uma breve e simples análise de sensibilidade, pela variação de alguns parâmetros-chave e choques em variáveis exógenas, para verificar o quanto estes elementos influenciam os resultados endógenos. Ressalta-se que a intenção aqui não é empreender uma análise sistemática, apenas considerar valores máximos e mínimos de parâmetros e variáveis exógenas-chave de forma a captar como os resultados seriam afetados diante de valores extremos nesses parâmetros.

Para isso, para a realização da análise de sensibilidade foram consideradas quatro situações diferentes, todas apenas em relação à política CP1. Na situação 1 (S1) aumentaram-se todas as elasticidades do modelo em 50%, enquanto na situação 2 (S2) tais elasticidades foram reduzidas na mesma proporção. Nas situações 3 e 4 realizou-se uma análise de sensibilidade a partir das taxas de crescimento dos países/regiões do modelo. Na primeira (S3), aumentaram-se os parâmetros que definem o crescimento da produtividade do trabalho e do crescimento populacional do Brasil e demais países em 10, o que implica maiores crescimentos no PIB (entre 10,12% e 12,78% no cenário de referência). Ao passo que na segunda (S4), reduziu-se em 10% o crescimento da produtividade do trabalho e populacional, de forma que as taxas de crescimento das regiões sofreram reduções médias entre 10,06% e 12,34%. Portanto, foram realizados dois tipos de análise de sensibilidade, uma para as elasticidades e outra para as taxas de crescimento.

Foram escolhidas quatro variáveis-chave para a análise de sensibilidade: o nível de bem-estar, o PIB, emissões nacionais totais e a participação brasileira nas emissões mundiais de GEE.

A tabela B.1 apresenta os resultados do bem-estar para o Brasil a partir das diferentes situações descritas para as elasticidades e taxas de crescimento, bem como os resultados de bem-estar obtidos no modelo original representado pela política CP1, apresentada ao longo do trabalho.

TABELA B.1

Análise de sensibilidade dos impactos em bem-estar para o Brasil
(Em %)

Anos	S1	S2	S3	S4	CP1
2015	-0,04	0,05	-0,02	-0,02	-0,02
2020	-0,11	0,06	-0,08	-0,07	-0,08
2025	-0,18	0,01	-0,15	-0,15	-0,15
2030	-0,28	-0,10	-0,24	-0,24	-0,25
2035	-0,35	-0,30	-0,30	-0,34	-0,32
2040	-0,39	-0,61	-0,39	-0,46	-0,42
2045	-0,46	-0,98	-0,56	-0,63	-0,59
2050	-0,61	-1,51	-0,77	-0,84	-0,80

Fonte: Resultado do modelo EPPA.

Os resultados para os níveis de bem-estar em S3 e S4 mantêm-se praticamente inalterados quando comparados aos da política original (CP1), o que revela a robustez do modelo às mudanças nas taxas de crescimento. Entretanto, quando são alteradas as elasticidades do modelo este quadro se altera consideravelmente. As perdas de bem-estar se acentuam nos primeiros períodos quando as elasticidades são aumentadas (S1), porém reduzem-se nos períodos posteriores, sendo próximas às perdas observadas sob as elasticidades originais do EPPA (CP1), ao passo que a redução das elasticidades (S2) desencadeia uma reversão de sinal inicial e em seguida uma intensificação considerável das perdas de bem-estar. Os resultados associados à situação 2 podem ser compreendidos pela maior rigidez da economia, com a redução das elasticidades, que a torna menos flexível aos choques exógenos. Isso significa que as possibilidades de substituição entre combustíveis, entre insumos e entre produtos são comprometidas ao se reduzir todas as elasticidades do modelo pela metade, afetando os resultados expressivamente. Dessa forma, os resultados são sensíveis a reduções nas elasticidades, o que indica a necessidade de estimar e escolher elasticidades que reflitam as reais possibilidades de substituição entre insumos e produtos nas árvores tecnológicas e funções de demanda, sob o risco de subestimação dos custos de políticas climáticas no caso de uso de elasticidades mais flexíveis que o esperado.

A tabela B.2 apresenta os resultados do PIB a partir das diferentes situações consideradas. Verificou-se que alterações nas taxas de crescimento dos países/regiões, pouco alteram os resultados do PIB brasileiro nos períodos considerados, ou seja, o modelo novamente se mostrou robusto à alterações nas taxas de crescimento dos países, conforme representado por S3 e S4. A mesma conclusão pode ser obtida quando se considera um aumento de 50% em cada elasticidade do modelo (S1). Entretanto, reduções nas elasticidades implicam maiores perdas em termos de PIB, fato este também explicado pelo aumento da rigidez da economia na alocação de seus recursos.

TABELA B.2

Análise de sensibilidade dos impactos sobre o PIB do Brasil
(Em %)

Anos	S1	S2	S3	S4	CP1
2015	-0,11	-0,19	-0,12	-0,12	-0,12
2020	-0,26	-0,42	-0,29	-0,30	-0,30
2025	-0,38	-0,84	-0,46	-0,47	-0,47
2030	-0,58	-1,35	-0,70	-0,69	-0,69
2035	-0,72	-2,03	-0,92	-0,94	-0,92
2040	-0,85	-2,79	-1,17	-1,20	-1,17
2045	-1,02	-3,67	-1,49	-1,52	-1,49
2050	-1,26	-4,66	-1,85	-1,86	-1,84

Fonte: Resultado do modelo EPPA.

Quanto às emissões nacionais de GEE, a tabela B.3 apresenta as variações percentuais das emissões diante das diferentes situações. Os resultados revelam que as mudanças desencadeadas por alterações nas taxas de crescimento, representadas pelas situações 3 e 4, foram relativamente pequenas em relação à política original (CP1), o que pode ser entendido como uma robustez do modelo a alterações deste parâmetro (taxa de crescimento dos países). Ainda, a mudança mais significativa ocorreu na situação 1, que representa um aumento nas elasticidades, propiciando reduções em emissões mais pronunciadas quando comparada ao modelo original. Este fato pode ser explicado pela maior flexibilidade da economia em alocar seus recursos, como por exemplo, pela substituição de combustíveis fósseis por fontes de energia renováveis, o que permite intensificar as reduções de emissões nacionais de GEE.

TABELA B.3

Análise de sensibilidade dos impactos sobre as emissões nacionais totais de GEE
(Em %)

Anos	S1	S2	S3	S4	CP1
2015	-35,70	-9,23	-8,87	-7,41	-8,21
2020	-40,79	-16,26	-16,96	-14,51	-16,16
2025	-42,50	-23,59	-24,91	-22,47	-24,08
2030	-49,41	-30,68	-32,47	-29,59	-31,57
2035	-55,43	-38,06	-39,41	-37,34	-39,14
2040	-60,53	-44,90	-45,12	-44,57	-45,58
2045	-65,84	-51,18	-49,89	-50,86	-50,89
2050	-69,58	-55,36	-52,32	-54,64	-53,73

Fonte: Resultado do modelo EPPA.

Por fim, a tabela B.4 apresenta os resultados da participação brasileira nas emissões mundiais diante das diferentes situações consideradas, bem como os resultados obtidos a partir do modelo original representado pela política CP1.

TABELA B.4

Análise de sensibilidade dos impactos sobre a participação nacional nas emissões mundiais de GEE

(Em %)

Anos	S1	S2	S3	S4	CP1
2004	4,99	4,97	4,98	4,98	4,98
2005	5,61	5,57	5,58	5,60	5,59
2010	4,23	4,43	4,17	4,29	4,23
2015	2,49	3,56	3,27	2,63	2,95
2020	2,28	3,10	2,94	2,50	2,79
2025	2,00	2,83	2,51	2,31	2,45
2030	1,62	2,52	2,09	1,97	2,05
2035	1,34	2,24	1,74	1,70	1,75
2040	1,15	1,98	1,51	1,50	1,51
2045	0,98	1,76	1,35	1,32	1,33
2050	0,86	1,60	1,25	1,19	1,21

Fonte: Resultado do modelo EPPA.

A análise de sensibilidade revela que alterações das taxas de crescimento dos países, como expresso pelas situações 3 e 4, não provocam mudanças significativas nos resultados da participação do Brasil nas emissões mundiais, indicando uma robustez do modelo a alterações do parâmetro taxa de crescimento dos países/regiões. Já em relação às elasticidades, são observadas modificações mais expressivas em relação aos resultados do modelo original. Elasticidades maiores em 50% (S1) podem tornar a economia mais flexível na alocação de seus fatores, como destacado anteriormente, favorecendo uma redução mais expressiva da participação brasileira nas emissões mundiais. Já a redução das elasticidades em 50% (S2) torna a economia brasileira mais rígida na utilização de seus recursos tornando mais difícil a redução das emissões nacionais e, portanto, a redução da participação brasileira nas emissões globais. Dessa forma, os parâmetros de elasticidades devem ser considerados com maior cautela, uma vez que alterações em suas magnitudes podem desencadear mudanças expressivas nos resultados do modelo. Esses resultados indicam a necessidade de considerar com cuidado as possibilidades de substituição do modelo, uma vez que uma redução nas elasticidades utilizadas no modelo original implicam mudanças consideráveis nos custos da política simulada.

APÊNDICE C

TABELA C.1

Tipos de áreas (mil ha) no cenário de referência

Uso da terra	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
Culturas	70.432	74.093	76.594	78.789	86.050	94.430	105.248	118.784
Pastagens	135.561	139.064	142.661	145.448	146.020	144.722	143.386	141.129
Silvicultura	41.163	36.743	33.699	32.083	28.087	25.266	23.474	22.082
Pastagens naturais	92.859	92.859	92.859	92.859	92.859	92.859	89.306	83.488
Floresta natural	456.766	454.015	450.737	447.237	443.372	439.352	435.293	431.240
Bioeletricidade	993	1.026	1.072	1.115	954	320	0	0
Cana-de-açúcar (etanol)	3.574	3.547	3.725	3.817	3.881	3.855	3.852	3.794
Eólica	0	0	0	0	124	544	788	829

Fonte: Resultado do modelo EPPA.

MODELOS VaRs E A NOVA FÓRMULA DA EXIGÊNCIA DE CAPITAL DA CARTEIRA *TRADING*: UMA ANÁLISE NO MERCADO BRASILEIRO

Cleysson Ribeiro Vieira*

Oswaldo Candido da Silva Filho**

Neste artigo, tendo em vista a mudança na fórmula de cálculo da exigência de capital da carteira *trading* trazida pelo conjunto de alterações no arcabouço regulamentar motivadas pela crise do *subprime* e o início do processo de autorização para uso de modelos internos no Brasil, montamos uma carteira teórica composta de títulos públicos, ações e moedas baseada no perfil de carteira dos principais bancos em operação no Brasil com o objetivo de analisarmos duas questões intimamente interligadas: *i*) a acurácia dos modelos Valor em Risco (VaR) utilizados por esses bancos no cálculo do risco de mercado; e *ii*) a suficiência da nova regra em suportar perdas reais e hipotéticas do portfólio. Encontramos que apesar dos modelos VaR, em geral, subestimarem o risco, as alocações de capital geradas por esses modelos, quando usamos a nova fórmula, foram excessivamente conservadoras em todos os testes realizados. Adicionalmente, propomos duas modificações na regra dessa exigência de modo a torná-la menos punitiva aos bancos, mas sem perda da confiabilidade.

Palavras-chave: Exigência de capital; *value at risk*; carteira *trading*; acordos de Basileia.

1 INTRODUÇÃO

A última grande crise financeira atravessada pelas grandes economias, que teve origem no mercado de hipotecas norte-americano e ficou apelidada de crise do *subprime*, foi a grande motivadora das novas diretrizes postas pelo Comitê de Basileia – Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) – para a regulação do setor financeiro. Após esta crise, diversas medidas foram tomadas pelo Comitê de Estabilidade Financeira do Banco de Compensações Internacionais – Bank for International Settlements (BIS) – com o objetivo de construir um sistema financeiro mais seguro e assegurar sua resiliência em períodos de estresse. Segundo Caruana (2010), a visão do comitê é de que a promoção da estabilidade financeira requer: *i*) regulação prudencial; *ii*) reconhecimento do papel essencial das políticas macroeconômicas, tanto monetária quanto fiscal; e *iii*) disciplina de mercado. Ainda segundo ele, a crise revelou uma gama de deficiências relacionadas à governança, gerenciamento de riscos, *due diligence*, entre outros, que o setor privado precisa tratar.

* Mestre em Economia pela Universidade Católica de Brasília (UCB) e gerente de risco de mercado da Caixa Econômica Federal (CEF).
E-mail: clvieira@panamericano.com.br

** Professor e pesquisador do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da UCB.

Foi nesse contexto que o Comitê publicou o documento de consulta *Strengthening the Resilience of the Banking Sector*,¹ o então denominado Basileia III.² O pacote de reformas anunciadas visava: *i*) melhorar consideravelmente a qualidade do capital dos bancos; *ii*) aumentar o nível de capital requerido; *iii*) reduzir risco sistêmico; e *iv*) considerar tempo suficiente para uma transição suave ao novo regime.

Os itens *i* e *ii* tratam basicamente da redefinição do capital dos bancos, especialmente a parte do capital do banco que é considerado de alta qualidade e do aumento no nível de capital exigido, como o aumento no requerimento mínimo de capital de 2% (Basileia II) para 4,5%. O terceiro ponto tem dois aspectos importantes: o aspecto pró-cíclico e o contracíclico. No aspecto pró-cíclico, Basileia III pretende promover a acumulação de reservas em bons tempos que podem ser reduzidas em períodos de estresse.

Já o estoque de capital contracíclico, que tem sido calibrado entre 0% e 2,5%, seria acumulado durante períodos de rápido crescimento do crédito agregado, caso as autoridades monetárias julgassem que esse crescimento estaria agravando o risco sistêmico. Por outro lado, esse capital poderia ser liberado na diminuição do ciclo. Isso poderia, por exemplo, reduzir o risco de o crédito disponível ser restringido pelos requerimentos de capital regulamentar. A intenção é, assim, atenuar os impactos do sobe-e-desce dos ciclos econômicos.

Em relação ao último ponto, a preocupação do Comitê de Basileia é introduzir as reformas de modo que não impeça a recuperação da economia real, que vem sofrendo com o temor de recessão de economias como as dos Estados Unidos e da China, ainda em consequência da crise de 2007.

Apesar de Basileia III (BCBS, 2009) não introduzir novas diretrizes para o gerenciamento do risco de mercado, em julho de 2009 já haviam sido publicados pelo Comitê de Basileia os documentos *Enhancements to the Basel II Framework*, *Revisions to the Basel II Market Risk Framework e Guidelines for Computing Capital for Incremental Risk in the Trading Book*, propondo medidas adicionais para o fortalecimento e maior solidez do mercado financeiro.

Os novos documentos, entre outras alterações, aumentaram o montante de capital a ser alocado pelos bancos que desejassem utilizar os seus modelos internos de Valor em Risco (VaR) para calcular a exigência de capital da carteira *trading*.³

1. *Bank for International Settlements, Basel Committee on Banking Supervision, Consultative Document, Strengthening the resilience of the banking sector*. Basel, Switzerland, December 17, 2009, <<http://www.bis.org/publ/bcbs164.pdf>>

2. De fato, o Basileia III é um trabalho *in progress*. A partir da primeira versão, de dezembro de 2009, foram feitas várias modificações, e novos documentos foram sendo incorporados (documentos relativos ao Basileia III podem ser vistos em <<http://www.bis.org/bcbs/basel3.htm>>

3. De acordo com a Resolução nº 3.464/07, do Conselho Monetário Nacional (CMN), a carteira *trading* ou carteira de negociação consiste em todas as operações com instrumentos financeiros e mercadorias, inclusive derivativos, detidas com intenção de negociação ou destinadas a *hedge* de outros elementos da carteira de negociação, e que não estejam sujeitas à limitação da sua negociabilidade.

Basileia concede às instituições financeiras, desde que permitida pelas autoridades monetárias dos países participantes do acordo, a possibilidade do uso de modelos internos para cálculo da exigência de capital para cada parcela de risco (crédito, operacional e mercado), que em geral é realizado por cálculo padronizado e definido pelos bancos centrais. Esse capital é exigido dos bancos pelos reguladores a fim de diminuir o risco de possíveis quebras em momentos de crise, evitando o contágio e a ruptura do sistema financeiro, oferecendo maior segurança à poupança dos agentes depositada nessas instituições. Esse incremento na parcela da exigência referente ao risco de mercado deu-se por meio da inclusão do conceito de Valor em Risco Estressado (sVaR) na fórmula do requerimento.

Em julho de 2009, com a publicação da Circular nº 3.478, o Banco Central do Brasil (BCB) estabeleceu os critérios e o cronograma para o processo de autorização do uso de modelos internos para cálculo da parcela de risco de mercado (PRM) no Brasil, instituindo que a partir do dia 30 de junho de 2010 os bancos podem requerer essa permissão. O órgão regulador brasileiro adotou integralmente as recomendações de Basileia, confirmando a inclusão do sVaR. Apesar de o Brasil já adotar um modelo conservador para o cálculo padronizado, estima-se que essa inclusão elevará consideravelmente a alocação de capital por parte dos bancos, levando a discussões sobre a viabilidade de se utilizarem os modelos internos, já que um elevado percentual da carteira *trading* seria exigido como garantia contra crises.

Este cenário, que inclui a nova fórmula para o cálculo do requerimento de capital e a possibilidade de uso de modelos internos pelas instituições financeiras brasileiras para cômputo desse requerimento, motivou a realização deste estudo, que objetivou avaliar dois aspectos: primeiro, se as abordagens VaRs utilizadas pela indústria bancária brasileira para mensurar o risco de mercado são precisas o bastante para medir adequadamente a volatilidade dos ativos brasileiros; e segundo, se a nova fórmula para a exigência gera requerimento de capital suficiente para cobrir as perdas da carteira *trading* em situações extremas dos mercados, independentemente da metodologia VaR utilizada.

Apesar das constantes inovações e melhorias nos modelos VaRs no mundo acadêmico, em consulta ao *site* dos principais bancos brasileiros, pode-se verificar que eles ainda utilizam os modelos clássicos de cálculo do VaR, como a metodologia da RiskMetrics™, a simulação histórica e a simulação de Monte Carlo (MC). Nesse contexto, discutimos e avaliamos a acurácia desses modelos no período 2005-2010. Para isso, foi construída uma carteira teórica baseada nas carteiras *trading* dos grandes bancos nacionais. Essa carteira foi composta de títulos públicos, ações e moedas, principais ativos encontrados nesses portfólios.

Para avaliar as abordagens de cálculo do VaR, foram aplicados o teste regulamentar de Basileia, o Teste de Kupiec (1995) e o teste de cobertura condicional de

Christoffersen (1998) para quatro períodos distintos: pré-crise (considerado neste trabalho de janeiro de 2005 a junho de 2007); crise do *subprime* (julho de 2007 a dezembro de 2008); pós-crise (janeiro de 2009 a junho de 2010); e a amostra completa de janeiro de 2005 a junho de 2010.

Com vistas a abordar o segundo ponto desta pesquisa, utilizamos os mesmos portfólio e modelos VaRs supracitados para avaliar o grau de conservadorismo da nova regra de cálculo do requerimento de capital da carteira *trading*. O primeiro teste consistiu em calcular, pelas três técnicas, a parcela de risco de mercado, pela nova regra, que o banco fictício incorreria no dia imediatamente anterior ao pior período de 21 dias de perdas para a sua carteira durante a crise do *subprime*, avaliando se a alocação demandada seria suficiente para suportar a desvalorização que os ativos sofreriam nos 21 dias subsequentes.

Um teste complementar foi realizado em 1º de julho de 2010, quando os mercados estavam presenciando baixa volatilidade e os modelos VaRs encontravam-se em patamares mais baixos em relação ao teste anterior, o que poderia gerar uma exigência de capital menor e menos confiável. Foram conduzidos testes de estresse históricos e simulação de cenários prospectivos para avaliar se a alocação estimada por meio de cada metodologia VaR seria suficiente para cobrir as perdas caso essas diversas situações ocorressem naquela data.

A partir dos resultados encontrados, que demonstraram excessivo conservadorismo da regra atual da exigência, foram propostas duas modificações no cálculo da parcela de risco de mercado a fim de reduzir o montante de capital requerido, verificando sua adequação pelos mesmos testes descritos nos parágrafos anteriores.

A discussão relacionada aos aspectos levantados neste trabalho não é recente. Desde a emenda de 1996 ao Basileia I de 1988, permitindo o uso de modelos internos pelos bancos comerciais para o cálculo dos requerimentos de capital devido ao risco de mercado, que a acurácia e eficácia desses modelos têm sido postas em xeque. Principalmente quando a economia entra em crise. Existe uma vasta literatura sobre o tema, porém encontramos poucos trabalhos que abordam o assunto do ponto de vista prático. Dentre estes podemos citar Berkowitz e O'Brien (2002) e Pérignon, Deng e Wang (2008).

Os primeiros estudaram o desempenho dos modelos VaRs utilizados por seis grandes bancos dos Estados Unidos e os últimos estudaram o poder preditivo dos modelos VaRs usados por seis grandes bancos do Canadá usando medidas por eles chamadas de *risk-overstatement*. Em ambos os trabalhos, a conclusão dos autores é de que os modelos VaRs usados eram, em geral, conservadores. Esse conservadorismo foi atribuído principalmente ao próprio conservadorismo dos bancos, que agem com extrema cautela e não põem em xeque sua reputação, e também a

subestimação do efeito diversificação ao não levarem em conta o leque de categorias de risco existentes ao calcularem o VaR agregado. Seguindo essa linha, McAleer, Jiménez-Martín e Pérez-Amaral (2010) fazem uma comparação entre modelos VaRs e propõem uma metodologia de cálculo robusta a crises. A base de dados usada por estes autores são as perdas/ganhos – Profit and Loss Statement (P/L) – das atividades de *trading* (carteira *trading*) reportadas pelos bancos. O problema nessa base é que estão incluídas no valor das P/L a taxação sobre os rendimentos, o que pode gerar distorções no VaR calculado.

Existe outra gama de autores que usam dados apenas dos índices de mercados financeiros (*stock market indexes*). Nessa vertente podemos encontrar trabalhos que fazem comparações entre mercados desenvolvidos e mercados emergentes. Dentre estes, podemos citar Todorova (2009) e Dimitrakopoulos *et al.* (2010). Este último compara índices de mercados financeiros de vários países, divididos em emergentes e desenvolvidos, e coloca como um resultado interessante a obtenção de estimativas VaRs conservadoras para países emergentes enquanto para os desenvolvidos o VaR é subestimado.

Nosso trabalho se diferencia dos demais pela base de dados que utilizamos. Montamos uma carteira teórica (que será detalhada nas próximas seções) composta de títulos públicos, ações e moedas baseada no perfil de carteira dos principais bancos em operação no Brasil. Encontramos o trabalho de Jackson, Maude e Perraudin (1998) que usa algo semelhante. Esses autores usam uma carteira *trading* disponibilizada por um banco ativo, composta por títulos, ações e moedas e a partir dessa carteira eles constroem outros portfólios e analisam modelos paramétricos e não paramétricos no cálculo do VaR e da parcela de capital requerido. Os seus resultados apontam na mesma direção dos nossos. Nessa linha, não encontramos aplicações para países emergentes. Sendo assim, nosso trabalho está contribuindo, por um lado, na forma de cálculo do VaR, olhando a composição da carteira *trading*, e por outro, aplicando a análise ao Brasil, ampliando portanto a literatura sobre países emergentes.

Assim, o trabalho foi dividido da seguinte forma: além desta breve introdução, na seção 2 apresentamos o cálculo da parcela de risco de mercado adotada pelo BCB e alguns modelos VaRs. Na seção 3 discutimos os métodos de avaliação para o VaR. Nas seções 4 e 5 detalhamos a formação da carteira teórica utilizada em nossos cálculos e apresentamos os resultados dos modelos VaRs estimados e para a parcela de risco de mercado. Por fim, na seção 6, temos algumas considerações finais.

2 CÁLCULO DA PARCELA DE CAPITAL PARA RISCO DE MERCADO E MODELOS VaRs

A Circular Bacen nº 3.478/2010, modificada pela Circular Bacen nº 3.498/2010 adotou a seguinte fórmula para o cálculo da PRM:

$$PRM_t = \max \left\{ \max \left\{ \left(\frac{M}{60} \sum_{i=1}^{60} VaR_{t-i} \right), VaR_{t-1} \right\} + \right. \\ \left. + S_2 \cdot \max \left\{ \left(\frac{M}{60} \sum_{i=1}^{60} sVaR_{t-i} \right), sVaR_{t-1} \right\}, S_1 \cdot VPad_t \right\}$$

onde: PRM_t é o valor diário referente à parcela de risco de mercado, para o dia útil (d.u.) t ; VaR_t corresponde ao VaR do d.u. t , calculado por meio de modelos internos de risco de mercado; $sVaR_t$ é o VaR estressado do d.u. t , calculado por meio de modelos internos de risco de mercado; M é um multiplicador; $VPad_t$ representa o valor diário referente à parcela de risco de mercado calculada conforme modelos padronizados; S_1 é o fator de transição para modelos internos, e S_2 um fator de transição para o $sVaR$.

De acordo com o Artigo 8º da Circular Bacen nº 3.478/2010, o VaR deve ser apurado diariamente, para um intervalo de confiança unicadastral de 99% e período de manutenção (*holding period*) de, no mínimo, dez dias úteis, adequado ao tamanho da exposição e às condições de liquidez do instrumento. Podem ser utilizados valores de VaR calculados para períodos de manutenção mais curtos, se convertidos para dez dias úteis ou mais.

Outra exigência é que os modelos que utilizem base histórica de retornos para o cálculo do VaR devem fazer uso da janela de observações de, no mínimo, um ano. É admitida a utilização de períodos históricos de observações menores do que um ano, desde que adequados às características das volatilidades e ao modelo utilizado, e sujeitos à avaliação do supervisor.

O $sVaR$ deve seguir as mesmas diretrizes do cálculo do VaR, podendo, todavia, ser apurado semanalmente. Seu objetivo é replicar o cálculo do VaR que seria feito em um determinado período histórico de estresse, porém utilizando a carteira atual da instituição. Assim, os parâmetros do modelo devem estar calibrados com dados referentes a um período histórico de 12 meses que represente um estresse relevante para o perfil atual da carteira da instituição. A base histórica para seleção do período de estresse deve considerar dados a partir de janeiro de 2004.

O multiplicador M , utilizado na equação do PRM, corresponde à equação:

$$M = 3 + A_{bkt} + A_{qlt}$$

na qual A_{bkt} é o adicional relativo aos testes de aderência e A_{qlt} é o adicional relativo à avaliação qualitativa do banco pelo BCB. O valor do adicional A_{bkt} deve ser apurado nas datas-base de 31 de março, 30 de junho, 30 de setembro e 31 de dezembro, da seguinte forma:

- identificar, entre os últimos 250 dias úteis, o número de dias nos quais ocorreram perdas efetivas que excederam o respectivo VaR, considerando o total da carteira, com base em um intervalo de confiança unicaudal de 99% e período de manutenção de um dia;
- identificar, entre os últimos 250 dias úteis, o número de dias nos quais ocorreram perdas hipotéticas que excederam o respectivo VaR, considerando o total da carteira, com base em um intervalo de confiança unicaudal de 99% e período de manutenção de um dia; e
- considerar o máximo entre os valores identificados nas alíneas *a* e *b*, na tabela 1.

TABELA 1

Valor do adicional de *Backtesting*

Máximo de perdas que excederam o VaR	A_{bkt}
4 ou menos	0,00
5	0,40
6	0,50
7	0,65
8	0,75
9	0,85
10 ou +	1,00

Fonte: Circular Bacen nº 3.478/2009.

O novo valor determinado para o A_{bkt} deve ser utilizado a partir do primeiro dia útil do segundo mês subsequente às respectivas datas-base.

O valor do adicional A_{qlt} é determinado pelo regulador, para cada instituição, com base na avaliação dos aspectos qualitativos do modelo interno de risco de mercado e da estrutura de gestão do risco de mercado, assumindo um valor entre zero e um.

Os fatores de transição estão definidos na Circular Bacen nº 3.498/2010. O S_1 corresponde a um fator que começa em 0,90 a partir do primeiro dia de utilização do modelo interno para cálculo da PRM, e assume zero, 1.096 dias corridos após essa data. O fator S_2 é um fator gradual que se inicia em zero a partir de 31 de dezembro de 2011, e vai até o valor um, após 30 de junho de 2012.

Para que a instituição financeira requeira ao BCB a autorização para o uso de abordagens internas para o cálculo do PRM da carteira *trading*, aquela deve cumprir uma série de requisitos tanto qualitativos quanto quantitativos, se submetendo a um criterioso processo de validação tanto interna quanto externa da sua estrutura de gerenciamento de risco de mercado. A efetiva utilização dos modelos internos gera, portanto, um indicativo para o mercado de que o banco tem políticas e estrutura consistentes e compatíveis com a complexidade de seus negócios.

Um dos aspectos quantitativos necessários é a definição pelo banco de um modelo de VaR que mensure corretamente o risco dos instrumentos da carteira. Atualmente, há uma série de metodologias no mercado que se diferenciam nas suas premissas e técnicas utilizadas. Dessa forma, as instituições passam pelo problema de definição de um modelo VaR robusto para cálculo da exigência de capital, que mensure corretamente as perdas máximas que a carteira pode sofrer em situações de normalidade e no caso do sVaR, em situações de estresse do mercado.

Duffie e Pan (1997) definem valor em risco, ou simplesmente VaR (sigla do inglês *Value at Risk*), como a perda máxima esperada da carteira para um determinado período de tempo e um nível de confiança estabelecido, sob condições normais de mercado.

Entretanto, o VaR não é destinado a oferecer a pior perda possível. O risco presente na cauda da distribuição dos retornos pode trazer sérios problemas práticos em alguns casos. O comportamento na cauda da distribuição dos retornos pode ser analisado por meio de técnicas de testes de estresse ou medidas de *tail risk*, que devem ser vistas como complemento indispensável ao VaR.

Desde o surgimento da exigência de alocação de capital para risco de mercado, onde os bancos passaram a manter, junto à autoridade monetária, capital suficiente para cobrir sua exposição a esse risco, o VaR sempre foi consenso de que seria a medida adequada para calcular o montante a ser alocado. Por outro lado, a utilização de resultados de cenários de estresse para alocação de capital sempre foi rejeitada pelas instituições financeiras, sob a alegação de que negócios habituais seriam paralisados (JORION, 2003).

Apesar das constantes inovações nas metodologias de cálculo do VaR, com intenção de reproduzir com maior precisão a distribuição empírica dos retornos, que, como se sabe, apresentam assimetria e caudas pesadas, na indústria bancária,

em geral, ainda se tem utilizado os modelos clássicos, com assunção de distribuição normal na maioria dos casos.

2.1 Modelo Delta-Normal

Classificado por Jorion (2003) como um método de avaliação local ou analítica, essa metodologia depende da hipótese de normalidade para os fatores de risco, assumindo a propriedade de invariância das variáveis normais: carteiras compostas por variáveis normais são também normalmente distribuídas. Essa avaliação abrange somente a primeira derivada parcial ou a sensibilidade da carteira a mudanças nos preços avaliada na posição inicial. Para uma carteira de renda fixa isso se assimilaria à *modified duration* e para uma carteira de derivativos ao delta.

No tocante a nossa abordagem, foram testadas três formas de cálculo distintas para o VaR Delta-Normal (DN). Na primeira, utilizou-se a técnica de ponderação dos dados conhecida como EWMA,⁴ utilizando para o alisamento exponencial o fator de decaimento 0,94. Segundo a metodologia EWMA, que é um aperfeiçoamento do método de média móvel simples, com a diferença de que nessa atribuem-se pesos iguais a todos os retornos, enquanto no EWMA são atribuídos pesos maiores aos retornos mais recentes, o estimador da variância dos retornos é representado matematicamente pela equação:

$$\sigma_{t+1|t}^2 = \lambda \sigma_{t|t-1}^2 + (1 - \lambda) R_t^2$$

onde $\sigma_{t+1|t}^2$ é a previsão de volatilidade para $t + 1$, R_t é o retorno do ativo em t e λ é o fator de decaimento ou de alisamento exponencial que deve estar entre zero e um.

Em mudanças abruptas da conjuntura macroeconômica, a diminuição do fator de decaimento faz com que o modelo reflita com mais rapidez a nova situação. Após um movimento extremo, a volatilidade declina exponencialmente à medida que o peso da observação do choque diminui, diferentemente do método da média móvel, em que os movimentos são lentos.

No segundo cálculo, não foi utilizada nenhuma técnica de ponderação dos dados, calculando-se, portanto a variância amostral dos retornos por média móvel simples.

Na terceira forma, que chamamos de modelo híbrido, o resultado do VaR de uma determinada data é sempre o máximo entre o VaR calculado com EWMA, para lambda 0,94, e o VaR calculado via variância amostral.

4. *Exponentially Weighted Moving Average* – método de suavização exponencial que pondera as observações conforme o parâmetro lambda escolhido. O RiskMetrics utiliza o modelo EWMA com fator de decaimento 0,94 para retornos diários, obtidos após estudo realizado em 480 séries temporais de diferentes ativos em diversos países.

As covariâncias dos fatores de risco são dadas por:

$$\sigma_{ij} = \sum_{t=1}^N \left[\left(\frac{\lambda^{t-1}}{\sum_{j=1}^N \lambda^{j-1}} \right) * ({}_i r_t - {}_i \bar{r}_t) * ({}_j r_t - {}_j \bar{r}_t) \right]$$

N = tamanho da amostra para se estimar a Matriz de Covariância: 252 dias;

λ = constante de decaimento para o cálculo das volatilidades e das correlações segundo a metodologia de decaimento exponencial – EWMA: 1 (variância amostral) ou 0,94;

${}_i r_t$ = Valor do Retorno correspondente ao fator de risco i , no “ t -ésimo dia retroagido”;

${}_i \bar{r}_t$ = Valor do Retorno Médio correspondente ao fator de risco i que, em razão do tamanho da amostra, é estimado como igual a zero (retorno médio da população = zero);

${}_j r_t$ = Valor do Retorno correspondente ao fator de risco j , no “ t -ésimo dia retroagido”;

${}_j \bar{r}_t$ = Valor do Retorno Médio correspondente ao fator de risco j que, em razão do tamanho da amostra, é estimado como igual a zero.

O VaR com Efeito Diversificação da carteira é determinado pela fórmula:

$$VaR = \sqrt{V \times \Omega \times V'} \times Z \times \sqrt{t}$$

onde Z é o fator da curva normal correspondente ao intervalo de 99% de confiança (2,3263419...); t é o horizonte de tempo; $V = [P_1 \ P_2 \ \dots \ P_n]$ é o vetor linha das posições marcadas a mercado classificadas por fator de risco; Ω corresponde à Matriz de Covariância entre os retornos das posições e V' é a matriz transposta de V .

O sVaR com efeito diversificação é calculado a partir da matriz de covariância de estresse, matriz apurada no período histórico de estresse considerando a volatilidade dos retornos dos fatores de risco a partir de 1º de janeiro de 2004, e das posições marcadas a mercado na data de cálculo.

A matriz de covariância de estresse é a que gera o maior resultado de VaR entre as diversas matrizes calculadas a partir de 1º de janeiro de 2004 e para o período histórico de observações de 252 dias úteis.

$$sVaR_{cd} = \sqrt{V \times \Omega_{Estresse} \times V'} \times Z_{ic} \times \sqrt{t}$$

onde $\Omega_{Estresse}$ é a matriz de covariância de estresse.

2.2 Simulação histórica

O VaR histórico é mensurado a partir dos retornos diários dos fatores de risco/vértices da carteira. Calcula-se a variação no valor de mercado do portfólio supondo-se que as oscilações ocorridas dia a dia dentro da janela utilizada (no caso, 252 dias úteis) ocorreriam na data de movimento. Assim, teríamos 252 cenários alternativos que poderiam acontecer entre hoje e amanhã. Isso define a distribuição de probabilidade para as mudanças diárias no valor do portfólio. O VaR é a perda no α -ésimo percentil, onde $\alpha = (1 - p)$ e p é o nível de confiança do VaR.

Como visto, uma dificuldade essencial na simulação histórica é mensuração do VaR para períodos de tempo longos. Uma alternativa é o escalonamento do VaR de um dia para horizontes maiores. Entretanto, o VaR histórico corresponde a um quantil de uma distribuição empírica não especificada e não obedece à “regra da raiz quadrada do tempo”, exceto se os retornos forem i.i.d. e normalmente distribuídos. Essa assunção será feita neste trabalho, com o VaR sendo escalonado pela regra da raiz do tempo, assim como o DN. Essa assunção pode levar a uma subestimação do risco, entretanto, conforme veremos adiante, isso somente ratificaria as conclusões da pesquisa.

O sVaR é calculado a partir do período histórico de estresse considerando os retornos dos fatores de risco a partir de 1º de janeiro de 2004, e das posições marcadas a mercado na data de cálculo. Esse período de estresse é definido como o intervalo de 252 dias úteis que gera o maior resultado de VaR Histórico para o portfólio.

2.3 Monte Carlo

Assim como a simulação histórica, a simulação de MC é um método não paramétrico. Dowd (1998) assegura que é a abordagem mais popular quando se precisa de um sistema de VaR robusto e sofisticado, mas também de longe a mais desafiadora de se implementar.

Em nosso caso, utilizamos a equação de movimento browniano, frequentemente utilizada na precificação de carteiras, para estimar o preço dos ativos ao final do período (MUN, 2006):

$$P_t = P_0 \cdot \exp \left[\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) \cdot t + \sigma \cdot \sqrt{t} \cdot z \right]$$

onde P_0 é o preço do ativo i na data do cálculo; μ é a média dos log-retornos; σ^2 a variância dos log-retornos, calculada pelo processo de otimização descrito a seguir; t a defasagem do cálculo do VaR em dias; e z é um número aleatório que segue uma $N(0,1)$.

Um VaR acurado deve ter desempenho nos testes de aderência consistente com o nível de probabilidade. Isso significa que as perdas da carteira irão exceder o VaR na porcentagem de casos próxima ao α escolhido.

Tradicionalmente, as técnicas de *backtesting* são aplicadas para avaliar os modelos de VaR e nenhum método de estimação garante um VaR com perfeita *performance* fora da amostra (*out-of-sample*). Entretanto, Huang (2010) propõe aplicar-se um conceito similar para ajustes dentro da amostra (*in-sample*) durante o processo de estimação. Considere a seguinte razão:

$$\pi(t, t+k) = \frac{n_1}{n_0 + n_1}$$

onde n_1 é o número de vezes em que o VaR previsto é excedido (unicaudal) e n_2 corresponde ao número de vezes em que o VaR não é excedido (unicaudal).

Então o desempenho do VaR pode ser medido anteriormente à estimação, usando a expressão:

$$\min[\pi(t-k, t-1) - \alpha]^2$$

Um método que produz estimativas de VaR que minimizem a equação acima tenderá a apresentar resultados ótimos de *backtesting*.

Para iniciar o processo de otimização, são produzidas estimativas de VaR pelo método MC para cada um dos 252 dias anteriores à data de cálculo, utilizando-se a variância dos log-retornos nos últimos 252 dias. As estimativas são comparadas com os respectivos valores de P/L calculados, estimando-se $\hat{\pi}(t-k, t-1)$.

Se $\hat{\pi}$ for igual a α , então a variância amostral pode ser utilizada para estimar o VaR para a data. No caso de 99%, o modelo com duas ou três violações estaria consistente com o nível de acurácia. De outro modo, se $\hat{\pi}$ for diferente de α , aplica-se um multiplicador à variância, calculada por:

$$M = \frac{\phi^{-1}(\alpha)}{\phi^{-1}(\hat{\pi})}$$

onde $\phi^{-1}(x)$ é o inverso da distribuição normal padrão no ponto x , conforme proposto por Wichura (1988).

As estimativas de VaR são novamente geradas utilizando o mesmo multiplicador para cada dia dentro da janela. Ao final, calcula-se novamente $\hat{\pi}$. O processo continua até que $\hat{\pi} = \alpha$.

Apesar de o modelo utilizado considerar suposições fortes, como a normalidade, o processo de otimização irá alterar o multiplicador no tempo, desde que $\hat{\pi} \neq \alpha$. De fato, uma vez que $\hat{\pi} > \alpha$, onde o modelo subjacente do VaR subestima o risco, o multiplicador pode ser aplicado para aumentar a variância e, por sua vez, o VaR. Consequentemente, os resultados finais de VaR são livres de qualquer suposição distribucional implícita ao modelo subjacente (HUANG, 2010).

A partir dos cenários gerados para os preços, calcula-se a variação da carteira em cada cenário somando-se os retornos dos n ativos da carteira:

$$P/L_{Carteira_t} = \sum_{i=1}^n MtM_{i,t} \times \left(\frac{P_t}{P_o} - 1 \right)$$

Calcula-se o percentil ($\alpha = 0,01$) correspondente na série de 5000 P/L da carteira. Esse percentil é o valor de VaR para o horizonte de tempo definido.

O sVaR é definido como o pior VaR dentre a série de valores de VaR gerados tomando-se a carteira do dia e utilizando as correlações e a variância (ajustada pelo processo de otimização) calculadas em cada dia da janela, utilizando dados desde 2004.

3 MÉTODOS DE AVALIAÇÃO DOS MODELOS VaRs

Modelos VaRs são úteis unicamente quando conseguem prever o risco de forma razoável. A avaliação de um modelo é o processo geral por meio do qual se verifica se uma metodologia é ou não adequada. Entre as ferramentas para tal análise, encontram-se os testes de aderência, ou *backtesting*. Jorion (2003) define *backtesting* como a ferramenta estatística formal para verificar a consistência entre as perdas observadas e as perdas previstas. Isto é, comparar o histórico das perdas estimadas pelo VaR com os retornos observados da carteira.

3.1 Teste regulamentar de Basileia

A possibilidade de uso de modelos internos de VaR para mensuração do tamanho da alocação de capital para risco de mercado torna óbvia a necessidade de um mecanismo consistente de *backtesting* para evitar que os bancos subestimem suas medidas de risco. Assim, Basileia (BCBS, 1996) estabeleceu uma metodologia-padrão para a avaliação dos modelos de VaR baseada na contagem do número de violações/exceções da variação da carteira em relação ao VaR calculado.

O teste considera apenas a violação unicaudal, uma vez que o enfoque é a perda. A violação unicaudal ocorre quando o resultado negativo supera a perda máxima prevista (VaR calculado).

A abordagem do teste é o arcabouço clássico de testes para sequências de sucessos e fracassos também chamados de eventos de *Bernoulli*. O número de exceções, N , possui distribuição de probabilidade binomial:

$$f(N) = \binom{T}{N} p^N (1-p)^{T-N}$$

onde p corresponde ao nível de probabilidade e T é o número de observações.

O Comitê da Basileia (BCBS,1996) definiu zonas de risco de acordo com o número de violações observadas no período de 250 dias úteis e VaR calculado com 99% de confiança:

- zona branca: até quatro violações;
- zona preta: entre cinco e nove violações;
- zona cinza: mais que dez violações.

A classificação na zona verde sugere que não há problema com a qualidade ou acurácia⁵ do modelo. Resultados na zona amarela são cabíveis tanto para modelos acurados como inacurados, porém, a presunção de inacurácia aumenta com o número de violações (de cinco a nove) e, conseqüentemente, o modelo sofre penalização gradativa pelo A_{bkt} . O enquadramento na zona vermelha indica problemas com o modelo e a instituição deve usar o adicional máximo no cálculo do requerimento de capital. Jorion (2003) atribui a falta de poder desse teste à escolha de nível de confiança muito alto para o VaR, que resulta em exceções insuficientes para um teste confiável.

3.2 Teste de Kupiec

O mais amplamente conhecido teste baseado em taxas de exceções foi desenvolvido por Kupiec (1995). O Teste de Kupiec, também conhecido como teste de proporção de falhas, mede se o número de violações é consistente com o grau de confiança.

A hipótese nula do teste é:

$$H_0 : p = \hat{p} = \frac{N}{T}$$

5. O delineamento das zonas e suas fronteiras foram definidos balanceando os dois tipos de erros estatísticos: Erro do tipo I – possibilidade de classificar um modelo acurado como inacurado e Erro do tipo II – possibilidade de se aceitar um modelo inacurado. Na tabela 2, estão delimitadas as zonas do teste, suas respectivas taxas de erro tipo I e o valor do A_{bkt} correspondente.

em que p é o nível de probabilidade, T representa o número de observações e N a quantidade de violações acumuladas.

Kupiec gerou regiões de confiança de aproximadamente 95% para o teste, definidas pela seguinte razão de log-verossimilhança, com distribuição assintótica qui-quadrada com um grau de liberdade, sob a hipótese de que p é a verdadeira probabilidade:

$$LR_{uc} = -2 \ln \left[(1-p)^{T-N} p^N \right] + 2 \ln \left\{ [1 - (N|T)]^{T-N} (N/T)^N \right\}$$

Se o valor da estatística LR exceder o valor crítico da distribuição qui-quadrada, a hipótese nula é rejeitada e o modelo considerado inadequado.

O Teste de Kupiec é suscetível a dois tipos de deficiências. Primeiro, o teste é estatisticamente fraco em tamanhos de amostra pequenos. Segundo, considera somente a frequência das violações e não o tempo em que elas ocorreram. Como resultado, pode-se cometer um erro ao rejeitar um modelo que produziu exceções clusterizadas. Assim, a avaliação dos modelos não deve recair somente sobre testes de cobertura incondicional (CAMPBELL, 2005).

3.3 Teste de Christoffersen

Os testes regulamentar e de Kupiec focam somente sobre o número de exceções. Entretanto, espera-se que essas violações sejam uniformemente espalhadas no tempo. Nieppola (2009) afirma que bons modelos de VaR são capazes de reagir a mudanças de volatilidade e correlações de modo que falhas ocorram independentemente umas das outras, enquanto modelos ruins tendem a produzir sequências de exceções consecutivas. Christoffersen (1998) define um procedimento para a verificação da precisão das previsões para intervalos de confiança que tenta capturar a condicionalidade das estimativas. Ele usa a mesma base do teste de log-verossimilhança de Kupiec (1995), mas estende o teste para incluir uma estatística separada para a independência das exceções.

Seja $\{y_t\}_{t=1}^T$ a sequência observada da variável aleatória y_t , o retorno de um ativo ou do portfólio. O teste é conduzido por uma variável binária que tem o valor de 1, se o VaR é excedido e 0, se não há violação:

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{se } y_t < -VaR_t \\ 0, & \text{se } y_t \geq -VaR_t \end{cases}$$

Assim, tem-se um vetor de zeros e uns e a propriedade de independência das exceções ao longo do tempo implica que cada par de elementos desse vetor deve ser independente um do outro. Um modelo de VaR bem ajustado também irá gerar uma sequência de modo que $E[I_t] = p$, para todo t .

Para testar estas duas hipóteses, Chistoffersen (1998) sugere um teste conjunto de dois testes de razão de verossimilhança. O primeiro testa a adequação não condicional das estimativas. O segundo testa a independência da sequência $\{I_t\}_{t=1}^T$.

No primeiro teste a hipótese nula de que $E[I_t] = p$ é testada contra a alternativa de que $E[I_t] \neq p$. Sobre a nula a verossimilhança é igual a:

$$L(p : I_1, \dots, I_t) = (1 - p)^{T-N} \cdot p^N$$

onde N é o número de observações em que $I_t = 1$. Sobre a alternativa, a verossimilhança fica:

$$L(\Pi : I_1, \dots, I_t) = (1 - \Pi)^{T-N} \cdot \Pi^N$$

onde $\Pi = N/T$ é o estimador de máxima verossimilhança de Π .

A estatística do teste de razão de verossimilhança é igual a:

$$RV_{nc} = -2 \ln \left[\frac{L(p : I_1, \dots, I_t)}{L(\Pi : I_1, \dots, I_t)} \right] \sim \chi^2(1)$$

Assim, aceita-se a hipótese nula se esta estatística não exceder os valores críticos da distribuição qui-quadrada com um grau de liberdade.

No teste de independência o autor usa uma cadeia de Markov para dois resultados consecutivos de I_t . A matriz de transição de probabilidade é dada por:

$$\Pi_1 = \begin{bmatrix} 1 - \pi_{01} & \pi_{01} \\ 1 - \pi_{11} & \pi_{11} \end{bmatrix}$$

Aqui $\pi_{ij} = P(I_t = j | I_{t-1} = i)$ é a probabilidade de j ocorrer, dado que i ocorreu no tempo $t - 1$. A fórmula abaixo mostra a função de verossimilhança neste caso:

$$L(\Pi_1 : I_1, \dots, I_t) = (1 - \pi_{01})^{n_{00}} \pi_{01}^{n_{01}} (1 - \pi_{11})^{n_{10}} \pi_{11}^{n_{11}}$$

onde n_{ij} é o número de observações com valor i seguido de j . Estima-se a matriz de transição markoviana por meio dos estimadores de máxima verossimilhança da verdadeira matriz:

$$\hat{\Pi}_1 = \begin{bmatrix} \frac{n_{00}}{n_{00} + n_{01}} & \frac{n_{01}}{n_{00} + n_{01}} \\ \frac{n_{10}}{n_{10} + n_{11}} & \frac{n_{11}}{n_{10} + n_{11}} \end{bmatrix}$$

Porém, se os elementos do vetor de resultados I_t são independentes, a matriz de transição de probabilidade deve ser:

$$\Pi_2 = \begin{bmatrix} 1 - \pi_2 & \pi_2 \\ 1 - \pi_2 & \pi_2 \end{bmatrix}$$

Ou seja, não há diferença entre as probabilidades de uma exceção ou não exceção para um certo dia, não importando o resultado no dia anterior. A hipótese nula do teste fica $H_0: \pi_{01} = \pi_{11} = \pi_2$. O estimador de máxima verossimilhança para π_2 é:

$$\hat{\pi}_2 = \frac{(n_{01} + n_{11})}{(n_{00} + n_{10} + n_{01} + n_{11})}$$

A função de verossimilhança sob a hipótese nula fica:

$$L(\Pi_2 : I_1, \dots, I_t) = (1 - \pi_2)^{(n_{00} + n_{10})} \pi_2^{(n_{01} + n_{11})}$$

Finalmente, podemos computar a estatística do teste, que também segue uma distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade, pela seguinte fórmula:

$$RV_{ind} = -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\Pi}_2; I_1, \dots, I_t)}{L(\hat{\Pi}_1; I_1, \dots, I_t)} \right] \sim \chi^2(1)$$

O teste conjunto consiste em testar a hipótese nula do teste não condicional contra a alternativa do teste de independência. A estatística do teste conjunto de razão de verossimilhança é dada por:

$$RV_{conjunto} = -2 \ln \left[\frac{L(p; I_1, \dots, I_t)}{L(\hat{\Pi}_1; I_1, \dots, I_t)} \right] \sim \chi^2(2)$$

Que se aproxima de uma distribuição qui-quadrada com dois graus de liberdade e equivale à soma das estatísticas dos dois testes independentes:

$$RV_{conjunto} = RV_{nc} + RV_{ind}$$

3.4 Testes de estresse

Os modelos estatísticos de cálculo de risco de mercado costumam apresentar problemas em períodos de variação no padrão de comportamento dos dados. O teste de estresse é uma ferramenta complementar para a avaliação do risco de mercado, sendo utilizado em conjunto com o VaR, este último refletindo o risco cotidiano e o primeiro o risco em situação de crise.

Nesta pesquisa, foi desenvolvida a análise de cenários com a reprodução de períodos históricos e um teste de estresse baseado na aplicação de desvios-padrão na volatilidade histórica dos preços dos ativos da carteira teórica.

A análise de cenários baseados em eventos históricos, segundo Dowd (2002), tem duas vantagens em comparação a outros cenários: o fato de que já tenham realmente ocorrido reduz a arbitrariedade e é mais plausível; é mais inteligível e útil, considerando que uma afirmação como “o banco poderia perder R\$ X milhões se a crise de 1987 se repetisse amanhã” tem maior efetividade na comunicação do risco.

As premissas básicas assumidas pelo modelo são de que os movimentos históricos de estresse nas curvas de mercado podem ocorrer novamente e choques históricos de estresse podem se repetir independentemente das condições macroeconômicas vigentes.

A construção dos cenários está baseada no trabalho de Vieira Neto e Urban (2000), que se tornou clássico no mercado financeiro brasileiro. A partir da análise dos impactos das oscilações diárias dos fatores de desconto das curvas de mercado, dos índices da BM&F Bovespa e das taxas de câmbio sobre a carteira, as datas de estresse são definidas como aquelas cujos deslocamentos no valor dos ativos

geram os piores resultados para a carteira de negociação caso esses movimentos se repetissem na data de cálculo, sendo este valor definido como VaR de estresse.⁶

O teste de estresse – cenários históricos consideram duas possibilidades: *i*) a ocorrência do efeito diversificação entre os fatores de risco ou o pior cenário para uma data; e *ii*) a não ocorrência do efeito diversificação ou o pior cenário por fator de risco.

Considerado o efeito da diversificação, a data de estresse na data de cálculo é aquela que gera o menor valor de mercado para a carteira de negociação. O VaR de estresse da carteira de negociação será a diferença entre o valor marcado a mercado na data de cálculo e o menor valor de mercado após a aplicação do choque, ou seja, o menor MtM Estresse.

Desconsiderando o efeito da diversificação, em que se quebra a premissa das correlações, apuram-se as datas de estresse para cada fator de risco, podendo haver datas distintas de estresse. O VaR de estresse da carteira *trading* é a soma de cada um dos resultados de VaR de estresse dos fatores de risco.

Alternativamente, é possível gerar cenários baseando-se na volatilidade dos ativos na data de cálculo. Com a aplicação de desvios-padrão nessas volatilidades, obtêm-se cenários de possíveis realizações para o movimento dos preços.

Com o objetivo de se obter o pior cenário possível, foram desconsideradas as correlações entre os ativos e o choque foi calculado da seguinte maneira:

$$\text{Choque}_d(f : i) = P_d(f; i) \times \sqrt{h} \times \sigma(f; i) \times n$$

onde $\sigma(f; i)$ é a volatilidade diária dos preços do fator de risco f e vértice i (para títulos públicos) e n é o número de desvios-padrão.

Da mesma maneira que no teste histórico, aplica-se o choque aos valores de mercado dos fatores de risco e vértices, somando-se os MtM Estresse para se obter o valor da carteira em situação de estresse. A diferença do valor original do portfólio e do valor de estresse caracteriza a perda que a carteira sofreria na ocorrência de determinado movimento das taxas e preços.

4 CARTEIRA TEÓRICA

Para a definição da carteira teórica de investimento utilizada na pesquisa, tentamos montar uma carteira *trading* que se assemelhasse às dos grandes bancos em operação no Brasil. Para a composição, foram consultados os últimos balancetes das maiores

6. Note que esta medida é diferente do conceito de sVaR adotado por Basileia.

instituições financeiras e verificou-se uma predominância em três tipos de ativos, por ordem de importância: títulos públicos, ações e moedas.⁷

Os títulos públicos detêm a maior participação em todas as carteiras dos principais bancos consultados. Ações e moedas estrangeiras representam um percentual menor mas ainda significativo dos ativos. Mercadorias (*commodities*), títulos públicos estrangeiros e títulos nacionais privados em geral representam parcela irrelevante na carteira de negociação dos bancos e foram deixados de fora da pesquisa, entretanto, não se pode desconsiderar o risco de crédito que esses últimos papéis possuem, em especial em situações de estresse.

Em relação aos derivativos, bancos em geral os utilizam como proteção de ativos da carteira. O maior exemplo são os contratos futuros de Depósito Interfinanceiro (DI) de um dia, que em geral são vendidos, de forma que o banco troca a remuneração prefixada que receberia dos títulos da carteira pela correção do Certificado de Depósito Interfinanceiro (CDI), reduzindo a sensibilidade da carteira a variações nas taxas de juros. Como o desejado na pesquisa era obter uma carteira de maior risco, não foi introduzido *hedge* na carteira teórica.

A carteira teórica de 2005 a 2010 (junho), período em que foram testados os modelos VaRs, foi, em média, composta de 77% de títulos públicos, 15% de ações e 8% de moedas. As participações permaneceram relativamente estáveis, devido ao rebalanceamento anual da carteira, tendo essas porcentagens oscilado durante o ano devido apenas às variações nos preços de mercado dos ativos.⁸

A carteira de títulos públicos foi formada por Letras Financeiras do Tesouro (LFT), que têm como indexador a taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC), por Letras do Tesouro Nacional (LTN) e Notas do Tesouro Nacional série F (NTN-F), ambas prefixadas, e pelas Notas do Tesouro Nacional série B – NTN-B, corrigidas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). A participação de cada indexador foi espelhada na composição da carteira teórica utilizada para cálculo do Índice de Mercado da Anbima (IMA).

A carteira de ações foi distribuída em investimentos nos principais segmentos de atuação das empresas listadas na BM&F Bovespa além da simulação da posse de um índice de mercado. Para o cálculo dos preços, foram utilizados os índices setoriais da Bovespa que utilizam a capitalização de mercado como fator de ponderação.

7. Visando comparar os resultados para uma carteira de maior risco, foi montado outro portfólio fictício, composto de 50% de ações e 50% de moedas. Os detalhes da carteira e os resultados obtidos encontram-se no apêndice A.

8. Os preços de mercado dos ativos foram coletados com periodicidade diária (dias úteis) para o período de 2/1/2004 a 2/7/2010. Os índices dos segmentos da BM&F Bovespa, ponderados pelo fator de capitalização do mercado, e as taxas de câmbio utilizadas na pesquisa foram coletadas na Economática. Os preços de mercado e as taxas indicativas dos títulos públicos foram coletados no *site* da Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (Anbima).

As participações de cada índice foram mantidas constantes nos rebalaneamentos anuais: mercado (25%), setor financeiro (25%), bens de consumo (15%), setor industrial (15%), companhias de óleo e gás (10%) e empresas de telecomunicações (10%).

De modo análogo, na carteira de moedas, as parcelas permaneceram fixas. Pela sua importância nas carteiras dos bancos, o dólar dos Estados Unidos representa metade da carteira de câmbio, com a libra detendo 30% de participação e o euro, os restantes 20%.

4.1 Mapeamento em fatores de risco e vértices

O grande número de ativos da carteira de negociação exige o agrupamento das posições em fatores de risco para a redução do custo computacional na estimação do VaR. Nestes termos, adotamos como referencial para o mapeamento a metodologia do *Riskmetrics*TM que consiste na escolha de um conjunto de ativos referenciais para o qual a posição em todos os outros ativos é mapeada. O mapeamento em fatores de risco está previsto na Circular Bacen nº 3.478/2009.

As exposições em taxas de juros, representadas pelos títulos públicos, foram divididas nos fatores de risco SELIC, Prefixado e Cupom do IPCA, conforme os indexadores de cada título.

As volatilidades desses ativos foram calculadas com base nos retornos das curvas de mercado de cada um dos fatores de risco. As curvas de mercado, ou estrutura a termo, são vetores de taxas de desconto para cada ponto no tempo e são calculadas de forma que ao se dividir o valor nominal do papel (mais os pagamentos de juros para os títulos com cupom) pelo fator de desconto no ponto da curva correspondente à data do fluxo, obtém-se os preços unitários de mercado divulgados diariamente pela Anbima.

Foi especificado um fator de risco para cada uma das moedas da carteira – dólar, libra e euro – sendo seus retornos calculados a partir das respectivas taxas de conversão para o real. E para as exposições em preço de ações, cada fator de risco representou um segmento de mercado, e os retornos foram calculados a partir dos números índice de cada segmento.

Outra exigência do supervisor para o cálculo do VaR é a utilização de estruturas a termo e número de vértices suficientes para avaliar adequadamente os riscos das exposições em taxas de juros. Os vértices são prazos-padrão, estabelecidos para fluxos de caixa de uma carteira de títulos, visando à simplificação dos cálculos matemáticos. Diversos títulos possuem pagamento de juros periódicos (em geral, semestrais ou anuais) e alguns são amortizados em diversas parcelas. Se cada fluxo desses papéis fosse tratado como um ativo *zero coupon*, a quantidade de ativos do

portfólio seria demasiadamente grande, dificultando o processamento dos cálculos do VaR. Então, agrupam-se esses diversos fluxos de pagamento em prazos preestabelecidos, que são os vértices.

Foram definidos 18 vértices, descritos na tabela 2, de forma a abranger os prazos representativos do mercado e assim obter um número razoável de volatilidades e correlações para o cálculo do valor em risco da carteira.

TABELA 2

Zonas do teste regulamentar de Basileia (Cobertura: 99%, 250 dias)

Zona	Violações	Abkt	Probabilidade	Erro do tipo I	Distr. Acum.
	0	0,00	8,11%	100,0%	8,11%
Verde	1	0,00	20,47%	91,9%	28,58%
	2	0,00	25,74%	71,4%	54,32%
	3	0,00	21,49%	45,7%	75,81%
	4	0,00	13,41%	24,2%	89,22%
	5	0,40	6,66%	10,8%	95,88%
Amarela	6	0,50	2,75%	4,1%	98,63%
	7	0,65	0,97%	1,4%	99,60%
	8	0,75	0,30%	0,4%	99,89%
Vermelha	9	0,85	0,08%	0,1%	99,97%
	10	1,00	0,02%	0,0%	99,99%
	> 10	1,00	0,00%	0,0%	100,00%

Fonte: BCBS, 1996.

A alocação dos fluxos de caixa em vértices é baseada no RiskMetricsTM (1996). O método consiste na distribuição do valor de mercado nas proporções α_0 e $(1 - \alpha_0)$ nos vértices imediatamente anterior (vértice 1) e posterior (vértice 2), onde α_0 é definido por:

$$\alpha_0 = \frac{\text{Prazo Vértice 2} - \text{Prazo Fluxo}}{\text{Prazo Vértice 2} - \text{Prazo Vértice 1}}$$

Desta forma, cada fluxo que não tenha o prazo coincidente com um dos vértices será mapeado em dois outros fluxos cujos valores serão proporcionais ao valor do fluxo original:

$$VMTM_{v1} = \alpha_0 \times VMTM$$

$$VMTM_{v2} = (1 - \alpha_0) \times VMTM$$

onde $VMTM$ é o valor do fluxo marcado a mercado original; $VMTM_{v1}$ é o valor do fluxo marcado a mercado alocado no vértice 1; e $VMTM_{v2}$ é o valor do fluxo marcado a mercado alocado no vértice 2.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Independentemente do modelo VaR utilizado, alguns parâmetros gerais são padronizados. Para a comparação entre os modelos quanto à sua acurácia em prever a perda máxima da carteira foi utilizado um horizonte de um d.u., horizonte considerado padrão, inclusive para o teste de aderência de Basileia.

Apesar de o mínimo exigido pela Circular Bacen nº 3.478/09 ser de dez d.u., devido ao tamanho da carteira, a exigência de capital foi calculada com os números de VaR calculados ou escalonados para o horizonte de 21 d.u., correspondente a um mês. Os cálculos do VaR e do sVaR foram realizados com intervalo de 99% de confiança unicaudal, exigência do regulador.

Nos modelos baseados em observações passadas, o VaR em cenário de normalidade e o sVaR foram mensurados utilizando-se período histórico de retornos de 252 dias úteis.⁹ A escolha do período histórico de observação está em conformidade com Basileia e a Circular Bacen nº 3.478/09.

Com o objetivo de dar destaque à crise *subprime*, a amostra de dados foi dividida em quatro períodos de análise: pré-crise, compreendendo o período entre janeiro de 2005 a junho de 2007; crise, abrangendo a fase de maior volatilidade da crise do *subprime*, entre julho de 2007 e dezembro de 2008; pós-crise, de 2009 a junho de 2010; e a análise da amostra completa dos dados, de 2005 a 2010. O ponto de corte dos períodos foi determinado por meio da observação dos retornos e dos fatos acontecidos nos mercados financeiros durante a crise, conforme descrito na introdução. A tabela 3 resume as estatísticas do P/L diário da carteira em cada um desses momentos.

Nota-se que somente durante o período da crise, a média das variações da carteira foi negativa. Outro fato marcante é o desvio-padrão na ordem de R\$ 269,1 milhões, o maior entre os analisados. Apesar de todos os cortes da amostra apresentarem excesso de curtose em relação à gaussiana, a totalidade da amostra apresentou curtose bem acima daquela.

Os momentos analisados apresentaram grandes diferenças no que tange às violações observadas e ao modelo considerado mais adequado para cálculo do VaR. Conforme detalhado na tabela 4, no período pré-crise, apenas os modelos DN, com EWMA 0,94 e Híbrido, apresentaram número de violações consistente com o grau de confiança adotado (99%).

9. As informações utilizadas no cálculo do VaR foram atualizadas diariamente e do sVaR mensalmente, tempo máximo permitido pelo BCB.

TABELA 3

Mapeamento dos fluxos de pagamentos dos ativos de renda fixa em vértices

Vértice	Mapeamento em vértices		
	Prazo do fluxo	Vértice	Prazo do fluxo
1	1 dia	378	1,5 anos
21	1 mês	504	2 anos
42	2 meses	756	3 anos
63	3 meses	1.008	4 anos
84	4 meses	1.260	5 anos
105	5 meses	2.520	10 anos
126	6 meses	3.780	15 anos
189	9 meses	5.040	20 anos
252	1 ano	7.560	30 anos

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 4

Estatísticas descritivas dos retornos da carteira nos períodos de análise

Período	Pré-crise	Crise	Pós-crise	Amostra completa
	03/01/2005 a 29/06/2007	01/07/2007 a 31/12/2008	02/01/2009 a 30/06/2010	03/01/2005 a 30/06/2010
Dias úteis	624	380	373	1377
Média P/L	18.486.242,88	(9.285.017,16)	9.184.381,59	8.302.747,54
Erro padrão P/L	5.733.859,18	13.806.290,91	7.469.006,90	5.041.397,77
Mediana P/L	18.084.730,07	(7.167.748,78)	8.343.255,00	10.568.226,09
Desvio-padrão P/L	143.231.756,46	269.134.156,38	144.250.483,11	187.075.939,44
Curtose P/L ¹	2,23	3,91	0,99	6,30
Assimetria P/L	0,06	0,03	0,07	(0,07)
P/L Mínimo	(628.214.869,08)	(1.284.500.874,05)	(433.384.991,91)	(1.284.500.874,05)
P/L Máximo	718.801.335,18	1.244.141.421,12	507.112.853,37	1.244.141.421,12

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ A fórmula utilizada para a curtose, $\frac{\sum(x - \mu)^4}{\sigma^4} - 3$, considera a curva normal como tendo curtose 0 (zero).

Durante a crise, todos os métodos de estimação do VaR tenderam a subestimar o risco da carteira, apresentando violações bem acima do normal. O modelo de MC, devido ao processo de otimização utilizado para aumentar a variância do modelo quando o número de violações se eleva, apresentou o melhor comportamento, com nove violações, ainda assim acima do esperado (três a quatro violações). Calculado pela técnica DN por variância amostral, o VaR apresentou a média de uma violação por mês (21 d.u.).

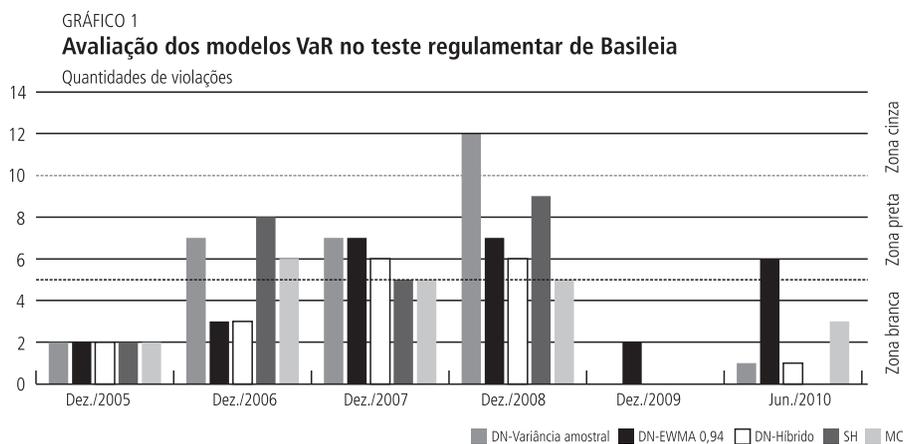
Com o passar da volatilidade gerada pela crise, os modelos que extraem informações por igual de toda a amostra tenderam a ficar mais conservadores e se mantiveram em patamares elevados, influenciados pela volatilidade do período anterior. Assim, a simulação histórica não sofreu nenhuma violação e o DN – variância amostral, e consequentemente o híbrido, apresentaram uma violação apenas.

Por conta do péssimo desempenho durante a crise, os modelos ficaram acima da faixa de exceções esperada, considerando toda a amostra. O modelo Híbrido, que na crise se beneficiou do poder de reação do EWMA 0,94 e, após ela, da lentidão da variância amostral, se mostrou a abordagem que menos subestimou o VaR (18), seguido do modelo de MC (21). Os demais métodos apresentaram, em média, o dobro de violações do que seria o ideal.

5.1 Teste regulamentar de Basileia

Como o teste de Basileia estabelece a janela-padrão de 250 observações, aproximadamente um ano, foram realizados testes nos últimos dias úteis de cada ano, abrangendo períodos de volatilidades distintas.

Podemos verificar no gráfico 1, onde as linhas pontilhadas preta e cinza indicam o começo das zonas de mesma cor, que nos anos de 2005, 2009 e 2010 (até junho), quando os mercados viveram períodos de calma, os modelos de forma geral se enquadraram na zona branca. Nos anos de 2006, com o estresse vivido nos meses de maio e junho, e em 2007 e 2008, no auge da crise *subprime*, as metodologias estiveram na maior parte do tempo na zona amarela, situação que embora exija a atenção do gestor, não desqualifica os modelos como previsores das perdas máximas da carteira.



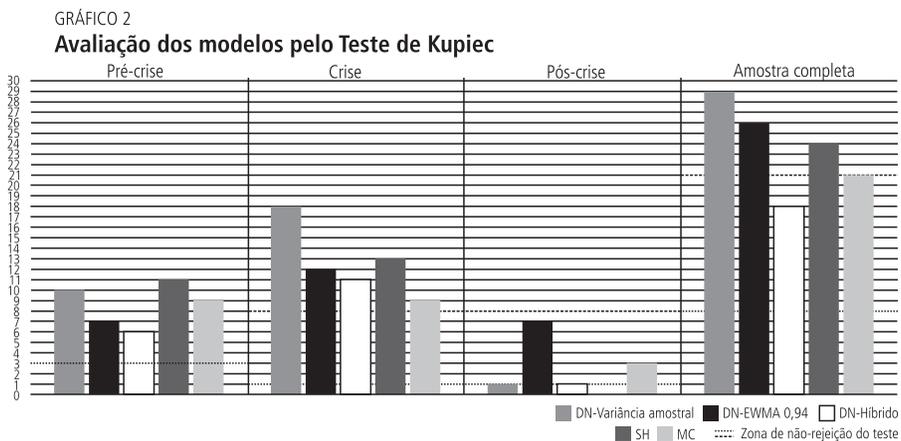
Somente a abordagem DN por variância amostral foi classificada na zona cinza do teste de Basileia na data-base 31 de dezembro de 2008, *status* que considera o modelo como incurado. Por terem saído da zona branca, todos os modelos foram penalizados com um valor de A_{bkr} diferente de zero ao fim dos anos de 2007 e 2008.

O modelo híbrido obteve o melhor desempenho no teste, se enquadrando, na maior parte dos anos, na zona branca, onde é alta a probabilidade de erro do tipo I. Segundo as diretrizes dadas por Basileia III, de primar pelo conservadorismo, o modelo híbrido pode ser considerado o modelo mais adequado dentre os analisados para a alocação de capital de um banco com esse perfil de carteira. Isso pelo caráter misto que tem, de combinar a maior estabilidade do modelo de variância amostral, evitando que o VaR caia abruptamente em épocas de mercados mais amenos, e a rapidez em capturar os regimes de volatilidade de curto prazo do método EWMA.

Entretanto, deve-se ressaltar a pouca adequação do modelo para carteiras não lineares e a alta flexibilidade do modelo de MC, que pode ser ajustada para diferentes distribuições e diferentes formas de cômputo da variância e média dos retornos, tendo neste artigo sido utilizada a forma mais simples, que é a estimação da variância e média diretamente da amostra dos dados. Ajustes nesse modelo poderiam torná-lo mais aderente às características dos retornos. Essa flexibilidade não existe no modelo DN, em que podem ser ajustados somente o parâmetro de alisamento e a janela de observação dos retornos.

5.2 Teste de Kupiec

O Teste de Kupiec (1995) foi conduzido nos quatro períodos de análise detalhados anteriormente. De acordo com o gráfico 2, o teste apresentou resultados distintos, dependendo do período em questão. No período pré-crise, os modelos se mantiveram dentro da região de confiança do teste, aceitando-os como bons preditores das perdas máximas da carteira.



Já durante a crise, todos os modelos caíram na zona de rejeição, extrapolando o limite superior. Kupiec (1995) afirma que as abordagens que violam o limite

superior tendem a subestimar o risco da carteira, podendo ocorrer perdas relevantes além do VaR. No período pós-crise, novamente as metodologias voltaram a se enquadrar na zona de aceitação, à exceção da simulação histórica que ficou abaixo do limite inferior, tendo superestimado o VaR no período. Abrangendo todo o período de análise, o teste não rejeitou apenas os modelos híbrido e de MC.

No geral, os modelos tiveram tendência a subestimar o risco de mercado da carteira de negociação, sendo considerados pouco conservadores, na contramão do que Basileia vem tentando pregar para o mercado no seu pilar III, a disciplina de mercado. Assim, o supervisor deveria ter atenção aos bancos que utilizam esses modelos para o cálculo do VaR. Tanto os métodos paramétricos quanto os não paramétricos não foram capazes de medir os riscos na cauda da distribuição empírica dos retornos durante períodos de maior volatilidade.

5.3 Teste de Christoffersen

Os resultados do teste estão mostrados nas tabelas de 5 a 8. No período pré-crise, o teste condicional de Christoffersen (1998), a 95% de confiança, considerou todas as técnicas como adequadas para cálculo do VaR. Entretanto, o modelo de simulação histórica ficou próximo do valor crítico para o teste de cobertura, e seria rejeitado em nível de significância de 10%.

TABELA 5

Violações acumuladas pelos modelos VaRs nos períodos de análise

		Metodologias				
		DN - Variância amostral	DN - EWMA 0,94	DN - Híbrido	SH	MC
Pré-crise	Quantidade violações	10	7	6	11	9
	Quantidade esperada	6 a 7				
	Frequência (dias)	62	89	104	57	69
Crise	Quantidade violações	18	12	11	13	9
	Quantidade esperada	3 a 4				
	Frequência (dias)	21	32	35	29	42
Pós-crise	Quantidade violações	1	7	1	0	3
	Quantidade esperada	3 a 4				
	Frequência (dias)	373	53	373	-	124
Amostra completa	Quantidade violações	29	26	18	24	21
	Quantidade esperada	13 a 14				
	Frequência (dias)	47	53	77	57	66

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 6

Resultado do Teste de Christoffersen para o período pré-crise

Teste	Estatística	Valor crítico	Metodologias				
			DN - variância amostral	DN - EWMA 0,94	DN - híbrido	MC	SH
Independência	RV	3,84	0,326	0,159	0,117	0,264	0,395
	Valor-p	5%	57%	69%	73%	61%	53%
Cobertura	RV	3,84	1,95	0,09	0,01	1,09	3,00
	Valor-p	5%	16%	76%	93%	30%	8%
Conjunto	RV	5,99	2,27	0,25	0,13	1,36	3,40
	Valor-p	5%	32%	88%	94%	51%	18%

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 7

Resultado do Teste de Christoffersen para o período da crise

Teste	Estatística	Valor crítico	Metodologias				
			DN - variância amostral	DN - EWMA 0,94	DN - híbrido	MC	SH
Independência	RV	3,84	5,05	0,78	0,66	3,55	2,48
	Valor-p	5%	2%	38%	42%	6%	12%
Cobertura	RV	3,84	28,14	11,38	9,12	5,19	13,81
	Valor-p	5%	0%	0%	0%	2%	0%
Conjunto	RV	5,99	33,18	12,16	9,78	8,74	16,29
	Valor-p	5%	0%	0%	1%	1%	0%

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 8

Resultado do Teste de Christoffersen para o período pós-crise

Teste	Estatística	Valor crítico	Metodologias				
			DN - variância amostral	DN - EWMA 0,94	DN - híbrido	MC	SH
Independência	RV	3,84	0,005	0,27	0,005	0,05	0,00
	Valor-p	5%	94%	60%	94%	83%	100%
Cobertura	RV	3,84	2,85	2,30	2,85	0,15	7,50
	Valor-p	5%	9%	13%	9%	69%	1%
Conjunto	RV	5,99	2,85	2,57	2,85	0,20	7,50
	Valor-p	5%	24%	28%	24%	90%	2%

Fonte: Elaboração própria.

Entretanto, ao avaliarmos os modelos durante a crise, todos foram rejeitados nos testes de cobertura e no teste conjunto, tendo a metodologia DN – Variância Amostral extrapolado o valor crítico também no teste de independência, que implica que a expectativa de ocorrer uma violação no dia seguinte ($t + 1$) depende do comportamento observado em t , o que contraria a assunção do modelo de independência dos retornos.

Novamente em épocas de calma, com o passar da crise, os modelos tiveram bom comportamento, mas a simulação histórica foi rejeitada pelo teste devido a não ter apresentado violações no período. Por apresentarem somente uma violação, as abordagens híbrida e por variância amostral mantiveram-se próximas do valor crítico do teste.

Analisando todo o período, apenas o modelo DN – híbrido foi considerado adequado em todos os testes. O MC teve desempenho ruim no teste conjunto, tendo também ficado próximo dos valores críticos nos demais testes.

5.4 Testes de suficiência da exigência de capital

Nas subseções anteriores, observou-se que os modelos de VaR mais amplamente utilizados na indústria bancária possuem um viés de subestimar o risco de mercado da carteira. Todavia, a questão que surge é se o aumento na exigência de capital para os modelos menos acurados, por meio do maior valor de A_{bkr} , representa uma compensação suficiente para que o banco não incorra em riscos de mercado maiores que o previsto. E ainda, mesmo para modelos acurados, o valor da PRM é satisfatório para suportar perdas extremas?

5.4.1 Crise do *subprime*

Durante a crise financeira, verificou-se que a maior queda no valor da carteira (período de 21 d.u.) ocorreu no intervalo de 26/09/2008 a 27/10/2008, período em que houve um aumento na volatilidade, reflexo ainda da quebra do banco de investimentos Lehman Brothers. Nesse período o portfólio diminuiu R\$ 4,9 bilhões em valor de mercado. Desse modo, calculou-se a exigência de capital com a fórmula atual para cada um dos modelos de VaR descritos na seção 2, na posição 26/09/2008, com o objetivo de se testar a suficiência do capital regulatório frente à perda que se seguiria. Os resultados estão condensados na tabela 9.

TABELA 9

Resultado do Teste de Christoffersen para a amostra completa

Teste	Estatística	Valor crítico	Metodologias				
			DN - variância amostral	DN - EWMA 0,94	DN - híbrido	MC	SH
Independência	RV	3,84	5,96	1,00	0,48	2,91	2,57
	Valor-p	5%	1%	32%	49%	9%	11%
Cobertura	RV	3,84	12,93	8,72	1,20	3,31	6,30
	Valor-p	5%	0%	0%	27%	7%	1%
Conjunto	RV	5,99	18,89	9,72	1,68	6,23	8,86
	Valor-p	5%	0%	1%	43%	4%	1%

Fonte: Elaboração própria.

Neste período, os modelos VaRs já estavam incorporando uma maior volatilidade e além disso, em 30/6/2008, última data-base de apuração do fator A_{bkt} , com exceção da simulação de MC, os demais modelos acumulavam número de violações suficientes para serem penalizados com o aumento da PRM por meio do fator. O fator A_{qlr} , relativo à qualidade da estrutura de gerenciamento de risco de mercado, foi considerado como zero, assumindo que a instituição financeira fictícia teria tido boa avaliação de sua gestão de risco de mercado.

Se a instituição financeira detentora da carteira teórica utilizasse o VaR histórico, a exigência de capital para a carteira *trading* seria de R\$ 16,0 bilhões, ou 26% do valor do portfólio. Este valor de capital, requerido pelo BCB, seria o suficiente para cobrir pouco mais de três vezes o que a carteira viria a perder um mês à frente. O sVaR seria responsável pela metade da alocação de capital, após ser multiplicado por 3,5, dado que o modelo foi penalizado por acumular seis violações, acrescentando dessa forma 0,5 ao fator 3 aplicado a qualquer metodologia. Sem o sVaR, ou seja, retornando à fórmula anterior de Basileia, mesmo assim a exigência seria satisfatória para suportar a volatilidade do período.

Pelo método do RiskMetrics™ com lambda 0,94, tanto o VaR quanto o sVaR se encontravam em níveis mais altos, e juntamente com um fator A_{bkt} de 0,65, fizeram com que o requerimento de capital da carteira saltasse para R\$ 19,8 bilhões, o que representa 32% do total de ativos e quatro vezes superior ao resultado negativo do portfólio nos 21 dias seguintes. Mesmo representando 61,51% da PRM, o sVaR poderia ser retirado da fórmula sem comprometer a estabilidade almejada pelo supervisor.

Embora recebesse a maior penalização, 0,75, por ter acumulado oito violações, a abordagem paramétrica DN sem alisamento exponencial foi a que gerou a menor parcela, R\$ 15,7 bilhões, um quarto do saldo da carteira de negociação. Apesar disso, a desvalorização do portfólio equivaleria somente a 31% do capital alocado.

Considerando sempre o máximo entre os dois modelos DN, o modelo híbrido teve exigência levemente superior ao EWMA 0,94, devido à média dos últimos 60 dias do VaR e sVaR. A PRM de R\$ 20,4 bilhões corresponderia a aproximadamente um terço da carteira, muito acima da pior perda sofrida pela carteira durante a crise do *subprime*.

O Modelo de MC acumulava quatro violações em 30/6/2010 e não sofreu penalização pelo adicional de *Backtesting*. Entretanto, a alocação ainda se manteve acima das abordagens de simulação histórica e DN variância amostral, que acumulavam seis e oito exceções, respectivamente. Essa exigência, de R\$ 16,4 bilhões, corresponderia a 26,3% do portfólio e poderia suportar prejuízos três vezes maiores que o efetivamente ocorrido.

Portanto, uma crítica que pode ser feita ao *framework* atual é a falta de incentivos para os bancos manterem modelos adequados de VaR. Como visto, o modelo DN por variância amostral, que acumulava maior quantidade de violações à época, e, portanto, recebia a maior penalização pelo fator A_{bkr} , gerou uma alocação menor do que a simulação de NC, que estava classificado na zona branca do Sistema Basileia e não era punido.

Num apanhado geral, todos os modelos, apesar de apresentarem desempenhos diferentes nos testes de aderência durante a crise, não mostraram problemas em seu uso no cálculo da exigência da carteira de negociação, mesmo na ausência do sVaR na equação da parcela. A alocação, em média, foi de 28,3% da carteira de negociação, enquanto a perda efetiva foi de apenas 7,8% do valor do portfólio.

A nova fórmula da PRM atende aos requisitos de conservadorismo disseminados por Basileia. Em relação à diretriz trazida por Basileia III, de se gerar um colchão de liquidez durante épocas de calma para serem utilizados durante momentos de estresse, a crise financeira das hipotecas norte-americanas seria uma situação na qual o regulador poderia utilizar um fator S_2 menor que um, de modo a se diminuir o percentual da carteira mantido junto ao órgão supervisor e não inviabilizar os negócios, já que os modelos de VaR encontravam-se em patamar elevado.

5.4.2 Análise de cenários de estresse

Diferentemente do estresse vivido durante o cenário anterior, em junho de 2010 a volatilidade encontrava-se em níveis baixos e a maioria dos modelos não apresentava violações nos últimos 250 dias úteis, não sendo necessário, portanto, penalização por meio do A_{bkr} . O fator A_{qlt} foi novamente considerado como zero.

Apesar disso os modelos geravam valores de alocação bastante distintos, devido quase que exclusivamente ao sVaR. Pelo fato de o sVaR ser definido atualmente como o VaR que seria gerado, utilizando a carteira do dia e um período de estresse relevante para a instituição, e considerando dados desde 2004 aos dias atuais, o sVaR para a carteira teórica se manterá em níveis elevados enquanto a amostra abranger a crise de 2007-2008, período que deu origem ao sVaR (definido neste artigo como o VaR máximo gerado para a amostra) em todos os modelos.

Realizando o teste de estresse histórico em 1/7/2010, a pior perda da carteira, em 21 d.u. consecutivos, ocorreria se os movimentos dos preços presenciados na crise do *subprime* ocorressem novamente naquela data. Esse cenário geraria uma desvalorização de R\$ 5,5 bilhões em função das quedas de R\$ 3,6 bilhões no valor das ações da carteira e R\$ 2,5 bilhões na carteira de títulos públicos, contrabalançadas pelo modesto ganho de R\$ 623,5 milhões em moedas estrangeiras.

Desconsiderando o efeito diversificação, isto é, obtendo o pior período de 21 d.u. de estresse para cada fator de risco individualmente e supondo que as variações

nos preços vividas nesse intervalo ocorressem simultaneamente na data do teste, 1/7/2010, a perda de valor seria de aproximadamente R\$ 7,0 bilhões, principalmente pelas moedas que deixariam de dar o contrapeso da carteira e gerariam um resultado negativo de R\$ 703,9 milhões. No cenário prospectivo, onde se considerou que as volatilidades dos ativos seriam realizadas um mês à frente com três desvios-padrão, a queda no valor de mercado do portfólio seria de R\$ 3,3 bilhões.

Embora as alocações tenham se mostrado discrepantes, à exceção de algumas particularidades que serão descritas adiante, em todos os modelos VaRs as conclusões foram idênticas. Conforme a tabela 10, a PRM seria suficiente para suportar os cenários de estresse calculados, onde o pior desses cenários corresponderia, em média, a apenas 35% do montante de capital demandado pelo BCB. Porém, sem o sVaR, caso uma crise semelhante à do *subprime* viesse a acontecer novamente, o requerimento de capital gerado somente pelo VaR seria insuficiente, visto que o VaR estava sendo calculado sob um regime de baixa volatilidade. Assim, o princípio de conservadorismo de Basileia justifica a inclusão de uma medida de estresse no cômputo da PRM, visando torná-la adequada para suportar esses cenários, a despeito das suas baixas probabilidades de ocorrência.

O VaR histórico gerou uma exigência de R\$ 15,6 bilhões, aproximadamente um quarto da carteira *trading*. A introdução do sVaR na fórmula fez com que a alocação aumentasse 230,1%.

Pela metodologia DN com alisamento exponencial, a alocação chegou à metade da carteira de negociação, R\$ 32,7 bilhões, devido ao sVaR ter tornado o requerimento de capital quase sete vezes superior à antiga fórmula. O modelo foi o único a sofrer penalização, por ter acumulado seis violações na última data-base de apuração. Sem alisamento exponencial, o modelo gerou a menor exigência entre os métodos avaliados, porém, ainda assim muito superior às perdas estimadas nos cenários.

Embora considere o máximo entre as duas abordagens anteriores, o DN híbrido gerou alocação pouco abaixo do EWMA, por ter fator A_{bkt} zero na data do teste. Com o sVaR, a PRM teve incremento de 534% em relação à parcela que seria calculada sem a medida.

Sem a inclusão do sVaR, a simulação de MC geraria a menor alocação, muito próxima à desvalorização obtida no cenário mais brando, com a projeção dos preços, considerando que as volatilidades realizadas no período de 21 d.u. à frente se dariam com três desvios-padrão.

TABELA 10
PRM de acordo com a metodologia de cálculo em 26/9/2008

	Simulação histórica (1)		DN EWMA (0,94) (2)		DN variância amostral (3)		DN híbrido (4)		Monte Carlo (5)	
	VaR	sVaR	VaR	sVaR	VaR	sVaR	VaR	sVaR	VaR	sVaR
Data do VaR/sVaR	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008
Valor em risco (A)	2.268.787,402,58	2.268.787,402,58	3.621.403,941,41	3.785.024,716,24	2.135.345,180,95	2.135.345,180,95	3.621.403,941,41	3.785.024,716,24	2.708.284,285,48	2.861.435,456,06
Média 60 dias	2.261.138,593,03	2.299,952,203,70	2.092,540,210,01	3.343,370,594,92	2.055,452,863,59	2.124,719,840,17	2.252,568,112,96	3.343,370,594,92	2.570,375,278,60	2.898,147,662,44
Violações (250 dias)	6	N/A	7	N/A	8	N/A	7	N/A	4	N/A
$A_{p,t}$	0,5		0,65		0,75		0,65		0	
$A_{q,t}$	0		0		0		0		0	
Multiplicador (M)	3,5		3,65		3,75		3,65		3	
VaR Médio x M (B)	7.913.985,075,60	8.049.832,712,94	7.637.771,766,54	12.203.302,671,45	7.707.948,238,46	7.967.699,400,63	8.221.873,612,30	12.203.302,671,45	7.711,125,835,80	8.694,442,987,31
Máximo A e B	7.913.985,075,60	8.049.832,712,94	7.637.771,766,54	12.203.302,671,45	7.707.948,238,46	7.967.699,400,63	8.221.873,612,30	12.203.302,671,45	7.711,125,835,80	8.694,442,987,31
Fator ζ_2	N/A	1	N/A	1	N/A	1	N/A	1	N/A	1
Valor transição	7.913.985,075,60	8.049.832,712,94	7.637.771,766,54	12.203.302,671,45	7.707.948,238,46	7.967.699,400,63	8.221.873,612,30	12.203.302,671,45	7.711,125,835,80	8.694,442,987,31
PRM	15.963.817,788,54		19.841,074,437,99		15.675,647,639,09		20.425,176,283,76		16.405,568,823,10	
MM carteira	62.447,150,434,89		62.447,150,434,89		62.447,150,434,89		62.447,150,434,89		62.447,150,434,89	
% da carteira	26%		32%		25%		33%		26%	
PII realizado	-4.900,467,537,99		-4.900,467,537,99		-4.900,467,537,99		-4.900,467,537,99		-4.900,467,537,99	
% da exigência	31%		25%		31%		24%		30%	

Fonte: Elaboração própria.

5.4.3 Uma nova proposta para a exigência de capital

Conforme os resultados expostos no subitem anterior, a alocação de capital pela regra antiga não seria suficiente para suportar determinados estresses inesperados que poderiam atingir os mercados em épocas de baixa volatilidade. Assim, este artigo corrobora a necessidade de mudança na fórmula.

No entanto, a modificação realizada pelo Comitê e acatada pelo BCB tornou o requerimento da carteira *trading* extremamente conservador, e no caso do modelo DN EWMA 0,94, gerou-se uma alocação equivalente à metade do portfólio. Crouhy, Galai e Mark (2011) também traçam críticas ao novo arcabouço, mostrando em um exercício simples que sob determinadas condições, o montante de capital regulatório chegaria ao absurdo de ser maior que o valor de exposição de uma carteira de negociação ativa.

Outra questão é a adoção do sVaR em vez de uma medida mais estudada e conhecida de *tail risk* baseada em VaR. O VaR estressado por ter base histórica, com o passar do tempo tende a ficar defasado, devido a mudanças nas condições do mercado. Principalmente no Brasil, que vive um processo de amadurecimento e crescimento da liquidez dos seus mercados, a assunção de que um cenário ocorrido, por exemplo, no ano de 2004, possa acontecer novamente, e com as mesmas características, tende a tornar-se cada dia menos plausível.

Além disso, conforme Raaji e Raunig (1998), as instituições financeiras, ao utilizarem seus modelos internos e reportarem diariamente suas medidas de risco proveem os reguladores com uma informação útil. Ainda segundo eles, do ponto de vista do regulador, os números de VaR podem ser utilizados para comparar o apetite a risco entre diferentes bancos em um dado ponto do tempo ou ao longo deste. Entretanto, conforme visto, o sVaR apresentou grande variabilidade entre os modelos, perdendo a comparabilidade entre diferentes instituições financeiras, caso essas utilizem metodologias distintas, mesmo que tenham investimentos semelhantes.

Apesar da enorme exigência para a carteira de negociação, não há previsão formal nas normas, tanto de Basileia quanto do BCB, de redução da PRM em épocas de crise, o que poderia ser mais um instrumento anticíclico, além do Capital Contracíclico adotado pelo Comitê.

Esta seção sugere duas alterações no cômputo da PRM, visando eliminar as críticas discutidas nos parágrafos anteriores.

A primeira é a substituição do sVaR pelo *Conditional VaR* (CVaR), medida de *tail risk* também conhecida como *Expected Shortfall*. CVaR traz informação sobre o nível de perda média da carteira quando há uma violação do VaR, ou seja,

mede a perda esperada na cauda da distribuição dos retornos. Mais formalmente, é dado pela fórmula:

$$CVaR_{\alpha}(X) = -E(X | X < -VaR_{\alpha})$$

O CVaR é uma medida de risco coerente, é subaditivo mesmo quando o VaR não o é. Isso significa que o CVaR é uma métrica de risco mais adequada para ser usada para fins regulatórios e alocação de capital econômico (ALEXANDER, 2008b). Além disso, o CVaR evolui no tempo assim como o VaR, reconhecendo as características recentes dos mercados.

A segunda alteração é a introdução de um parâmetro S_2 móvel, em vez de fixo, como previsto nas normas do BCB. A ideia é torná-lo dependente dos níveis de volatilidade vivenciados pelos preços dos instrumentos financeiros. Assim, em tempos de calma, com as perdas restritas, o S_2 permanece próximo ou igual a um, levando os bancos a alocarem mais capital.

Ao iniciar-se um estresse, indicado pelo aumento na volatilidade de curto prazo, o S_2 tenderá a cair chegando, em casos extremos, a assumir o valor zero, caso as últimas variações nos preços sejam bruscas, diminuindo o requerimento e gerando folga de capital para os bancos concederem mais crédito ou reporem as perdas de suas carteiras.

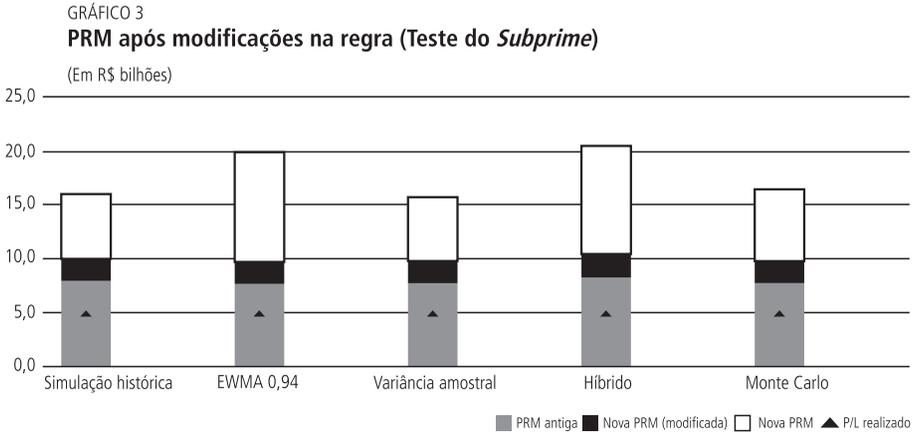
Para teste do conceito, utilizamos uma fórmula simples para o S_2 , dada por:

$$S_2 \in [0,1] \text{ onde } S_2 = \left(2 - \frac{\sigma_{21d}}{\sigma_{252d}} \right)$$

onde $\sigma_{x,d}$ é uma volatilidade de referência para o mercado medida nos últimos x dias úteis. Essa medida deve ser capaz de representar o comportamento de diferentes mercados, assim como a volatilidade do índice Ibovespa reflete o mercado de ações. Neste trabalho, utilizamos a volatilidade das perdas e lucros do portfólio teórico utilizado nos testes e descrito na seção 4, por este ter sido construído para simular as carteiras dos principais bancos e ser composto de diferentes ativos.

Refazendo o teste do *subprime* com as alterações propostas, as novas exigências geradas caíram para uma média de R\$ 9,9 bilhões, mas ainda suficiente para suportar as perdas que a carteira sofreria, conforme pode ser visto no gráfico 3. Um ponto positivo foi a redução da variabilidade do montante alocado entre as metodologias, já que todos estão baseados na mesma carteira e, à exceção do MC, todas acumulavam violações entre seis e oito violações, não havendo, desse modo,

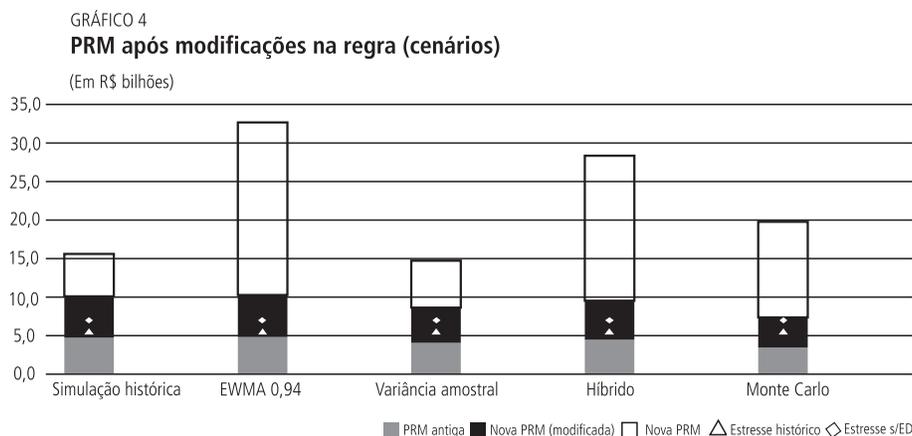
motivo para grandes diferenças entre os modelos. Um aumento no fator A_{bkt} faria com que as abordagens não acuradas fossem punidas de forma semelhante.



No teste, o capital requerido variou entre 15% e 17% da carteira, contra 25% e 33% do *framework* regulatório atual. Essa queda foi devida exclusivamente ao S_2 móvel, que na data era de 0,23, com a volatilidade de curto prazo 88,21% superior à de longo prazo. Durante o período subsequente ao teste do *subprime*, o aumento da volatilidade fez o S_2 cair para zero, com uma redução da exigência em torno de R\$ 2 bilhões, sem comprometer, no entanto, a sua suficiência. As medidas de CVaR estiveram muito próximas do sVaR e a troca não causou, assim, grande impacto na alocação.

No gráfico 4, podemos observar que, de modo inverso, no teste de cenários, realizado no dia 1/1/2010, com as volatilidades de curto e longo prazos em patamares menores e muito próximos, o fator S_2 foi igual a 0,99 e as diferenças de alocação foram causadas exclusivamente pela substituição do sVaR. Os números de CVaR, que também refletem o comportamento recente do mercado, sofreram redução de 53,39% em relação aos calculados na crise. Com isso, a alocação esteve entre 11% e 16% do portfólio, em vez de 23% e 50% da regra atual, com queda no volume e na variabilidade das estimativas.

A exigência média entre os modelos de R\$ 9,2 bilhões também seria suficiente para suportar os diversos cenários calculados, inclusive o cenário mais improvável, sem efeito diversificação, onde se assume que as piores perdas de cada fator de risco desde 2004 possam acontecer novamente em uma única data, a data do teste.



6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A recente crise financeira originada nos Estados Unidos, apelidada de crise do *subprime*, encadeou uma série de mudanças no arcabouço regulamentar, resultando principalmente no aumento da alocação de capital exigida dos bancos para cobrir seus riscos. Essas alterações, chamadas de Basileia III, visam dar maior estabilidade e confiabilidade ao sistema financeiro e criar colchões de liquidez em épocas de calmaria que possam ser utilizados durante momentos de estresse para sanear o sistema. Em relação ao risco de mercado, o BIS acrescentou na antiga fórmula o que denominou Valor em Risco Estressado, ou sVaR. Esta medida, juntamente com o tradicional VaR, compõe atualmente o cálculo da exigência da carteira de negociação dos bancos.

Com a adoção integral do novo acordo pelo BCB e o início do processo de autorização para os bancos brasileiros utilizarem seus modelos internos para calcular a exigência de capital, em junho de 2010, este trabalho procurou responder a duas questões: *i*) se os modelos de VaR mais populares – e que a maior parte da indústria bancária do Brasil usa para mensurar seu risco de mercado – são acurados para medir a volatilidade dos ativos brasileiros; e *ii*) se a nova parcela de risco de mercado é adequada para suportar as perdas da carteira *trading* em situações extremas dos mercados.

No primeiro objetivo, os modelos de VaR foram avaliados sob a ótica de quatro períodos distintos e de três técnicas de *backtesting*: o teste regulamentar de Basileia (BCBS, 1996), o de Kupiec (1995) e o teste de cobertura condicional de Chirstoffersen (1998).

Por meio da criação de uma carteira teórica, baseada na composição das carteiras de negociação dos principais bancos nacionais e por isso composta, por

ordem de importância, de ativos de renda fixa (indexados à SELIC, prefixados e remunerados pelo IPCA), de ações dos principais segmentos da BM&F Bovespa e de moedas estrangeiras (dólar, libra e euro), calculou-se o VaR de um dia com 99% de confiança, grau de confiança exigido pelo regulador, para o período de 2005 a 2010 pelos modelos DN, com e sem alisamento exponencial (EWMA), por uma metodologia híbrida, que considera o máximo entre as duas abordagens anteriores, simulação histórica e simulação de MC.

No período pré-crise, abrangendo de 2005 a junho de 2007, em que o mercado vivenciou períodos de calma com estresses isolados, os modelos em geral apresentaram número de violações acima do esperado, mas foram considerados adequados pelos três testes de aderência.

Durante a crise, considerada aqui de julho de 2007 a dezembro de 2008, os modelos sofreram número de exceções incompatíveis com o nível de probabilidade escolhido. Apenas a abordagem DN por variância amostral foi considerada inacurada pelo teste de Basileia, entretanto, os demais testes, mais poderosos, julgaram todos os métodos como inadequados para previsão das perdas máximas do portfólio.

Com o passar da volatilidade, de 2009 a junho de 2010, apesar do temor de recessão e das incertezas em relação à extensão da crise, no Brasil os mercados viveram tempos de calma. Os modelos em sua maioria apresentaram número de violações abaixo do esperado. A simulação de MC foi a única a apresentar quantidade de exceções consistente com o grau de confiança.

Em toda a amostra, os modelos DN, híbrido e MC tiveram os melhores desempenhos nas diferentes técnicas de *backtesting*.

Em suma, observou-se que todos os métodos tenderam a subestimar o risco, apresentando desempenhos distintos conforme o período analisado. Contudo, apesar dessa inadequação, os testes com a exigência de capital revelaram que mesmo modelos inacurados geraram alocação suficiente para cobrir as perdas da carteira teórica nos diferentes cenários.

No teste da crise do *subprime*, calculou-se o requerimento de capital da carteira de negociação pela nova fórmula, anteriormente ao pior período de desvalorização dos ativos da carteira, sendo que independentemente do modelo que o banco detentor desta carteira utilizasse, a alocação seria bastante superior a essas perdas, ocorridas durante setembro e outubro de 2008, quando houve um aumento da volatilidade, ainda como reflexo da quebra do banco de investimentos Lehman Brothers. Isso porque os modelos já capturavam esse aumento da volatilidade que se iniciou em 2007. Nesse período, os supervisores poderiam reduzir, e até mesmo zerar, o percentual S_2 aplicado ao sVaR, retornando à fórmula anterior da PRM.

Essa redução, conforme analisado na subseção 5.4.1, não traria riscos ao sistema, já que o VaR, por si só, geraria uma carga de capital suficientemente alta para cobrir o risco da carteira.

Tomando o portfólio em julho de 2010, quando a volatilidade estava reduzida, foram conduzidos os testes de estresse descritos na subseção 3.4. Nesse contexto, caso os piores cenários de perda para os fatores de risco se repetissem nessa data, novamente a alocação seria suficiente. Diferentemente da crise, a maior parte da parcela era gerada pelo sVaR, e, no caso do modelo DN EWMA 0,94, o requerimento chegou a representar metade do valor do portfólio. Houve grande variabilidade entre as metodologias, mas mesmo as abordagens que geraram as menores exigências, cobriram com folga as perdas em situações de estresse.

Entretanto, com a fórmula anterior, as alocações não seriam suficientes para suportar os estresses históricos. No cenário prospectivo, utilizando três desvios-padrão na volatilidade dos ativos, lembrando que esta estava em níveis mais baixos em relação à crise, as perdas chegariam muito próximas ao montante de capital requerido. Assim, tendo em vista as diretrizes propostas por Basileia III, a fórmula anterior não seria capaz de exigir capital quando os mercados estivessem em regime de baixa volatilidade suficiente para cobrir as perdas em situações extremas da carteira e poder ser utilizado como mais um instrumento anticíclico pelo Regulador.

Em alguns modelos, o conservadorismo excessivo da nova fórmula geraria alocação tão grande, que possivelmente desestimularia o banco a manter sua carteira *trading* descoberta, sem uso de derivativos. Bancos que resolvessem seguir um modelo de otimização de carteiras do tipo média-variância possivelmente encontrariam problemas com a alocação de capital dessa carteira. A PRM deve passar a representar, portanto, uma variável dentro de qualquer modelo de otimização de portfólios bancários, não sendo nenhuma surpresa que a carteira ótima encontrada seria de baixíssimo risco, dado o custo de oportunidade do capital exigido pelo BCB.

Outra crítica que se pode fazer ao *framework* regulatório é que ele não traz incentivos aos bancos em manterem um modelo interno de VaR acurado. Segundo a norma atual, o supervisor poderá intervir apenas quando o modelo se encontra na zona cinza, mas para isso este deve acumular dez violações em apenas um ano, mais de três vezes a quantidade que seria apropriada. Abaixo disso o modelo ainda é considerado acurado e, conforme visto, a punição recebida através do A_{bkt} não representou maior alocação de capital, principalmente no contexto da crise.

Visto o tamanho do capital exigido, este arcabouço cria incentivos aos bancos para subestimarem o seu risco de mercado visando diminuir o requerimento, à revelia do aumento do A_{bkt} . Os incentivos, não apenas de se ter uma boa metodologia de cálculo do VaR, mas também de uma estrutura de gerenciamento de riscos adequada ao tamanho da exposição e à complexidade dos negócios, como requer

o BCB, são advindos da necessidade de maior governança corporativa, passando para o mercado a confiabilidade de retorno de seus investimentos.

Apesar de se verificar a necessidade de uma medida de estresse no cálculo da PRM, principalmente em períodos de normalidade, a aplicação do multiplicador também na média do sVaR torna a alocação consideravelmente alta. Além disso, a adoção do sVaR em vez de uma medida mais estudada e conhecida de *tail risk* baseada em VaR, como o CVaR trouxe grande variabilidade para as alocações, apesar de se basearem em um mesmo portfólio e os modelos VaRs terem apresentado desempenhos semelhantes nos testes de aderência.

Tendo observado o conservadorismo da nova regra, apesar da ineficiência das abordagens tradicionais de VaR, pesquisas futuras podem propor *frameworks* mais apropriados para o cálculo da exigência de capital da carteira *trading*, de modo a gerar incentivos corretos aos bancos para manterem modelos internos de VaR adequados e evitar alocações excessivas, sem comprometer, no entanto, a estabilidade buscada por Basileia III.

Com o foco neste último ponto, propomos duas modificações na regra atual da exigência, com a substituição do sVaR pelo CVaR e a introdução de um S_2 móvel, que decai assim que a volatilidade dos mercados aumente, gerando menor alocação em épocas de estresse, e de modo contrário, reduz o capital exigido em momentos de normalidade.

Verificamos que as alterações diminuíram a variabilidade e o volume das alocações em ambos os testes, sem, no entanto, comprometer a sua suficiência frente às perdas estimadas. O S_2 móvel fez com que o requerimento decrescesse durante a crise do *subprime* enquanto no teste dos cenários de estresse, em regime de baixa volatilidade, onde as medidas VaR e CVaR tendem a cair consideravelmente, ao contrário do sVaR, este último foi responsável pela redução da alocação para níveis menos punitivos aos bancos.

Os resultados que encontramos diferem dos demais encontrados na literatura, principalmente na maneira que abordamos a carteira *trading* dos bancos. Enquanto alguns autores utilizam índices de mercados financeiros e outros utilizam as séries de perdas/ganhos reportadas pelos bancos, nós trabalhamos com uma carteira teórica baseada naquelas utilizadas pelos bancos. Neste sentido, a abordagem adotada nos permite olhar a composição da carteira e como esta composição, associada à parcela de risco de mercado dos bancos, afeta os requerimentos de capital.

ABSTRACT

Taking into account the new capital requirement formula for banks' trading portfolio, which has arisen in the set of regulatory rules changes driven by the subprime crisis and the recent permission for Brazilian

banks to use internal models in computing capital requirements, we created a theoretical portfolio, composed by government bonds, stocks and currencies, based on Brazilian banks' profile of trading portfolio in order to assess two closely related issues: (i) the accuracy of Value at Risk (VaR) models used by banks to compute market risk and (ii) the adequacy of the new rule to bear real and hypothetical portfolio losses. We found that despite VaR models, in general, underestimate market risk, the capital charge generated by these models, when the new capital requirement formula is used, has shown to be overly conservative in all performed tests. Additionally, we propose two modifications to the capital requirement formula which makes it less punitive and still reliable.

Keywords: Capital requirement; value at risk; trading portfolio; Basel accords.

REFERÊNCIAS

- ALEXANDER, C. **Market risk analysis: value-at-risk models**. Chichester, England: John Wiley & Sons, 2008.
- BCBS. Basel Committee on Banking Supervision. **Supervisory framework for the use of "backtesting" in conjunction with the internal models approach to market risk capital requirements**. Basel, Switzerland: BIS, 1996.
- _____. **Revisions to the Basel II market risk framework**. Basel, Switzerland: BIS, 2009.
- BERKOWITZ, J.; O'BRIEN, J. How accurate are value-at-risk models at commercial banks? **The Journal of Finance**, v. 57, n. 3, p. 1.093-1.111, 2002.
- CAMPBELL, S. **A review of backtesting and backtesting procedure**. Finance and Economics Discussion Series, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington D.C, 2005.
- CARUANA, J. **Basel III: towards a safer financial system**. In: SANTANDER INTERNATIONAL BANKING CONFERENCE, 3., Madrid, 2010.
- CHRISTOFFERSEN, P. F. Evaluating interval forecasts. **International Economic Review**, v. 39, p. 841-862, 1998.
- CROUHY, M.; GALAI, D.; MARK, R. A Stress testing perspective: insights on risk management to the global risk community. **Intelligent Risk**, v. 1, p. 4-6, 2011.
- DIMITRAKOPOULOS, D. N. *et al.* Value at risk models for volatile emerging markets equity portfolios. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 50, issue 4, p. 515-526, Nov. 2010. ISSN 1.062-9.769, 10.1016/j.qref.2010.06.006. Disponível em <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1062976910000499>>
- DOWD, K. **Beyond value at risk: the new Science of risk management**. Chichester, England: John Wiley & Sons, 1998.
- _____. **Measuring market risk**. Chichester, England: John Wiley & Sons, 2002.
- DUFFIE, D.; PAN, J. An overview of value at risk. **Journal of Derivatives**, v. 4, p. 7-49. 1997.
- HUANG, A. Y. An optimization process in value-at-risk estimation. **Review of Financial Economics**, p. 109-116, 2010.
- JACKSON, P; MAUDE, D. J.; PERRAUDIN, M. **Bank capital and value at risk**. Bank of England, 1998 (Working Paper). Disponível em: <<http://www.bankofengland.co.uk/publications/workingpapers/wp79.pdf>>

- JORION, P. **Value at risk**: a nova referência no controle do Risco. São Paulo: BM&F, 2003.
- KUPIEC, P. Techniques for verifying the accuracy of risk management models. **Journal of Derivatives**, v. 3, p. 73-84, 1995.
- MCALEER, M.; JIMÉNEZ-MARTÍN, J-A; PÉREZ-AMARAL, T. **GFC-robust risk management strategies under the basel accord**. 2010. Disponível em: <<http://www.econ.canterbury.ac.nz/RePEc/cbt/econwp/1063.pdf>>
- MUN, J. **Modeling risk**: applying Monte Carlo simulation, real options analysis, forecasting, and optimization techniques. Chichester, England: John Wiley & Sons, 2006.
- NIEPPOLA, O. **Backtesting value-at-risk models. Master's thesis**. Department of Economics, Helsinki School of Economics, 2009.
- PÉRIGNON, C; DENG, Z. Y.; WANG, Z. J. Do banks overstate their value-at-risk? **Journal of Banking & Finance**, n. 32, p. 783-794, 2008.
- RAAJI, G.; RAUNIG, B. A comparison of value-at-risk approaches and their implications for regulators. **Focus on Austria**, p. 57-71, 1998.
- RISKMETRICS™. **Technical document**. 4. ed. New York: J. P. MORGAN, 1996.
- TODOROVA, D. **Avaliação da performance de modelos de value-at-risk em mercados emergentes**: uma aplicação aos mercados da Bulgária e da Romênia. Lisboa: ISCTE, 2009. Tese (Mestrado). Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10071/1705>>
- VIEIRA NETO, C. A.; URBAN, F. **Um modelo de teste de stress menos subjetivo e mais abrangente**. 2000. Disponível em: <<http://www.risktech.com.br>>
- WICHURA, M. Algorithm AS 241: the percentage points of the normal distribution. **Applied Statistics**, v. 37, p. 477-484, 1988.

BIBLIOGRAFICA COMPLEMENTAR

- ALEXANDER, C. **Market risk analysis**: quantitative methods in finance. Chichester, England: John Wiley & Sons, 2008.
- BARONE-ADESI, G.; BOURGOIN, F.; GIANNOPOULOS, K. Don't look back. **Risk**, v. 11, p. 100-103, 1998.
- _____; GIANNOPOULOS, K.; VOSPER, L. VaR without correlations for nonlinear portfolios. **Journal of Futures Markets**, v. 19, p. 583-602, 1999.
- BCBS. Basel Committee on Banking Supervision. **Amendment to the basel capital accord to incorporate market risk**. Basel, Switzerland: BIS, 1996.
- _____. **International convergence of capital measurement and capital standards**. Basel, Switzerland: BIS, 2004.
- BOUDOUGH, J.; RICHARDSON, M.; WHITELAW, R. The best of both worlds. **Risk**, v. 11, n. 5, p. 64-67, 1998.
- WIENER, Z. **Introduction to VAR, risk management and regulation in banking**. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1999.

(Original submetido em junho de 2011. Última versão recebida em fevereiro de 2012. Aprovado em fevereiro de 2012.)

APÊNDICE A

Com perfil mais aderente à realidade atual dos bancos, a carteira teórica utilizada possui volatilidade reduzida, em face da grande participação de títulos públicos no portfólio. Entretanto, caso os bancos passassem a assumir maior risco, seria necessário testar se a alocação de capital nessas condições permaneceria conservadora. Com base nesse aspecto, testamos uma segunda carteira teórica, simulando que os bancos pudessem aumentar seu apetite ao risco. A carteira teórica foi composta de 50% de ações e 50% de moedas. Para simplificação dos cálculos de sVaR, as participações permaneceram estáveis, assumindo um rebalanceamento diário do portfólio. Dado que por exigência do BCB os bancos devem se submeter a limites de risco de mercado, como de concentração e VaR, na prática seria muito difícil uma instituição bancária deter uma carteira com esse perfil.

A carteira de ações foi distribuída novamente nos índices setoriais da Bovespa que utilizam a capitalização de mercado como fator de ponderação. As participações dadas para cada índice foram: mercado (25%); setor financeiro (25%); bens de consumo (15%); setor industrial (15%); companhias de óleo e gás (10%); e empresas de telecomunicações (10%). Na carteira de moedas, as parcelas foram de 50% para o dólar dos Estados Unidos, libra 30% e o euro 20%.

As alocações em fatores de risco, e os cálculos de VaR e teste de estresse seguiram as mesmas metodologias descritas anteriormente.

Na análise dos resultados, exibidos nas tabelas 11 e 12, observou-se aumento no conservadorismo da exigência de capital. Apesar de os modelos apresentarem número de violações próximo ao visto para a carteira mais conservadora, no teste da crise do subprime, a alocação média entre os modelos foi de 86,3% da carteira e a perda do portfólio no período atingiu em média 23,6% desse capital requerido. Para a carteira anterior, esses números foram de 28,3% e 28,1%.

Corroborando o exemplo de Crouhy, Galai e Markl (2011), para o teste de cenários, a parcela de risco de mercado alocou 147,5% do valor dos ativos. Na média dos modelos, esse percentual foi de 103,8%. No pior cenário histórico, sem efeito de diversificação, a perda representaria, em média, 30,3% do montante de capital exigido.

As alterações propostas no item 5.4.3 foram testadas para a nova carteira. Os resultados foram semelhantes, conforme pode ser visto nos gráficos 5 e 6. Foram reduzidos tanto o tamanho quanto a variabilidade das alocações entre os modelos, sem afetar, no entanto, a confiabilidade das mesmas. Os números da tabela 13 também endossaram a necessidade de mudança na fórmula até então vigente, inadequada em momentos de baixa volatilidade.

TABELA 11
Avaliação da PRM de acordo com a metodologia de cálculo em 1/7/2010

	Simulação histórica		DN EWMA (0,94)		DN variância amostral		DN híbrido		Monte Carlo	
	Var	sVaR	Var	sVaR	Var	sVaR	Var	sVaR	Var	sVaR
Data do VaR / sVaR	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010
Valor em risco (A)	1.486.866,119,02	3.611.845,388,40	1.408.644,918,44	7.919.614,594,71	1.279.087,736,11	3.542,949,722,15	1.408.644,918,44	7.919.614,594,71	1.135.541,962,48	5.405.947,861,84
Média 60 dias	1.575.765,048,57	3.625,253,816,56	1.375.501,271,83	7.961.303,200,62	1.349,918,977,80	3.558,328,500,56	1.489,482,917,38	7.961.303,200,62	1.149,939,285,64	5.440,894,888,78
Violações (250 dias)	-	N/A	6	N/A	1	N/A	1	N/A	3	N/A
A_{bkr}	0		0,5		0		0		0	
A_{vtr}	0		0		0		0		0	
Multiplicador (M)	3		3,5		3		3		3	
VaR médio x M (B)	4.727,295,145,72	10.875,761,449,68	4.814,254,451,41	27.864,561,202,18	4.049,756,933,40	10.674,985,501,69	4.468,448,752,14	23.883,909,601,87	3.449,817,856,93	16.322,684,666,33
Máximo A e B	4.727,295,145,72	10.875,761,449,68	4.814,254,451,41	27.864,561,202,18	4.049,756,933,40	10.674,985,501,69	4.468,448,752,14	23.883,909,601,87	3.449,817,856,93	16.322,684,666,33
Fator S_2	N/A	1	N/A	1	N/A	1	N/A	1	N/A	1
Valor transição	4.727,295,145,72	10.875,761,449,68	4.814,254,451,41	27.864,561,202,18	4.049,756,933,40	10.674,985,501,69	4.468,448,752,14	23.883,909,601,87	3.449,817,856,93	16.322,684,666,33
PRM	15.603,056,595,40		32.678,815,653,59		14.724,742,435,09		28.352,358,354,00		19.772,502,523,26	
MM Carteira:	64.786,243,511,86		64.786,243,511,86		64.786,243,511,86		64.786,243,511,86		64.786,243,511,86	
% da Carteira	24%		50%		23%		44%		31%	
Estresse histórico	-5.527,701,034,78		-5.527,701,034,78		-5.527,701,034,78		-5.527,701,034,78		-5.527,701,034,78	
% da exigência	35%		17%		38%		19%		28%	
Estresse s/ E.D.	-6.971,555,428,01		-6.971,555,428,01		-6.971,555,428,01		-6.971,555,428,01		-6.971,555,428,01	
% da exigência	45%		21%		47%		25%		35%	
Cenário (3 d.p.)	-3.339,853,898,56		-3.339,853,898,56		-3.339,853,898,56		-3.339,853,898,56		-3.339,853,898,56	
% da exigência	21%		10%		23%		12%		17%	

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 12
Avaliação da PRM para a nova carteira em 26/9/2008

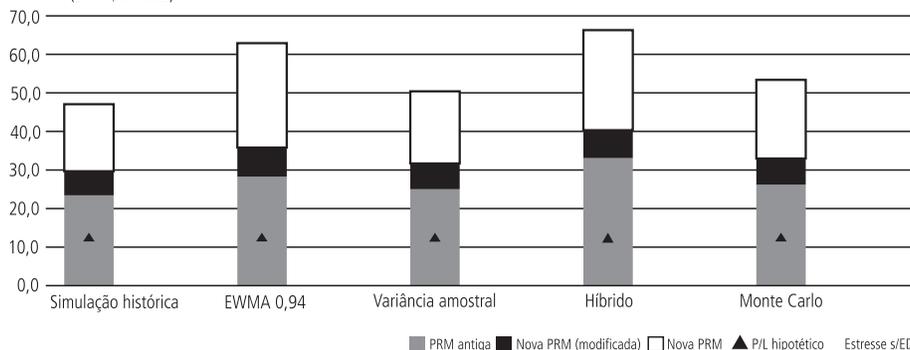
	Simulação histórica (1)		DN EWMA (0,94) (2)		DN Variância amostral (3)		DN híbrido (4)		Monte Carlo (5)	
	Var	sVar	Var	sVar	Var	sVar	Var	sVar	Var	sVar
Data do VaR / sVar	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008	25/09/2008
Valor em risco (A)	7.609.290,150,66	7.609.290,150,66	11.519.772,074,16	12.184.343,094,58	7.241.948,190,55	7.241.948,190,55	11.519.772,074,16	12.184.343,094,58	9.755.721,689,88	9.755.721,689,88
Média 60 dias	6.922.793,640,10	6.952.882,940,92	7.769.994,335,69	9.490.417,905,09	6.697.374,522,89	6.769.853,407,42	9.479.341,721,41	9.490.417,905,09	8.759.625,771,56	9.070,181,320,66
Volacões (250 dias)	5	N/A	7	N/A	8	N/A	6	N/A	3	N/A
$A_{q,t}$	0,40		0,65		0,75		0,50		0,00	
$A_{q,t}$	0		0		0		0		0	
Multiplicador (M)	3,40		3,65		3,75		3,50		3,00	
VaR médio x M (B)	23.537.498,376,3	23.639.801,999,1	28.360.479,325,28	34.640,025,353,57	25.115,154,460,83	25.386,950,277,81	33.177,696,024,95	33,216,462,667,80	26.278,877,314,67	27,210,543,961,98
Máximo A e B	23.537.498,376,3	23.639.801,999,1	28.360.479,325,28	34.640,025,353,57	25.115,154,460,83	25.386,950,277,81	33.177,696,024,95	33,216,462,667,80	26.278,877,314,67	27,210,543,961,98
Fator S_2	N/A	1	N/A	1	N/A	1	N/A	1	N/A	1
Valor transição	23.537.498,376,3	23.639.801,999,1	28.360.479,325,28	34.640,025,353,57	25.115,154,460,83	25.386,950,277,81	33.177,696,024,95	33,216,462,667,80	26.278,877,314,67	27,210,543,961,98
PRM	47.177.300,375,44		63.000,504,678,85		50.502,104,738,65		66.394,158,692,75		53.489,421,276,65	
MM carteira	65.000,000,000,00		65.000,000,000,00		65.000,000,000,00		65.000,000,000,00		65.000,000,000,00	
% da carteira	73%		97%		78%		102%		82%	
PII realizado	-13.003,081,005,84		-13.003,081,005,84		-13.003,081,005,84		-13.003,081,005,84		-13.003,081,005,84	
% da exigência	28%		21%		26%		20%		24%	

Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 5

PRM após modificações na regra para a nova carteira (Teste do *Subprime*)

(Em R\$ bilhões)

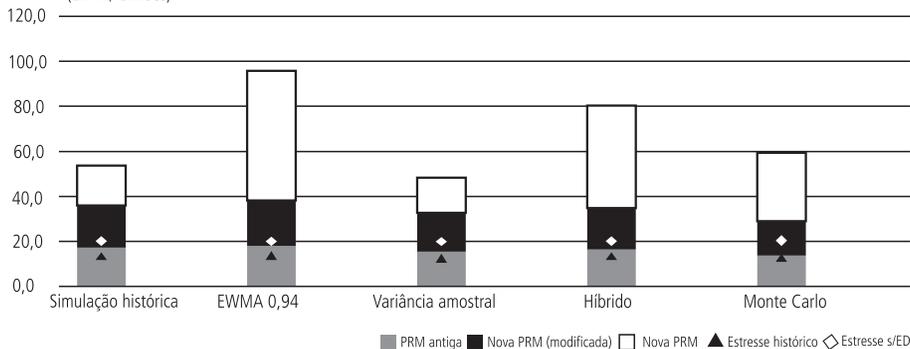


Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 6

PRM após modificações na regra para a nova carteira (cenários)

(Em R\$ bilhões)



Fonte: Elaboração própria.

TABELA 13

Avaliação da PRM para a nova carteira em 01/07/2010

	Simulação histórica		DN EWMA (0,94)		DN variância amostral		DN híbrido		Monte Carlo	
	VaR	sVaR	VaR	sVaR	VaR	sVaR	VaR	sVaR	VaR	sVaR
Data do VaR / sVaR	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010	30/06/2010
Valor em risco (A)	5.573.710.732,7	12.181.212.201,3	5.626.972.593,1	21.365.027.219,3	5.030.769.689,4	10.985.794.993,2	5.626.972.593,1	21.365.027.219,3	4.482.697.141,2	15.254.223.330,7
Média 60 dias	5.696.074.615,7	12.181.212.201,3	4.897.230.951,8	21.365.027.219,3	5.099.025.762,3	10.985.794.993,2	5.425.477.818,9	21.365.027.219,3	4.519.431.379,2	15.254.223.330,7
Violações (250 dias)	1	N/A	7	N/A	1	N/A	1	N/A	2	N/A
A_{bkr}	0	0	0,65	0	0	0	0	0	0	0
A_{vtr}	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Multiplicador (M)	3	3	3,65	3	3	3	3	3	3	3
VaR médio x M (B)	17.088.223.847,2	36.543.636.603,9	17.874.892.974,3	77.982.349.350,6	15.297.077.287,1	32.957.384.979,6	16.276.433.456,9	64.095.081.658,0	13.558.294.137,6	45.762.669.992,1
Máximo A e B	17.088.223.847,2	36.543.636.603,9	17.874.892.974,3	77.982.349.350,6	15.297.077.287,1	32.957.384.979,6	16.276.433.456,9	64.095.081.658,0	13.558.294.137,6	45.762.669.992,1
Fator S_2	N/A	1	N/A	1	N/A	1	N/A	1	N/A	1
Valor transição	17.088.223.847,2	36.543.636.603,9	17.874.892.974,3	77.982.349.350,6	15.297.077.287,1	32.957.384.979,6	16.276.433.456,9	64.095.081.658,0	13.558.294.137,6	45.762.669.992,1
PRM	53.631.860.451,25	65.000.000.000,00	95.857.242.325,01	48.254.462.266,81	65.000.000.000,00	80.371.515.115,01	65.000.000.000,00	59.320.964.129,77	65.000.000.000,00	91%
MM carteira:	65.000.000.000,00	65.000.000.000,00	65.000.000.000,00	65.000.000.000,00	65.000.000.000,00	65.000.000.000,00	65.000.000.000,00	65.000.000.000,00	65.000.000.000,00	91%
% da carteira	83%	147%	147%	74%	74%	124%	124%	124%	124%	91%
Estresse histórico	-13.003.081.005,84	-13.003.081.005,84	-13.003.081.005,84	-13.003.081.005,84	-13.003.081.005,84	-13.003.081.005,84	-13.003.081.005,84	-13.003.081.005,84	-13.003.081.005,84	22%
% da exigência	24%	14%	14%	27%	27%	16%	16%	16%	16%	22%
Estresse s/ E.D.	-19.162.171.921,78	-19.162.171.921,78	-19.162.171.921,78	-19.162.171.921,78	-19.162.171.921,78	-19.162.171.921,78	-19.162.171.921,78	-19.162.171.921,78	-19.162.171.921,78	32%
% da exigência	36%	20%	20%	40%	40%	24%	24%	24%	24%	32%
Cenário (3 d.p.)	-10.855.621.836,25	-10.855.621.836,25	-10.855.621.836,25	-10.855.621.836,25	-10.855.621.836,25	-10.855.621.836,25	-10.855.621.836,25	-10.855.621.836,25	-10.855.621.836,25	18%
% da exigência	20%	11%	11%	22%	22%	14%	14%	14%	14%	18%

Fonte: Elaboração própria.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Claudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Cristina Célia Alcantara Possidente

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Lucia Duarte Moreira

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro da Cunha

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

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

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

