

**EFEITOS DA CREDIBILIDADE E DA REPUTAÇÃO SOBRE A
TAXA SELIC E A TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA
PARA O INVESTIMENTO AGREGADO PELO CANAL DOS
PREÇOS DOS ATIVOS**

Gabriel Caldas Montes
Caroline Cabral Machado

**ESTIMAÇÃO DAS TABELAS AUXILIARES DE IMPOSTOS E MARGENS
DA MATRIZ DE INSUMO-PRODUTO COM MÍNIMA PERDA DE
INFORMAÇÃO: ALGORITMO RAWs**

Thiago Sevilhano Martinez

**IDENTIFICAÇÃO PARCIAL DO EFEITO DAS ESCOLAS
PRIVADAS BRASILEIRAS**

Leandro Costa
Ronaldo Arraes

**MAPEAMENTO E PROJEÇÃO DA DEMANDA POR ENGENHEIROS POR
CATEGORIA, SETOR E MICRORREGIÕES BRASILEIRAS**

Kênia Barreiro de Souza
Edson Paulo Domingues

**ENCADEAMENTOS PRODUTIVOS DO COMPLEXO SUCROALCOOLEIRO
NO BRASIL: A DÉCADA DE 2000 EM UMA NOVA ABORDAGEM DA
MATRIZ INSUMO-PRODUTO**

Thiago de Moraes Moreira
Pedro Henrique Verges
Luiz Carlos Santana Ribeiro

**UM ESTUDO QUANTITATIVO DOS SUBSÍDIOS IMPLÍCITOS NAS
OPERAÇÕES DE CRÉDITO DO PRONAF**

Ricardo Luis Chaves Feijó

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Marcelo Côrtes Neri

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

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

Presidente

Sergei Suarez Dillon Soares

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

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

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

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

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto

Carlos Henrique Leite Corseuil

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Chefe de Gabinete

Bernardo Abreu de Medeiros

Assessor-Chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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

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

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)

Publicação quadrimestral com análises teóricas e empíricas sobre uma ampla gama de temas relacionados à economia brasileira. Estabelecida em 1971 sob o título Pesquisa e Planejamento, PPE é publicada em abril, agosto e dezembro.

Corpo Editorial

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

Coeditor

Maurício Cortez Reis

Membros

Alexis Maka (Ipea)

Carlos Henrique Leite Corseuil (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 (FGV-EESP)

Secretária-Executiva

Thamires Fernandes da Silva

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2014

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

**EFEITOS DA CREDIBILIDADE E DA REPUTAÇÃO SOBRE
A TAXA SELIC E A TRANSMISSÃO DA POLÍTICA
MONETÁRIA PARA O INVESTIMENTO AGREGADO
PELO CANAL DOS PREÇOS DOS ATIVOS 241**

Gabriel Caldas Montes
Caroline Cabral Machado

**ESTIMAÇÃO DAS TABELAS AUXILIARES DE IMPOSTOS
E MARGENS DA MATRIZ DE INSUMO-PRODUTO
COM MÍNIMA PERDA DE INFORMAÇÃO: ALGORITMO RAWs 289**

Thiago Sevilhano Martinez

**IDENTIFICAÇÃO PARCIAL DO EFEITO DAS ESCOLAS
PRIVADAS BRASILEIRAS 337**

Leandro Costa
Ronaldo Arraes

**MAPEAMENTO E PROJEÇÃO DA DEMANDA
POR ENGENHEIROS POR CATEGORIA, SETOR
E MICRORREGIÕES BRASILEIRAS 373**

Kênia Barreiro de Souza
Edson Paulo Domingues

**ENCADEAMENTOS PRODUTIVOS DO COMPLEXO
SUCROALCOOLEIRO NO BRASIL: A DÉCADA DE 2000
EM UMA NOVA ABORDAGEM DA MATRIZ INSUMO-PRODUTO 405**

Thiago Moraes Moreira
Pedro Henrique Verges
Luiz Carlos Santana Ribeiro

**UM ESTUDO QUANTITATIVO DOS SUBSÍDIOS
IMPLÍCITOS NAS OPERAÇÕES DE CRÉDITO DO PRONAF 461**

Ricardo Luis Chaves Feijó

CONTENTS

**EFFECTS OF CREDIBILITY AND REPUTATION ON INTEREST
RATE SELIC AND MONETARY POLICY TRANSMISSION FOR
THE AGGREGATE INVESTMENT THROUGH ASSET PRICE CHANNEL 241**

Gabriel Caldas Montes
Caroline Cabral Machado

**ESTIMATION OF TAX AND MARGINS AUXILIARY TABLES
OF THE INPUT-OUTPUT TABLE WITH MINIMAL LOSS OF
INFORMATION: RAW'S ALGORITHM 289**

Thiago Sevilhano Martinez

PARTIAL IDENTIFICATION OF BRAZILIAN PRIVATE SCHOOLS EFFECTS 337

Leandro Costa
Ronaldo Arraes

**MAPPING AND PROJECTION OF DEMAND FOR ENGINEERS
BY CATEGORY, INDUSTRY AND BRAZILIAN MICRORREGIONS 373**

Kênia Barreiro de Souza
Edson Paulo Domingues

**PRODUCTION LINKAGES OF SUGARCANE'S COMPLEX IN BRAZIL:
THE 2000S ON A NEW APPROACH OF INPUT-OUTPUT MATRIX 405**

Thiago Moraes Moreira
Pedro Henrique Verges
Luiz Carlos Santana Ribeiro

**A QUANTITATIVE STUDY OF IMPLICIT SUBSIDIES
ON BRAZILIAN FAMILY FARMING CREDIT PROGRAM 461**

Ricardo Luis Chaves Feijó

EFEITOS DA CREDIBILIDADE E DA REPUTAÇÃO SOBRE A TAXA SELIC E A TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA PARA O INVESTIMENTO AGREGADO PELO CANAL DOS PREÇOS DOS ATIVOS

Gabriel Caldas Montes¹

Caroline Cabral Machado²

O artigo analisa empiricamente *i)* a importância da credibilidade das metas para inflação e das reputações das autoridades fiscal e monetária para a condução da política monetária; e *ii)* a transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos. A análise, elaborada para o período de novembro de 2002 a dezembro de 2011, utiliza mínimos quadrados ordinários (MQO), o método generalizado dos momentos – generalized method of moments (GMM) – e sistemas de equações por GMM. O trabalho contribui com a literatura ao elaborar um índice para medir a reputação da autoridade fiscal e ao oferecer evidências acerca do mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos, observando o efeito da política monetária sobre o investimento agregado.

Palavras-chave: credibilidade; reputação; dívida pública; taxa de juros; investimento.

JEL: E22; E43; E52; E58; E62.

1 INTRODUÇÃO

Os desdobramentos da literatura que trata da importância da credibilidade e da reputação para o desempenho econômico apoiam-se nos trabalhos seminais de Kydland e Prescott (1977) e de Barro e Gordon (1983). O trabalho de Kydland e Prescott (1977) iniciou a análise da credibilidade da política monetária ressaltando o problema da inconsistência temporal. Por sua vez, o trabalho de Barro e Gordon (1983) destacou a importância da reputação e suas implicações para este mesmo problema. Ambos os trabalhos argumentam que renegar compromissos estabelecidos em prol de resultados de curto prazo, os quais não se sustentam no longo prazo, em última instância, resulta em perda de credibilidade e na construção de má reputação.

1. Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF) e bolsista de produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* <gabrielmontesuff@yahoo.com.br>.

2. Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFF. *E-mail:* <carolcabralm@msn.com>.

Por conta disso, tecnologias de compromisso – tais como bancos centrais independentes (Cukierman, 1992), conservadorismo (Rogoff, 1985) e contratos ótimos (Walsh, 1995) – têm sido propostas com o intuito de restringir as ações discricionárias dos *policymakers*. Isto porque ações discricionárias que renegam compromissos assumidos resultam em inflação elevada e, por conseguinte, em baixa credibilidade e má reputação, levando ao problema de inconsistência temporal.

Atualmente, o regime de metas para inflação representa uma tecnologia de compromisso adotada por diversos países com o intuito de promover uma desinflação gradual nos preços, como também de preservar os ganhos obtidos com a redução e a estabilização da inflação. Ao conferir importância à credibilidade e ao desenvolvimento da reputação, pois a ideia desse regime é servir como âncora nominal para o processo de formação de expectativas dos agentes, impõe comprometimento à autoridade monetária com o seu principal objetivo de longo prazo.

No regime de metas para inflação, a estabilidade de preços é o principal objetivo a ser alcançado no longo prazo. Entretanto, de acordo com o trabalho de Christiano e Fitzgerald (2000), alguns economistas começaram a repensar se um banco central comprometido com a busca pela estabilidade de preços seria suficiente para garantir o alcance deste objetivo. Para estes economistas, é necessário não apenas uma política monetária adequada, mas também uma política fiscal.

O trabalho de Mendonça (2004) ressalta a importância tanto da condução da política monetária quanto da política fiscal para a conquista de credibilidade no regime de metas de inflação. A ideia é que a utilização da política monetária para controlar a inflação e guiar as expectativas do público – sem que as finanças públicas estejam equilibradas e, portanto, que a dívida pública esteja controlada – possa implicar elevadas taxas de juros. Em outro estudo, Mendonça (2006) argumenta que:

O principal elo entre as políticas monetária e fiscal refere-se à restrição orçamentária do governo. No caso de um aumento do déficit público é provável que ocorra uma elevação nos juros pagos sobre os títulos emitidos pelo governo ou na base monetária para que seja possível obter uma forma de financiamento. Nesse sentido, uma maior disciplina fiscal seria capaz de reduzir a taxa de juros incidente sobre o estoque da dívida.

Portanto, é possível argumentar que não apenas a credibilidade da política monetária e a reputação de um banco central são importantes para determinar o comportamento da taxa de juros, mas também a reputação da autoridade fiscal.

Se, por um lado, no regime de metas para inflação o principal instrumento de política monetária é a taxa básica de juros, e mudanças nessa taxa dependem da credibilidade do regime monetário e das reputações das autoridades fiscal e monetária, por outro, mudanças nesse instrumento afetam o investimento agregado e, portanto, a economia por meio de um vasto conjunto de variáveis. Ou seja, a influência da política monetária sobre a economia depende dos seus canais de transmissão.

De acordo com Mishkin (1995), a literatura destaca cinco principais canais de transmissão da política monetária: o canal da taxa de juros, o do crédito, o da taxa de câmbio, o dos preços dos ativos e o canal das expectativas. Trabalhos têm sido elaborados acerca dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. Entretanto, ainda são escassos os estudos, para a economia brasileira, referentes ao período que compreende o regime de metas para inflação, e são poucos os trabalhos que analisam, em particular, o canal dos preços dos ativos.

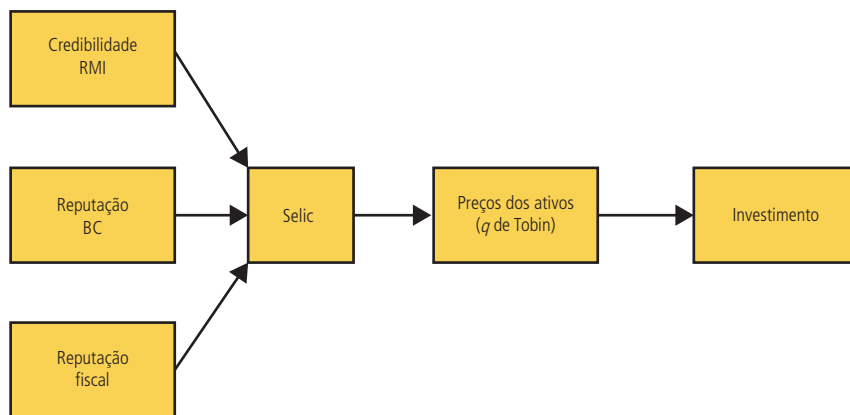
Sendo assim, este trabalho tem como objetivo analisar, para o período de novembro de 2002 a dezembro de 2011, os aspectos descritos a seguir.

- 1) A importância da credibilidade do regime de metas para inflação e das reputações das autoridades fiscal e monetária para a condução da política monetária. Para isso, utiliza o índice de credibilidade para o regime de metas para inflação (Credibilidade RMI), o qual foi proposto por Mendonça (2007), o índice de reputação da autoridade monetária (Reputação BC) proposto por Montes e Bastos (2014) e elabora um indicador para medir a reputação da autoridade fiscal (Reputação Fiscal), utilizando como referência a estrutura do índice de credibilidade fiscal proposto por Mendonça e Machado (2013), promovendo, nesse sentido, uma contribuição para a literatura.
- 2) O mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal do preço dos ativos, analisando, ao mesmo tempo, não somente a influência da estabilidade dos preços e do controle da dívida

pública sobre a gestão da política monetária e, por conseguinte, sobre o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos, mas também a influência que as incertezas existentes na economia exercem sobre o investimento agregado.

A figura 1 resume a análise feita no trabalho.

FIGURA 1

Esquema de análise

Elaboração dos autores.

Em resumo, o trabalho trata de dois temas distintos: *i*) a influência da reputação das autoridades monetária e fiscal e da credibilidade do regime de metas para inflação sobre a condução da política monetária; e *ii*) a transmissão da política monetária por meio do canal do preço dos ativos. A motivação para tratar destes dois temas distintos no mesmo estudo deve-se à ideia de testar se os ganhos de reputação (fiscal e monetária) e credibilidade do regime de metas para inflação têm sido importantes para a possibilidade de convivência com taxa de juros em níveis mais baixos e, portanto, para o desenvolvimento de um ambiente macroeconômico mais estável; e se esse ambiente com taxa de juros menor, e, portanto, com cenário macroeconômico mais estável, afeta o investimento por meio do canal do preço dos ativos (em particular, pelo q de Tobin). Ou seja, embora os temas abordados sejam distintos, existe uma inter-relação entre eles, a qual merece ser analisada, já que ainda não foi explorada pela literatura. Assim, além da análise elaborada, a outra novidade que o trabalho traz é o indicador de reputação fiscal.

Nesse sentido, nas contribuições trazidas por este estudo, os seguintes pontos merecem ser destacados. Em primeiro lugar, não há trabalhos que relacionem a influência conjunta das reputações fiscal e monetária e da credibilidade do regime de metas para inflação sobre o comportamento do principal instrumento de política monetária – a taxa básica de juros. Em segundo, recentemente, foi proposto o índice de credibilidade fiscal por Mendonça e Machado (2013), entretanto, não existe até agora na literatura nenhum indicador que busque medir a reputação fiscal, ou seja, este estudo está propondo um indicador inédito, o qual, por sua vez, também nunca foi analisado e observado sua influência sobre o principal instrumento de política monetária, representando, assim, uma importante análise acerca do efeito que exerce o lado fiscal sobre o monetário. Em terceiro, é escassa a literatura que aborda empiricamente a transmissão da política monetária pelo canal do preço dos ativos no Brasil no período em que opera o regime de metas para inflação. Em quarto, os resultados até então existentes na literatura não são conclusivos acerca dos determinantes macroeconômicos do investimento, e muito menos o canal do preço dos ativos é de fato um mecanismo de transmissão que opera na economia brasileira.

Além desta introdução, o trabalho está estruturado da seguinte maneira. A seção 2 apresenta uma breve resenha da literatura relacionada aos temas abordados, considerando a economia brasileira. Na seção 3, é feita a análise empírica por meio de estimações por mínimos quadrados ordinários (MQO), pelo método generalizado dos momentos – generalized method of moments (GMM) – e por meio de sistemas de equações utilizando GMM (system-GMM) referente ao período de novembro de 2002 a dezembro de 2011 para a economia brasileira. A seção 4 apresenta as conclusões do trabalho.

2 RESENHA DA LITERATURA EMPÍRICA PARA O CASO BRASILEIRO

Nesta seção são apresentados importantes estudos acerca da importância da credibilidade e da reputação para a economia brasileira, da transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos e dos determinantes do investimento na economia brasileira.

2.1 Evidências sobre a importância da credibilidade e da reputação na economia brasileira

O trabalho de Teles e Nemoto (2005) busca verificar se a política monetária, a partir da introdução do regime de metas para inflação no Brasil, ganhou

credibilidade. Seguindo as ideias apresentadas por Lucas (1973), Faust e Svensson (1998) e Razzak (2001), o trabalho de Teles e Nemoto (2005) sugere que a credibilidade é construída por meio da não exploração do *trade-off* entre produto e inflação. Assim, conduzem uma análise em duas partes: na primeira, estimam a credibilidade da política monetária para o período 1980-2002 com dados mensais, enfatizando primeiramente as variações de credibilidade ocorridas por intermédio do Plano Real e da adoção do regime de metas para inflação; na segunda parte, eles constroem um indicador mensal de credibilidade de política monetária à base de um modelo de estado-espço, por meio da condução do filtro de Kalman ao parâmetro de credibilidade.

No tocante aos achados relacionados à primeira parte, os resultados distanciam-se de uma relação óbvia, uma vez que, embora os ganhos de credibilidade ocorridos mediante o Plano Real sejam incontestáveis, os ganhos de credibilidade oriundos do regime de metas para inflação não são verificados em todas as estimações realizadas (Teles e Nemoto, 2005). Em relação à segunda parte, observaram uma queda inicial da credibilidade da política monetária, a qual sugere que os ganhos de credibilidade a partir da adoção do regime de metas para inflação estão sujeitos a uma defasagem. Tal período de ajuste das expectativas é apontado como o provável causador dos resultados conflitantes da parte inicial da análise. Contudo, após a economia passar pelo período de ajuste, a credibilidade assume uma trajetória levemente crescente, indicando que o regime de metas para inflação auxilia na construção da credibilidade.

Por sua vez, o trabalho elaborado por Mendonça (2007) contribui com a literatura sobre a mensuração da credibilidade da política monetária ao sugerir outra abordagem em relação à mensuração da credibilidade. Neste, um índice de credibilidade é construído com base na definição de Cukierman e Meltzer (1986) para a credibilidade e na ideia de Agénor e Taylor (1992, 1993) de que índices de credibilidade podem ser construídos com base em séries de expectativas de inflação. Dando sequência, o estudo elaborado por Mendonça e Guimarães e Souza (2009) analisa, entre uma série de índices de credibilidade e de reputação, quais deles são mais úteis na previsão de variações na taxa de juros a partir do ano 2000 para o caso brasileiro. O trabalho encontra evidências de que uma credibilidade mais elevada exige menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação a partir da

adoção do regime de metas para inflação, como também a credibilidade mais elevada conduz a taxa de juros a níveis menores. Este resultado corrobora os argumentos de que uma política monetária crível exige menores esforços da autoridade monetária para o alcance da meta de inflação, pois terá uma capacidade maior de influenciar as expectativas dos agentes econômicos.

O trabalho de Montes e Bastos (2011) investiga a influência da credibilidade do regime de metas para inflação sobre o comportamento da taxa nominal de juros de longo prazo (TNJLP) e, por conseguinte, sobre o *spread* da TNJLP. Assim, foram feitas estimações acerca dos determinantes do *spread* para o período compreendido entre janeiro de 2000 e setembro de 2009. As evidências empíricas encontradas sugerem que os ganhos de credibilidade promoveram a redução do *spread* e a suavização da curva de juros.

No estudo de Montes (2013) é feita uma análise para os efeitos da credibilidade do Banco Central do Brasil (BCB), após a adoção do regime de metas para inflação no Brasil, sobre a condução da política monetária e seus canais de transmissão, com ênfase no canal das expectativas. Este canal, por sua vez, é analisado por meio das expectativas dos empresários e de seus efeitos sobre os gastos com investimentos. A análise é feita para o período compreendido entre o quarto trimestre de 2001 e o segundo trimestre de 2011 por meio de diferentes metodologias econométricas – vetor autorregressivo (VAR), MQO e GMM. Foram encontradas evidências de que os ganhos de credibilidade auxiliam na obtenção de um ambiente macroeconômico mais estável, o que afeta positivamente as expectativas dos empresários, servindo como um estímulo ao aumento de seus investimentos. Desta forma, o sucesso do regime de metas serve como um estímulo ao aumento dos investimentos na economia.

O trabalho de Montes e Bastos (2014) busca demonstrar a importância da reputação da autoridade monetária e da credibilidade do regime de metas para inflação para a redução do viés inflacionário e o esforço da autoridade monetária no Brasil. A análise é feita por intermédio dos métodos MQO, GMM, GMM-system e VAR para o período compreendido entre dezembro de 2001 e outubro de 2011. As evidências empíricas sugerem que a reputação da autoridade monetária é importante para o desenvolvimento da credibilidade, e os ganhos de credibilidade, por sua vez, diminuem o esforço da autoridade monetária na condução da política monetária, reduzindo as variações da base monetária.

Montes e Bastos (2013) buscam analisar a influência das variáveis macroeconômicas e das políticas monetária e fiscal sobre as expectativas e a confiança dos empresários no Brasil. Para isso, foi feita uma análise empírica utilizando MQO e GMM para o período entre o primeiro trimestre de 2000 e o segundo trimestre de 2010. Os resultados indicam que um aumento na credibilidade cria um ambiente mais estável, contribuindo positivamente para aumentar a confiança dos empresários na economia e nos seus negócios e, por conseguinte, sendo capaz de afetar a atividade econômica (medida pela produção industrial).

Com relação à política fiscal, o trabalho de Pires (2006) analisa a credibilidade da política fiscal brasileira a partir de dados de expectativas para o *superavit* primário e para a dívida líquida do setor público, para o período compreendido entre janeiro de 2001 e julho de 2005. O autor argumenta que a análise de credibilidade da política fiscal não é tão evidente quanto a da política monetária. O primeiro ponto a ser considerado seria a definição do nível para que a dívida pública seja considerada sustentável e o segundo seria a ausência de uma meta explícita para a política fiscal. Desta forma, torna-se importante a elaboração de um índice de credibilidade da política fiscal, definindo previamente o que seria a sustentabilidade da dívida, que possa capturar o comprometimento do governo em administrar a dívida pública de forma a financiar o governo ao mesmo tempo que mantém níveis prudentes de risco, isto é, garantindo esta trajetória sustentável da dívida pública.

Para Pires (2006), a análise da credibilidade fiscal se confunde com o conceito de sustentabilidade da dívida, uma vez que a política fiscal só pode ser crível se os agentes esperam que ela seja sustentável. Os resultados mostram que, na presença de choques, os agentes esperam que o governo eleve o *superavit* primário com o intuito de garantir a sustentabilidade da política fiscal. Desta forma, o autor encontrou evidências de ganhos de credibilidade da política fiscal para o período analisado, uma vez que o regime estava criando expectativas de consistência na gestão da dívida pública.

Por sua vez, Mendonça e Silva (2008) mostram que o gerenciamento da dívida pública está diretamente relacionado à aquisição de credibilidade da política econômica. No regime de metas para inflação o principal instrumento para a obtenção da meta de inflação é a taxa de juros, o que, no entanto, faz com que haja uma reciprocidade entre a condução da política

monetária e o gerenciamento da dívida pública, tendo em vista que grande parte da dívida pública brasileira está indexada à taxa de juros. Por este motivo, Mendonça e Silva (2008) sugerem que uma dívida pública menos indexada à taxa Selic faz com que a autoridade monetária tenha maior liberdade na busca pela estabilidade de preços, resultando assim em uma maior credibilidade. Esta, por sua vez, é de suma importância por contribuir tanto para a redução na dívida pública quanto para o controle da inflação.

O trabalho de Moreira e Rocha (2011) faz uma análise em painel do papel da política fiscal sobre as taxas de juros de dezoito países emergentes, incluindo o Brasil, para o período de 1996 a 2008. Apesar da heterogeneidade dos países incluídos na amostra, com diferentes regimes políticos, os resultados encontrados indicam que não é possível rejeitar a hipótese de que uma política baseada na austeridade fiscal diminui a taxa de juros doméstica. Este resultado indica a importância da política fiscal na determinação das taxas de juros em países emergentes.

O trabalho elaborado por Mendonça e Machado (2013) propõe um indicador de credibilidade fiscal e busca evidências empíricas sobre os efeitos das principais variáveis relacionadas à estrutura de composição da dívida pública e também o efeito desta estrutura sobre a razão dívida/produto interno bruto (PIB), para o período compreendido entre dezembro de 2003 e julho de 2011. A análise baseia-se em estimações pelos métodos MQO e GMM. Os resultados indicam que o compromisso com a dívida pública aumenta a credibilidade fiscal, sendo esta, por sua vez, importante para o gerenciamento da dívida pública. Desta forma, apontam para a importância do governo em buscar controlar a inflação, estabilizar a taxa de câmbio e adotar uma política fiscal crível. Em particular, os ganhos de credibilidade fiscal permitem ao governo adotar estratégias de recomposição da dívida pública.

2.2 Efeito da política monetária sobre o investimento e o canal dos preços dos ativos

O investimento é essencialmente um processo *forward-looking*, no qual os ganhos dos agentes no futuro refletirão as decisões de investimentos que estes tomaram em um período anterior. Por não terem acesso a todas as informações para períodos à frente, visto a incerteza do ambiente econômico, os agentes tomam suas decisões baseados em expectativas que são formuladas com as informações disponíveis no presente, para períodos posteriores.

Dessa forma, o regime de metas para inflação contribui para a formação das expectativas dos agentes à medida que adquire credibilidade ao promover um ambiente macroeconômico estável, permitindo assim maior previsibilidade com relação ao futuro da economia aos agentes. É esperado, portanto, que esta maior previsibilidade propicie um aumento dos investimentos por reduzir os riscos associados à incerteza com relação ao futuro. Portanto, uma autoridade monetária comprometida com a manutenção de uma taxa de inflação baixa e estável estaria contribuindo para o aumento dos investimentos privados ao possibilitar um maior horizonte de planejamento necessário aos investimentos.

A maioria dos trabalhos que se propõem a identificar os principais determinantes do investimento aponta que, entre esses determinantes, em geral está a instabilidade econômica e, por conseguinte, as incertezas relacionadas ao ambiente macroeconômico. Assim, esses trabalhos ressaltam a existência de uma relação negativa entre as incertezas no ambiente macroeconômico e o investimento, o que assinala a importância de uma política orientada no sentido de manter um ambiente macroeconômico estável e, portanto, favorável à tomada de decisões.

O trabalho de Ribeiro e Teixeira (2001) analisa os principais determinantes do investimento privado no Brasil entre o período de 1956 e 1996. Os resultados encontrados apontam que o nível de produção, o investimento público e o crédito influenciaram positivamente o investimento privado, enquanto a taxa de câmbio e as incertezas com relação à economia afetaram negativamente o investimento.

Por seu turno, o estudo realizado por Luporini e Alves (2010) propõe-se a analisar os principais determinantes do investimento privado no Brasil entre 1970 e 2005. Foram incluídas nas estimações uma variável para a instabilidade econômica (denominada indicador de instabilidade econômica) – a qual utiliza a taxa de inflação, a taxa de juros real e a taxa de câmbio – e uma variável *dummy* para capturar os efeitos da instabilidade política. Ambas apresentaram coeficientes negativos, indicando a importância de um ambiente macroeconômico estável e a necessidade de serem adotadas políticas consistentes ao longo do tempo como forma de incentivo ao investimento. Os resultados também indicam que aumentos na renda e na atividade econômica influenciam positivamente o investimento do setor privado, e que a redução no volume de crédito mostrou-se prejudicial ao investimento no período analisado.

O trabalho elaborado por Mendonça e Lima (2011) tem por objetivo estimar – por meio do método GMM – o impacto de variáveis macroeconômicas sobre o investimento privado durante o regime de metas para inflação no Brasil. Para isso, analisam o período de janeiro de 2000 a setembro de 2009. A respeito das evidências encontradas pelos autores, eles sugerem que, entre as variáveis importantes que influenciam o investimento privado, está a credibilidade do regime de metas para inflação. O argumento central é que a credibilidade ajuda a promover um ambiente macroeconômico estável, favorável ao investimento privado. Além disso, uma alta credibilidade permite ao BCB reduzir as taxas de juros sem perder o controle sobre a inflação, o que torna o crédito mais barato e favorece o aumento dos investimentos na economia.

No tocante à influência das políticas econômicas sobre o investimento, em particular a transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos, dois canais são frequentemente enfatizados nos estudos sobre este canal de transmissão monetária: um envolvendo a teoria do q de Tobin e o outro, o efeito riqueza sobre o consumo. A teoria do q de Tobin fornece uma explicação sobre como a política monetária afeta a economia por meio de seus efeitos sobre os movimentos no mercado acionário. Tobin (1969) define q como o valor de mercado das empresas dividido pelo custo de reposição do capital. Se o q é alto, o preço de mercado das empresas também é alto em relação ao custo de reposição de seu capital, e novas fábricas e equipamentos de capital são relativamente baratos com relação ao valor de mercado das firmas. As empresas podem, em seguida, emitir ações e obter um alto preço por elas em relação ao custo da fábrica e do equipamento que estão comprando. Assim, as despesas de investimento vão aumentar porque as empresas são capazes de comprar novos bens de investimento com apenas uma pequena emissão de ações. Neste sentido, a política monetária pode afetar os preços das ações pelo aumento (queda) da taxa básica de juros, tornando os títulos mais (menos) atrativos em relação às ações, fazendo com que os preços destas caiam (aumentem). Como consequência, menores (maiores) preços de ações levarão a um menor (maior) q , e, por conseguinte, a menores (maiores) despesas com investimentos.

Um canal alternativo para a transmissão da política monetária por meio dos preços dos ativos é o efeito riqueza sobre o consumo. Este canal foi construído com base no modelo de ciclo de vida de consumo desenvolvido por Ando e Modigliani (1963), em que a riqueza das famílias é um fator

determinante nos gastos de consumo. A conexão com a política monetária vem por meio da relação entre taxa de juros e preços dos ativos, por exemplo, como os preços das ações se elevam porque o BCB reduziu a taxa de juros, as famílias que possuem ações se tornam mais ricas e podem optar por aumentar seu consumo. Inversamente, quando os preços das ações caem, as famílias podem reduzir o consumo. É importante notar que o canal dos preços dos ativos, por meio do efeito riqueza, é relevante para países como Estados Unidos e Inglaterra. No entanto, no caso da economia brasileira, a participação dos consumidores no mercado de ações é insignificante, o que torna este mecanismo de transmissão de pouca relevância no Brasil (Tomazzia e Meurer, 2009).³

Neste trabalho, a análise do mecanismo de transmissão dos preços dos ativos é baseada na teoria q de Tobin de investimento, ou seja, consideram-se os efeitos do mercado de ações sobre o investimento. Para mais detalhes sobre o papel dos preços dos ativos na política monetária, ver Mishkin (2007, capítulo 3).

O trabalho de Kammler e Alves (2009) objetivou testar a capacidade de explicação dos investimentos pela teoria do q de Tobin nas empresas brasileiras de capital aberto, por meio de uma análise com dados em painel para o período de 2002 a 2008. Com os resultados encontrados, os autores sugerem que as empresas tiveram um comportamento consistente com o que previa o modelo do q de Tobin, sendo que este modelo é considerado um elemento importante na decisão dos investimentos das empresas. Foi identificado que as variações nos investimentos estão mais associadas às variações do mercado de ações do ano anterior, com a influência positiva do q nos investimentos, porém crescendo a taxas decrescentes.

O trabalho de Nogueira, Lamounier e Colauto (2010) analisou o comportamento do q de Tobin para companhias siderúrgicas brasileiras e norte-americanas com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) e na Bolsa de Valores de Nova Iorque – New York Stock Exchange (NYSE) – para o período de 1997 a 2005. Para isso, foi feito um estudo econométrico entre o q de Tobin e variáveis macroeconômicas e microeconômicas que influenciam o desempenho destas companhias.

3. De acordo com Mishkin (2007, p. 59): "Fluctuations of the stock market, which are influenced by monetary policy, have important impacts on the aggregate economy. Transmission mechanisms involving the stock market are of four types: 1) stock market effects on investment, 2) firm balance-sheet effects, 3) household wealth effects and 4) household liquidity effects".

Os resultados encontrados indicam que variáveis econômicas como a taxa de juros, a taxa de desemprego e o nível de produção industrial foram fatores de influência determinantes para explicar o comportamento do q de Tobin. A conclusão dos autores para este estudo é que a variável q de Tobin capta os principais fatores macro e microeconômicos que impactaram este setor para o período da análise.

3 ANÁLISE EMPÍRICA

Em 1999, o Brasil optou pelo regime de câmbio flutuante com metas para inflação, abrindo um período de políticas econômicas mais transparentes e comprometidas com a manutenção da estabilidade econômica. Um importante papel do regime de metas para inflação é atuar como guia para a formação de expectativas de inflação dos agentes econômicos. Contudo, o sucesso desse regime e, portanto, sua credibilidade, depende tanto da reputação do BCB quanto da reputação da autoridade fiscal.

Dado que a reputação é uma condição básica para desenvolver credibilidade, é necessário que o público acredite que a meta anunciada será alcançada com sucesso. No Brasil, desde a adoção do regime, a autoridade monetária tem operado suas políticas com o intuito de manter a inflação e as expectativas de inflação convergindo para as metas estabelecidas, de modo a conquistar reputação e fazer com que o regime ganhe credibilidade.

Por seu turno, a autoridade fiscal brasileira vem adotando, também desde 1999, medidas que contribuem para a estabilização da razão dívida/PIB. De acordo com Mendonça e Nunes (2011, p. 206), desde 1999 a economia brasileira apresenta uma estratégia para a condução da política fiscal focada na diminuição da razão dívida pública/PIB, sendo que o principal pilar desta estratégia é a adoção de *superavit* primários. A adoção de metas de *superavit* primário com medidas de gerenciamento da dívida pública, adotadas principalmente a partir de 2002 por meio de alterações do perfil da dívida pública, têm surtido efeitos no sentido de conseguir reduzir a razão dívida/PIB e, assim, indicar o compromisso da autoridade fiscal em manter a dívida sustentável. As medidas adotadas e os resultados conquistados têm conferido à autoridade fiscal a reputação de ser capaz de controlar a dívida pública e mantê-la sustentável.

Esses resultados são importantes porque a conquista de reputação e de credibilidade tem gerado menores esforços na condução de políticas econômicas (Mendonça e Guimarães e Souza, 2009; Montes e Bastos, 2014) e tem aumentado

a crença do público em um ambiente macroeconômico mais estável (Montes e Bastos, 2013). Nesse sentido, uma hipótese de interesse a ser testada neste estudo está relacionada aos efeitos da credibilidade do regime de metas para inflação e das reputações fiscal e monetária sobre a taxa de juros. Ademais, é testada, também, a influência da política monetária, por meio da taxa básica de juros, sobre os investimentos feitos pelo setor privado, pelo canal dos preços dos ativos.

3.1 Dados

O período utilizado nas análises compreende novembro de 2002 a dezembro de 2011⁴ (representando 110 observações). As séries (mensais) utilizadas neste estudo estão descritas a seguir:

1) Taxa de juros Selic⁵ (*selic*) – No Brasil, a taxa de juros Selic é o principal instrumento de política monetária. Nas análises, a taxa Selic será utilizada como variável dependente e também como variável explicativa.

2) Hiato do produto (*gdp_gap*) – Esta variável expressa a influência dos ciclos na economia, sendo a diferença entre o produto efetivo e sua tendência de longo prazo. O produto efetivo é o log do PIB⁶ dessazonalizado (método census X12) e deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA),⁷ e a tendência de longo prazo do produto foi calculada utilizando-se o filtro Hodrick-Prescott. Desta forma, espera-se que um crescimento (redução) no valor dessa série aumente (reduza) a taxa Selic, pois com a atividade econômica aquecida (desaquecida), a autoridade monetária tende a elevar (reduzir) a taxa Selic para evitar que a inflação fique acima (abaixo) da meta estabelecida.

3) Risco Brasil⁸ (*embi*) – Esta é uma medida de classificação geral de risco do país oferecida por J. P. Morgan. Quanto maior for o seu valor, mais arriscado será investir no país; desta forma, maior deverá ser a taxa Selic, pois maior deverá ser também o prêmio de risco para atrair capitais.

4) Credibilidade do regime de metas para inflação (*ci*) – Esta série foi calculada com base no índice de credibilidade proposto por Mendonça (2007)⁹ e representa uma medida para a credibilidade do regime de metas de

4. A justificativa para a utilização deste período baseia-se na disponibilidade das séries no *site* do BCB.

5. Série 4189 – Taxa de juros – Selic acumulada no mês anualizada – disponível no *site* do BCB.

6. Série 4380 – PIB mensal – valores correntes (R\$ milhões) – disponível no *site* do BCB.

7. Série IPCA geral – índice dezembro de 1993 = 100 – disponível no *site* Ipeadata.

8. Série Risco Brasil – Embi+ – média da série diária – disponível no *site* do Ipeadata.

9. Para o cálculo deste índice e a elaboração da série, foi utilizado o dado de expectativa de inflação acumulada para os próximos doze meses divulgado no *site* do BCB.

inflação.¹⁰ O índice assume valor igual a 1 quando a inflação anual esperada ($E(\pi)$) for igual à meta de inflação e decresce à medida que as expectativas para a inflação desviam-se da meta anunciada. Além disso, este índice assume valores entre 0 e 1 quando a expectativa de inflação situa-se nos limites mínimo e máximo (π_t^*) estabelecidos para cada ano e, caso exceda um desses limites, assume valor igual a 0. É esperado, portanto, que um aumento (redução) na credibilidade reduza (aumente) a taxa Selic por criar um ambiente econômico mais (menos) estável. Evidências empíricas sugerem que uma credibilidade mais elevada exige menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação (Mendonça e Guimarães e Souza, 2009). Espera-se, portanto, que com os ganhos de credibilidade o BCB consiga levar a taxa básica de juros para patamares menores. O índice é assim obtido:

$$ci = \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ se } E(\pi) = \pi_t^c \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t^c} [E(\pi) - \pi_t^c] \text{ se } \pi_{tMin}^* < E(\pi) < \pi_{tMax}^* \\ 0 \text{ se } E(\pi) \geq \pi_{tMax}^* \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_{tMin}^* \end{array} \right\}$$

5) Reputação do banco central (*cbri*) – Esta série foi calculada com base no índice de reputação proposto por Montes e Bastos (2014),¹¹ e representa uma medida para a reputação da autoridade monetária. Este índice é calculado considerando desvios da inflação observada com relação à meta de inflação, além de ser ponderado pelo hiato do produto, isto é, a autoridade monetária é punida caso decida explorar o *trade-off* entre inflação e produto no curto prazo. É esperado que um aumento (redução) na reputação possibilite a redução (aumento) da taxa Selic. O índice é assim obtido:

10. Apesar de diferentes índices de credibilidade já terem sido propostos – como resumido nos trabalhos de Mendonça e Guimarães e Souza (2009) e Nahon e Meurer (2009) – e, portanto, atualmente existem outros índices de credibilidade capazes de serem usados em análises empíricas, este trabalho não pretende analisar a influência e o poder de cada índice sobre o principal instrumento de política monetária no Brasil – embora essa pesquisa seja importante. Assim, a opção de usar o índice proposto por Mendonça (2007) justifica-se com base nos seguintes argumentos: *i)* o índice é reconhecido pela literatura internacional, sendo utilizado em vários estudos aplicados; *ii)* simplicidade de compreensão e de preparação; *iii)* o índice capta as mudanças e as flutuações na credibilidade de uma forma compatível com o regime de metas para inflação adotado no Brasil, ou seja, ele utiliza bandas predeterminadas de tolerância, e não bandas de tolerância *ad hoc*, como proposto por outros índices; e *iv)* ele é suficientemente rigoroso e pune adequadamente os desvios das expectativas de inflação em relação à meta de inflação.

11. Para o cálculo deste índice e a elaboração da série, foi utilizada a série 13522 – IPCA acumulado em doze meses, disponível no *site* do BCB.

$$cbri = \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ se } \pi_{tMin}^* \leq \pi_{tOBS} \leq \pi_{tMax}^* \\ 1 - \frac{1}{0.2 - \pi_{tMax}^*} \cdot [\pi_{tOBS} - \pi_{tMax}^*] \text{ se } \pi_{tMax}^* < \pi_{tOBS} < 0.2 \\ 1 - \frac{1}{-\pi_{tMin}^*} \cdot [\pi_{tOBS} - \pi_{tMin}^*] \text{ se } 0\% < \pi_{tOBS} < \pi_{tMin}^* \\ 0 \text{ se } \pi_{tOBS} \geq 0.2 \text{ ou } \pi_{tOBS} \leq 0 \end{array} \right\} \times \left\{ \begin{array}{l} \frac{Y_n}{Y} \text{ se } \frac{Y_n}{Y} < 1 \\ 1 \text{ se } \frac{Y_n}{Y} > 1 \end{array} \right\}$$

6) Reputação fiscal (*fri*) – Este índice está sendo proposto pela primeira vez por este trabalho e representa uma medida para a reputação da autoridade fiscal brasileira. A metodologia de cálculo da série está inspirada no índice de credibilidade do regime de metas para inflação proposto por Mendonça (2007) e no índice de credibilidade fiscal proposto por Mendonça e Machado (2013). Se, por um lado, o índice de credibilidade fiscal é um indicador *forward-looking*, pois busca captar a percepção (expectativa) dos agentes acerca do comprometimento do governo com a sustentabilidade da dívida pública,¹² por outro, o índice de reputação fiscal é um indicador *backward-looking*, pois o *fri* busca captar, de fato, o comprometimento do governo com a sustentabilidade da dívida pública. A série para o *fri* foi calculada utilizando os dados para a relação dívida/PIB¹³ e os limites estabelecidos foram os mesmos aplicados na estrutura de índice de credibilidade fiscal do trabalho elaborado por Mendonça e Machado (2013), sendo o limite máximo de 60%, estabelecido no Tratado de Maastricht, e o limite mínimo de 40%, de acordo com o IMF (2002), pois fornecem pontos de referência úteis, tendo em vista que uma razão dívida/PIB maior que esta referência aumenta a probabilidade de uma crise da dívida.¹⁴ Portanto,

12. O índice de credibilidade fiscal é calculado utilizando a série de expectativas formadas pelos agentes para a razão dívida/PIB. Esta série está disponível no site do BCB.

13. Série 4513 – Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) – Total – Setor público – disponível no site do BCB.

14. De acordo com Chowdhury e Islam (2010): "A debt-to-GDP ratio of 60 per cent has been proposed as a prudent limit for developed countries. It implies that crossing this limit will threaten fiscal sustainability. For developing and emerging economies, 40 per cent is the suggested debt-to-GDP ratio. Based on these, an April 2010 report by the IMF's Fiscal Affairs Department offered illustrative 'fiscal adjustments' for economies to reach these suggested public debt-to-GDP ratios by 2030. Thus, there is a tendency to treat these debt-to-GDP ratios as 'optimal' in the specific sense that crossing these thresholds threatens debt sustainability. This is consistent with the IMF's global macroeconomic model which assigns a dual role to fiscal policy: (1) smoothening out business cycles in the short run; (2) meeting debt sustainability targets in the long run". Ademais, segundo Mendonça e Machado (2013, p. 12): "Although there are considerable caveats in regard to the prudential public debt to GDP benchmarks, the benchmarks assumed in the fiscal credibility index (CRED) are in line with the IMF's (2002) calculations. As a consequence, the lower limit is a public debt to GDP ratio of 40% (DEBTMin) because it is a long-term target that should not be breached by emerging economies. The upper limit is a public debt to GDP ratio of 60% (DEBTMax) because this debt to GDP ratio target is part of the Maastricht treaty, and thus it is a useful reference for developed countries".

uma reputação fiscal alta significa que o governo está comprometido com a manutenção da trajetória sustentável da dívida pública, isto é, ao mesmo tempo que se financia, o governo mantém níveis prudentes de risco. Desta forma, espera-se que um aumento (redução) na reputação fiscal reduza (aumente) a taxa Selic. O *fri* é calculado da seguinte maneira:

$$fri = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } \frac{debt}{GDP} \leq 0.4 \\ 1 - \left(\frac{\frac{debt}{GDP} - 0.4}{0.2} \right) & \text{se } 0.4 < \frac{debt}{GDP} < 0.6 \\ 0 & \text{se } \frac{debt}{GDP} \geq 0.6 \end{array} \right\}$$

7) *Proxy* do *q* de Tobin (*Q_Tobin*) – A teoria do *q* de Tobin (Tobin e Brainard, 1968; Tobin, 1969) fornece um importante mecanismo de como os movimentos no mercado acionário podem afetar a economia. Esta teoria sugere que as empresas, em suas decisões de investimento, levam em consideração a razão entre o valor de mercado do capital instalado, avaliado pelo mercado de ações, e o seu custo de reposição.

Quando proposta originalmente por Tobin e Brainard (1968) e Tobin (1969), a razão entre o valor de mercado da firma e o valor de reposição dos ativos foi expressa por meio da razão entre o valor de mercado de uma unidade adicional de capital da firma e o seu custo de reposição. Contudo, esta medida é inobservável. Assim, Lindenberg e Ross (1981) desenvolveram um modelo que se aproxima deste *q*. Eles buscaram utilizar dados de mercado somados a dados contábeis ajustados pela variação de seus valores na economia e também, no caso dos ativos, pela variação tecnológica. Ou seja, o *q* proposto por eles é dado pela razão entre a soma do valor de mercado das ações da firma com o valor de mercado das dívidas contraídas pela firma e o valor de reposição dos ativos físicos da firma ao menor custo e com a mais alta tecnologia disponível. Contudo, o valor de mercado das dívidas contraídas pela firma e o valor de reposição dos ativos físicos da firma são valores dificilmente observáveis, e quando calculados não há garantias de exatidão. Apesar de teoricamente fundamentado, o modelo de cálculo do

q proposto por Lindenberg e Ross (1981) pode ser considerado inviável devido ao custo e à demora necessária para o levantamento de dados para estimar o valor de mercado das dívidas contraídas pela firma e o valor de reposição dos ativos físicos da firma.

Chung e Pruitt (1994) e Lew e Tompkins (1999) propuseram outras metodologias para cálculo do q . Chung e Pruitt (1994) sugeriram que o q deveria ser calculado da seguinte maneira: $q = (VMA + VCD - AC)/(VCA)$. Em que, VMA é o valor de mercado das ações ordinárias e preferências da firma; VCD é o valor contábil do passivo da firma; AC é o valor contábil do ativo circulante da firma; e VCA é o valor contábil dos ativos. Lew e Tompkins (1999), utilizando como referência o trabalho de Lewellen e Badrinath (1997), propuseram o seguinte cálculo do q : $q = (VMA + VCP - AC + EST)/(AT)$. Em que, VCP é o valor contábil dos passivos da firma; AC é o valor contábil do ativo circulante da firma; EST é o valor contábil dos estoques da firma; e AT é o valor contábil do ativo total.

A divergência entre as metodologias de cálculo para o q de Tobin e a dificuldade de se levantarem dados representam os principais motivos para sua pouca utilização em pesquisas no Brasil. Isso é ainda mais evidente quando se trata de pesquisas utilizando dados agregados.

Assim, como variável *proxy* do q de Tobin foram utilizados o *valor das empresas listadas na Bovespa* (VELB),¹⁵ representando o valor de mercado do capital instalado avaliado pelo mercado de ações, e a *taxa de juros real* (r),¹⁶ representando uma variável *proxy* para o custo de reposição do capital instalado. Portanto,

$$Q_{Tobin} = \frac{VELB}{r}$$

8) Taxa de câmbio (*exch*)¹⁷ – De acordo com o trabalho de Montes e Tiberto (2012), depreciações cambiais estimulam uma fuga de investidores

15. Série 7849 – valor das empresas listadas na Bovespa – disponível no *site* do BCB.

16. A série da taxa de juros real (r) foi construída por meio da diferença entre a série 4189 – Taxa de juros, Selic acumulada no mês anualizada – e a série 13522 – IPCA, em doze meses –, ambas disponíveis no *site* do BCB.

17. Esta série é calculada por meio da média entre as séries 3695 – Taxa de câmbio – livre – dólar americano (compra) – fim de período – mensal e 3696 – Taxa de câmbio – livre – dólar americano (venda) – fim de período – mensal, ambas disponíveis no *site* do BCB.

estrangeiros do mercado acionário doméstico e, assim, causam uma queda do Índice Bovespa (Ibovespa). Entretanto, as depreciações cambiais também encorajam os investidores domésticos para fora do mercado de capitais nacional, levando-os a investir no mercado internacional. Esta queda no Ibovespa reduz o VELB, fazendo, por conseguinte, com que o valor do q de Tobin se reduza.

9) Investimentos estrangeiros em ações de companhias brasileiras¹⁸ (*iec*) – É possível estabelecer relação entre os investimentos estrangeiros em ações de empresas brasileiras e o q de Tobin: quando aumenta o investimento estrangeiro em ações de empresas brasileiras, aumenta também o VELB, fazendo com que o q de Tobin aumente.

10) Crédito em relação ao PIB¹⁹ (*credit*) – O crédito é uma variável importante para estimular os investimentos. É esperado que o aumento na oferta de crédito eleve o nível de investimento privado.

11) Índice de expectativas do empresário industrial (*icei*)²⁰ – Este índice expressa as expectativas dos empresários industriais acerca da economia e de seus negócios para os seis meses seguintes. O índice varia entre 0 e 100, em que 0 indica extrema falta de confiança nas expectativas e 100, extrema confiança nas expectativas. Desta forma, quanto maior o índice, melhores são as expectativas dos empresários em relação à economia e aos seus negócios.

12) Formação bruta de capital fixo (*gfcf*) – A formação bruta de capital fixo²¹ mede o quanto a indústria aumentou seus bens de capital e indica desta forma se a capacidade produtiva do país está crescendo.

Para medir as incertezas existentes no mercado de ações e, portanto, relacionadas ao Ibovespa, foi construída a série para a volatilidade desse indicador utilizando o modelo GARCH (uma variação do modelo ARCH).

O modelo ARCH é um modelo de volatilidade proposto por Engle (1982). Os modelos desta classe servem de grande ferramenta para captar as oscilações da volatilidade em séries financeiras, como índices de ações. A ideia

18. Série 8217 – *iec* – ações de companhias brasileiras – total (líquido) – mensal – disponível no *site* do BCB.

19. Para analisar o efeito do crédito sobre o investimento é utilizada a série da razão crédito/PIB (série 17473), disponível no *site* do BCB.

20. Série 7343 – Índice de confiança do empresário – expectativas – disponível no *site* do BCB.

21. Série capital fixo – formação bruta – consumo aparente de máquinas – índice encadeado (média 1996 = 100) – disponível no *site* Ipeadata.

central é que quando aumenta a volatilidade no comportamento de uma determinada série aumenta também a incerteza acerca do comportamento futuro da série. Bollerslev (1986) desenvolveu uma generalização do modelo ARCH, denominada GARCH, na qual a variância condicional não é função apenas das inovações quadráticas passadas, mas também dos seus próprios valores passados. Assim, foi utilizado um modelo GARCH (1,1) para a obtenção das séries de incertezas em relação ao Ibovespa, à taxa Selic e à taxa de câmbio, cujas equações da média são respectivamente:

$$ibovespa = c_1 + ibovespa_{-1} + \varepsilon_1$$

Nesse sentido, a seguinte série foi construída:

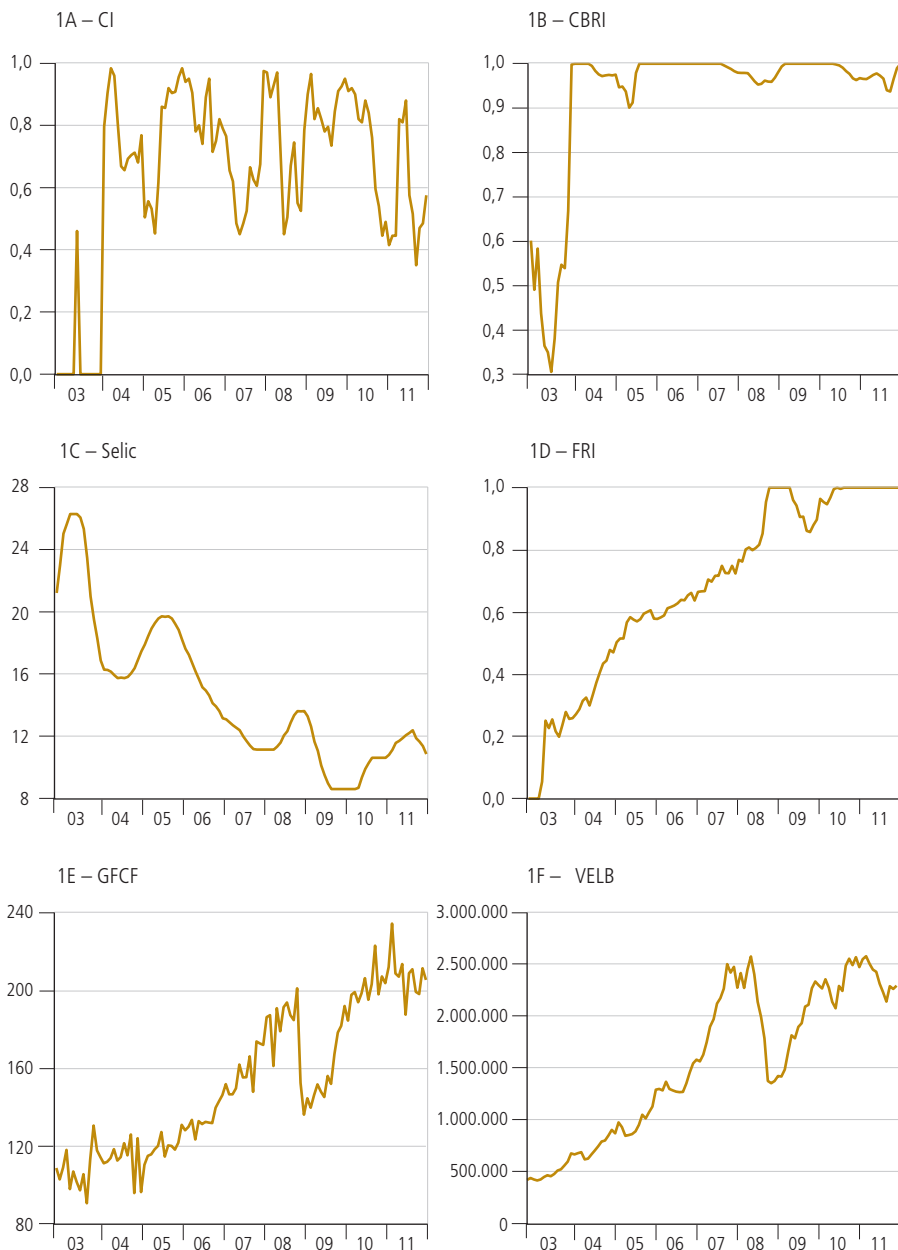
13) Incerteza relacionada ao Ibovespa (*ibov_volatility*) – O Ibovespa²² reflete a variação dos preços das ações e é considerado um indicador que mede o retorno total das ações que o compõem. A série de incerteza para o Ibovespa foi construída utilizando a volatilidade da sua série. Portanto, quando aumentam as incertezas no mercado de ações brasileiro, as companhias listadas na Bovespa desvalorizam-se, pois os investimentos em ações reduzem-se e, por conseguinte, o q de Tobin é reduzido.

O gráfico 1 apresenta a evolução no tempo das principais variáveis utilizadas neste trabalho.

De modo a oferecer as primeiras evidências empíricas, o gráfico 2 apresenta dispersão com linhas de regressão entre as principais variáveis analisadas, indicando o tipo de relação (direta ou inversa) existente. Pelo gráfico observa-se: *i*) uma relação inversa entre *selic* e o Q_Tobin ; *ii*) uma relação inversa entre *selic* e *gfcf*; e *iii*) uma relação positiva entre o Q_Tobin e *gfcf*. Por sua vez, os esforços das autoridades monetária e fiscal na busca pela estabilidade dos preços e pela sustentabilidade da dívida pública levaram ao aumento da credibilidade do regime de metas de inflação (*ci*) e ao fortalecimento da reputação das autoridades monetária e fiscal (*cbri* e *fri*, respectivamente), e estes esforços têm sido importantes para a redução do nível da taxa básica de juros.

22. Série 7845 – Bovespa – índice mensal – disponível no *site* do BCB.

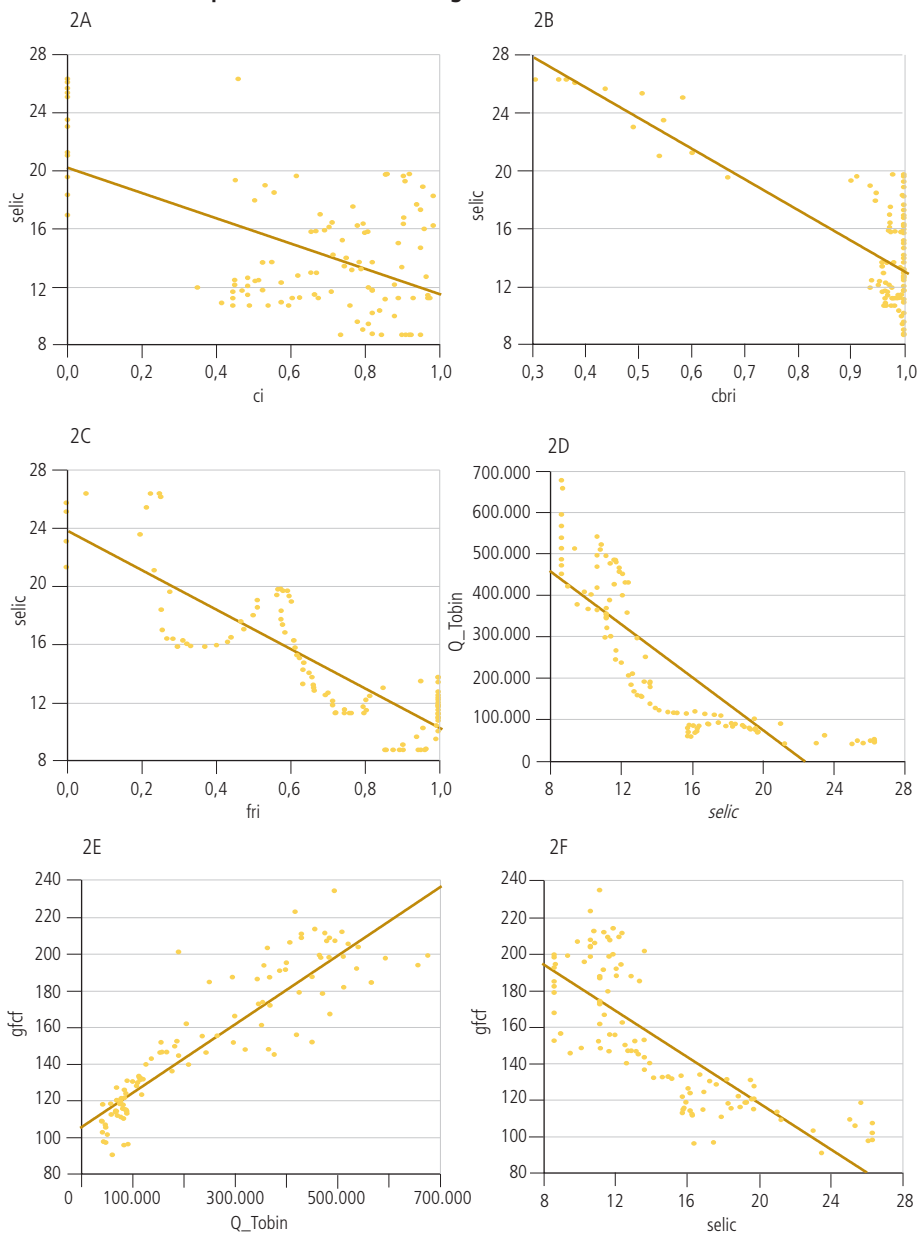
GRÁFICO 1
Evolução das principais variáveis



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

Gráficos de dispersão com linhas de regressão



Elaboração dos autores.

3.2 Metodologia

A análise empírica foi conduzida utilizando MQO e GMM. As estatísticas t relatadas nas estimativas por MQO são baseadas no estimador de Newey e West (1987), o qual é consistente com a presença de heteroscedasticidade e autocorrelação de formas desconhecidas. A razão para a utilização do GMM deve-se ao fato de as estimativas por MQO apresentarem problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade de forma desconhecida ou endogeneidades e não linearidades, o que é comum em séries temporais macroeconômicas; este método oferece estimadores consistentes para a regressão (Hansen, 1982). Como apontado por Wooldridge (2001, p. 95), para se obter um estimador mais eficiente que aquele por mínimos quadrados em dois estágios (ou MQOs), é preciso ter restrições de sobreidentificação. A matriz de ponderação na equação foi escolhida para permitir que as estimativas por GMM sejam robustas, considerando a possível presença de heteroscedasticidade e autocorrelação de formas desconhecidas. Em relação à técnica GMM, Cragg (1983) indicou que a análise de sobreidentificação tem um papel importante na seleção das variáveis instrumentais para melhorar a eficiência dos estimadores. Sendo assim, o teste J padrão foi realizado (Hansen, 1982).²³ Todas as estimações foram feitas pelo *software* EvIEWS 7.0.

No tocante às especificações de todas as equações, cabe esclarecer que a escolha das defasagens foi determinada por meio da metodologia “geral para o específico”, utilizando os critérios de informação tradicionalmente aplicados, além do princípio da parcimônia e com base na teoria econômica. Ou seja, essa metodologia leva em consideração não somente a significância estatística dos parâmetros, mas também os testes de diagnósticos, com o intuito de assegurar que o modelo escolhido apresenta poder explicativo.

Por se tratar de análise utilizando séries temporais, uma primeira condição a ser verificada, antes de serem feitas as estimações, é testar se as séries são estacionárias. Para isso foram utilizados os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (tabelas A.1, A.2 e A.3 no apêndice A). Pelo fato de as séries de taxa de juros real (r) e reputação do banco central ($cbrt$) serem $I(1)$, as estimações

23. O GMM minimiza uma função representando as condições de momentos devidamente ponderadas. Se essas condições de momentos estiverem corretas, vão ter média zero. Isso conduz naturalmente a um teste de sobreidentificação usando o valor minimizado da função. A rejeição do teste representa a existência de momentos que não são estatisticamente iguais a zero, ou seja, está se rejeitando o modelo, pois a condição de momento não é válida (Bueno, 2008).

serão feitas com as variáveis em primeira diferença (ou seja, d_r e d_cbri) de modo a ser evitado o problema de regressão espúria.

3.3 Estimações para a influência dos esforços monetário e fiscal sobre a taxa Selic

Com o intuito de analisar a influência da credibilidade do regime de metas para inflação, da reputação da autoridade monetária e da reputação da autoridade fiscal sobre a taxa Selic, foram estimadas as seguintes equações:

$$selic_t = \beta_1 + \beta_2 gdp_gap_{t-4} + \beta_3 embi_{t-1} + \beta_4 ci_{t-1} + \beta_5 d_cbri_{t-3} + \beta_6 crisis + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$selic_t = \beta_7 + \beta_8 gdp_gap_{t-4} + \beta_9 embi_{t-1} + \beta_{10} ci_{t-1} + \beta_{11} d_cbri_{t-3} + \beta_{12} fri_{t-7} + \beta_{13} crisis + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

em que ε é o termo de erro. As derivadas parciais expressam as relações esperadas:

$$\frac{\partial selic}{\partial gdp_gap} > 0; \frac{\partial selic}{\partial embi} > 0; \frac{\partial selic}{\partial ci} < 0; \frac{\partial selic}{\partial d_cbri} < 0; \frac{\partial selic}{\partial fri} < 0; \frac{\partial selic}{\partial crisis} < 0$$

Com o objetivo de capturar os efeitos dos choques internacionais sobre a economia brasileira devido à crise do *subprime* e à crise europeia, uma variável *dummy* (*crisis*) foi incluída de modo a representar este período conturbado. A *dummy* assume valor 1 para o período compreendido entre fevereiro de 2007 e dezembro de 2011 e valor 0 para o restante do período da série.²⁴ É esperado um coeficiente negativo para a variável *dummy*, pois com a desaceleração da economia mundial, a economia brasileira tende a caminhar no mesmo sentido. Desta forma, o BCB encontra espaço para

24. A crise começou a se evidenciar para o mundo a partir de fevereiro de 2007, quando as hipotecas *subprime* começaram a apresentar níveis de inadimplências que resultaram em perdas aos emprestadores. De acordo com Cecchetti (2008, p. 6): "A complete chronology of the recent financial crisis might start in February 2007, when several large subprime mortgage lenders started to report losses". A crise iniciada em 2007 potencializou os problemas de economias já endividadas e com problemas de solvência, cujos governos tiveram de usar medidas fiscais de curto prazo para estimular suas economias, agravando ainda mais suas posições fiscais e aumentando o temor pelo contágio. O início da crise da dívida soberana da Europa a partir de fins de 2009, que envolveu países como Grécia, Irlanda, Portugal, Itália e Espanha, causou nova onda de turbulência global.

reduzir a taxa de juros de forma a estimular a atividade econômica. A tabela 1 apresenta as estimações por MQO e GMM²⁵ para as equações (1) e (2).

TABELA 1

Estimações por MQO e GMM (variável dependente: *selic*)

Variável dependente: <i>selic</i>	MQO		GMM	
	sp.1	sp.2	sp.1	sp.2
<i>constante</i>	16.28251*** (1.406118) [11.57976]	18.1943*** (1.517686) [11.98819]	14.38181*** (1.003232) [14.33548]	17.94991*** (0.953726) [18.82082]
<i>gdp_gap</i> (−4)	21.52799** (9.515509) [2.262411]	19.26355** (8.801357) [2.188702]	26.99213*** (8.92657) [3.023797]	26.12723*** (6.886408) [3.794029]
<i>embi</i> (−1)	0.007422*** (0.002) [3.70989]	0.004488* (0.002588) [1.734543]	0.013563*** (0.001453) [9.336549]	0.009001*** (0.001368) [6.577925]
<i>ci</i> (−1)	−2.713066* (1.372386) [−1.976897]	−2.058036* (1.212099) [−1.697911]	−2.570806*** (0.933609) [−2.75362]	−2.776007*** (0.826047) [−3.360592]
<i>d_cbri</i> (−3)	−7.755526** (3.211904) [−2.41462]	−8.776928* (4.999144) [−1.755686]	−17.28066*** (4.070029) [−4.245831]	−18.27569*** (3.36229) [−5.43549]
<i>fri</i> (−7)		−2.913411* (1.610726) [−1.808756]		−3.862168*** (0.963245) [−4.009538]
<i>crisis</i>	−5.087645*** (0.727767) [−6.990764]	−4.251191*** (1.133899) [−3.749179]	−4.987073*** (0.490125) [−10.17511]	−3.897234*** (0.468572) [−8.31726]
<i>R</i> ²	0,852	0,828	0,724	0,756
<i>R</i> ² ajustado	0,845	0,817	0,710	0,741
<i>Estatística-F</i> (valor- <i>p</i>)	0,000	0,000		

(Continua)

25. Estimações por GMM utilizaram as seguintes variáveis instrumentais: *selic* (−1 to −2), *gdp_gap* (−5 to −7), *embi* (−2 to −4), *ci* (−2 to −6), *d_cbri* (−4 to −5), *exch* (0 to −2), *reserves* (0 to −3). A taxa de câmbio foi incluída, pois esta influencia a inflação por meio do efeito *pass-through*, afetando, consequentemente, a reputação e, por sua vez, a resposta do BCB pela taxa básica de juros Selic. As reservas internacionais (Série 3546 – reservas internacionais – conceito liquidez – total – disponível no *site* do BCB) também foram incluídas, pois o aumento dessas afasta pressões sobre a taxa de câmbio e, por conseguinte, reduz as pressões inflacionárias e as pressões sobre a taxa Selic. Estes instrumentos formam as restrições de sobreidentificação, cuja validade das restrições foi testada por meio do teste *J* de Hansen (1982). Os resultados do teste *J* indicam que as restrições de sobreidentificação não podem ser rejeitadas.

(Continuação)

Variável dependente: <i>selic</i>	MQO		GMM	
	sp.1	sp.2	sp.1	sp.2
Diagnóstico de estab e resíduo				
<i>Ramsey – RESET (1)</i> <i>(valor-p)</i>	0,406	0,949		
<i>Jarque-Bera (valor-p)</i>	0,912	0,770		
<i>ARCH (1) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>ARCH (2) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>ARCH (4) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>ARCH (8) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(1) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(2) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(4) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(8) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>Estatística-J</i>			13,668	10,861
<i>Prob (estatística-J)</i>			0,690	0,817
<i>Rank</i>			23	23

Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

A respeito das estimativas por MQO, a estatística *F* indica que a regressão como um todo é significativa. Além disso, o resultado do teste Reset de Ramsey indica que a regressão não apresenta problema de especificação de modelo. O teste de normalidade (Jarque-Bera) aponta que os resíduos são normalmente distribuídos. Contudo, devido à presença de autocorrelação e heteroscedasticidade, a matriz de Newey-West é utilizada. Por conta dos problemas citados, além da possível endogeneidade, justifica-se o uso do GMM. Em relação ao GMM, os resultados do teste *J* indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que o modelo está corretamente especificado.

As estimações sugerem que o efeito do *gdp_gap* na *selic* é positivo e possui significância estatística em todas as especificações. Nesse sentido, a evidência encontrada revela que quando a atividade econômica é intensa, capaz de gerar inflação, a taxa Selic tende a aumentar alguns meses após o aquecimento da atividade com o objetivo de desacelerar a atividade econômica e evitar pressões inflacionárias.

O *embi* apresentou coeficientes positivos e significância estatística. Este resultado pode sugerir que, se o Risco Brasil estiver muito alto, a taxa Selic deverá ser elevada para aumentar o prêmio de risco pago aos investimentos feitos no país, atraindo assim capitais; caso contrário, poderá haver fuga de capitais em busca de investimentos com menores riscos. Outra possível explicação para este resultado é que o aumento do *embi* poderia sinalizar uma desvalorização da taxa de câmbio, e a taxa Selic poderia aumentar com o objetivo de combater os efeitos inflacionários dessa desvalorização.

A variável *ci* apresentou coeficientes negativos e significância estatística. Conforme indicado pela teoria, maior credibilidade significa que o processo de ancoragem das expectativas de inflação em relação à meta de inflação está mais forte, o que gera a possibilidade de serem feitas reduções na taxa Selic para níveis menores. Este resultado e suas interpretações corroboram aqueles encontrados por Mendonça e Guimarães e Souza (2009) e Montes (2013).

As estimações para a variável *d_cbri* apresentaram coeficientes negativos e significância estatística. Variações positivas na reputação ($d_cbri > 0$) indicam que a autoridade monetária está ganhando reputação. Assim, com base nas estimações, existe a possibilidade de a taxa Selic ser reduzida para níveis menores quando ocorrem variações positivas na reputação (o que indica que a reputação está aumentando).

Por sua vez, as estimações para a reputação fiscal, *fri*, apresentaram coeficientes negativos e significância estatística. Por representar o comprometimento do governo com a sustentabilidade da dívida/PIB, uma redução neste índice de reputação pode indicar que as finanças públicas estão entrando em trajetória insustentável, o que resultaria em pressões sobre a inflação e, portanto, em dificuldades em reduzir a taxa básica de juros, Selic.²⁶

26. Adicionalmente, foi elaborada uma análise de sensibilidade em relação à forma funcional do indicador de reputação fiscal e aos parâmetros subjacentes, a fim de verificar a robustez dos resultados obtidos a diferentes formas funcionais (valores paramétricos) do índice de reputação fiscal. Para isso, o índice foi testado usando valores paramétricos de 30% e 50% e de 50% e 70%, ou seja, deslocando os parâmetros do índice 10% para cima e 10% para baixo. Quando o índice foi alterado para valores paramétricos mais rígidos (de 30% e 50%), os coeficientes estimados para as reputações fiscal e monetária e para a credibilidade do RMI continuaram apresentando os sinais esperados e a significância estatística aumentou (o teste Reset de Ramsey também indicou que o modelo estava bem especificado). Além disso, foi possível verificar que os efeitos da credibilidade do regime de metas para inflação e das reputações tornaram-se mais fortes com parâmetros fiscais mais rígidos. No entanto, quando o índice foi alterado para valores paramétricos mais relaxados (de 50% e 70%), o coeficiente estimado para a reputação fiscal perdeu significância estatística, entretanto, a credibilidade do RMI e a credibilidade monetária continuaram apresentando os sinais esperados e a significância estatística (o teste Reset de Ramsey também indicou que o modelo estava bem especificado). Os resultados das estimações por MQO estão apresentados nas tabelas A.4 e A.5 no apêndice A.

Os resultados para a influência da variável *crisis* sobre o nível da taxa de juros apontam que com a desaceleração da economia mundial o BCB encontrou espaço para reduzir a taxa básica de juros. Além de os coeficientes estimados apresentarem sinais negativos, são, também, estatisticamente significativos.

3.4 Estimações para a influência da política monetária sobre o preço dos ativos

Para verificar a importância dos resultados anteriores sobre o funcionamento do canal dos preços dos ativos no regime de metas para inflação, as seguintes equações foram estimadas para a variável Q_Tobin :

$$Q_Tobin_t = \theta_1 + \theta_2 Q_Tobin_{t-1} + \theta_3 selic_t + \theta_4 growth_{t-1} + \theta_5 credit_{t-1} + \theta_6 iec_{t-1} + \mu_{1,t} \quad (3)$$

$$Q_Tobin_t = \theta_7 + \theta_8 Q_Tobin_{t-1} + \theta_9 selic_t + \theta_{10} growth_{t-1} + \theta_{11} credit_{t-1} + \theta_{12} iec_{t-1} + \theta_{13} ibov_volatility + \mu_{1,t} \quad (4)$$

em que μ é o termo de erro. As relações esperadas, expressas por derivadas parciais, são:

$$\frac{\partial Q_Tobin}{\partial selic} < 0; \frac{\partial Q_Tobin}{\partial growth} > 0; \frac{\partial Q_Tobin}{\partial credit} > 0; \frac{\partial Q_Tobin}{\partial iec} > 0; \\ \frac{\partial Q_Tobin}{\partial ibov_volatility} < 0$$

A tabela 2 apresenta as estimações por MQO e GMM²⁷ para as equações (3) e (4).

27. As estimações por GMM utilizaram as seguintes variáveis instrumentais: Q_Tobin (-2 to -5), $selic$ (-1), $growth$ (-2 to -6), $credit$ (-2 to -6), iec (-2 to -3). Estes instrumentos formam as restrições de sobreidentificação. Testou-se a validade destas restrições por meio do teste J de Hansen (1982). Os resultados do teste J indicam que as restrições de sobreidentificação não podem ser rejeitadas.

TABELA 2

Estimações por MQO e GMM (variável dependente: Q_Tobin)

Variável dependente: Q_Tobin	MQO		GMM	
Variáveis explicativas	sp.3	sp.4	sp.3	sp.4
<i>constante</i>	1.817568*** (0.613406) [2.963076] 0.8436***	1.87193*** (0.610792) [3.06476] 0.839621***	1,06479 (0.665481) [1.600031] 0.913221***	2.83573*** (0.570198) [4.973238] 0.757247***
$Q_Tobin(-1)$	(0.054177) [15.57106] -0.01285**	(0.054029) [15.54019] -0.012979**	(0.058866) [15.51368] -0,010314	(0.056028) [13.51545] -0.013344**
<i>selic</i>	(0.005779) [-2.223689] 0.537265*	(0.005701) [-2.276796] 0.621212**	(0.006779) [-1.521444] 0,07732	(0.005951) [-2.242449] 1.297671*
$growth(-1)$	(0.277042) [1.939289] 0.008307**	(0.294592) [2.108719] 0.008824**	(0.482156) [0.160364] 0,005843	(0.668495) [1.941181] 0.015337***
$credit(-1)$	(0.004177) [1.988833] 0.0000783*	(0.004165) [2.118625] 0.0000659*	(0.00435) [1.343179] -0,0000877	(0.004818) [3.183189] 0.000149*
$iec(-1)$	(0.0000414) [1.893156]	(0.0000364) [1.812652]	(0.0000707) [-1.240264]	(0.0000778) [1.910597]
<i>ibov_volatility</i>		-4.808947** (2.234293) [-2.152334]		-49.17555** (20.86424) [-2.35693]
R^2	0,987	0,987	0,980	0,966
R^2 ajustado	0,986	0,986	0,979	0,964
Estatística-F (valor-p)	0,000	0,000		
Diagnóstico de estab e resíduo				
Ramsey – RESET (1) (valor-p)	0,925	0,996		
Jarque-Bera (valor-p)	0,001	0,000		
ARCH (1) (valor-p)	0,017	0,028		
ARCH (2) (valor-p)	0,024	0,034		
ARCH (4) (valor-p)	0,127	0,164		
ARCH (8) (valor-p)	0,288	0,282		
LM(1) (valor-p)	0,000	0,000		
LM(2) (valor-p)	0,000	0,000		
LM(4) (valor-p)	0,000	0,000		
LM(8) (valor-p)	0,288	0,002		
Estatística-J			7,786	8,636
Prob (estatística-J)			0,801	0,655
Rank			18	18

Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

Acerca das estimativas por MQO, a estatística F indica que a regressão como um todo é significativa. Além disso, o resultado do teste Reset de Ramsey indica que a regressão não apresenta problema de especificação de modelo. Contudo, devido à presença de autocorrelação e de heteroscedasticidade, a matriz de Newey-West é utilizada. Assim, justifica-se o uso do GMM devido a esses problemas citados e das possíveis endogeneidades presentes. Os resultados do teste J indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que o modelo está corretamente especificado.

Em relação aos resultados encontrados para o q de Tobin defasado, o sinal do coeficiente é positivo e estatisticamente significativo. Esta estimativa está de acordo com aquela encontrada por Stocco (2009), o qual sugere que este resultado deve-se à presença dos custos de ajustamentos.

As estimativas apontam que o efeito da taxa básica de juros (*selic*) sobre o q de Tobin é negativo e possui significância estatística. Assim, uma política monetária de redução da taxa de juros faz com que o preço das ações fique mais atraente aos investidores, ou seja, aumenta a expectativa de retorno referente ao rendimento das ações. Por sua vez, a redução da taxa básica de juros promove a diminuição do custo de reposição do capital (pois reduz a taxa de juros real), fazendo com que, assim, o q de Tobin se eleve. As descobertas estão em linha com os resultados encontrados por Montes (2013), o qual aponta por meio de análises de impulso-resposta que aumentos na taxa de juros Selic provocam reduções no valor das empresas listadas na Bovespa.

Em relação aos efeitos da atividade econômica e do crédito, as estimativas para a influência do crescimento do produto (*growth*) e do crédito (*credit*) apresentaram coeficientes positivos e significância estatística. Ou seja, aumentos na taxa de crescimento econômico influenciam positivamente o desempenho das empresas listadas na bolsa de valores e, portanto, o valor dessas empresas, aumentando, assim, a variável *proxy* para o q de Tobin. Esse resultado está em linha com os achados de Montes e Tiberto (2012).²⁸

Ou seja, a expansão do crédito e o aumento na taxa de crescimento do produto são capazes de elevar a demanda agregada e, portanto, aumentar os

28. Os autores apontam, por meio de suas estimativas para a economia brasileira, que "the effect caused by the country's economic growth on the Bovespa index is robust and statistically significant for both estimation methods. Thus, as expected, an increase in the rate of economic growth reinforces the expectations of higher corporate profits, encouraging investors to allocate their resources in the stock market and increasing the IBOVESPA".

lucros de um determinado estoque de capital, fazendo com que o valor de mercado das ações das empresas listadas na bolsa de valores se eleve.

A variável *iec* apresentou coeficiente positivo e significância estatística. Por se tratar do investimento em ações de empresas brasileiras, esta variável ao se elevar, eleva também o VELB, fazendo com que a *proxy* para o *q* de Tobin aumente.

A variável relacionada às incertezas quanto ao índice Bovespa (*ibov_volatility*) apresentou coeficiente negativo e significância estatística. Assim, um aumento na volatilidade do Ibovespa reflete as incertezas existentes no mercado acionário, levando ao movimento de saída de investidores do mercado de ações e, portanto, à desvalorização das companhias que compõem o Ibovespa, reduzindo assim o *q* de Tobin.

3.5 Estimações para o investimento considerando o canal do preço dos ativos

Com o objetivo de apresentar evidências acerca do mecanismo de transmissão da política monetária por meio do canal do preço dos ativos, as equações (5) e (6) foram estimadas para a variável *gfcf*. As variáveis selecionadas para essa análise estão baseadas nos trabalhos que abordaram os determinantes macroeconômicos do investimento e os mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil (por exemplo, Ribeiro e Teixeira, 2001; Luporini e Alves, 2010; Mendonça e Lima, 2011; Montes, 2013).

$$gfcf = \omega_1 + \omega_2 Q_Tobin_{t-2} + \omega_3 credit_{t-5} + \omega_4 gdp_gap_{t-3} + \omega_5 d_r_{t-1} + \omega_6 icei_{t-4} + \tau_{1,t} \quad (5)$$

$$gfcf = \omega_7 + \omega_8 Q_Tobin_{t-2} + \omega_9 credit_{t-5} + \omega_{10} gdp_gap_{t-3} + \omega_{11} d_r_{t-1} + \omega_{12} icei_{t-4} + \omega_{13} crisis + \tau_{2,t} \quad (6)$$

em que τ é o termo de erro. As relações esperadas, expressas por derivadas parciais, são:

$$\frac{\partial gfcf}{\partial credit} > 0; \frac{\partial gfcf}{\partial Q_Tobin} > 0; \frac{\partial gfcf}{\partial gdp_gap} > 0; \frac{\partial gfcf}{\partial d_r} > 0; \frac{\partial gfcf}{\partial icei} > 0; \frac{\partial gfcf}{\partial crisis} < 0$$

A tabela 3 apresenta as estimações por MQO e GMM²⁹ para as equações (5) e (6).

TABELA 3

Estimações por MQO e GMM (variável dependente: *gfcf*)

Variável dependente: <i>gfcf</i> Variáveis explicativas	MQO		GMM	
	sp.5	sp.6	sp.5	sp.6
<i>constante</i>	-340.9124*** (62.73846) [-5.433866]	-360.2733*** (67.1345) [-5.366441]	-656.7424*** (91.93729) [-7.143373]	-622.3886*** (80.31623) [-7.749226]
<i>Q_Tobin</i> (-2)	37.96127*** (6.335963) [5.991397]	35.81542*** (6.115916) [5.856101]	66.82664*** (8.353317) [8.000013]	59.26397*** (8.080711) [7.334005]
<i>credit</i> (-5)	1.31037** (0.519535) [2.522199]	1.270704** (0.487977) [2.604024]	1.238669* (0.649787) [1.906271]	1.211831** (0.498027) [2.433264]
<i>gdp_gap</i> (-3)	29.75018*** (8.083211) [3.68049]	21.04837*** (5.886295) [3.575827]	60.80543*** (7.554245) [8.049174]	42.17098*** (11.12707) [3.789944]
<i>d_rir</i> (-1)	-6.538846*** (2.340909) [-2.793294]	-6.67973*** (1.94303) [-3.437791]	-10.05394*** (3.04106) [-3.306063]	-10.49928*** (2.657353) [-3.951029]
<i>icei</i> (-4)		0.767192** (0.348838) [2.199281]		0.854161* (0.439828) [1.942033]
<i>crisis</i>	-14.21195** (7.015829) [-2.025698]	-11.31731 (6.930086) [-1.633069]	-66.58027*** (13.79675) [-4.825795]	-52.87626*** (13.60751) [-3.885814]
<i>R</i> ²	0,915	0,921	0,785	0,843
<i>R</i> ² ajustado	0,911	0,916	0,773	0,833
<i>Estatística-F</i> (valor- <i>p</i>)	0,000	0,000		

(Continua)

29. As estimações por GMM utilizaram as seguintes variáveis instrumentais: *gfcf* (-1 to -3), *Q_Tobin* (-3 to -5), *credit* (-6 to -7), *gdp_gap* (-4 to -8), *d_rir* (-2 to -4), *icei* (-5). Estes instrumentos formam as restrições de sobreidentificação. Testou-se a validade destas restrições por meio do teste *J* de Hansen (1982). Os resultados do teste *J* indicam que as restrições de sobreidentificação não podem ser rejeitadas.

(Continuação)

Variável dependente: <i>gfcf</i>	MQO		GMM	
	sp.5	sp.6	sp.5	sp.6
Diagnóstico de estab e resíduo				
<i>Ramsey – RESET (1) (valor-p)</i>	0,066	0,147		
<i>Jarque-Bera (valor-p)</i>	0,174	0,304		
<i>ARCH (1) (valor-p)</i>	0,144	0,263		
<i>ARCH (2) (valor-p)</i>	0,209	0,175		
<i>ARCH (4) (valor-p)</i>	0,247	0,194		
<i>ARCH (8) (valor-p)</i>	0,119	0,120		
<i>LM(1) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(2) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(4) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(8) (valor-p)</i>	0,001	0,001		
<i>Estatística-J</i>			7,078	7,924
<i>Prob (estatística-J)</i>			0,852	0,720
<i>Rank</i>			18	18

Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

Com relação às estimativas por MQO, a estatística-*F* indica que a regressão como um todo é significativa. Além disso, o resultado do teste Reset de Ramsey indica que a regressão não apresenta problema de especificação de modelo. O teste de normalidade (Jarque-Bera) aponta que os resíduos são normalmente distribuídos. Contudo, devido à presença de autocorrelação nos resíduos, a matriz de Newey-West é utilizada. Assim, devido a esse problema e às possíveis endogeneidades presentes, justifica-se o uso do GMM. Os resultados do teste *J* indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que o modelo está corretamente especificado.

As estimações mostram que o crédito e a variável *Q*-Tobin apresentam coeficientes positivos e significância estatística. Estes resultados apontam para a importância do crédito no fomento dos investimentos e, também, para o fato de que um aumento no *q* de Tobin, significando uma elevação no valor de mercado do capital instalado das empresas (avaliado pelo mercado de ações), estimula os gastos com investimentos, elevando assim a formação de capital na economia. Estes resultados corroboram aqueles encontrados por Montes (2013) acerca dos canais de transmissão do crédito e dos preços dos ativos.

Em relação à influência da atividade econômica sobre os investimentos, os coeficientes estimados para o *gdp_gap* foram positivos e com significância estatística. Isto significa que, na medida em que a economia se aquece, os agentes ficam mais propensos a investir. Ou seja, aumentos na renda e na atividade econômica estimulam o investimento privado no país. Assim como os resultados encontrados pela maioria dos trabalhos empíricos existentes sobre os determinantes do investimento no Brasil – como apontado no estudo de Luporini e Alves (2010) –, os achados neste estudo apontam a demanda agregada como uma importante variável explicativa.

Os resultados encontrados para a influência da taxa de juros real sobre o investimento corroboram aqueles descobertos por Montes (2013) e Mendonça e Lima (2011) para a economia brasileira. Ou seja, as evidências apontam que variações positivas na taxa de juros real provocam, após um período de tempo, redução no investimento, e vice-versa.

O efeito das expectativas dos empresários (*icei*) sobre a formação bruta de capital fixo é positivo e possui significância estatística. Isto significa que os empresários levam em consideração as condições atuais da economia, como também suas expectativas a respeito da economia e de seus negócios no futuro nas decisões de investimento e, portanto, para a formação bruta de capital fixo. Assim, as evidências apontam que quando os empresários formam expectativas mais otimistas a respeito da economia e de seus negócios no futuro, isso exerce impacto positivo sobre o aumento da capacidade produtiva do país.

Acerca da influência das incertezas relacionadas ao cenário internacional sobre o investimento, os coeficientes estimados para a variável relativa ao período de crise internacional (*crisis*) apresentaram sinais negativos e com significância estatística.³⁰ Isto sugere que com o cenário de crise internacional aumenta a dificuldade dos agentes em fazer previsões acerca do estado da economia e, portanto, aumentam as incertezas no ambiente macroeconômico, o que desestimula os investimentos.

3.6 Sistemas de equações (*selic* e *Q_Tobin*; *Q_Tobin* e *gfch*)

As evidências até então apresentadas – estimações das equações (1) e (2) – apontam que a maior credibilidade do regime de metas para inflação, uma

30. Na regressão por MQO, o coeficiente estimado para a variável *crisis* – especificação 6 – apresentou significância estatística a 11%.

reputação mais elevada da autoridade monetária e uma reputação mais elevada da autoridade fiscal têm contribuído para a redução da taxa básica de juros da economia. Por sua vez, a política monetária, por meio de alterações da taxa Selic, atua sobre a economia pelo canal do preço dos ativos ao exercer influência sobre o q de Tobin, conforme evidências encontradas – estimações das equações (3) e (4). Uma maneira de testar a validade das equações e dos coeficientes anteriormente estimados e, também, observar o mecanismo de transmissão é por meio da estimação de sistemas de equações. Portanto, para verificar a robustez dos resultados anteriormente obtidos nas estimativas individuais, os seguintes sistemas de equações foram estimados por GMM:³¹

$$\text{Sistema} \begin{cases} selic_t = \delta_1 + \delta_2 gdp_gap_{t-4} + \delta_3 embi_{t-1} + \delta_4 ci_{t-1} + \\ \quad + \delta_5 d_cbri_{t-3} + \delta_6 fri_{t-7} + \delta_7 crisis + \vartheta_t \\ Q_Tobin_t = \alpha_1 + \alpha_2 Q_Tobin_{t-1} + \alpha_3 selic_t + \alpha_4 growth_{t-1} + \\ \quad + \alpha_5 credit_{t-1} + \alpha_6 iec_{t-1} + \alpha_7 ibov_volatility + \varphi_t \end{cases}$$

em que ϑ e φ são termos de erro aleatórios. A tabela 4 mostra a estimação do sistema.

$$\text{Sistema} \begin{cases} Q_Tobin_t = \gamma_1 + \gamma_2 Q_Tobin_{t-1} + \gamma_3 selic_t + \gamma_4 growth_{t-1} + \\ \quad + \gamma_5 credit_{t-1} + \gamma_6 iec_{t-1} + \gamma_7 ibov_volatility + \varepsilon_t \\ gfcf = \rho_1 + \rho_2 Q_Tobin_{t-2} + \rho_3 credit_{t-5} + \rho_4 gdp_gap_{t-3} + \\ \quad + \rho_5 d_rir_{t-1} + \rho_6 icei_{t-4} + \rho_7 crisis + \sigma_t \end{cases}$$

em que ε e σ são termos de erro aleatórios. A tabela 5 mostra a estimação do sistema.

31. Todas as equações que formam os sistemas GMM utilizam as mesmas variáveis instrumentais das estimações individuais.

TABELA 4

Sistema GMM (*selic* e *Q_Tobin*)

	Sistema GMM	
	Equação (2)	Equação (4)
	Variável dependente: <i>selic</i>	Variável dependente: <i>q_Tobin</i>
<i>constante</i>	19.87667*** (0.872245) [22.78794]	2.111594*** (0.453612) [4.655065]
<i>gdp_gap</i> (−4)	27.22478*** (5.231921) [5.203591]	0.816818*** (0.042518) [19.21105]
<i>embi</i> (−1)	0.003318** (0.001333) [2.489343]	−0.012778*** (0.003791) [−3.371086]
<i>ci</i> (−1)	−3.635885*** (0.524474) [−6.932445]	1.006609*** (0.375642) [2.679702]
<i>d_cbri</i> (−3)	−22.00391*** (4.715078) [−4.666712]	0.010569*** (0.003049) [3.466965]
<i>fri</i> (−7)	−2.380098*** (0.667801) [−3.564082]	0.00012** (0.0000591) [2.036081]
<i>crisis</i>	−5.293745*** (0.482002) [−10.98282]	−11.0489** (5.021195) [−2.200453]
<i>R</i> ²	0,795	0,984
<i>R</i> ² ajustado	0,782	0,983
Estatística-J	0,166	
Prob (estatística-J)	0,928	

Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

TABELA 5
Sistema GMM (*Q_Tobin* e *gfcf*)

		Sistema GMM	
		Equação (4)	Equação (6)
		Variável dependente: <i>Q_Tobin</i>	Variável dependente: <i>gfcf</i>
		2.389841***	−408.9771***
<i>constante</i>		(0.478497)	(52.92175)
		[4.994476]	[−7.727958]
		0.782704***	40.51677***
<i>Q_Tobin</i> (−1)		(0.044513)	(4.672918)
		[17.58378]	[8.670551]
		−0.011681**	1.989864***
<i>selic</i>		(0.004691)	(0.372960)
		[−2.490018]	[5.335322]
		1.023706**	37.91414***
<i>growth</i> (−1)		(0.444458)	(5.292883)
		[2.303266]	[7.163230]
		0.014145***	−9.277648***
<i>credit</i> (−1)		(0.003493)	(1.718043)
		[4.049340]	[−5.400125]
		0.000147**	0.429995*
<i>iec</i> (−1)		(6.51E−05)	(0.248462)
		[2.257084]	[1.730624]
		−12.32592**	−31.14304***
<i>ibov_volatility</i>		(5.690244)	(8.067092)
		[−2.166149]	[−3.860504]
<i>R</i> ²		0,983	0,900
<i>R</i> ² ajustado		0,982	0,893
Estatística-J		0,158	
Prob (estatística-J)		0,800	

Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

No tocante às estimações apresentadas na tabela 4, todos os coeficientes mostraram sinais de acordo com a teoria e com significância estatística. O sistema revela, assim como nas estimações individuais, a importância da reputação (monetária e fiscal) e da credibilidade para o comportamento da taxa básica de juros (*selic*). Ou seja, quando o ambiente macroeconômico fica mais estável e as expectativas dos agentes mais ancoradas na inflação, o BCB amplia o espaço de manobra para promover reduções na taxa de juros.

As evidências também apontam a existência do canal de transmissão pelo preço dos ativos, ao constatar que a política monetária, por meio da taxa de juros *selic*, influencia a variável *proxy* para o q de Tobin.

Em relação às estimações apresentadas na tabela 5, todos os coeficientes apresentaram sinais de acordo com o esperado e com significância estatística. O sistema revela, conforme prevê a teoria, a influência da política monetária sobre o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos e corrobora os demais resultados encontrados anteriormente. Além disso, os coeficientes estimados pelo sistema de equações apresentaram maior significância estatística, ou seja, a estimação por meio do sistema aumentou consideravelmente a acurácia dos coeficientes no modelo (os erros-padrão são menores e as estatísticas t são maiores).

4 CONCLUSÃO

Este trabalho buscou apresentar evidências empíricas acerca da importância da credibilidade do regime de metas para inflação e das reputações das autoridades monetária e fiscal para a condução da política monetária e, por conseguinte, para a trajetória da taxa básica de juros no Brasil para o período de novembro de 2002 a dezembro de 2011. Além disso, procurou contribuir com as literaturas sobre reputação e sustentabilidade da dívida pública ao propor um índice para medir a reputação da autoridade fiscal. Com base nos resultados apresentados na tabela 1 para o período analisado, as evidências apontam que a estabilidade dos preços, a ancoragem das expectativas de inflação e a sustentabilidade da dívida pública proporcionaram graus de liberdade à autoridade monetária para conduzir a política monetária, de tal modo que fosse possível programar uma trajetória de redução da taxa básica de juros em um horizonte longo de tempo. Ou seja, com base no período analisado, o comprometimento das autoridades fiscal e monetária com seus objetivos desempenhou importante papel para a redução da taxa básica de juros no Brasil.

O trabalho analisou ainda o mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos. Os resultados sugerem que a política monetária é capaz de afetar a razão entre o valor de mercado do capital instalado, avaliado pelo mercado de ações, e o custo de reposição do capital (*proxy* do q de Tobin) e, assim, atingir a economia por meio do investimento agregado.

ABSTRACT

The paper analyzes, empirically, *i)* the importance of the credibility of inflation targets and the reputations of fiscal and monetary authorities to the conduct of monetary policy; and *ii)* the transmission mechanism of monetary policy through the asset prices channel. The analysis – for the period from November 2002 to December 2011 – uses ordinary least squares (OLS), the generalized method of moments (GMM) and systems of equations through GMM. The work contributes to the literature since it develops an index to measure the reputation of the fiscal authority and provides evidence about the transmission mechanism of monetary policy through the asset prices channel, noting the effect of monetary policy on aggregate investment.

Keywords: credibility; reputation; public debt; interest rate; investment.

REFERÊNCIAS

AGÉNOR, P.; TAYLOR, M. P. Testing for credibility effects. **IMF staff papers**, v. 39, n. 3, p. 545-571, Sept. 1992.

_____. Analysing credibility in high-inflation countries: a new approach. **Economic journal**, v. 103, p. 329-336, 1993.

ANDO, A.; MODIGLIANI, F. The 'life-cycle' hypothesis of saving: aggregate implications and tests. **The American economic review**, v. 53, n. 1, p. 55-84, 1963.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. **Journal of monetary economics**, v. 12, n. 1, p. 101-122, 1983.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of econometrics**, v. 31, p. 307-327, 1986.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CECCHETTI, S. G. **Crisis and responses**: the federal reserve and the financial crisis of 2007-2008. National Bureau of Economic Research, 2008. (NBER Working Paper Series, n. 14.134).

CHOWDHURY, A.; ISLAM, I. An optimal debt-to-GDP ratio? **G-24**, policy brief, n. 66, 2010.

CHRISTIANO, L. J.; FITZGERALD, T. J. Understanding the fiscal theory of the price level. **Economic review**, Kansas City, v. 36, n. 2, p. 1-37, 2000.

CHUNG, K. H.; PRUITT, S. W. A simple approximation of Tobin's *q*. **Financial management**, v. 23, n. 3, p. 70-74, 1994.

CRAGG, J. G. More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form. **Econometrica**, v. 51, n. 3, p. 751-763, 1983.

CUKIERMAN, A. **Central bank strategy, credibility, and independence: theory and evidence**. Cambridge: The MIT Press, 1992.

CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. A theory of ambiguity, credibility and inflation under discretion and asymmetric information. **Econometrica**, v. 54, n. 5, p. 1.099-1.128, 1986.

ENGLE, R. F. Autorregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1.007, 1982.

FAUST, J.; SVENSSON, L. **Transparency and credibility: monetary policy with unobservable goals**. National Bureau of Economic Research, 1998. (NBER Working Paper, n. 6.452).

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1.029-1.054, 1982.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Assessing sustainability**. Washington, D.C., 2002.

KAMMLER, E. L.; ALVES, T. W. Análise da capacidade explicativa do investimento pelo “q” de Tobin em empresas brasileiras de capital aberto. **RAE-eletrônica**, v. 8, n. 2, 2009.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of political economy**, v. 85, n. 3, p. 473-492, 1977.

LEW, D. E.; TOMPKINS, J. G. A modified version of the Lewellen and Badrinath measure of Tobin’s q. **Financial management**, v. 28, n. 1, p. 20-31, 1999.

LEWELLEN, W. G.; BADRINATH, S. G. On the measurement of Tobin’s q. **Journal of financial economics**, v. 44, n. 1, p. 77-122, 1997.

LINDEMBERG, E. B.; ROSS, S. A. Tobin’s q ratio and industrial organization. **Journal of business**, v. 54, n. 1, p. 1-32, 1981.

LUCAS, R. Some international evidence on output-inflation trade-offs. **The American economic review**, v. 63, n. 3, p. 26-334, 1973.

LUPORINI, V.; ALVES, J. Investimento privado: uma análise empírica para o Brasil. **Economia e sociedade**, Campinas, v. 19, n. 3 (40), p. 449-475, 2010.

MENDONÇA, H. F. de. Dívida pública e estabilidade de preços no período pós-real: explorando relações empíricas. **Estudos econômicos**, v. 34, n. 2, p. 345-368, 2004.

_____. Independência do Banco Central e equilíbrio fiscal: algumas observações para o caso brasileiro. **Revista de economia política**, v. 26, n. 1, p. 23-38, 2006.

_____. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. **Applied economics**, v. 39, n. 20, p. 2.599-2.615, 2007.

MENDONÇA, H. F. de; GUIMARÃES e SOUZA, G. J. de. Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. **Economic modelling**, v. 26, n. 6, p. 1.228-1.238, 2009.

MENDONÇA, H. F. de; LIMA, T. R. V. S. Macroeconomic determinants of investment under inflation targeting: empirical evidence from the Brazilian economy. **Latin American business review**, v. 12, n. 1, p. 25-38, 2011.

MENDONÇA, H. F. de; MACHADO, M. R. Public debt management and credibility: evidence from an emerging economy. **Economic modelling**, v. 30, p. 10-21, 2013.

MENDONÇA, H. F. de; NUNES, M. P. D. Public debt and risk premium: an analysis from an emerging economy. **Journal of economic studies**, v. 38, n. 2, p. 203-217, 2011.

MENDONÇA, H. F. de; SILVA, R. T. Administração da dívida pública sob um regime de metas para inflação: evidências para o caso brasileiro. **Economia aplicada**, v. 12, n. 4, p. 635-657, 2008.

MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **Journal of economic perspectives**, v. 9, n. 4, p. 3-10, 1995.

_____. **Housing and the monetary transmission mechanism**. Proceedings – Economic Policy Symposium – Jackson Hole, Federal Reserv Bank of Kansas City, p. 359-413, 2007. (NBER Working Paper Series, n. 13.518).

MONTES, G. C. Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: an econometric analysis from a developing country. **Economic modelling**, v. 30, p. 670-684, 2013.

MONTES, G. C.; BASTOS, J. C. A. Metas de inflação e estrutura a termo das taxas de juros no Brasil. **Economia aplicada**, v. 15, n. 3, p. 391-415, 2011.

_____. Economic policies, macroeconomic environment and entrepreneurs' expectations: evidence from Brazil. **Journal of economic studies**, v. 40, n. 3, p. 334-354, 2013.

_____. Effects of reputation and credibility on monetary policy: theory and evidence for Brazil. **Journal of economic studies**, v. 41, n. 3, p. 287-404, 2014.

MONTES, G. C.; TIBERTO, B. P. Macroeconomic environment, country risk and stock market performance: evidence for Brazil. **Economic modelling**, v. 29, n. 5, p. 1.666-1.678, 2012.

MOREIRA A.; ROCHA K. A política fiscal e as taxas de juros nos países emergentes. **Economia aplicada**, v. 15, n. 3, p. 485-496, 2011.

NAHON, B. F.; MEURER, R. Measuring Brazilian Central Bank credibility under inflation targeting. **International research journal of finance and economics**, v. 27, p. 72-81, 2009.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semidefinite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

NOGUEIRA, I. V.; LAMOUNIER, W. N.; COLAUTO, R. D. O q de Tobin e o setor siderúrgico: um estudo em companhias abertas brasileiras e norte-americanas. **Revista brasileira de gestão de negócios**, v. 12, n. 35, p. 156-170, 2010.

PIRES, M. C. C. Credibilidade na política fiscal: uma análise preliminar para o Brasil. **Economia aplicada**, v. 10, n. 3, p. 367-375, 2006.

RAZZAK, W. A. Are inflation-targeting regimes credible? Econometric evidence. **Reserve bank of New Zealand**, 2001. (Working Paper).

RIBEIRO, M. B.; TEIXEIRA, J. R. An econometric analysis of private-sector investment in Brazil. **Cepal review**, v. 74, p. 153-166, 2001.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. **The quarterly journal of economics**, v. 100, n. 4, p. 1.169-1.189, 1985.

STOCCO, L. **Q de Tobin e fundamentos no Brasil**. Dissertação (Mestrado) – FEA/USP, Ribeirão Preto, 2009.

TELES, V. K.; NEMOTO, J. O regime de metas de inflação do Brasil é crível? **Revista brasileira de economia**, v. 59, n. 3, p. 483-205, 2005.

TOBIN, J. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of money, credit and banking**, v. 1, n. 1, p. 15-29, 1969.

TOBIN, J.; BRAINARD, W. Pitfalls in financial model building. **American economic review**, v. 58, n. 2, p. 99-122, 1968.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. Mecanismo de transmissão da política monetária: efeitos setoriais na economia brasileira pós-real. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009.

WALSH, C. E. Optimal contracts for central bankers. **The American economic review**, v. 85, n. 1, p. 150-167, 1995.

WOOLDRIDGE, J. M. Applications of generalized method of moments estimation. **Journal of economic perspectives**, v. 15, n. 4, p. 87-100, 2001.

(Originais submetidos em julho de 2012. Última versão recebida em junho de 2014.
Aprovada em julho de 2014.)

APÊNDICE A

TABELA A.1
Testes de raiz unitária (ADF)

Augmented Dickey-Fuller (ADF)					
Séries	Lag	Teste	1% valores críticos	5% valores críticos	10% valores críticos
selic	4	-2,887011 ¹	-3,493747	-2,889200	-2,581596
credit	1	-3,242400 ²	-4,045236	-3,451959	-3,151440
gdp_gap	0	-4,930278 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
embi	1	-5,280184 ¹	-3,491928	-2,888411	-2,581176
ci	0	-0,910096 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
cbri	0	-2,123958 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
d_cbri	0	-8,544298 ³	-2,586550	-1,943824	-1,614767
fri	0	-2,694960 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
iec	1	-4,911158 ¹	-3,491928	-2,888411	-2,581176
ibov_volatility	0	-10,86312 ¹	-3,491928	-2,888411	-2,581176
gfcf	1	-3,143930 ²	-4,045236	-3,451959	-3,151440
Q_Tobin	2	-3,429286 ²	-4,046072	-3,452358	-3,151673
growth	1	-11,23593 ¹	-3,492523	-2,888669	-2,581313
rir	1	-1,165815 ³	-2,586550	-1,943824	-1,614767
d_rir	0	-6,112985 ³	-2,586550	-1,943824	-1,614767
icei	1	-4,620039	s -3,491928	-2,888411	-2,581176

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Denota constante.

² Denota constante e tendência.

³ Denota nenhum.

Obs.: A escolha final de defasagem foi feita baseada no critério de Schwarz.

TABELA A.2

Teste de raiz unitária (PP)

Séries	Bandwidth	Phillips-Perron (PP)			
		Teste	1% valores críticos	5% valores críticos	10% valores críticos
selic	7	-1,305365 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
credit	5	-3,655138 ²	-4,044415	-3,451568	-3,151211
gdp_gap	4	-5,014264 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
embi	0	-8,292001 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
ci	4	-3,201969 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
cbri	5	-2,333799 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
d_cbri	4	-8,604593 ³	-2,586550	-1,943824	-1,614767
fri	13	-3,284752 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
iec	5	-8,573025 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
ibov_volatility	3	-10,86196 ¹	-3,491928	-2,888411	-2,581176
gfcf	4	-4,929174 ²	-4,044415	-3,451568	-3,151211
Q_Tobin	3	1,648829 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
growth	6	-14,95027 ¹	-3,491928	-2,888411	-2,581176
rir	0	-1,259226 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
d_rir	6	-5,754290 ³	-2,586550	-1,943824	-1,614767
icei	6	-0,043119 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Denota constante.² Denota constante e tendência.³ Denota nenhum.Obs.: A escolha final pelo uso de intercepto e/ou tendência foi feita baseada no critério de Schwarz. A defasagem é o *lag truncation* escolhido para o Bartlett kernel.

TABELA A.3

Testes de raiz unitária (KPSS)

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)					
Séries	Bandwidth	Teste	1% valores críticos	5% valores críticos	10% valores críticos
selic	8	0,142441 ²	0,216	0,146	0,119
credit	8	0,210535 ²	0,216	0,146	0,119
gdp_gap	7	0,039047 ¹	0,739	0,463	0,347
embi	8	0,250622 ²	0,216	0,146	0,119
ci	8	0,197190 ²	0,216	0,146	0,119
cbri	8	0,187476 ²	0,216	0,146	0,119
d_cbri	6	0,106872 ¹	0,739	0,463	0,347
fri	8	0,244499 ³	0,216	0,146	0,119
iec	5	0,047248 ²	0,216	0,146	0,119
ibov_volatility	3	0,090046 ¹	0,739	0,463	0,347
gfcf	8	0,060180 ²	0,216	0,146	0,119
Q_Tobin	8	0,101382 ²	0,216	0,146	0,119
growth	15	0,083332 ¹	0,739	0,463	0,347
rir	8	0,175387 ²	0,216	0,146	0,119
d_rir	1	0,085583 ¹	0,739	0,463	0,347
icei	8	0,048142 ²	0,216	0,146	0,119

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Denota constante.

² Denota constante e tendência.

³ Denota nenhum.

Obs.: A escolha final pelo uso de intercepto e/ou tendência foi feita baseada no critério de Schwarz. A defasagem é o *lag truncation* escolhido para o Bartlett kernel.

TABELA A.4

Estimações por MQO (variável dependente: *selic* – *fri* (30% e 50%))

Dependent Variable: SELIC

Method: Least Squares

Date: 11/08/13 Time: 09:21

Sample (adjusted): 2003M06 2011M12

Included observations: 103 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
constante	17,087	1,383	12,354	0,000
gdp_gap (–4)	16,829	8,819	1,908	0,059
embi (–1)	0,006	0,003	2,022	0,046
ci(–1)	–2,944	1,246	–2,364	0,020
d_cbri(–2)	–10,033	4,789	–2,095	0,039
fri (–7)	–3,573	1,691	–2,113	0,037
crisis	–4,043	0,912	–4,430	0,000
R-squared	0,83	Mean dependent var		13,873
Adjusted R-squared	0,82	S.D. dependent var		3,840
S.E. of regression	1,62	Akaike info criterion		3,867
Sum squared resid	251,50	Schwarz criterion		4,046
Log likelihood	–192,13	Hannan–Quinn criter.		3,939
F-statistic	79,68	Durbin–Watson stat		0,256
Prob(F-statistic)	0,00			

Elaboração dos autores.

TABELA A.5

Estimações por MQO (variável dependente: *selic* – *fri* (50% e 70%))

Dependent Variable: SELIC

Method: Least Squares

Date: 11/08/13 Time: 09:29

Sample (adjusted): 2003M06 2011M12

Included observations: 103 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
constante	15,311	5,761	2,658	0,009
gdp_gap (–4)	23,175	8,723	2,657	0,009
embi (–1)	0,007	0,003	2,198	0,030
ci (–1)	–3,099	1,147	–2,701	0,008
d_cbri (–2)	–9,609	5,050	–1,903	0,060
fri (–7)	1,457	5,800	0,251	0,802
crisis	–5,267	0,817	–6,443	0,000
R-squared	0,82	Mean dependent var		13,873
Adjusted R-squared	0,81	S.D. dependent var		3,840
S.E. of regression	1,67	Akaike info criterion		3,925
Sum squared resid	266,74	Schwarz criterion		4,104
Log likelihood	–195,16	Hannan-Quinn criter.		3,998
F-statistic	74,21	Durbin-Watson stat		0,317
Prob(F-statistic)	0,00			

Elaboração dos autores.

ESTIMAÇÃO DAS TABELAS AUXILIARES DE IMPOSTOS E MARGENS DA MATRIZ DE INSUMO-PRODUTO COM MÍNIMA PERDA DE INFORMAÇÃO: ALGORITMO RAWs¹

Thiago Sevilhano Martinez²

O artigo desenvolve o algoritmo RAWs para estimar as tabelas auxiliares de impostos indiretos e margens das matrizes de insumo-produto (MIPs) de 2000 e 2005. O RAWs é derivado a partir de um problema de minimização de perda de informação, que explora a estrutura de dados das MIPs e Tabelas de Recursos e Usos (TRUs) divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). São incorporados avanços recentes da literatura internacional de métodos de balanceamento de matrizes, especialmente a generalização do RAS para tabelas com células negativas. Ademais, as tabelas oficiais que compõem as MIPs de 2000 e 2005, compatíveis com a revisão 2004-2005 das Contas Nacionais, são ajustadas para adequá-las à revisão 2005-2009 das TRUs.

Palavras-chave: insumo-produto; Contas Nacionais; RAS; balanceamento de matrizes.

JEL: D57, C67, E01

1 INTRODUÇÃO

A matriz de insumo-produto (MIP) é uma fonte de informações privilegiada para a mensuração de encadeamentos entre os setores de uma economia, pois apresenta, de maneira integrada, as relações de compra e venda entre setores produtivos no consumo intermediário, separando-as da destinação aos componentes da demanda final. Pode ser aplicada em diversos estudos que procuram mensurar efeitos sobre a economia como um todo de choques específicos, por exemplo, sobre setores como agricultura e indústria.

Como subprodutos do processo de construção de uma MIP, são geradas tabelas auxiliares de absorção de importações, impostos indiretos e margens de comércio e transporte pelos setores produtivos e da demanda final, as quais podem ser utilizadas separadamente da MIP, em aplicações específicas. Por exemplo, no caso da tabela de importações, para separar o efeito de um choque sobre a produção interna da variação na demanda atendida por

1. O autor agradece a Umed Temurshoev e Marcel Timmer pela cessão da rotina SUT-RAS apresentada em Temurshoev e Timmer (2011), que serviu de referência para a programação das rotinas em Matlab deste artigo. Agradece também às sugestões de Gabriel Coelho Squeff, de participantes de seminário no Ipea e do parecerista anônimo da revista. Todos os eventuais erros presentes no texto são de responsabilidade do autor.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail:* thiago.martinez@ipea.gov.br.

importações (Dietzenbacher, Albino e Kuhtz, 2005); e, no caso das tabelas de impostos, para estudar a incidência dos diferentes impostos indiretos em cadeias produtivas (Siqueira, Nogueira e Souza, 2001). Neste artigo, é proposto um novo método para a estimação das tabelas auxiliares da MIP no Brasil, as quais, além de terem utilidade em aplicações específicas, podem ser empregadas para melhorar a estimação da MIP nos anos em que ela não é divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

No Brasil, para a década de 1990, sob a referência 1985 do Sistema de Contas Nacionais (SCN/1985), o IBGE divulgou MIPs anuais de 1990 a 1996, incluindo todas as tabelas auxiliares estimadas para cada ano. Entretanto, para a referência 2000 do SCN, foram publicadas somente as MIPs referentes aos anos 2000 e 2005, e a única tabela auxiliar divulgada para esses dois anos foi a de importações. Assim, a defasagem na disponibilidade de dados oficiais, que já é grande no caso da MIP, ultrapassa quinze anos no caso das tabelas auxiliares de impostos e margens. Isso prejudica não só estudos que fazem uso direto dessas tabelas auxiliares mas também a estimação de MIPs por métodos de projeção de matrizes para anos mais recentes.

O objetivo deste artigo é apresentar o método RAWs, desenvolvido para a estimação de todas as tabelas auxiliares dos anos 2000 e 2005, assim como as próprias tabelas estimadas pelo método. O procedimento é assim denominado em referência ao clássico método RAS da literatura de projeção de matrizes. Trata-se de um método flexível, derivado a partir de um problema de minimização de perda de informação, com o propósito de empregar toda a informação disponível nas MIPs e nas Tabelas de Recursos e Usos (TRUs) que seja relevante para a estimação eficiente das tabelas auxiliares. A solução do problema incorpora o tratamento mais adequado a células negativas das matrizes proposto no RAS generalizado (Junius e Oosterhaven, 2003).

Secundariamente, além de derivar o RAWs e utilizá-lo para estimar as tabelas auxiliares desses dois anos, o artigo apresenta um procedimento para correção das próprias MIPs de 2000 e 2005 divulgadas pelo IBGE. Calculadas a partir das TRUs da revisão 2004-2005 das Contas Nacionais, as MIPs de 2000 e 2005 apresentam pequenas incompatibilidades com as TRUs da revisão 2005-2009, a mais recente disponibilizada pelo IBGE. Como as MIPs não foram recalculadas para acompanhar as novas TRUs, será apresentado um procedimento para fazer este ajuste.

Como forma de avaliar os resultados do RAWs, o mesmo foi aplicado também ao ano de 1996, com alguns ajustes necessários impostos pelas diferenças dos dados. Este foi o último ano para o qual o IBGE divulgou todas as tabelas auxiliares, permitindo a comparação das tabelas estimadas com as originais. O desempenho do RAWs é comparado com o do método de Guilhoto e Sesse-Filho (2005), por meio de medidas de distância entre matrizes.

Além da introdução, este artigo contém mais seis seções. Na segunda seção, são discutidos aspectos conceituais da estimação das tabelas auxiliares no Brasil. Na terceira seção, são apresentadas as estimativas iniciais das tabelas. Na quarta, é derivado o método RAWs como um problema de minimização de perda de informação. Na quinta seção, são apresentados os procedimentos de correção das MIPs de 2000 e 2005 e as etapas do algoritmo RAWs. Na sexta, analisa-se o desempenho do RAWs por sua aplicação a 1996. Por fim, a conclusão discute as contribuições empíricas e metodológicas do artigo, sugerindo extensões futuras.

As tabelas auxiliares estimadas e as MIPs corrigidas para os anos de 2000 e 2005, assim como as rotinas do algoritmo RAWs em Matlab, estão disponibilizadas como um apêndice virtual do artigo.

2 ESTIMAÇÃO DAS TABELAS AUXILIARES DA MIP NO BRASIL: ASPECTOS CONCEITUAIS

Para a construção de uma MIP, que relaciona setores a setores, são empregadas informações das TRUs, que relacionam produtos a setores. A tabela de recursos mostra o quanto de cada produto é gerado por cada setor de atividade, enquanto a tabela de usos mostra as compras destes produtos por cada setor de atividade e pelos componentes da demanda final. Adotando hipóteses de identificação de produtos a setores, chega-se à MIP.

Enquanto a tabela de recursos usa o método de valoração a preços básicos e separa oferta nacional da importada, a tabela de usos, por sua vez, está valorada a preços ao consumidor e sem separação da demanda por produtos nacionais e importados. Para chegar-se à MIP, é necessário eliminar essa diferença de valoração, mediante a estimação da tabela de usos de produtos nacionais a preços básicos. Para tanto, da tabela de usos original devem ser retirados a demanda por produtos importados e os elementos que são somados aos preços básicos para chegar aos preços de

consumidor, que são os impostos indiretos e margens.³ Entretanto, os valores de importações, margens e impostos são fornecidos nas TRUs apenas no total por produto, sem discriminação do quanto corresponde às vendas do produto para cada setor e para a demanda final. Assim, é necessário estimar tabelas auxiliares para a distribuição dessas margens, impostos e importações, para então deduzi-las de cada célula da matriz de usos a preços ao consumidor e chegar à tabela de usos a preços básicos com oferta nacional.

No Brasil, o IBGE divulgou as TRUs anualmente como parte do SCN/2000. Na revisão 2005-2009 das Contas Nacionais, a mais recente na data de conclusão deste texto, as TRUs são apresentadas em três níveis de desagregação: 12 setores por 12 produtos, 43 setores por 80 produtos e 56 setores por 110 produtos (IBGE, 2011). No SCN/2000, a MIP foi divulgada para 2000 e 2005 com base nas TRUs da revisão 2004-2005, nos níveis de desagregação 12 setores por 12 produtos e 55 setores por 110 produtos (IBGE, 2007a, 2008).⁴

O procedimento empregado pelo IBGE para a construção da tabela de usos a preços básicos com oferta nacional a partir das TRUs é exposto nas notas técnicas da MIP 2000/2005 (IBGE, 2008). Os totais por produto de importações, impostos e margens estão disponíveis na tabela de recursos de bens e serviços. As tabelas auxiliares, que distribuem esses totais por produto aos setores de atividade e componentes da demanda final que demandam cada produto, são calculadas pelos métodos a seguir.

- 1) As importações de bens e serviços são distribuídas pelas atividades consumidoras e componentes da demanda final por meio do *software* ERETES, utilizado na elaboração das Contas Nacionais, que combina informações de diversas bases de dados acessíveis ao IBGE.
- 2) O imposto de importação é distribuído proporcionalmente à tabela auxiliar das importações.

3. O conceito de margem é definido pelo IBGE (2007b) como um complemento de produção entre o momento e o lugar de fabricação de um bem e sua disponibilização ao comprador final. A margem de comércio é igual ao saldo das vendas do comércio menos as aquisições para revenda, mais a variação dos estoques para revenda. A margem de transporte é contabilizada quando o comprador arca explicitamente com o custo de transporte da mercadoria, mesmo que este seja feito pelo próprio vendedor.

4. Nas revisões das Contas Nacionais posteriores a 2004-2005, o setor "1106. Outros serviços" das TRUs foi desagregado nos setores "1106. Serviços prestados às famílias e associativas" e "1107. Serviços domésticos", aumentando de 55 para 56 o número de setores. Neste estudo, esses dois setores são agregados novamente para manter a compatibilidade com as MIPs originais do IBGE.

- 3) Para a distribuição das margens de comércio e de transporte, assim como dos outros impostos menos subsídios, são calculados coeficientes pela relação entre preços básicos e preços ao consumidor observada nas margens e outros impostos totais por produto. Multiplicando a tabela de usos a preço de consumidor por tais coeficientes, formam-se as tabelas auxiliares correspondentes.
- 4) Os critérios de distribuição do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) não são explicados nas notas metodológicas.

Nota-se que as tabelas auxiliares são calculadas não só com dados das TRUs mas também de outras fontes não disponíveis ao público em geral, e parte dos procedimentos não é esclarecida. Além disso, como a MIP é obtida a partir da tabela de usos a preços básicos com oferta nacional, e esta é calculada como um resíduo da tabela de usos a preços de consumidor menos as tabelas auxiliares, boas estimativas para as tabelas auxiliares são essenciais para a construção adequada da MIP.

Uma vez que as TRUs são disponibilizadas em periodicidade anual, métodos para a estimativa anual de MIPs são, de fato, métodos para a estimação das tabelas auxiliares. No Brasil, a metodologia para estimação anual da MIP mais empregada em estudos empíricos é a proposta por Guilhoto e Sesse-Filho (2005). Em Guilhoto e Sesse-Filho (2010), a metodologia é adaptada para o SCN/2000, uma vez que o artigo original usa dados de 1994 e 1996, enquadrados na referência 1985 do SCN. Nesse método, a MIP estimada para cada ano é independente das matrizes oficiais divulgadas para anos anteriores, pois somente informações das TRUs do respectivo ano são utilizadas. Todas as tabelas auxiliares são calculadas pelo mesmo procedimento, que consiste em distribuir os totais por produto de impostos, margens e importações conforme a mesma proporção da distribuição dos totais por linha na tabela de usos a preços de consumidor. Há somente uma pequena diferença nas tabelas de importações e imposto de importação, pois nestas os valores da coluna da demanda final Exportação de bens e serviços são desconsiderados no cálculo das proporções.

Como será observado na seção 3, o problema com esse método está em tratar igualmente a construção de todas as tabelas auxiliares, quando na verdade a análise da estrutura dos dados disponíveis nas TRUs, nas MIPs

de 2000/2005 e nas MIPs da década de 1990 revela particularidades que devem ser consideradas na estimação de cada uma. Entretanto, os ganhos potenciais com o uso dessas particularidades são mais relevantes quando as MIPs são estimadas por métodos de projeção nos quais não só informações das TRUs do ano corrente são consideradas mas também a estrutura das MIPs de anos anteriores.

O chamado método RAS (Stone, 1962) é o mais popular dos algoritmos para balanceamento e projeção de matrizes. Trata-se de um método biproporcional, no qual uma matriz é estimada a partir de uma projeção inicial (matriz A) e de totais conhecidos de somas nas linhas e colunas (vetores R e S , respectivamente). No algoritmo do RAS, os totais nas linhas são distribuídos seguindo as proporções da projeção inicial; a seguir, os totais nas colunas são distribuídos conforme as proporções do passo anterior; depois, novamente o total da linha é redistribuído pela proporção do último passo e assim sucessivamente, até que os erros nas linhas e colunas sejam inferiores a certo patamar estabelecido.

Entre as diversas variantes do RAS original desenvolvidas na literatura (Miller e Blair, 2009, cap. 7; Temurshoev, Webb e Yamano, 2011), destaca-se a contribuição de Junius e Oosterhaven (2003). Os autores apresentam um algoritmo RAS modificado, denominado RAS generalizado (GRAS), que aceita valores negativos no balanceamento. Aprimoramentos no GRAS são introduzidos por Lenzen, Wood e Gallego (2007) e Huang, Kobayashi e Tanji (2008), que corrigem problemas do GRAS relacionados a entradas nulas na estimativa inicial e à especificação do problema de minimização de perda de informação.⁵

Para aplicar o RAS original na projeção de MIPs, o ideal seria estimar individualmente cada tabela auxiliar, tomando como projeção inicial a respectiva tabela de um ano conhecido e adotando o RAS com base em totais de somas nas linhas e colunas, se estes pudessem ser obtidos a partir das TRUs. Dessa forma, a tabela de usos nacional a preços básicos poderia ser calculada como resíduo da tabela de usos a preços de consumidor menos a soma destas estimativas das tabelas auxiliares. A dificuldade em adotar esse

5. Uma crítica à estimação de MIPs pelo RAS é que a natureza puramente mecânica do método não considera aspectos econômicos na atualização dos coeficientes. Por esse motivo, tem crescido a utilização dos métodos híbridos (Miller e Blair, 2009, cap. 7), que combinam diferentes informações disponíveis com as propriedades matemáticas do RAS, como é o caso do algoritmo RAWs deste artigo.

procedimento está no desconhecimento das somas nas colunas por tabela auxiliar no ano estimado, pois somente as somas nas linhas são conhecidas a partir das TRUs.

Para o Brasil, uma solução para esse problema foi proposta por Grijó e Berni (2006), que sugerem uma versão modificada do RAS para projetar a MIP. O aspecto inovador desse estudo é a modificação do RAS original para ajustá-lo aos dados disponíveis das MIPs do SCN/1985 na década de 1990. Os autores sugerem que a restrição de soma nas colunas seja substituída por uma restrição de soma, célula a célula, de todas as tabelas auxiliares com a tabela de usos nacional a preços básicos, que deve ser igual à tabela de usos a preços de consumidor.

Contudo, essa metodologia não é diretamente aplicável aos dados do SCN/2000, pois ela requer o conhecimento das tabelas auxiliares para o ano de referência da projeção, e apenas a tabela de usos a preços básicos e a tabela de importações são divulgadas pelo IBGE para 2000 e 2005. Pelo método RAWs, desenvolvido nas próximas seções, as outras tabelas auxiliares serão estimadas para 2000 e 2005, fazendo uso de toda a informação disponível. Assim, estas tabelas poderão ser empregadas em estudos posteriores para a projeção anual da MIP no SCN/2000, além de terem sua própria utilidade em aplicações específicas.

3 DEFINIÇÕES, DADOS DISPONÍVEIS E ESTIMATIVAS INICIAIS

3.1 Definições e dados disponíveis

Na MIP divulgada pelo IBGE (2008) para 2000 e 2005, a maior parte das tabelas auxiliares não foi apresentada, diferentemente do que ocorreu nas MIPs da década de 1990, em que todas as tabelas auxiliares foram apresentadas, inclusive com separação da distribuição de margens e impostos entre produtos nacionais e importados. Do conjunto de dados relevante aos propósitos deste artigo, as seguintes tabelas são divulgadas junto às MIPs do SCN/2000:

- recursos de bens e serviços, a preços básicos, na qual constam os vetores com os totais por produto de impostos e margens ($q_K = [q_i^K]$, onde K é o indexador do tipo de margem ou imposto);
- usos de bens e serviços a preço de consumidor ($V = [v_{ij}]$);

- oferta e demanda de produtos importados, que é a tabela auxiliar das importações ($X_{IM} = [x_{ij}^{IM}]$);
- oferta e demanda da produção a preço básico, que é a tabela de usos a preços básicos ($X_U = [x_{ij}^U]$);

A partir dessas tabelas disponíveis, pode-se calcular a matriz $H^* = [h_{ij}^*]$:

$$H^* = V - X_U - X_{IM} \quad (1)$$

Para os anos de referência, o problema consiste em estimar seis tabelas de passagem, referentes à distribuição do:

- imposto de importação ($X_{TM} = [x_{ij}^{TM}]$);
- ICMS ($X_{TC} = [x_{ij}^{TC}]$);
- IPI ($X_{TP} = [x_{ij}^{TP}]$);
- outros impostos líquidos de subsídios ($X_{TS} = [x_{ij}^{TS}]$);
- margens de comércio ($X_{MC} = [x_{ij}^{MC}]$); e
- margens de transporte ($X_{MT} = [x_{ij}^{MT}]$).

As matrizes H^* , V e X_K , com $k \in K = \{U, IM, TM, TC, TP, TS, MC, MT\}$, têm dimensão $n \times m$, com os produtos indexados por $i = \{1, \dots, n\}$ nas linhas e os setores de atividade e demanda final indexados por $j = \{1, \dots, m\}$ nas colunas. Os vetores q_K têm dimensão $n \times 1$. Nas tabelas do SCN/2000 utilizadas neste artigo, $n = 110$ e $m = 61$, os 55 setores de atividade mais seis setores de demanda final. No texto, porém, as equações são mantidas com n e m para expressar o método de forma mais geral.

Como a tabela de usos a preços ao consumidor é igual à soma da tabela de usos a preços básicos com as tabelas de passagem, tem-se que a matriz H^* é igual à soma das seis tabelas de passagem desconhecidas:

$$X_{TM} + X_{TC} + X_{TP} + X_{TS} + X_{MC} + X_{MT} = H^* \quad (1^*)$$

A tabela referente ao imposto de importação X_{TM} é estimada separadamente das outras, a partir da tabela de importações X_{IM} . Na sequência, pode-se definir a matriz H :

$$H = H^* - X_{TM} = V - X_U - X_{IM} - X_{TM} \quad (2)$$

Concluindo-se que:

$$X_{TC} + X_{TP} + X_{TS} + X_{MC} + X_{MT} = H \quad (3)$$

Em outros termos, se $H = [h_{ij}]$ e $X_K = [x_{ij}^k]$, com $k \in K = \{TC, TP, TS, MC, MT\}$,:

$$\sum_{k \in K} x_{ij}^k = h_{ij} \quad (4)$$

No restante desta seção, serão apresentados os procedimentos para as estimativas iniciais das seis tabelas auxiliares. É apresentada também a estimativa final da tabela de imposto de importações, para a qual serão empregadas as matrizes X_{IM} , H^* e o vetor q_{TM} .

As estimativas finais das demais cinco tabelas auxiliares serão obtidas conjuntamente por meio do método RAWS, derivado na próxima seção. As matrizes R do balanceamento resultarão das restrições na soma das linhas das tabelas auxiliares, determinadas pelos vetores q_K , com $K = \{TC, TP, TS, MC, MT\}$. A matriz W representa no algoritmo a restrição de que a soma, célula a célula, dessas cinco tabelas auxiliares deve ser igual à matriz H , conforme as equações (3) e (4). Essa restrição de soma das tabelas foi inspirada em Grijó e Berni (2006). Já as matrizes S , que derivam de restrições de soma nas colunas, são menos óbvias. Para as tabelas de margem de comércio X_{MC} e margem de transporte X_{MT} , a soma será nula em cada coluna.

$$\sum_{i=1}^n x_{ij}^{MC} = \sum_{i=1}^n x_{ij}^{MT} = 0 \quad (5)$$

Isso ocorre porque, para cada setor de atividade ou demanda final, a soma das margens de comércio pagas nas compras do setor é lançada com sinal negativo no produto 060101. Comércio, enquanto a soma das margens de transporte é lançada com sinal negativo no produto 070101. Transporte de carga. O balanceamento nas colunas dessas duas matrizes pode, portanto, ser feito isoladamente. Entretanto, as somas nas colunas não são conhecidas para cada uma das três matrizes de impostos. E pelas equações (3) e (4), sabe-se que as somas nas colunas das cinco tabelas auxiliares devem ser iguais às somas nas respectivas colunas da matriz $\mathbf{H}$. Como as somas nas colunas das matrizes de margens de comércio e de transporte são nulas por definição – equação (5) –, conclui-se que a soma na coluna dos três tipos de tabelas de impostos $\mathbf{X}_{TC}$, $\mathbf{X}_{TP}$ e $\mathbf{X}_{TS}$ para cada setor demandante deve ser igual à soma na coluna da matriz $\mathbf{H}$ referente ao mesmo setor, designada por $h_j = \sum_{i=1}^n h_{ij}$:

$$\sum_{i=1}^n \sum_{k \in K} x_{ij}^k = \sum_{i=1}^n (x_{ij}^{TC} + x_{ij}^{TP} + x_{ij}^{TS}) = h_j \quad (6)$$

Por fim, ainda observa-se uma particularidade nos dados das MIPs, da qual resultam informações adicionais ao balanceamento da tabela $\mathbf{X}_{MC}$ de margens de comércio. Conforme as tabelas de recursos dos anos de referência, o produto 060101. Comércio, para o qual é alocada a soma das margens de comércio, não sofre incidência de imposto de importação, nem de qualquer dos outros três tipos de impostos, nem de margens de transporte. Ou seja, para a linha referente a esse produto, a diferença entre a tabela de usos a preços ao consumidor e a tabela de usos a preços básicos é dada apenas pelas margens de comércio mais as importações. Como as tabelas de usos a preços básicos, usos a preços ao consumidor e importações são conhecidas para os anos de 2000 e 2005, deduz-se que o total de margens de comércio pagas por cada setor demandante é conhecido. Ele é igual à linha do produto 060101. Comércio na matriz $\mathbf{H}$. Essa linha será utilizada como restrição de soma nas colunas da matriz de margem de comércio, resultando na matriz $\mathbf{S}$ relacionada. Cabe apontar que o mesmo não é válido para a matriz de margens de transporte porque sobre o produto 070101. Transporte de carga incidem ICMS e outros impostos menos subsídios.

3.2 Imposto de importações (A_{TM}, X_{TM})

Para a estimação da tabela referente ao imposto de importações, a estimativa inicial de X_{TM} será designada por A_{TM} . Seja $A_{TM} = [a_{ij}^{TM}]$, define-se:

$$a_{ij}^{TM} = \begin{cases} 0, & \text{para } h_{ij}^* = 0 \\ 0, & \text{para } j = \text{exportação} \\ x_{ij}^{IM}, & \text{para os demais casos} \end{cases} \quad (7)$$

A terceira parte da definição citada corresponde ao método de cálculo da tabela do imposto de importações descrito nas notas metodológicas da MIP (IBGE, 2008), que consiste em distribuir o imposto de importação sobre cada produto (q_{TM}) conforme as proporções da distribuição da importação de cada produto na tabela X_{IM} . As duas partes anteriores da definição se mostraram necessárias para a estimação consistente da tabela.

A primeira condição é necessária porque, quando $h_{ij}^* = 0$, se $a_{ij}^{TM} > 0$ tem-se obrigatoriamente $h_{ij} = h_{ij}^* - a_{ij}^{TM} < 0$. Nesse caso, $\sum_{k \in K} x_{ij}^k = h_{ij} < 0$, mas, como a grande maioria das células das tabelas auxiliares é não negativa, frequentemente chega-se a restrições que não podem ser atendidas, quando a soma de termos não negativos x_{ij}^k deve resultar em um valor negativo h_{ij} . Cabe dizer que as inconsistências que tornam necessária a imposição dessa condição decorrem em geral de erros de arredondamento, pois valores no intervalo $-0,5 < y < 0,5$, com $y \in \{v_{ij}, x_{ij}^U, x_{ij}^{IM}\}$, são arredondados para $y = 0$ pelo IBGE.

A segunda condição teve de ser imposta porque, para os dados do ano 2000, a soma na coluna referente ao setor da demanda final exportação de bens e serviços na tabela H^* é muito pequena, menor que a soma na mesma coluna da tabela A_{TM} quando tal condição não é imposta, de maneira que a soma nesta coluna para a tabela H se torna negativa. Como nas outras tabelas auxiliares a soma na coluna exportação de bens e serviços é sempre não negativa, o balanceamento se torna impossível sem tal condição. Esse problema não ocorre para os dados de 2005, mas essa condição foi mantida para preservar a metodologia homogênea.

A estimativa final da tabela de importações, $X_{TM} = [x_{ij}^{TM}]$, será calculada por:

$$x_{ij}^{TM} = \begin{cases} \frac{a_{ij}^{TM}}{\sum_{j=1}^m a_{ij}^{TM}} \cdot q_i^{TM}, & \text{se } \sum_{j=1}^m a_{ij}^{TM} \neq 0 \\ 0, & \text{se } \sum_{j=1}^m a_{ij}^{TM} = 0 \end{cases} \quad (8)$$

3.3 ICMS e IPI (A_{TC} , A_{TP})

Para o caso das tabelas de ICMS e IPI, não há qualquer indicação de procedimento de cômputo nas notas metodológicas da MIP do SCN/2000. Nas estimativas preliminares deste estudo, essas tabelas receberam o mesmo tratamento das tabelas de margens e outros impostos menos subsídios, que é também o adotado por Guilhoto e Sesso-Filho (2005): a distribuição dos totais de ICMS e IPI nas linhas proporcional às células da tabela de usos a preços ao consumidor. Para testar essa estimativa preliminar, as somas nas colunas da tabela de impostos totais – formada pela junção das tabelas A_{TC} , A_{TP} e A_{TS} – foram comparadas com as somas nas respectivas colunas da matriz H de 2000 e 2005. Essa comparação é útil porque, como exposto na subseção 3.1, o vetor de soma nas colunas dos impostos totais deve ser igual ao vetor de soma nas colunas da matriz H . Ocorreu um padrão sistemático nos erros, com superestimação da distribuição de impostos em quase todos os setores da indústria e subestimação na maioria dos demais setores. Destacou-se, também, o setor exportações da demanda final, que, nos dois anos, recebeu uma alocação de impostos muito superior à correta.

Pela análise da estrutura das tabelas auxiliares disponibilizadas pelo IBGE para a década de 1990 (IBGE, 1999), notou-se que as tabelas de ICMS e IPI/Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS) – o ISS era lançado na mesma tabela do IPI – recebiam um tratamento diferenciado das demais com relação à distribuição dos impostos para a indústria e as exportações, o que explicava o padrão de erros observado na estimativa preliminar.

Para corrigir o problema, tentou-se projetar para 2000 as respectivas tabelas da MIP de 1996, a última disponível. Para tanto, como as MIPs do SCN/1985 têm 43 setores e 80 produtos enquanto no SCN/2000 são 55 setores e 110 produtos, foi empreendido um esforço de compatibilização das classificações. No SCN/2000, as TRUs também são apresentadas no

nível 43 por 80 e a série nesse nível foi retropolada até 1995 para garantir a comparabilidade. Entretanto, os dados dessa série retropolada não são compatíveis com a TRU original de 1996, à qual a MIP deste ano está associada. Assim, não foi possível concluir este procedimento.

A solução adotada consistiu em reproduzir nas estimativas iniciais o padrão verificado nas tabelas da década de 1990. Ao analisar as estruturas das tabelas auxiliares de ICMS e IPI em 1996, observa-se que tais impostos não são lançados a compras de setores da indústria e do componente Exportação de bens e serviços da demanda final. Entende-se que esse procedimento foi adotado porque estabelecimentos industriais têm direito a receber créditos de ICMS e IPI sobre as aquisições de insumos, e as exportações são isentas da incidência de ambos os tributos (Brasil, 1988, Artigo 153, § 3º e Artigo 155, § 2º, incisos I e X). A exceção é a distribuição de ICMS e IPI sobre a produção nacional do produto 1501. Papel, celulose, papelão e artefatos, pois, nessa linha, apenas às aquisições das exportações e do setor 15. Papel e gráfica não são alocados tais impostos. Pode-se interpretar que esse procedimento vincula-se à proibição de instituir tributos sobre o papel destinado à impressão de livros, jornais e periódicos, estabelecida na Constituição Federal (CF/1988), Artigo 150, inciso VI, alínea “d”.

Essas características das tabelas auxiliares de ICMS e IPI das MIPs da década de 1990 foram incorporadas na estimativa inicial dessas tabelas para as MIPs de 2000 e 2005, acrescidas de outras restrições necessárias ao balanceamento dos dados. Seja $\dot{V} = [\dot{v}_{ij}]$ uma matriz com tais restrições, que servirá de base para as estimativas iniciais e é definida por:

$$\dot{v}_{ij} = \begin{cases} \begin{cases} j = \text{exportações} \\ j = \text{setores da indústria, exceto para:} \\ \quad \begin{cases} i = 030702. \text{ Papel e papelão (...)} \\ j = 0301. \text{ Alimentos e bebidas} \end{cases} \\ i = 030702. \text{ Papel (...)} \text{ e } j = 0308. \text{ Jornais (...)} \\ h_{ij} = 0 \end{cases} & 0, \text{ para} \\ v_{ij}, & \text{para demais casos} \end{cases} \quad (9)$$

As aquisições das exportações e dos setores da indústria, assim como as vendas do produto 030702. Papel e papelão, embalagens e artefatos, recebem tratamento conforme as MIPs da década de 1990.

O setor 0401. Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana é considerado uma atividade industrial no SCN/2000, mas não era nas MIPs da década de 1990. Nas estimativas preliminares deste estudo, esse setor foi tratado como uma atividade não industrial na alocação de impostos. Entretanto, nesta circunstância, verificou-se que a soma total dos tributos nas colunas correspondentes ao setor, nas três matrizes, A_{TC} , A_{TP} e A_{TS} , foi muito superior ao montante correto de impostos que deveria ter sido alocado, conforme a soma na coluna correspondente da matriz H . Assim, esse setor foi tratado como os demais setores industriais.

Cabe apontar que o produto 1501. Papel, celulose, papelão e artefatos e o setor 15. Papel e gráfica, do nível de agregação 43 por 80, equivalem, respectivamente, a três produtos (030701. Celulose e outras pastas para fabricação de papel; 030702. Papel e papelão, embalagens e artefatos; e 030801. Jornais, revistas, discos e outros produtos gravados) e dois setores (0307. Celulose e produtos de papel e 0308. Jornais, revistas, discos), no nível de agregação 55 por 110 (Concla, 2011a, 2011b). Entretanto, com base na justificativa apresentada no Artigo 150 da CF/1988, esse tratamento diferenciado na distribuição de ICMS e IPI foi aplicado apenas ao produto 030702. Papel e papelão, embalagens e artefatos e ao setor 0308. Jornais, revistas, discos.

Quanto ao setor industrial 0301. Alimentos e bebidas, na primeira tentativa o algoritmo RAWs não convergia porque a zeragem na distribuição de ICMS e IPI às compras do setor impediu que fossem respeitadas algumas restrições de somas nas colunas, linhas e entre tabelas auxiliares envolvendo células das compras desse setor. Era necessário alocar uma quantia mínima desses impostos ao setor para que o balanceamento tivesse êxito. Assim, optou-se por simplesmente dar às colunas do setor nas tabelas A_{TC} e A_{TP} o mesmo tratamento dos setores não industriais.

Também não foram alocados impostos nas células correspondentes a $h_{ij} = 0$ na matriz H , restrição que será imposta a todas as cinco tabelas auxiliares submetidas a balanceamento conjunto pelo algoritmo RAWs. Isso é necessário porque, ao ocorrer $h_{ij} = 0$, mas $a_{ij}^{TC} > 0$ ou $a_{ij}^{TP} > 0$, como são

escassas as células negativas nas tabelas auxiliares, não é possível respeitar a restrição $\sum_{k \in K} x_{ij}^k = h_{ij} = 0$ com $k \in K = \{TC, TP, TS, MC, MT\}$, de maneira que o algoritmo não converge. Em particular, os componentes da demanda final Consumo da administração pública, Consumo das instituições sem fins lucrativos a serviço das famílias (ISFLSF) e Variação de estoque não sofrem incidência de ICMS e IPI, pois $h_{ij} = 0$ em todas as células das colunas correspondentes na matriz H .

Por fim, às demais células é atribuído o valor da célula correspondente na matriz de usos a preços de consumidor $V = [v_{ij}]$, cujas proporções na linha serão utilizadas para a distribuição das margens totais em $q_{TC} = [q_i^{TC}]$ e $q_{TP} = [q_i^{TP}]$.

Calculada a matriz $\dot{V} = [\dot{v}_{ij}]$ pela equação (9), as estimativas iniciais das tabelas de distribuição do ICMS ($A_{TC} = [a_{ij}^{TC}]$) e do IPI ($A_{TP} = [a_{ij}^{TP}]$) serão dadas, respectivamente, por:

$$a_{ij}^{TC} = \begin{cases} \frac{\dot{v}_{ij}}{\sum_{j=1}^m \dot{v}_{ij}} \cdot q_i^{TC}, & \text{se } \sum_{j=1}^m \dot{v}_{ij} \neq 0 \\ 0, & \text{se } \sum_{j=1}^m \dot{v}_{ij} = 0 \end{cases} \quad (10)$$

$$a_{ij}^{TP} = \begin{cases} \frac{\dot{v}_{ij}}{\sum_{j=1}^m \dot{v}_{ij}} \cdot q_i^{TP}, & \text{se } \sum_{j=1}^m \dot{v}_{ij} \neq 0 \\ 0, & \text{se } \sum_{j=1}^m \dot{v}_{ij} = 0 \end{cases} \quad (11)$$

3.4 Outros impostos líquidos de subsídios, margem de comércio e margem de transporte (A_{TS} , A_{MC} , A_{MT})

Para essas tabelas, há a descrição do procedimento de cálculo nas notas metodológicas da MIP (IBGE, 2008), já apresentado na seção 2. Neste artigo, foram conduzidos alguns testes para verificação de consistência do método. O procedimento aplicado é a distribuição dos totais de impostos ou margens por produto, contidos nos vetores $q_{TS} = [q_i^{TS}]$, $q_{MC} = [q_i^{MC}]$ e $q_{MT} = [q_i^{MT}]$, conforme as proporções em relação ao total na linha da tabela de usos a preços ao consumidor.

No primeiro teste, o procedimento foi aplicado aos dados do ano 1996, o último para o qual todas as tabelas de passagem da MIP foram divulgadas (IBGE, 1999). Para as tabelas de outros impostos – que em 1996 não incluíam os subsídios – e margem de transporte, a aderência do método foi muito elevada, com erros em poucas células e pequenos. Na tabela de margens de comércio, houve mais erros.

O segundo teste consistiu em comparar a soma nas colunas da matriz margem de comércio estimada por esse procedimento em 2000, com a linha referente ao produto 060101. Comércio na matriz H , que, como apresentado no início da seção, é igual aos valores corretos de totais por coluna de margem de comércio. O erro absoluto médio, em termos percentuais, foi de 20%, indicando que é necessário balancear a tabela.

Assim, o referido procedimento de cálculo, com poucos ajustes, foi empregado para calcular as estimativas iniciais dessas três tabelas, que, em seguida, serão submetidas a um balanceamento conjunto com as outras. A matriz que será empregada na distribuição dos totais nas linhas, $\ddot{V} = [\ddot{v}_{ij}]$, é a própria tabela de usos a preços ao consumidor $V = [v_{ij}]$, acrescida da restrição de não distribuir margens e impostos nas células em que $h_{ij} = 0$, por motivos iguais aos já expostos na subseção 3.3.⁶

$$\ddot{v}_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{para } h_{ij} = 0 \\ v_{ij}, & \text{para demais casos} \end{cases} \quad (12)$$

Desse modo, as estimativas iniciais das tabelas de outros impostos menos subsídios ($A_{TS} = [a_{ij}^{TS}]$), margens de comércio ($A_{MC} = [a_{ij}^{MC}]$) e margens de transporte ($A_{MT} = [a_{ij}^{MT}]$) serão dadas, respectivamente, por:

$$a_{ij}^{TS} = \begin{cases} \frac{\ddot{v}_{ij}}{\sum_{j=1}^m \ddot{v}_{ij}} \cdot q_i^{TS}, & \text{se } \sum_{j=1}^m \ddot{v}_{ij} \neq 0 \\ 0, & \text{se } \sum_{j=1}^m \ddot{v}_{ij} = 0 \end{cases} \quad (13)$$

6. Como $h_{ij} = 0$ para as colunas consumo da administração pública, consumo das ISFLSF e variação de estoque, esses componentes da demanda final também não sofrem incidência de outros impostos líquidos de subsídios e margens.

$$a_{ij}^{MC} = \begin{cases} \frac{\ddot{v}_{ij}}{\sum_{j=1}^m \ddot{v}_{ij}} \cdot q_i^{MC}, & \text{se } \sum_{j=1}^m \ddot{v}_{ij} \neq 0 \\ 0, & \text{se } \sum_{j=1}^m \ddot{v}_{ij} = 0 \end{cases} \quad (14)$$

$$a_{ij}^{MT} = \begin{cases} \frac{\ddot{v}_{ij}}{\sum_{j=1}^m \ddot{v}_{ij}} \cdot q_i^{MT}, & \text{se } \sum_{j=1}^m \ddot{v}_{ij} \neq 0 \\ 0, & \text{se } \sum_{j=1}^m \ddot{v}_{ij} = 0 \end{cases} \quad (15)$$

4 MÉTODO RAWS

4.1 Problema de minimização de perda de informação

As estimativas iniciais das tabelas auxiliares são agrupadas na matriz A , que será balanceada por um algoritmo derivado de um problema de minimização de perda de informação, resultando em uma matriz X que agrega as estimativas finais das tabelas auxiliares. Também são agrupados os vetores de margens e impostos q_K . Assim, dadas as definições na seção anterior das tabelas e vetores A_K , X_K e q_K , define-se:

$$A = [a_{ij}^k] = \begin{bmatrix} A_{TC} \\ A_{TP} \\ A_{TS} \\ A_{MC} \\ A_{MT} \end{bmatrix}, X = [x_{ij}^k] = \begin{bmatrix} X_{TC} \\ X_{TP} \\ X_{TS} \\ X_{MC} \\ X_{MT} \end{bmatrix}, q_n = [q_i^k] = \begin{bmatrix} q_{TC} \\ q_{TP} \\ q_{TS} \\ q_{MC} \\ q_{MT} \end{bmatrix}, \quad (16)$$

$$q_m = [q_j] = H' \cdot \mathbf{1}_n$$

onde:

$i = \{1, \dots, 5n\}$ é o indexador das linhas;

$j = \{1, \dots, m\}$ é o indexador das colunas;

$k \in K = \{TC, TP, TS, MC, MT\}$ indica a respectiva submatriz de A ou X , ou subvetor de q_n ;

$\mathbf{q}_n = [\mathbf{q}_i^k]$ é o vetor de dimensão $5n \times 1$ que reúne os vetores $\mathbf{q}_k$ de impostos e margens por produto;

$\mathbf{q}_m = [\mathbf{q}_j]$ é o vetor de dimensão $m \times 1$ correspondente às somas nas colunas da matriz $\mathbf{H}$, definida na equação (2), cuja transposta é designada por $\mathbf{H}'$; e

$\mathbf{1}_n$ é um vetor unitário de dimensão $n \times 1$.

Em algumas equações, as três matrizes de impostos serão tratadas como partições de uma submatriz com $3n$ linhas, indexada pelo índice T . Definem-se então as seguintes matrizes e vetores:

$$\mathbf{A}_T = [\mathbf{a}_{ij}^T] = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{TC} \\ \mathbf{A}_{TP} \\ \mathbf{A}_{TS} \end{bmatrix}, \mathbf{X}_T = [\mathbf{x}_{ij}^T] = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_{TC} \\ \mathbf{X}_{TP} \\ \mathbf{X}_{TS} \end{bmatrix}, \mathbf{q}_T = [\mathbf{q}_i^T] = \begin{bmatrix} \mathbf{q}_{TC} \\ \mathbf{q}_{TP} \\ \mathbf{q}_{TS} \end{bmatrix} \quad (17)$$

$$\mathbf{A} = [\mathbf{a}_{ij}^k] = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_T \\ \mathbf{A}_{MC} \\ \mathbf{A}_M \end{bmatrix}, \mathbf{X} = [\mathbf{x}_{ij}^k] = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_T \\ \mathbf{X}_{MC} \\ \mathbf{X}_{MT} \end{bmatrix}, \mathbf{q}_n = [\mathbf{q}_i^k] = \begin{bmatrix} \mathbf{q}_T \\ \mathbf{q}_{MC} \\ \mathbf{q}_{MT} \end{bmatrix} \quad (18)$$

Nessa situação, as células da matriz $\mathbf{A}$ não sofrem alterações, mas, como os elementos que compõem as três submatrizes de impostos são tratados como componentes de uma única matriz, $k \in K^* = \{T, MC, MT\}$ indica a respectiva submatriz de $\mathbf{A}$ ou $\mathbf{X}$, ou subvetor de $\mathbf{q}_n$.

A função perda adotada será a mesma de Huang, Kobayashi e Tanji (2008) e Temurshoev e Timmer (2011), sujeita a restrições definidas a partir da disponibilidade de dados das MIPs brasileiras. Seja:

$$\mathbf{z}_{ij}^k = \begin{cases} \frac{\mathbf{x}_{ij}^k}{\mathbf{a}_{ij}^k}, & \text{se } \mathbf{a}_{ij}^k \neq 0 \\ 1, & \text{se } \mathbf{a}_{ij}^k = 0 \end{cases} \quad (19)$$

Para $a_{ij}^k \neq 0$, escolhe-se o valor de z_{ij}^k que minimiza o seguinte critério de informação:

$$z_{ij}^k = \arg \min \sum_{i=1}^{5n} \sum_{j=1}^m |a_{ij}^k| \cdot (z_{ij}^k \cdot (\ln z_{ij}^k - 1) + 1) \quad (20)$$

Ao minimizar essa função, os valores escolhidos para x_{ij}^k são os mais próximos possíveis dos respectivos a_{ij}^k , respeitadas as restrições que serão introduzidas a seguir. Os termos a_{ij}^k entram em valor absoluto, o que confere um tratamento adequado às células negativas. Essa versão da função objetivo do GRAS, proposta por Huang, Kobayashi e Tanji (2008) como aprimoramento das funções em Lenzen, Wood e Gallego (2007) e Junius e Oosterhaven (2003), admite entradas nulas na projeção inicial, não assume valores negativos e seu menor valor possível é zero, alcançado quando $x_{ij}^k = a_{ij}^k$.

Os termos da matriz A são separados em duas matrizes, A_+ e A_- , conforme o procedimento do algoritmo GRAS de Junius e Oosterhaven (2003). As células da matriz A_+ são iguais a a_{ij}^k quando $a_{ij}^k > 0$, e suas demais células são iguais a zero quando $a_{ij}^k \leq 0$. A matriz A_- carrega os elementos $a_{ij}^k < 0$ e é definida por $A_- = A - A_+$. A notação a_{ij}^{kl} , com $l \in \{+, -\}$ será empregada para designar os termos das duas matrizes, com $a_{ij}^{k-} \in A_-$ e $a_{ij}^{k+} \in A_+$. A mesma notação será empregada para os valores x_{ij}^{kl} e z_{ij}^{kl} correspondentes.⁷ As células referentes aos termos $a_{ij}^k = 0$ permanecerão nulas em A_+ e A_- .

Portanto, teoricamente, cada uma das submatrizes de A poderia ser decomposta em uma matriz de termos positivos e outra de termos negativos. Entretanto, as submatrizes têm particularidades quanto à decomposição dos sinais. As matrizes A_{TC} e A_{TP} , de destinação do ICMS e do IPI, respectivamente, apenas possuem elementos positivos. A matriz A_{TS} tem a maior parte de seus elementos positivos e algumas linhas com todos os elementos negativos, para produtos em que os subsídios superam o pagamento de outros impostos. As matrizes de margens de comércio e

7. Note-se, porém, que todos os valores de z_{ij}^k são positivos. Logo, a notação z_{ij}^{k-} apenas indica o valor correspondente à relação x_{ij}^k / a_{ij}^k para $a_{ij}^k < 0$ e $x_{ij}^k < 0$.

transporte, A_{MC} e A_{MT} , têm apenas uma linha cada com todos os elementos negativos, aquelas em que as margens são alocadas, enquanto as demais células são todas positivas. Essas particularidades serão consideradas na derivação das condições de primeira ordem.

A função expressa na equação (20) será minimizada sujeita às seguintes restrições de (I) a (V):

$$(I) \sum_{j=1}^m x_{ij}^k = \sum_{j=1}^m a_{ij}^k \cdot z_{ij}^k = q_i^k \quad (21)$$

com $i = \{1, \dots, 5n\}$, $k \in K = \{TC, TP, TS, MC, MT\}$.

$$(II) \sum_{i=1}^{3n} x_{ij}^T = \sum_{i=1}^{3n} a_{ij}^T \cdot z_{ij}^T = q_j \quad (22)$$

$$(III) \sum_{i=3n+1}^{4n} x_{ij}^{MC+} = \sum_{i=3n+1}^{4n} a_{ij}^{MC+} \cdot z_{ij}^{MC+} = -h_{MCj} \quad (23)$$

$$(IV) \sum_{i=4n+1}^{5n} x_{ij}^{MT} = \sum_{i=4n+1}^{5n} a_{ij}^{MT} \cdot z_{ij}^{MT} = 0 \quad (24)$$

$$(V) \sum_{k \in K} x_{ij}^k = \sum_{k \in K} a_{ij}^k \cdot z_{ij}^k = h_{ij} \quad (25)$$

A restrição (I) impõe a cada uma das submatrizes de $\mathbf{X}$ que as somas nas linhas devem igualar os respectivos valores de impostos e margens.

As restrições (II), (III) e (IV) aplicam-se às somas nas colunas. Como já foi exposto na subseção 3.1, as somas nas colunas das tabelas de margens de comércio e transporte são nulas. Assim, a soma do valor total dos três tipos de impostos pagos nas compras de cada setor da demanda ou atividade final é igual à soma na respectiva coluna da matriz $\mathbf{H}$, fato expresso na restrição (II). A restrição (IV) representa a soma nula nas colunas da tabela de margens de transporte.

Na restrição (III), considera-se uma característica peculiar dos dados de margem de comércio, já exposta na subseção 3.1. As margens de comércio incidentes nas compras de cada setor são alocadas com sinal

negativo na linha do produto 060101. Comércio, da tabela de margens de comércio. Entretanto, sobre esse produto não incidem impostos e margens de transporte em nenhum dos anos considerados, de maneira que a linha do produto nas tabelas $\mathbf{H}$ ou $\mathbf{H}^*$ corresponde ao valor correto do total de margens de comércio, com o sinal invertido. Assim, essa linha pode ser extraída porque ela não precisa sofrer balanceamento. Uma vez que apenas essa linha da tabela $\mathbf{A}_{MC}$ tem valores negativos, ao retirá-la, restará a matriz $\mathbf{A}_{MC+}$ para ser balanceada, cujas somas nas colunas devem ser iguais aos valores do produto 060101. Comércio na matriz $\mathbf{H}$ com sinal invertido, representados pela notação $-h_{MCj}$.

4.2 Solução do problema de minimização

A função lagrangeana será:

$$\begin{aligned} \mathfrak{L} = & \sum_{i=1}^{5n} \sum_{j=1}^m a_{ij}^{k+} \cdot (z_{ij}^{k+} \cdot (\ln z_{ij}^{k+} - 1) + 1) - \sum_{i=1}^{5n} \sum_{j=1}^m a_{ij}^{k-} \cdot (z_{ij}^{k-} \cdot (\ln z_{ij}^{k-} - 1) + 1) - \\ & - \sum_{i=1}^{5n} \lambda_i^k \cdot \left(\sum_{j=1}^m a_{ij}^k \cdot z_{ij}^k - q_i^k \right) - \sum_{j=1}^m \gamma_j^T \cdot \left(\sum_{i=1}^{3n} a_{ij}^T \cdot z_{ij}^T - q_j \right) - \\ & - \sum_{j=1}^m \gamma_j^{MC} \cdot \left(\sum_{i=3n+1}^{4n} a_{ij}^{MC+} \cdot z_{ij}^{MC+} + h_{MCj} \right) - \sum_{j=1}^m \gamma_j^{MT} \cdot \left(\sum_{i=4n+1}^{5n} a_{ij}^{MT} \cdot z_{ij}^{MT} \right) - \\ & - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \delta_{ij} \cdot \left(\sum_{k \in K} a_{ij}^k \cdot z_{ij}^k - h_{ij} \right) \end{aligned} \quad (26)$$

As condições de primeira ordem obtidas pela derivação em relação aos multiplicadores de Lagrange λ_i^k , γ_j^k e δ_{ij} são as próprias restrições de (I) a (V). As condições provenientes da derivação em relação a z_{ij}^{kl} dependerão da respectiva submatriz:

$$i) \quad a_{ij}^k \in \mathbf{A}_{TC} = \mathbf{A}_{TC+}$$

$$\frac{\partial \mathfrak{L}}{\partial z_{ij}^{TC}} = 0$$

$$\Rightarrow a_{ij}^{TC} \cdot (\ln z_{ij}^{TC} - 1) + a_{ij}^{TC} - \lambda_i^{TC} \cdot a_{ij}^{TC} - \gamma_j^T \cdot a_{ij}^{TC} - \delta_{ij} \cdot a_{ij}^{TC} = 0$$

$$\Rightarrow a_{ij}^{TC} \cdot (\ln z_{ij}^{TC} - \lambda_i^{TC} - \gamma_j^T - \delta_{ij}) = 0$$

Como $a_{ij}^{TC} \neq 0$ por hipótese, caso contrário $z_{ij}^{TC} = 1$, a expressão entre parênteses é igualada a zero, e o termo z_{ij}^{TC} isolado, levando a:

$$z_{ij}^{TC} = e^{\lambda_i^{TC}} \cdot e^{\delta_{ij}} \cdot e^{\gamma_j^T}$$

Como $z_{ij}^{TC} = \frac{x_{ij}^{TC}}{a_{ij}^{TC}}$, para $a_{ij}^{TC} \neq 0$ tem-se:

$$x_{ij}^{TC} = e^{\lambda_i^{TC}} \cdot a_{ij}^{TC} \cdot e^{\delta_{ij}} \cdot e^{\gamma_j^T} \quad (27)$$

$$ii) \quad a_{ij}^k \in A_{TP} = A_{TP+}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial z_{ij}^{TP}} = 0$$

O procedimento é o mesmo da derivação para o ICMS, o que resulta em:

$$x_{ij}^{TP} = e^{\lambda_i^{TP}} \cdot a_{ij}^{TP} \cdot e^{\delta_{ij}} \cdot e^{\gamma_j^T} \quad (28)$$

$$iii) \quad a_{ij}^k \in A_{TS+}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial z_{ij}^{TS+}} = 0$$

$$\Rightarrow a_{ij}^{TS+} \cdot (\ln z_{ij}^{TS+} - 1) + a_{ij}^{TS+} - \lambda_i^{TS} \cdot a_{ij}^{TS+} - \gamma_j^T \cdot a_{ij}^{TS+} - \delta_{ij} \cdot a_{ij}^{TS+} = 0$$

$$\Rightarrow a_{ij}^{TS+} \cdot (\ln z_{ij}^{TS+} - \lambda_i^{TS} - \gamma_j^T - \delta_{ij}) = 0$$

Quando $a_{ij}^{TS} = 0$, define-se $z_{ij}^{TS} = 1$. Para $a_{ij}^{TS} \neq 0$, se $a_{ij}^{TS+} = 0$ necessariamente $a_{ij}^{TS-} \neq 0$, o que será coberto no próximo caso. Com $a_{ij}^{TS+} \neq 0$, obtém-se então:

$$z_{ij}^{TS+} = e^{\lambda_i^{TS}} \cdot e^{\delta_{ij}} \cdot e^{\gamma_j^T}$$

$$x_{ij}^{TS+} = e^{\lambda_i^{TS}} \cdot a_{ij}^{TS+} \cdot e^{\delta_{ij}} \cdot e^{\gamma_j^T} \quad (29)$$

$$iv) \quad a_{ij}^k \in A_{TS-}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial z_{ij}^{TS-}} = 0$$

$$\Rightarrow -a_{ij}^{TS-} \cdot (\ln z_{ij}^{TS-} - 1) - a_{ij}^{TS-} - \lambda_i^{TS} \cdot a_{ij}^{TS-} - \gamma_j^T \cdot a_{ij}^{TS-} - \delta_{ij} \cdot a_{ij}^{TS-} = 0$$

$$\Rightarrow a_{ij}^{TS-} \cdot (-\ln z_{ij}^{TS-} - \lambda_i^{TS} - \gamma_j^T - \delta_{ij}) = 0$$

$$\text{Com } a_{ij}^{TS-} < 0,$$

$$z_{ij}^{TS-} = e^{-\lambda_i^{TS}} \cdot e^{-\delta_{ij}} \cdot e^{-\gamma_j^T}$$

$$x_{ij}^{TS-} = e^{-\lambda_i^{TS}} \cdot a_{ij}^{TS-} \cdot e^{-\delta_{ij}} \cdot e^{-\gamma_j^T} \quad (30)$$

De maneira similar, deriva-se para as margens de comércio e transporte:

$$v) \quad a_{ij}^k \in A_{MC+}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial z_{ij}^{MC+}} = 0$$

$$\Rightarrow x_{ij}^{MC+} = e^{\lambda_i^{MC}} \cdot a_{ij}^{MC+} \cdot e^{\delta_{ij}} \cdot e^{\gamma_j^{MC}} \quad (31)$$

$$vi) \quad a_{ij}^k \in A_{MT+}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial z_{ij}^{MT+}} = 0$$

$$\Rightarrow x_{ij}^{MT+} = e^{\lambda_i^{MT}} \cdot a_{ij}^{MT+} \cdot e^{\delta_{ij}} \cdot e^{\gamma_j^{MT}} \quad (32)$$

$$vii) \quad a_{ij}^k \in A_{MT-}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial z_{ij}^{MT-}} = 0$$

$$\Rightarrow x_{ij}^{MT-} = e^{-\lambda_i^{MT}} \cdot a_{ij}^{MT-} \cdot e^{-\delta_{ij}} \cdot e^{-\gamma_j^{MT}} \quad (33)$$

Podem-se redefinir os termos exponenciais:

$$r_i^k = e^{\lambda_i^k}, \text{ com } k \in K = \{TC, TP, TS, MC, MT\}, i = \{1, \dots, 5n\} \quad (34)$$

$$w_{ij} = e^{\delta_{ij}}, \text{ com } i = \{1, \dots, n\}, j = \{1, \dots, m\} \quad (35)$$

$$s_j^k = e^{\gamma_j^k}, \text{ com } k \in K^* = \{T, MC, MT\}, j = \{1, \dots, m\} \quad (36)$$

Substituindo as equações de (34) a (36) nas equações de (27) a (33), chega-se a:

$$x_{ij}^{TC} = r_i^{TC} \cdot a_{ij}^{TC} \cdot w_{ij} \cdot s_j^T \quad (37)$$

$$x_{ij}^{TP} = r_i^{TP} \cdot a_{ij}^{TP} \cdot w_{ij} \cdot s_j^T \quad (38)$$

$$x_{ij}^{TS+} = r_i^{TS} \cdot a_{ij}^{TS+} \cdot w_{ij} \cdot s_j^T \quad (39)$$

$$x_{ij}^{TS-} = (r_i^{TS})^{-1} \cdot a_{ij}^{TS-} \cdot (w_{ij})^{-1} \cdot (s_j^T)^{-1} \quad (40)$$

$$x_{ij}^{MC+} = r_i^{MC} \cdot a_{ij}^{MC+} \cdot w_{ij} \cdot s_j^{MC} \quad (41)$$

$$x_{ij}^{MT+} = r_i^{MT} \cdot a_{ij}^{MT+} \cdot w_{ij} \cdot s_j^{MT} \quad (42)$$

$$x_{ij}^{MT-} = (r_i^{MT})^{-1} \cdot a_{ij}^{MT-} \cdot (w_{ij})^{-1} \cdot (s_j^{MT})^{-1} \quad (43)$$

A função objetivo em (20) é estritamente convexa, e as restrições (21) a (25) são todas igualdades e lineares, portanto, simultaneamente convexas e côncavas. Assim, a função lagrangeana em (26) é estritamente convexa. Isso garante que a solução existe, é única e é o ponto de mínimo da função.

4.3 Cômputo dos multiplicadores r_i^k , w_{ij} e s_j^k

Os multiplicadores são encontrados ao substituir as equações de (37) a (43) nas restrições de (21) a (25).

Multiplicadores das linhas: r_i^k , com $k \in K = \{TC, TP, TS, MC, MT\}$

Para a restrição r_i^{TC} referente ao ICMS, substitui-se (37) em (21):

$$\sum_{j=1}^m x_{ij}^{TC} = q_i^{TC} \Rightarrow r_i^{TC} \cdot \sum_{j=1}^m a_{ij}^{TC} \cdot w_{ij} \cdot s_j^T = q_i^{TC}$$

Se $q_i^{TC} = 0$, $\sum_{j=1}^m a_{ij}^{TC} = 0$, pois todos os multiplicadores r_i^{TC} , w_{ij} e s_j^T são positivos por definição. Nesse caso, como os valores de ICMS são não negativos, $a_{ij}^{TC} = 0$ para todo $j = \{1, \dots, m\}$. Assim, $z_{ij}^{TC} = 1$ e $x_{ij}^{TC} = a_{ij}^{TC} = 0$ em toda a linha. Define-se então $r_i^{TC} = 1$, uma vez que nenhuma célula da linha precisa sofrer ajuste. Para $q_i^{TC} \neq 0$, temos $\sum_{j=1}^m a_{ij}^{TC} \neq 0$. Assim:

$$r_i^{TC} = \begin{cases} 1, & \text{para } q_i^{TC} = 0 \\ \frac{q_i^{TC}}{\sum_{j=1}^m a_{ij}^{TC} \cdot w_{ij} \cdot s_j^T}, & \text{para } q_i^{TC} \neq 0 \end{cases} \quad (44)$$

Quanto a r_i^{TP} , será substituído (38) em (21). A solução para o IPI é similar à do ICMS:

$$r_i^{TP} = \begin{cases} 1, & \text{para } q_i^{TP} = 0 \\ \frac{q_i^{TP}}{\sum_{j=1}^m a_{ij}^{TP} \cdot w_{ij} \cdot s_j^T}, & \text{para } q_i^{TP} \neq 0 \end{cases} \quad (45)$$

Para as equações (39) e (40), referentes à matriz de outros impostos menos subsídios, como não há separação entre impostos e subsídios, foi necessário supor que todas as células são não negativas nos produtos em que o total é positivo e todas são não positivas nas linhas com totais negativos. Portanto, não haverá soma de elementos positivos e negativos nas linhas. A definição de r_i^{TS} depende do sinal de q_i^{TS} :

$$r_i^{TS} = \begin{cases} 1, & \text{para } q_i^{TS} = 0 \\ \frac{q_i^{TS}}{\sum_{j=1}^m a_{ij}^{TS+} \cdot w_{ij} \cdot s_j^T}, & \text{para } q_i^{TS} > 0 \\ \frac{\sum_{j=1}^m \frac{a_{ij}^{TS-}}{w_{ij} \cdot s_j^T}}{q_i^{TS}}, & \text{para } q_i^{TS} < 0 \end{cases} \quad (46)$$

Para $q_i^{TS} = 0$, como não há elementos positivos e negativos na mesma linha, $x_{ij}^{TS} = a_{ij}^{TS} = 0$, define-se então $r_i^{TS} = 1$. Para $q_i^{TS} > 0$, combinam-se as equações (39) e (21), caso similar ao das matrizes de ICMS e IPI, o que resulta na segunda parte da definição em (46). Para $q_i^{TS} < 0$, são combinadas as equações (40) e (21), logo $\sum_{j=1}^m x_{ij}^{TS-} = q_i^{TS} \Rightarrow (r_i^{TS})^{-1} \cdot \sum_{j=1}^m a_{ij}^{TS-} \cdot (w_{ij})^{-1} \cdot (s_j^T)^{-1} = q_i^{TS}$, isolando r_i^{TS} chega-se à terceira parte da definição (46).

Para a margem de comércio, o balanceamento na linha é similar ao ICMS e IPI. A expressão para r_i^{MC} com $q_i^{MC} > 0$ é obtida substituindo (41) em (21). Cabe lembrar que a linha do produto 060101. Comércio, a única com total negativo, não será balanceada, uma vez que os valores corretos

de suas células são conhecidos, então $r_i^{MC} = 1$ para $q_i^{MC} < 0$. Por fim, se $q_i^{MC} = 0$, $r_i^{MC} = 1$. Tem-se então:

$$r_i^{MC} = \begin{cases} 1, & \text{para } q_i^{MC} \leq 0 \\ \frac{q_i^{MC}}{\sum_{j=1}^m a_{ij}^{MC+} \cdot w_{ij} \cdot s_j^{MC}}, & \text{para } q_i^{MC} > 0 \end{cases} \quad (47)$$

O ajuste na linha da matriz de margens de transporte é semelhante ao dos outros impostos menos subsídios. Tem linhas apenas com elementos não negativos e uma linha apenas com células não positivas, a do produto 070101. Transporte de carga. Novamente, são três casos. Para $q_i^{MT} = 0$, não há elementos positivos e negativos na mesma linha, logo $x_{ij}^{MT} = a_{ij}^{MT} = 0$, com $r_i^{MT} = 1$. Para $q_i^{MT} > 0$, combina-se (42) com (21), enquanto para $q_i^{MT} < 0$, (43) com (21), do que se obtém:

$$r_i^{MT} = \begin{cases} 1, & \text{para } q_i^{MT} = 0 \\ \frac{q_i^{MT}}{\sum_{j=1}^m a_{ij}^{MT+} \cdot w_{ij} \cdot s_j^{MT}}, & \text{para } q_i^{MT} > 0 \\ \frac{\sum_{j=1}^m \frac{a_{ij}^{MT-}}{w_{ij} \cdot s_j^{MT}}}{q_i^{MT}}, & \text{para } q_i^{MT} < 0 \end{cases} \quad (48)$$

Multiplicadores das colunas: s_j^k , com $k \in K^ = \{T, MC, MT\}$*

O balanceamento nas colunas, referente às equações (22), (23) e (24), é dado pelos multiplicadores s_j^k . As três matrizes de impostos são empilhadas e balanceadas conjuntamente nas colunas, assim elas compartilharão o mesmo multiplicador s_j^T . Como a soma das margens é nula na coluna, a soma dos impostos iguala a soma na coluna da matriz H . Nessa situação, pode ocorrer soma de elementos positivos e negativos. Para $q_j = 0$, a soma dos impostos é nula na coluna. Isso ocorre apenas nos componentes da demanda final consumo da administração pública e consumo das ISFLSF, mas são casos

em que o valor de todas as entradas é zero na própria matriz $\mathbf{H}$, então se define $s_j^T = 1$.

Nas outras colunas, observa-se que há aquelas com elementos não positivos e não negativos, há colunas apenas com elementos não negativos, mas não existem colunas apenas com elementos não positivos. Assim, considera-se como caso geral que a coluna pode ter tanto elementos não negativos quanto não positivos, pois a situação de colunas sem elementos negativos pode ser obtida como um caso especial. Combinando as equações (22), (37), (38), (39) e (40):

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^{3n} x_{ij}^T &= \sum_{i=1}^{3n} (x_{ij}^{T+} + x_{ij}^{T-}) = q_j \\ \Rightarrow s_j^T \cdot \sum_{i=1}^{3n} r_i^T \cdot a_{ij}^{T+} \cdot w_{ij} + (s_j^T)^{-1} \cdot \sum_{i=2n+1}^{3n} (r_i^{TS})^{-1} \cdot a_{ij}^{TS-} \cdot (w_{ij})^{-1} &= q_j \\ \text{Com } \sum_{i=1}^{3n} x_{ij}^{T+} &= \sum_{i=1}^n x_{ij}^{TC} + \sum_{i=n+1}^{2n} x_{ij}^{TP} + \sum_{i=2n+1}^{3n} x_{ij}^{TS+}, \\ \sum_{i=1}^{3n} x_{ij}^{T-} &= \sum_{i=2n+1}^{3n} x_{ij}^{TS-}, \quad r^T = \begin{bmatrix} r^{TC} \\ r^{TP} \\ r^{TS} \end{bmatrix} = [r_i^T]. \end{aligned}$$

Multiplicando a expressão acima por s_j^T :

$$\Rightarrow (s_j^T)^2 \cdot \sum_{i=1}^{3n} r_i^T \cdot a_{ij}^{T+} \cdot w_{ij} - s_j^T \cdot q_j + \sum_{i=2n+1}^{3n} (r_i^{TS})^{-1} \cdot a_{ij}^{TS-} \cdot (w_{ij})^{-1} = 0$$

Na resolução da equação, apresentada na segunda parte da definição em (49), a raiz negativa é descartada porque os multiplicadores são sempre positivos:

$$s_j^T = \begin{cases} 1, & \text{para } q_j = 0 \\ q_j + \frac{\sqrt{q_j^2 - 4 \cdot \left(\sum_{i=1}^{3n} r_i^T \cdot a_{ij}^{T+} \cdot w_{ij} \right) \cdot \left(\sum_{i=2n+1}^{3n} \frac{a_{ij}^{TS-}}{r_i^{TS} \cdot w_{ij}} \right)}}{2 \cdot \left(\sum_{i=1}^{3n} r_i^T \cdot a_{ij}^{T+} \cdot w_{ij} \right)}, & \text{para } q_j \neq 0 \end{cases} \quad (49)$$

Para a margem de comércio, a soma na coluna das células não negativas é conhecida, igual à linha do produto 060101. Comércio na matriz $\mathbf{H}$. Unindo as equações (23) e (41):

$$\sum_{i=3n+1}^{4n} x_{ij}^{MC+} = -h_{MCj}$$

$$\Rightarrow s_j^{MC} \cdot \sum_{i=3n+1}^{4n} r_i^{MC} \cdot a_{ij}^{MC+} \cdot w_{ij} = -h_{MCj}$$

Tem-se $h_{MCj} = 0$ nos componentes da demanda final consumo da administração pública, consumo das ISFLSF e variação de estoque. Para estes componentes, as células das colunas são todas nulas, então por definição $s_j^{MC} = 1$. Nas demais colunas, $h_{MCj} < 0$ e $\sum_{i=3n+1}^{4n} a_{ij}^{MC+} > 0$, então:

$$s_i^{MC} = \begin{cases} 1, & \text{para } h_{MCj} = 0 \\ \frac{-h_{MCj}}{\sum_{i=3n+1}^{4n} r_i^{MC} \cdot a_{ij}^{MC+} \cdot w_{ij}}, & \text{para } h_{MCj} < 0 \end{cases} \quad (50)$$

As colunas da margem de transporte têm soma nula, e os valores das células na única linha não positiva são desconhecidos. Porém, a linha do produto 070101. Transporte de carga na matriz $\mathbf{H}$, designada por $\mathbf{h}_{MT} = [h_{MTj}]$, é igual à soma nas colunas da matriz só com as entradas positivas de margem de transporte $\mathbf{X}_{MT+}$ com o sinal inverso, mais o ICMS e outros impostos líquidos de subsídios incidentes sobre as compras do produto transporte de carga. Para os anos de 2000 e 2005, observa-se $h_{MTj} = 0$ apenas nos mesmos componentes da demanda final em que $h_{MCj} = 0$, consumo da administração pública, consumo das ISFLSF e variação de estoque. Assim, de maneira similar ao adotado na tabela de margens de comércio, será considerado que não há incidência de margens de transporte nas compras destes componentes, portanto define-se $s_j^{MT} = 1$ para tais colunas. Para as outras colunas, a combinação de (24), (42) e (43) resulta em:

$$\sum_{i=4n+1}^{5n} x_{ij}^{MT} = \sum_{i=4n+1}^{5n} (x_{ij}^{MT+} + x_{ij}^{MT-}) = 0$$

$$\Rightarrow s_j^{MT} \cdot \sum_{i=4n+1}^{5n} r_i^{MT} \cdot a_{ij}^{MT+} \cdot w_{ij} + (s_j^{MT})^{-1} \cdot \sum_{i=4n+1}^{5n} (r_i^{MT})^{-1} \cdot a_{ij}^{MT-} \cdot (w_{ij})^{-1} = 0$$

Isolando s_j^{MT} , apenas a raiz positiva é considerada. Assim, pode-se definir:

$$s_j^{MT} = \begin{cases} 1, \text{ para } h_{MTj} = 0 \\ \sqrt{\frac{\sum_{i=4n+1}^{5n} \frac{-a_{ij}^{MT-}}{r_i^{MT} \cdot w_{ij}}}{\sum_{i=4n+1}^{5n} r_i^{MT} \cdot a_{ij}^{MT+} \cdot w_{ij}}}, \text{ para } h_{MTj} \neq 0 \end{cases} \quad (51)$$

Multiplicadores das células nas somas das tabelas de passagem: w_{ij}

Para o cálculo dos multiplicadores w_{ij} , por fim, a equação (4) será utilizada:

$$\sum_{k \in K} x_{ij}^k = h_{ij}$$

$$\Rightarrow x_{ij}^{TC} + x_{ij}^{TP} + x_{ij}^{TS} + x_{ij}^{MC} + x_{ij}^{MT} = h_{ij}$$

Para $h_{ij} = 0$, as respectivas células nas tabelas de passagem também são zeradas e será definido $w_{ij} = 1$. Para $h_{ij} \neq 0$, as equações de (37) a (43) serão substituídas. Para as tabelas de passagem com valores positivos e negativos, as duas expressões serão somadas, uma vez que quando $x_{ij}^{k+} \neq 0$, $x_{ij}^{k-} = 0$ e quando $x_{ij}^{k-} \neq 0$, $x_{ij}^{k+} = 0$. Cabe notar que, como o total da margem de comércio já é conhecido, os multiplicadores de A_{MC-} serão todos unitários, mas para que não seja necessário o tratamento como caso especial, define-se $x_{ij}^{MC-} = a_{ij}^{MC-} \cdot (w_{ij})^{-1}$. Essa definição resultará em $w_{ij} = 1$ nas células da linha do produto 060101. Comércio, uma vez que todos os outros termos a_{ij}^{kl} serão nulos, e o valor da margem é igual ao da respectiva célula na matriz H . Assim:

$$\begin{aligned} \Rightarrow & r_i^{TC} \cdot a_{ij}^{TC} \cdot w_{ij} \cdot s_j^T + r_i^{TP} \cdot a_{ij}^{TP} \cdot w_{ij} \cdot s_j^T + r_i^{TS} \cdot a_{ij}^{TS+} \cdot w_{ij} \cdot s_j^T + \\ & + (r_i^{TS})^{-1} \cdot a_{ij}^{TS-} \cdot (w_{ij})^{-1} \cdot (s_j^T)^{-1} + r_i^{MC} \cdot a_{ij}^{MC+} \cdot w_{ij} \cdot s_j^{MC} + a_{ij}^{MC-} \cdot (w_{ij})^{-1} + \\ & + r_i^{MT} \cdot a_{ij}^{MT+} \cdot w_{ij} \cdot s_j^{MT} + (r_i^{MT})^{-1} \cdot a_{ij}^{MT-} \cdot (w_{ij})^{-1} \cdot (s_j^{MT})^{-1} = h_{ij} \end{aligned}$$

Multiplicando por w_{ij} e agrupando:

$$\begin{aligned} \Rightarrow w_{ij}^2 \cdot ((r_i^{TC} \cdot a_{ij}^{TC} + r_i^{TP} \cdot a_{ij}^{TP} + r_i^{TS} \cdot a_{ij}^{TS+}) \cdot s_j^T + r_i^{MC} \cdot a_{ij}^{MC+} \cdot s_j^{MC} + \\ + r_i^{MT} \cdot a_{ij}^{MT+} \cdot s_j^{MT}) - w_{ij} \cdot h_{ij} + ((r_i^{TS})^{-1} \cdot a_{ij}^{TS-} \cdot (s_j^T)^{-1} + a_{ij}^{MC-} + \\ + (r_i^{MT})^{-1} \cdot a_{ij}^{MT-} \cdot (s_j^{MT})^{-1}) = 0 \end{aligned}$$

Agrupando em C_{1ij} e C_{2ij} os termos entre parênteses e resolvendo a equação resultante, $w_{ij}^2 \cdot C_{1ij} - w_{ij} \cdot h_{ij} + C_{2ij} = 0$, obtém-se a seguinte definição:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, \text{ para } h_{ij} = 0 \\ \frac{C_{2ij}}{h_{ij}}, \text{ para } h_{ij} \neq 0 \text{ e } C_{1ij} = 0 \\ \frac{h_{ij} + \sqrt{h_{ij}^2 - 4 \cdot C_{1ij} \cdot C_{2ij}}}{2 \cdot C_{1ij}}, \text{ para } h_{ij} \neq 0 \text{ e } C_{1ij} \neq 0 \end{cases} \quad (52)$$

onde:

$$C_{1ij} = ((r_i^{TC} \cdot a_{ij}^{TC} + r_i^{TP} \cdot a_{ij}^{TP} + r_i^{TS} \cdot a_{ij}^{TS+}) \cdot s_j^T + r_i^{MC} \cdot a_{ij}^{MC+} \cdot s_j^{MC} + \\ + r_i^{MT} \cdot a_{ij}^{MT+} \cdot s_j^{MT})$$

$$C_{2ij} = ((r_i^{TS})^{-1} \cdot a_{ij}^{TS-} \cdot (s_j^T)^{-1} + a_{ij}^{MC-} + (r_i^{MT})^{-1} \cdot a_{ij}^{MT-} \cdot (s_j^{MT})^{-1})$$

Para $C_{1ij} = 0$, caso em que só termos negativos são balanceados, tem-se a segunda parte da definição (52). Para $C_{1ij} \neq 0$, resolve-se a equação, a raiz negativa é desconsiderada e chega-se à terceira parte de (52).

4.4 Forma matricial das soluções

Definições

Para expressar em forma matricial as equações de determinação dos multiplicadores, (44) a (52), mais definições são necessárias em relação àquelas apresentadas nas seções anteriores.

- 1) Matrizes são designadas por letras maiúsculas em negrito (como $\mathbf{Y}$), vetores-coluna por letras minúsculas em negrito ($\mathbf{y}$), vetores-linha por letras minúsculas em negrito com apóstrofo ($\mathbf{y}'$) e escalares por letras sem negrito (y).
- 2) Com $k \in K = \{TC, TP, TS, MC, MT\}$ ou $k \in K^* = \{T, MC, MT\}$, conforme o caso, os vetores e matrizes de multiplicadores são definidos por:

$$\mathbf{r}_k = [r_i^k], \mathbf{s}_{K^*} = [s_j^k], \mathbf{W} = [w_{ij}]$$

$$\mathbf{r}_T = \begin{bmatrix} r_{TC} \\ r_{TP} \\ r_{TS} \end{bmatrix}, \mathbf{W}_T = \begin{bmatrix} \mathbf{W} \\ \mathbf{W} \\ \mathbf{W} \end{bmatrix}$$

- 3) Serão empregados vetores unitários de diferentes tamanhos, dados por $\mathbf{1}_n$, $\mathbf{1}_m$ e $\mathbf{1}_{3n}$, cujas dimensões são de uma coluna por n , m ou $3n$ linhas, respectivamente.
- 4) Sejam duas matrizes quaisquer $\mathbf{Y}_A = [y_{ij}^A]$ e $\mathbf{Y}_B = [y_{ij}^B]$ de mesma dimensão, as operações elemento a elemento de matrizes e vetores serão designadas pelas notações:

$\mathbf{Y}_A \odot \mathbf{Y}_B = [y_{ij}^A \cdot y_{ij}^B]$ é o produto elemento a elemento, ou produto de Hadamard, de $\mathbf{Y}_A$ e $\mathbf{Y}_B$.

$\mathbf{Y}_A \oslash \mathbf{Y}_B = [y_{ij}^A / y_{ij}^B]$ é a divisão elemento a elemento de $\mathbf{Y}_A$ e $\mathbf{Y}_B$, onde $y_{ij}^B \neq 0$, para todo i e j .

$(\mathbf{Y}_A)^{\circ 2} = [y_{ij}^{A^2}] = [y_{ij}^A \cdot y_{ij}^A]$ é o produto elemento a elemento de $\mathbf{Y}_A$ pelo próprio $\mathbf{Y}_A$.

$(\mathbf{Y}_A)^{\circ \frac{1}{2}} = [\sqrt{y_{ij}^A}]$ é a raiz quadrada elemento a elemento de $\mathbf{Y}_A$.

- 5) Para a diagonalização de vetores, se $\mathbf{y}$ é um vetor qualquer de dimensão $1 \times n$, $\hat{\mathbf{y}}$ é o vetor diagonalizado correspondente, uma matriz de dimensão $n \times n$ em que a diagonal principal é formada pelos elementos de $\mathbf{y}$ e os demais termos são nulos.
- 6) Por fim, como usual a transposta e a inversa de uma matriz quadrada $\mathbf{Y}$ serão designadas por $\mathbf{Y}'$ e $\mathbf{Y}^{-1}$, respectivamente.

Multiplicadores das linhas: $\mathbf{r}_K$, com $\mathbf{K} = \{TC, TP, TS, MC, MT\}$

ICMS:

$$\mathbf{r}_{TC} = \begin{cases} 1, & \text{para } q_i^{TC} = 0 \\ \mathbf{q}_{TC} \odot ((\mathbf{A}_{TC} \odot \mathbf{W}) \cdot \hat{\mathbf{s}}_T \cdot \mathbf{1}_m), & \text{para } q_i^{TC} \neq 0 \end{cases} \quad (53)$$

IPI:

$$\mathbf{r}_{TP} = \begin{cases} 1, & \text{para } q_i^{TP} = 0 \\ \mathbf{q}_{TP} \odot ((\mathbf{A}_{TP} \odot \mathbf{W}) \cdot \hat{\mathbf{s}}_T \cdot \mathbf{1}_m), & \text{para } q_i^{TP} \neq 0 \end{cases} \quad (54)$$

Outros impostos menos subsídios:

$$\mathbf{r}_{TP} = \begin{cases} 1, & \text{para } q_i^{TS} = 0 \\ \mathbf{q}_{TS} \odot ((\mathbf{A}_{TP+} \odot \mathbf{W}) \cdot \hat{\mathbf{s}}_T \cdot \mathbf{1}_m), & \text{para } q_i^{TS} > 0 \\ ((\mathbf{A}_{TS-} \odot \mathbf{W}) \cdot \hat{\mathbf{s}}_T^{-1} \cdot \mathbf{1}_m) \odot \mathbf{q}_{TS}, & \text{para } q_i^{TS} < 0 \end{cases} \quad (55)$$

Margem de comércio:

$$\mathbf{r}_{MC} = \begin{cases} 1, & \text{para } q_i^{MC} \leq 0 \\ \mathbf{q}_{MC} \odot ((\mathbf{A}_{MC+} \odot \mathbf{W}) \cdot \hat{\mathbf{s}}_{MC} \cdot \mathbf{1}_m), & \text{para } q_i^{MC} > 0 \end{cases} \quad (56)$$

Margem de transporte:

$$\mathbf{r}_{MT} = \begin{cases} 1, & \text{para } q_i^{MT} = 0 \\ \mathbf{q}_{MT} \odot ((\mathbf{A}_{MT+} \odot \mathbf{W}) \cdot \hat{\mathbf{s}}_{MT} \cdot \mathbf{1}_m), & \text{para } q_i^{MT} > 0 \\ ((\mathbf{A}_{MT-} \odot \mathbf{W}) \cdot \hat{\mathbf{s}}_{MT}^{-1} \cdot \mathbf{1}_m) \odot \mathbf{q}_{MT}, & \text{para } q_i^{MT} < 0 \end{cases} \quad (57)$$

Multiplicadores das colunas: s_{K^} , com $K^* = \{T, MC, MT\}$*

Impostos totais:

$$B_1 = \mathbf{v}'_{3n} \cdot \hat{\mathbf{r}}_T \cdot (A_{T+} \odot W_T)$$

$$B_2 = \mathbf{v}'_n \cdot \hat{\mathbf{r}}_{TS}^{-1} \cdot (A_{TS-} \odot W)$$

$$s_T = \begin{cases} 1, & \text{para } q_j = 0 \\ \left(q'_m + ((q'_m)^2 - 4 \cdot B_1 \odot B_2)^{\frac{1}{2}} \right)' \odot (2 \cdot B_1)', & \text{para } q_j \neq 0 \end{cases} \quad (58)$$

Margem de comércio:

$$s_{MC} = \begin{cases} 1, & \text{para } h_{MCj} = 0 \\ -h_{MC} \odot (\mathbf{v}'_n \cdot \hat{\mathbf{r}}_{MC} \cdot (A_{MC+} \odot W))', & \text{para } h_{MCj} < 0 \end{cases} \quad (59)$$

Margem de transporte:

$$B_3 = \mathbf{v}'_n \cdot \hat{\mathbf{r}}_{MT}^{-1} \cdot (-A_{MT-} \odot W)$$

$$B_4 = \mathbf{v}'_n \cdot \hat{\mathbf{r}}_{MT} \cdot (A_{MT+} \odot W)$$

$$s_{MT} = \begin{cases} 1, & \text{para } h_{MTj} = 0 \\ (B'_3 \odot B'_4)^{\frac{1}{2}}, & \text{para } h_{MTj} \neq 0 \end{cases} \quad (60)$$

Multiplicadores das células nas somas das tabelas de passagem: W

$$C_1 = ((\hat{\mathbf{r}}_{TC} \cdot A_{TC} + \hat{\mathbf{r}}_{TP} \cdot A_{TP} + \hat{\mathbf{r}}_{TS} \cdot A_{TS+}) \cdot \hat{\mathbf{s}}_T + \hat{\mathbf{r}}_{MC} \cdot A_{MC+} \cdot \hat{\mathbf{s}}_{MC} + \hat{\mathbf{r}}_{MT} \cdot A_{MT+} \cdot \hat{\mathbf{s}}_{MT})$$

$$C_2 = (\hat{\mathbf{r}}_{TS}^{-1} \cdot A_{TS-} \cdot \hat{\mathbf{s}}_T^{-1} + A_{MC-} + \hat{\mathbf{r}}_{MT}^{-1} \cdot A_{MT-} \cdot \hat{\mathbf{s}}_{MT}^{-1})$$

$$W = \begin{cases} 1, & \text{para } h_{ij} = 0 \\ C_2 \odot H, & \text{para } h_{ij} \neq 0, C_{1ij} = 0 \\ (H + ((H)^{o2} - 4 \cdot C_1 \odot C_2)^{o1/2}) \odot (2 \cdot C_1), & \text{para } h_{ij} \neq 0, C_{1ij} \neq 0 \end{cases} \quad (61)$$

Estimativas finais das tabelas X_K

Finalmente, os valores estimados das tabelas de passagem, conforme (37) a (43), podem ser expressos em formato matricial pelas equações a seguir, as quais remetem à sigla RAWs do método de balanceamento:

$$X_{TC} = \hat{r}_{TC} \cdot A_{TC} \odot W \cdot \hat{s}_T \quad (62)$$

$$X_{TP} = \hat{r}_{TP} \cdot A_{TP} \odot W \cdot \hat{s}_T \quad (63)$$

$$X_{TS} = \hat{r}_{TS} \cdot A_{TS+} \odot W \cdot \hat{s}_T + \hat{r}_{TS}^{-1} \cdot (A_{TS-} \odot W) \cdot \hat{s}_T^{-1} \quad (64)$$

$$X_{MC} = \hat{r}_{MC} \cdot A_{MC+} \odot W \cdot \hat{s}_{MC} + A_{MC-} \quad (65)$$

$$X_{MT} = \hat{r}_{MT} \cdot A_{MT+} \odot W \cdot \hat{s}_{MT} + \hat{r}_{MT}^{-1} \cdot (A_{MT-} \odot W) \cdot \hat{s}_{MT}^{-1} \quad (66)$$

5 CÔMPUTO DAS ESTIMATIVAS

5.1 Anos de referência e revisões das contas nacionais

Seguindo o método RAWs, foram estimadas as tabelas auxiliares para os anos de 2000 e 2005. Além das tabelas auxiliares, as próprias tabelas divulgadas pelo IBGE junto à MIP para estes dois anos precisaram sofrer modificações em razão das revisões posteriores na série das TRUs. As MIPs de 2000 e 2005, publicadas em 2008, foram baseadas nas TRUs da revisão 2004-2005 do SCN, publicadas em 2007. Nas revisões subsequentes, ocorreram duas alterações contábeis no procedimento de cálculo das TRUs, uma na distribuição das vendas de intermediação financeira e seguros, outra na alocação das compras públicas de remédios. O novo procedimento foi aplicado pelo IBGE retroativamente a todas as TRUs da série apresentada

junto à revisão 2005-2009 das Contas Nacionais, mas as MIPs de 2000 e 2005 não foram revistas. Assim, para a estimativa completa das MIPs de 2000 e 2005 foram consideradas as TRUs divulgadas na revisão 2005-2009 das Contas Nacionais (IBGE, 2011) e as tabelas auxiliares e MIPs de 2000 e 2005 foram corrigidas para se tornarem compatíveis com as TRUs revistas.

Uma alteração de procedimento foi na alocação das vendas do produto 090101. Intermediação financeira e seguros entre as compras dos setores de atividades. O total da produção não foi modificado, de maneira que a tabela de recursos permaneceu a mesma, mas, na tabela de usos a preços de consumidor, ocorreram realocações entre as aquisições para consumo intermediário de diversos setores demandantes. Para a correção, todas as alterações observadas entre as TRUs das revisões 2004-2005 e 2005-2009 nas tabelas de usos a preços ao consumidor foram aplicadas às tabelas de usos a preços básicos divulgadas originalmente pelo IBGE junto às MIPs. A produção total da economia não é afetada, mas as ligações entre setores associadas à produção e venda deste produto o são. Cabe apontar que as mudanças na distribuição desse produto ocorreram entre as duas versões da TRU de 2005, mas não da TRU de 2000.

A outra mudança de procedimento foi na alocação de compras públicas de produtos farmacêuticos. Na revisão de 2004-2005 do SCN, todas as compras governamentais do produto 031301. Produtos farmacêuticos eram alocadas como demanda intermediária do setor de atividade 1202. Saúde pública, sendo que o componente da demanda final consumo da administração pública compra todo o produto 120201. Saúde pública, único produto do setor 1202. Saúde pública. Entretanto, na revisão 2005-2009 das Contas Nacionais, a grande maioria das compras governamentais de produtos farmacêuticos nacionais é alocada diretamente ao setor da demanda final consumo da administração pública e se reduz no mesmo valor a produção do setor 1202. Saúde pública, assim como a compra do produto 120201. Saúde pública pelo consumo da administração pública. Como no caso anterior, essas mudanças foram replicadas sobre a tabela de usos a preços básicos, mas também foi necessário ajustar a tabela de recursos. Note-se que a demanda total do setor consumo da administração pública e a produção de 031301. Produtos farmacêuticos não são alterados, mas a renda nacional e o PIB foram reduzidos, assim como as ligações entre os setores produtores de fármacos e o setor saúde pública na MIP. Essas modificações ocorreram tanto na TRU de 2000 quanto na de 2005. Por fim, as MIPs para

2000 e 2005 foram recalculadas pelas tabelas de usos a preços básicos com essas adaptações.

5.2 Algoritmo para os multiplicadores

Os valores dos multiplicadores contidos em r_K , s_{K^*} e W são interdependentes, então serão calculados por um método numérico iterativo. Como a solução do RAWs existe e é única, a iteração converge. O algoritmo adotado, programado em Matlab, consiste das seguintes etapas:

Passo 0: obtenção das estimativas iniciais A_K das tabelas de auxiliares, conforme o exposto na seção 3.

Passo 1: como o processo de obtenção das estimativas iniciais já impõe a zeragem dos erros nas linhas, $r_K = \mathbf{1}_n$ na primeira etapa, para todo $K = \{TC, TP, TS, MC, MT\}$. O balanceamento será iniciado pelas colunas, então $w_{ij} = 1$, para todas as células de $W = [w_{ij}]$. Os multiplicadores s_{K^*} , para $K^* = \{T, MC, MT\}$, serão calculados seguindo as equações (58) a (60);

Passo 2: tomando $r_K = \mathbf{1}_n$ e os s_{K^*} calculados no passo anterior, W é computado pela equação (61);

Passo 3: é feito o primeiro balanceamento completo, em que, primeiro, os multiplicadores r_K são obtidos pelas equações (53) a (57) com s_{K^*} e W do passo anterior; depois, os multiplicadores s_{K^*} são atualizados pelas equações de (58) a (60) com os r_K e W mais recentes; e, por fim, W é novamente calculado por (61) com os últimos r_K e s_{K^*} ;

Passos de 4 a N: a cada etapa, os três tipos de multiplicadores r_K , s_{K^*} e W são calculados tomando como dados os multiplicadores dos passos anteriores, repetindo o *passo 3*. O processo segue até que o maior elemento da matriz $DIF = W_{(passo\ N)} - W_{(passo\ N-1)}$ seja inferior a 10^{-6} , o que equivale a R\$ 1,00, uma vez que os valores das tabelas estão designados em milhões de reais;

Passo N + 1: dado o valor final de W , calcula-se r_K e, depois, s_{K^*} . As estimativas finais dos multiplicadores são substituídas nas equações (62) a (66) para a obtenção das estimativas X_K das tabelas auxiliares, com $K = \{TC, TP, TS, MC, MT\}$.

Para a estimação das tabelas auxiliares da MIP de 2000, a convergência foi obtida com $N = 78$. Na MIP de 2005, com uma limitação imposta ao

número de iterações do algoritmo de $N \leq 500$ não houve convergência dentro da tolerância exigida para a matriz **DIF**. O maior elemento da matriz **DIF**, que deveria ser inferior a 10^{-6} , chegou a 6×10^{-4} com $N = 500$ iterações. Aumentando a tolerância para que o maior elemento da matriz **DIF** seja inferior a 7×10^{-4} , o que equivale a R\$ 700, o algoritmo para a MIP 2005 converge com $N = 61$.

6 AVALIAÇÃO DO MÉTODO

A qualidade da estimação das tabelas auxiliares com o algoritmo RAWs não pode ser aferida diretamente com os dados de 2000 e 2005, pois todas as informações disponíveis sobre essas tabelas já foram incorporadas ao processo de estimação. Dessa forma, para avaliar a eficácia do RAWs, o mesmo foi aplicado ao ano de 1996, último para o qual o IBGE (1999) divulgou todas as tabelas auxiliares. Pelo confronto das tabelas estimadas com as oficiais do IBGE, o RAWs é comparado ao método de Guilhoto e Sesso-Filho (2005), por meio de duas medidas de distância entre matrizes.

Na primeira parte desta seção, são discutidas as discrepâncias dos dados de 1996 em comparação a 2000 e 2005. Como o RAWs é um algoritmo de minimização de perda de informação, derivado a partir das informações disponíveis no conjunto de dados, essas discrepâncias tornam necessário que sejam feitos alguns ajustes ao próprio algoritmo. Também são apresentados os passos para a aplicação do método de Guilhoto e Sesso-Filho (2005). Na segunda parte da seção, são expostas as duas medidas de distância de matrizes e o resultado da comparação dos métodos.

6.1 Ajustes a diferenças dos dados entre 1996 e 2000 e 2005

Na aplicação do RAWs a 1996, foram utilizadas as mesmas informações disponíveis em 2000 e 2005: as TRUs e as tabelas de importações e de usos a preços básicos. Entretanto, os dados da década de 1990 possuem algumas diferenças em relação aos da década de 2000, que tornaram necessário fazer adequações ao método. Os pontos mais relevantes, que implicaram alterações no algoritmo, são: *i*) os subsídios não estão incluídos na tabela de outros impostos; *ii*) há incidência de impostos no produto margens de comércio e valor negativo em outra linha do vetor de margens de comércio. Outras diferenças, de consequências menores ou nulas, são: *iii*) a variação de estoque não é igual a zero nas tabelas auxiliares estimadas; *iv*) mudanças impostas para fechar o balanceamento; e *v*) diferenças sem consequências para a aplicação do RAWs.

O primeiro ponto diz respeito à tabela de outros impostos, que não inclui os subsídios em 1996. Assim, não há valores negativos nesta tabela, de maneira que o algoritmo deve ser ajustado considerando que $A_{TS} = A_{TS+}$ e $X_{TS} = X_{TS+}$. Ou seja, a tabela de outros impostos receberá o mesmo tratamento das tabelas de ICMS e IPI, simplificando o algoritmo.⁸

No segundo ponto, quanto à tabela de margem de comércio, há duas diferenças nos dados de 1996. A primeira delas é que em 2000 e 2005 não havia incidência de impostos no produto 060101. Comércio, mas em 1996 há registro de outros impostos no produto correspondente, 3501. Margem de comércio. A outra diferença é que há um produto com valor negativo de margem de comércio, 1702. Alcool de cana e de cereais, o que não ocorre em 2000 e 2005. Para adequar o RAWs a ambas as discrepâncias, basta aplicar à tabela de margem de comércio o mesmo tratamento dado à tabela de margem de transporte, simplificando novamente o algoritmo.⁹

O terceiro ponto é a coluna variação de estoques das tabelas auxiliares estimadas, que é diferente de zero em 1996, mas implicitamente nula nos dados do IBGE para 2000 e 2005. Para os dois anos da SCN/2000, todas as células da coluna variação de estoques são nulas na tabela **H**, construída conforme a equação (2). Isso ocorre porque a coluna de variação de estoques da tabela de usos a preços de consumidor é idêntica à soma das colunas de variação de estoques das tabelas de importações e de usos a preços básicos, de tal forma que essa coluna deve ser nula em todas as demais tabelas auxiliares. Não ocorre o mesmo na construção da tabela **H** para os dados de 1996. Este fato poderia ser desprezado se os valores de variação de estoque fossem todos positivos, mas surgem valores negativos para esta coluna nas estimações iniciais das tabelas auxiliares, o que demandaria uma revisão de todo o algoritmo para acomodar a ocorrência de células positivas e negativas na mesma linha. Isso deveria ser feito se o objetivo final fosse obter estimativas para 1996, mas como estas serão usadas apenas para testar o método aplicado a 2000 e 2005, optou-se por excluir a coluna de variação de estoques do balanceamento. Isso é feito substituindo

8. Especificamente, os números das equações modificadas são: (30) e (40) são eliminadas; (46) e (55) são reescritas de forma análoga aos casos do ICMS e IPI; (49) se torna similar a (50); os termos com subscrito TS são eliminados em (52), (58) e (64).

9. Nas equações, são reescritas analogamente ao caso da margem de transporte: as equações inteiras em (23), (47), (50), (56), (59) e (65); os termos de margem de comércio em (26) e (52). Ademais, são inseridas novas equações similares a (33) e (43) para a margem de comércio.

o valor verdadeiro desta coluna nas tabelas estimadas e descontando os valores desta coluna dos respectivos totais a serem distribuídos nas linhas.

O quarto ponto são os ajustes necessários para haver convergência do algoritmo no balanceamento. Como foi exposto na seção 3 deste artigo, para a operação correta do algoritmo nos dados da SCN/2000 foi necessário supor que a coluna de exportações é nula na estimativa inicial da tabela de imposto de importações e que o setor industrial de alimentos e bebidas não tem alocação de ICMS e IPI zerados, diferentemente dos demais setores da indústria. Para 1996, estas hipóteses não se mostraram necessárias para fechar o balanceamento, então foram descartadas. Entretanto, o algoritmo não convergiu por ocorrerem erros crescentes na coluna de exportações para a soma das tabelas. O problema foi sanado ao se permitir que as células correspondentes a alguns produtos da coluna de exportações, aquelas com erros maiores na soma das tabelas, recebessem alocação de ICMS e IPI: 0105. Soja em grão, 0501. Produtos siderúrgicos básicos, 2201. Fios têxteis naturais e 3001. Óleos vegetais em bruto.

Por fim, o quinto ponto são as diferenças menos relevantes entre 1996 e 2000/2005, quanto à dimensão das matrizes, setor *dummy* financeiro, ISS na tabela do IPI e compatibilidade com as TRUs revistas.

- 1) A dimensão das matrizes é igual a 80 produtos por 43 setores e cinco componentes da demanda final em 1996, contra 110 produtos por 55 setores e seis componentes da demanda final em 2000 e 2005. Esta divergência não tem implicações para o RAWs.
- 2) Existente em 1996, mas não em 2000 e 2005, o *dummy* financeiro é um setor fictício que corrige a subestimação do consumo intermediário de serviços financeiros (Ramos, 1997, p. 13). Na estimação para 1996, foi tratado como os demais setores.
- 3) No ano de 1996, o ISS é incluído na mesma tabela que o IPI, o que não ocorre para 2000 e 2005. É possível separar facilmente os dois tributos na tabela, já que o IPI incide sobre produtos industriais e o ISS sobre serviços. Observa-se que o ISS não tem a distribuição diferenciada entre setores demandantes que caracteriza o IPI, descrita na subseção 3.3, então foi deslocado para a tabela de outros impostos, com os ajustes necessários nos totais.

- 4) Como já comentado na subseção 3.3, as TRUs retropoladas a 1996 na metodologia do SCN/2000 não são compatíveis com as TRUs originais de 1996, nas quais a MIP desse mesmo ano se fundamenta. Assim, foram consideradas as TRUs originais de 1996, o que não traz prejuízos ao propósito desta seção, que é testar o algoritmo RAWs.

Sob as adequações expostas, o algoritmo RAWs foi aplicado ao ano de 1996, convergindo após 132 iterações.

O método de Guilhoto e Sesso-Filho (2005) foi igualmente aplicado às TRUs originais de 1996, compatíveis com a MIP desse mesmo ano. Para permitir uma comparação adequada, foi considerado o valor verdadeiro da coluna variação de estoque de todas as tabelas, como foi feito para o RAWs. O ISS também foi agrupado aos outros impostos. O tratamento aplicado por tabela foi feito da forma como segue.

- 1) Tabelas de ICMS, IPI, outros impostos e margens: monta-se uma versão da tabela de usos a preços de consumidor zerando as colunas *dummy* financeiro e variação de estoques. Cada célula desta tabela é multiplicada por um coeficiente específico à sua linha, calculado como a razão entre o valor a ser distribuído (imposto ou margem total do produto) e a soma na linha desta tabela.
- 2) Tabela de imposto de importação: igual ao procedimento anterior. A única diferença é que a coluna de exportações também é zerada na tabela modificada de usos a preços de consumidor.

6.2 Comparação dos métodos

Para mensurar a qualidade da estimação das tabelas auxiliares nas metodologias consideradas em relação às tabelas originais do IBGE de 1996, foram aplicadas duas medidas de distância entre matrizes. Ambas são medidas de síntese de comparações, célula a célula, entre a tabela estimada e a original. Foram adaptadas a partir de outras métricas listadas por Miller e Blair (2009, p. 334), a fim de expressarem, em termos percentuais, a distância entre as tabelas.

A primeira é o desvio absoluto percentual ponderado (DAPP). Para cada célula, toma-se o valor absoluto do desvio da tabela estimada em relação à original, em termos percentuais. A medida é a média ponderada de todas

estas células, com a ponderação dada pela razão entre o valor absoluto da célula na tabela original e a soma dos valores absolutos de todas as células na tabela original:

$$DAPP = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|x_{ij}^k|}{\sum_i \sum_j |x_{ij}^k|} \cdot \left| \frac{\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k}{x_{ij}^k} \right| \quad (67)$$

em que $\hat{x}_{ij}^k$ é a célula da tabela estimada, x_{ij}^k a célula correspondente da tabela do IBGE, n é o número de linhas e m o total de colunas.

Constata-se de imediato que a expressão (67) pode ser simplificada e expressa como a razão entre a média aritmética dos erros absolutos e a média aritmética dos valores absolutos da tabela original, sem referência à importância relativa de cada célula:

$$DAPP = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k|}{\sum_i \sum_j |x_{ij}^k|}}{\left(\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k|}{n \cdot m}}{\left(\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|x_{ij}^k|}{n \cdot m}} \right)} \right)} \quad (68)$$

A outra medida, o desvio absoluto ponderado total (DAPT), preserva o tratamento às células diferenciado conforme sua importância relativa. O DAPT é a razão entre a média ponderada dos erros absolutos e a média ponderada dos valores absolutos da tabela original:

$$DAPT = \frac{\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|x_{ij}^k|}{\sum_i \sum_j |x_{ij}^k|} \cdot |\hat{x}_{ij}^k - x_{ij}^k| \right)}{\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \frac{|x_{ij}^k|}{\sum_i \sum_j |x_{ij}^k|} \cdot |x_{ij}^k| \right)} \quad (69)$$

A tabela 1 apresenta as duas medidas calculadas para todas as tabelas auxiliares estimadas pelos métodos RAWs e por Guilhoto e Sesso-Filho (2005), este último designado na tabela pela sigla GS. Na terceira coluna

referente a cada uma das medidas, é apresentada a diferença no erro calculado para os dois métodos.

Para o conjunto das tabelas, pode-se dizer que o uso do algoritmo RAWs aprimora a qualidade do ajuste. O DAPP tem valor máximo de 19% no RAWs e 53% no Guilhoto e Sesso-Filho. O DAPT é superior a 10% somente em uma tabela para o RAWs, mas para o Guilhoto e Sesso-Filho apenas em uma tabela é inferior a 10%.

TABELA 1
Medidas para a comparação dos métodos RAWs e Guilhoto e Sesso-Filho (2005) na
estimação de tabelas auxiliares (1996)
(Em %)

Tabelas/métodos	DAPP			DAPT		
	RAWs	GS	GS - RAWs	RAWs	GS	GS - RAWs
TM: Imposto de importação	0	45	45	0	26	26
TC: ICMS	6	51	45	3	20	16
TP: IPI	13	53	40	13	17	5
TS: Outros impostos	19	16	-3	6	10	4
MC: Margem de comércio	5	42	38	0,2	26	26
MT: Margem de transporte	10	8	-2	6	8	2

Fonte: IBGE (1999).

Elaboração do autor.

Na medida DAPP, houve vantagem do método Guilhoto e Sesso-Filho para as tabelas de outros impostos e margem de transporte, enquanto nas demais tabelas o RAWs se mostrou superior. Contudo, nas duas tabelas em que o RAWs teve pior desempenho a diferença entre os métodos é pequena, entre dois e três pontos percentuais (p.p.), mas nas tabelas em que há vantagem do RAWs a diferença é grande, entre 38 p.p. e 45 p.p.

Na medida DAPT, o erro do RAWs é inferior ao de Guilhoto e Sesso-Filho em todas as tabelas. A diferença entre as tabelas é pequena para as tabelas de IPI, outros impostos e margem de transporte – entre dois e cinco p.p. – e maior para as demais – entre 16 p.p. e 26 p.p.

Combinando as informações do DAPP e do DAPT, pode-se afirmar que: os dois métodos são similares na estimação das tabelas de margem de transporte e outros impostos; o RAWs é claramente superior nas tabelas de imposto de importação, ICMS e margem de comércio; na tabela de IPI, o RAWs tem vantagem nas duas medidas, mas em magnitude variável.

Destaca-se o caso da tabela de imposto de importação, na qual a estimação pelo RAWs, que segue as proporções conhecidas da tabela de importações, resulta em tabela idêntica à divulgada pelo IBGE.

7 CONCLUSÃO

Foi desenvolvido neste artigo o método RAWs para a estimação das tabelas auxiliares não disponibilizadas pelo IBGE junto às MIPs dos anos de 2000 e 2005: imposto de importação, ICMS, IPI, outros impostos líquidos de subsídios, margens de comércio e margens de transporte. O algoritmo RAWs foi derivado como um problema de minimização de perda de informação que otimiza o uso do conjunto de dados disponíveis. Nesta derivação, foram incorporados avanços metodológicos recentes da literatura de balanceamento de matrizes, como tratamento adequado a células com valores negativos na projeção inicial.

No intuito de avaliar a qualidade das estimações produzidas pelo RAWs, o algoritmo foi aplicado com os devidos ajustes ao ano de 1996, para o qual todas as tabelas auxiliares foram divulgadas pelo IBGE. Os resultados foram comparados com as mesmas tabelas estimadas pelo método de Guilhoto e Sesso-Filho (2005), por duas medidas de distância entre as tabelas. Combinando ambas, constata-se que os erros são substancialmente menores no RAWs para as tabelas de imposto de importação, ICMS e margem de comércio; o RAWs é melhor, mas com vantagem variável conforme a medida, na tabela de IPI; há equivalência dos métodos, com pequena vantagem para um ou outro conforme a medida, nas tabelas de outros impostos e margem de transporte. Assim, para o conjunto das tabelas, o algoritmo RAWs proporcionou uma redução considerável na magnitude dos erros de estimação.

Ademais, as MIPs de 2000 e 2005 foram corrigidas para se adequarem à revisão 2005-2009 das TRUs. Na construção destas MIPs, o IBGE tomou por referência as TRUs da revisão 2004-2005 das Contas Nacionais. Nas revisões posteriores, as TRUs deste período sofreram pequenas alterações, mas as MIPs não foram adaptadas. Neste artigo, foi feito o ajuste das MIPs de 2000 e 2005 para adequá-las à revisão mais recente.

A contribuição empírica direta do artigo é o próprio conjunto formado pelas tabelas auxiliares estimadas e MIPs corrigidas dos anos de 2000 e 2005. As tabelas auxiliares, principalmente as quatro tabelas de impostos,

podem ser utilizadas independentemente das MIPs em aplicações empíricas relevantes para as políticas públicas. Um exemplo deste uso é o estudo dos efeitos sobre bens finais da incidência dos impostos indiretos, considerando relações intersetoriais, como é feito por Siqueira, Nogueira e Souza (2001). Os autores empregam as tabelas de impostos da MIP 1995 para calcular a incidência final e as alíquotas efetivas dos tributos indiretos por setores e componentes da demanda final. Esse tipo de análise, que com os dados do artigo pode ser aplicada com maior precisão à década de 2000, permite a simulação dos efeitos de reformas tributárias.

Quanto à correção das MIPs de 2000 e 2005 para adequação à última revisão das TRUs, apesar de os ajustes serem pequenos, são relevantes sob a perspectiva da comparabilidade com MIPs estimadas a partir de TRUs. O próprio método de Guilhoto e Sesso-Filho (2005, 2010) tem por finalidade justamente a estimação de MIPs para anos em que as TRUs são disponibilizadas, utilizando somente a TRU do ano estimado como fonte de informação. As MIPs assim estimadas com as TRUs da revisão 2005-2009 do SCN só são perfeitamente comparáveis com as MIPs de 2000 e 2005 sob os referidos ajustes.

Outra finalidade para as tabelas auxiliares e MIPs corrigidas de 2000 e 2005 está na estimação de MIPs de outros anos utilizando métodos de projeção, o que se constitui em aporte empírico indireto deste artigo. Quando o RAS original e outros métodos derivados são empregados na projeção de MIPs (Miller e Blair, 2009, cap. 7), as informações disponíveis do ano estimado geralmente são as restrições do balanceamento, aplicado sobre projeções iniciais constituídas pelas tabelas de anos anteriores. No método de Grijó e Berni (2006), um RAS modificado para os dados do Brasil, as MIPs são projetadas utilizando as informações de todas as tabelas auxiliares, que são conhecidas até 1996 na referência anterior do SCN. Com as tabelas apresentadas neste artigo, tal método pode ser adaptado ao SCN/2000, permitindo estimar MIPs até o ano de 2009.

Por fim, a contribuição metodológica do texto é a derivação do algoritmo RAWs como um problema de minimização de perda de informação com permissão de sinais negativos nas células. Repetindo os procedimentos apresentados, o RAWs pode ser adaptado para qualquer conjunto de dados disponível, relacionado à estimação de MIPs e tabelas análogas, como foi feito na seção de teste do método para as tabelas auxiliares de 1996. Um

exemplo concreto de possível adaptação do RAWs seria a estimação das MIPs completas em todos os anos do SCN/2000 com perda mínima de informação. Utilizando as MIPs completas de 2000 e 2005 e as TRUs de 2000 a 2009, o RAWs pode ser adaptado para estimar MIPs anuais, pela interpolação das duas MIPs conhecidas para os anos de 2001 a 2004 e projeção da MIP de 2005 para os anos de 2006 a 2009. Esta aplicação será objeto de uma extensão posterior deste estudo.

ABSTRACT

This paper develops the RAWs algorithm to estimate auxiliary tables of indirect taxes and margins related to the Brazilian Input-Output Tables (IOTs) for 2000 and 2005. We derive RAWs by an information loss minimization problem, which explores the data structure from both the IOTs and Supply and Use Tables (SUT) released by IBGE. We make use of recent advances in the international literature of matrix balancing methods, as the generalization of RAS for tables with negative cells. Finally, we also adjust the official IOTs for 2000 and 2005 to make them compatible to the 2005-2009 revision of the SUTs.

Keywords: input-output; National Accounts; RAS; matrix balancing.

REFERÊNCIAS

BRASIL. Constituição (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil:** promulgada em 5 de outubro de 1988. Brasília, DF: Senado, 1988. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Constituicao/Constituicao.htm>. Acesso em: 20 jun. 2011.

CONCLA – COMISSÃO NACIONAL DE CLASSIFICAÇÕES. **Sistema de contas nacionais:** SCN (nível 43) X CNAE. Disponível em: <<http://concla.ibge.gov.br/classificacoes/correspondencias/atividades-economicas>>. Acesso em: 6 ago. 2011a.

_____. **Sistema de contas nacionais:** SCN (nível 147/55) X CNAE. Disponível em: <<http://concla.ibge.gov.br/classificacoes/correspondencias/atividades-economicas>>. Acesso em: 6 ago. 2011b.

DIETZENBACHER, E.; ALBINO, V.; KUHTZ, S. **The fallacy of using US-type input-output tables.** In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON INPUT-OUTPUT TECHNIQUES, 15., Beijing, 2005.

GRIJÓ, E.; BERNI, D. A. Metodologia completa para a estimativa de matrizes de insumo-produto. **Teoria e evidência econômica**, Passo Fundo, v. 14, n. 26, p. 9-42, mai. 2006.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 9, n. 2, p. 277-299, abr./jun. 2005.

_____. Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. **Economia & tecnologia**, ano 6, v. 23, p. 53-62, out./dez. 2010.

HUANG, W.; KOBAYASHI, S.; TANJI, H. Updating an input-output matrix with sign-preservation: some improved objective functions and their solutions. **Economic systems research**, v. 20, n. 1, p. 111-123, Mar. 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Matriz de insumo-produto**: Brasil 1996. Rio de Janeiro: IBGE, 1999.

_____. **Sistema de contas nacionais**: Brasil 2004-2005. Rio de Janeiro: IBGE, 2007a. (Contas Nacionais, n. 20).

_____. **Sistema de contas nacionais – Brasil referência 2000**. Margem de Transporte e Comércio. Rio de Janeiro: IBGE, 2007b. (Nota Metodológica, n. 21).

_____. **Matriz de insumo-produto**: Brasil 2000-2005. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. (Contas Nacionais, n. 23).

_____. **Sistema de contas nacionais**: Brasil 2005-2009. Rio de Janeiro: IBGE, 2011. (Contas Nacionais, n. 34).

JUNIUS, T.; OOSTERHAVEN, J. The solution of updating or regionalizing a matrix with both positive and negative entries. **Economic systems research**, v. 15, n. 1, p. 87-96, May 2003.

LENZEN, M.; WOOD, R.; GALLEGGO, B. Some comments on the GRAS method. **Economic systems research**, v. 19, n. 4, p. 461-465, dez. 2007.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. **Input-output analysis**: foundations and extensions. 2. ed. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 2009.

RAMOS, R. L. O. **Matriz de insumo-produto Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 1997. (Série Relatórios Metodológicos, v. 18).

SIQUEIRA, R.; NOGUEIRA, J.; SOUZA, E. A incidência final dos impostos indiretos no Brasil: efeitos da tributação de insumos. **Revista brasileira de economia**, v. 55, n. 4, p. 513-544, out./dez. 2001.

STONE, R. Multiple classifications in social accounting. **Bulletin de l'institut international de statistique**, v. 39, n. 3, p. 215-233, 1962.

TEMURSHOEV, U.; TIMMER, M. P. Joint estimation of supply and use tables. **Papers in regional science**, Oxford, v. 90, n. 4, p. 863-882, nov. 2011.

TEMURSHOEV, U.; WEBB, C.; YAMANO, N. Projection of supply and use tables: methods and their empirical assessment. **Economic systems research**, v. 23, n. 1, p. 91-123, Mar. 2011.

(Originais submetidos em setembro de 2013. Última versão recebida em julho de 2014.
Aprovada em julho de 2014.)

IDENTIFICAÇÃO PARCIAL DO EFEITO DAS ESCOLAS PRIVADAS BRASILEIRAS¹

Leandro Costa²

Ronaldo Arraes³

Esse estudo tem o objetivo de analisar a diferença no desempenho dos alunos de escolas brasileiras públicas e privadas, com base no questionamento das suposições que fundamentam as técnicas usuais de estimação. Devido aos fatores socioeconômicos interferirem significativamente na escolha dos pais sobre a escola dos seus filhos (viés de seleção), questiona-se os resultados dos estudos que consideram as suposições de identificação da metodologia de pareamento no escore de propensão (PEP) e regressões lineares na investigação da diferença de resultados entre as escolas públicas e privadas. A metodologia de identificação parcial (Manski, 1989) permite estimar limites com suposições menos restritivas e verificar se as estimações pontuais das metodologias usuais não ultrapassam os limites do intervalo. Utilizando as informações do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) de 2005 (INEP, 2007) para os estudantes do 5º e 9º anos do ensino fundamental, comprova-se que a aplicação das metodologias usualmente utilizadas, que se baseiam nas suposições de ignorabilidade e imputação, sobreestima o efeito das escolas privadas. Todavia, ao utilizar hipóteses menos restritivas, esse efeito permanece significativamente positivo. Esses resultados devem advir do forte viés de seleção relacionado à restrição do nível de renda dos pais, que contribui para explicar a escolha da escola do filho e dificulta a determinação de um aceitável contrafactual.

Palavras-chave: identificação parcial, educação privada, viés de seleção.

JEL: C14; C52; I21

1 INTRODUÇÃO

Têm-se constatado, nos últimos anos, significativas diferenças nos resultados das avaliações a favor dos estudantes brasileiros de escolas privadas em relação aos de escolas públicas, baseadas no Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e no Programme for International Student Assessment (Pisa). Em paralelo a esse resultado há a expectativa de uma família representativa optar por matricular seus filhos em um sistema de ensino mais eficiente, supostamente o privado, desde que atenda a determinadas restrições

1. Os autores agradecem os comentários de Marcos Vera-Hernandez. Leandro Costa agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela bolsa de doutorado e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pela bolsa de estágio de doutorado no exterior. Ronaldo Arraes agradece ao CNPq pelo apoio financeiro à pesquisa. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

2. Doutor em economia pela Universidade Federal do Ceará (UFC) e economista do Banco Mundial. *Email:* lcosta@worldbank.org

3. Professor-associado do curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da UFC. *Email:* ronald@ufc.br

orçamentárias; caso contrário, a matrícula ocorreria na escola pública.⁴ Entretanto, é difícil separar, nesta diferença, o efeito da eficiência do sistema privado do efeito das condições socioeconômicas das famílias que podem optar por escolas privadas para seus filhos; principalmente, considerando que a maioria das famílias brasileiras apresenta perfis socioeconômicos desfavoráveis e só tem a escola pública como única opção.⁵ A existência do viés de seleção relacionado às condições socioeconômicas das famílias pode tornar incomparáveis os desempenhos gerados nas duas redes de ensino, impossibilitando isolar o efeito da eficiência das escolas privadas em obter melhores performances dos alunos.

As suposições que possibilitam determinar um contrafactual são questionadas quando se busca determinar o efeito médio no desempenho dos alunos de frequentar uma determinada rede de escolas, contornado o viés de seleção e, conseqüentemente, a endogeneidade intrínseca ao processo educacional. No Brasil, pressupõe-se que os rendimentos familiares, a capacidade cognitiva dos alunos e a motivação das famílias em relação à importância dada à educação como fator de mobilidade social têm um papel significativo no processo de escolha da escola, conseqüentemente, tornando-se infactível sustentar os pressupostos de que as escolas de uma rede são homogêneas (suposição de homogeneidade) e que as variáveis relacionadas à escolha da escola não estão relacionadas ao desempenho dos alunos (suposição de ignorabilidade do tratamento). Como reconhece Webbink (2005), devido ao processo educacional ser, a princípio, endógeno, inúmeros resultados encontrados na literatura da função de produção educacional sobre o efeito dos fatores escolares podem não ser corretos, especialmente quando se busca comparar estudantes dos sistemas público e privado de ensino (Morgan e Winship, 2007). Daí a necessidade de se introduzir ajustes por meio de variáveis instrumentais para corrigir tal problema.

4. Hanushek e Woessmann (2008) analisam o papel das habilidades cognitivas, avaliadas a partir dos exames de proficiência, sobre o desenvolvimento econômico dos países, com foco especial no papel da qualidade e da quantidade de escolas. Os resultados apontam que o baixo nível de habilidades cognitivas alcançado pelos países latino-americanos pode responder pelo seu fraco desempenho no crescimento desde 1960 e que o desempenho nos exames de proficiência pode explicar as diferenças de crescimento inter e intrarregional.

5. Essa diferença nos resultados se agravou na última década, pois a universalização do Ensino Fundamental, incentivado por programas de transferência de renda como o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti) e o Programa Bolsa Família (PBF), permitiu que crianças de famílias com baixos níveis socioeconômicos tivessem mais acesso às escolas públicas.

Na educação americana, alguns estudos utilizaram variáveis instrumentais como fonte exógena para identificar o efeito do ensino privado no desempenho do estudante. Por exemplo, Evans e Schwab (1995), primeiros a abordarem o problema do viés de seleção na análise do hiato entre escolas públicas e privadas americanas, utilizaram a vertente religiosa da família católica como variável instrumental. Similarmente, Hoxby (1994) analisa as questões da competitividade e da diminuição da demanda devido à baixa qualidade do ensino público, utilizando a composição religiosa das escolas como instrumento de correção. Entretanto, Altonji, Elder e Taber (2005) criticam esses instrumentos utilizados para identificar o efeito das escolas católicas americanas, pois normalmente os instrumentos apresentam alguma correlação com os resultados ou com as variáveis explicativas dos desempenhos dos alunos. A ocorrência disso acarretaria sérios danos às inferências realizadas.

Utilizando diferentes metodologias para contornar o viés de seleção devido a variáveis não observadas, vários estudos analisaram a educação brasileira no sentido de comparar o desempenho dos estudantes dos sistemas público e privado. Admitindo a comparabilidade entre os estudantes destes diferentes sistemas de ensino, os resultados apontam a gestão privada como a mais eficiente (Vandenbergh e Robin, 2004; Somers, McEwan e Willms, 2004; França e Gonçalves, 2009; Dronkers e Avram, 2010).

Em termos gerais, a literatura nacional e a internacional identificam a endogeneidade decorrente de variáveis não observadas e o viés de seleção como os principais problemas de análise, razão pela qual se tem buscado abordagens metodológicas alternativas, tais como variáveis instrumentais, pareamento no escore de propensão (PEP) e diferença em diferença. Dronkers e Avram (2010) afirmam que, apesar da expressiva quantidade de trabalhos realizados em nível mundial, os resultados permanecem inconsistentes e inconclusivos. Visando contribuir com o debate, este estudo se distingue por sua abordagem e conclusões diferenciadas de trabalhos aplicados no Brasil.

Nesse contexto, pretende-se questionar as suposições de identificação da metodologia de PEP e de regressões lineares na investigação sobre a diferença de resultados entre as escolas públicas e privadas brasileiras. Consequentemente, a suposição de ignorabilidade do tratamento e imputação dessas metodologias é questionada para a realidade do mecanismo de seleção das escolas privadas. Para isso, será aplicada a metodologia de identificação parcial, desenvolvida em Manski (1989, 1990a, 1990b, 1997,

2008), com o objetivo de inferir limites para as estimativas do efeito médio do aluno estar matriculado em uma escola privada sob suposições menos restritivas e mais críveis, embora menos informativas.

Em vista destes questionamentos, propõe-se, neste artigo, aplicar diferentes ferramentas no conjunto de dados disponíveis que melhor se ajustem à educação brasileira, para testar se a escola particular é mais eficiente ou se este é um resultado do viés de seleção, devido à significativa estratificação do sistema educacional. Com isso, evidencia-se a complexidade dos processos de escolhas das escolas pelos pais e os fatores que influenciam a eficiência escolar presente no sistema educacional brasileiro.

O trabalho se estrutura em mais quatro seções, iniciando com uma revisão da literatura. Nas duas seções seguintes, descrevem-se a base de dados e a metodologia de identificação parcial. Os resultados encontram-se na seção cinco, seguidos pelas considerações finais.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Esta seção visa esclarecer as abordagens feitas sobre o assunto por meio dos trabalhos mais relevantes da literatura em conexão com o presente, que tratam do efeito do sistema privado de ensino sobre o desempenho dos estudantes com distintas abordagens, as quais incluem alternativas de correções de problemas amostrais. Nesse sentido, apresentam-se as estratégias de identificação desse efeito, focando essencialmente as metodologias de estimação empregadas, a abrangência dos dados e os principais resultados encontrados, sem a rigidez da ordem cronológica. Os desafios com que se depararam os pesquisadores centram basicamente na escolha de metodologias julgadas adequadas para estimar os efeitos de causalidade em educação, *vis-à-vis* os problemas inerentes nas bases de dados.⁶

Destaca-se inicialmente Webbink (2005), que apresenta uma síntese da recente literatura sobre os efeitos causais das políticas educacionais no desempenho dos estudantes. Ao considerar o processo educacional como endógeno, o autor alerta sobre a adequação de algumas metodologias para

6. Com o objetivo de abordar os avanços metodológicos, não serão apresentados os clássicos artigos como Friedman (1955) e Coleman, Hoffer e Kilgore (1982). Friedman iniciou a discussão sobre a competitividade entre as escolas para melhorar a qualidade da educação global, considerando que o sistema escolar privado é mais eficiente do que o público. O mundialmente conhecido Relatório de Coleman aponta que a qualidade do ensino nas escolas privadas católicas, mesmo controlando por diferenças nas características familiares, teria maior efeito sobre o desempenho dos estudantes de menor nível socioeconômico e das minorias.

se determinar os efeitos de causalidade em educação. Esse debate lança dúvida sobre inúmeros resultados encontrados na literatura, oriundos da função de produção educacional. Webbink afirma que o principal problema das pesquisas educacionais é a existência de inúmeros fatores que podem mascarar o efeito da intervenção estudada, dificultando a obtenção de resultados convincentes quando não se isolam adequadamente os resultados de uma intervenção do efeito de outros fatores não observados pelo pesquisador. Para isso, novas metodologias têm sido aperfeiçoadas por meio da utilização de variações exógenas produzidas por experimentos controlados ou os ditos naturais, os quais são a forma mais aceitável de se encontrar variações exógenas ou variáveis instrumentais para produzir ambientes comparáveis aos experimentos.

Com o intuito de extrair o viés de estimação, Hoxby (1994) introduz procedimentos com variáveis instrumentais ao investigar se a competição entre escolas públicas e privadas americanas, e entre estas últimas, melhora a qualidade da educação. Para tanto, utiliza a composição religiosa das escolas privadas como instrumento, o qual representa variações exógenas sobre sua disponibilidade e seus custos. Com base em análise para escolas públicas, conclui haver uma relação direta entre competitividade e qualidade (desempenho educacional), e entre salários dos professores e taxas de conclusão dos estudantes do ensino médio.

Nessa mesma linha, Evans e Schwab (1995) detectaram problemas causados por endogeneidade dos fatores explicativos e a necessidade de eliminar o viés nas estimações, fato que os motivou a aperfeiçoar a metodologia de Coleman, Hoffer e Kilgore (1982) para analisar o efeito sobre a probabilidade de um aluno ingressar na universidade por meio da diferença de qualidade de ensino entre as escolas públicas e católicas dos Estados Unidos. Para remediar o problema gerado pelo viés de seleção, estimam um modelo *biprobit*, tendo como instrumento a vertente católica da família como fonte exógena de variação para identificar o efeito das escolas católicas. Concluiu-se que os estudantes do segundo grau de escolas católicas têm probabilidade 13% maior de ingressar na universidade.

Morgan (2001) inova ao introduzir a metodologia de PEP como uma estratégia alternativa aos modelos de regressão direcionados às relações de causalidade nos estudos dos efeitos das escolas. Reconhecendo a falta de robustez nas suposições da metodologia de pareamento, os resultados encontrados

revelam que o efeito da escola católica americana é mais forte sobre os estudantes menos prováveis a frequentá-la, condicionado às suas características observáveis. Muito embora sejam reconhecidos os danos causados pelo viés de variável omitida, o autor realça que raramente se discute a fragilidade dos dados observados, principalmente quando o latente viés de seleção é mais significativo. Essa é a razão posta para que a metodologia PEP seja uma alternativa plausível para estimativas do efeito de escolas no contexto de causalidade e avaliação de efeitos do tratamento.

Vandenberghe e Robin (2004) utilizam dados do Pisa de 2000 para estimar o efeito da educação privada e pública sobre o desempenho dos alunos em uma amostra de países-membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Ao considerar o potencial viés gerado pela existência de fatores não observados, os autores constataam importantes divergências entre os resultados dos testes paramétricos e não paramétricos ao aplicarem três métodos de estimação: variáveis instrumentais (VI), a abordagem de Heckman de dois estágios e o PEP. Os resultados revelam que a educação privada não gera benefícios sistemáticos para a maioria dos países, além de sugerir que se interprete o resultado a partir de características culturais, e não de eficiência das escolas privadas.

Com o intuito de inferir sobre a validade dos instrumentos amplamente utilizados na literatura como fontes de variação, Altonji, Elder e Taber (2005) aplicam análise de sensibilidade para identificar o efeito da escola católica americana sobre várias proposições formuladas. Os referidos autores mostram que as tentativas para corrigir o viés de seleção por intermédio da metodologia de VI não são factíveis na aplicação empírica, dada a inexistência de um instrumento que seja positivamente correlacionado com a escolha da escola, mas também seja exógena no que diz respeito aos resultados educacionais. Usando diversos métodos para testar o viés induzido por estes instrumentos, os autores concluem que nenhum é útil para identificar o efeito de uma escola católica e demonstram que o efeito estimado das escolas católicas sobre a conclusão do ensino médio e o ingresso na faculdade é viesado positivamente quando utilizada a abordagem de variáveis instrumentais. Nessa mesma linha de pesquisa, Nguyen, Taylor e Bradley (2006) adotam metodologias diferenciadas – PEP e diferença em diferença – para controlar o viés de seleção, devido a características

observadas e não observadas, cujo resultado revela um efeito menor da escola católica americana, comparado ao obtido por Altonji, Elder e Taber (2005).

Com aplicação para países da América Latina, Somers, McEwan e Willms (2004) comparam a efetividade das escolas privadas, inserindo contextos institucionais e níveis de renda diferenciados dos encontrados em estudos que avaliam o efeito das escolas católicas dos Estados Unidos. Utilizando a metodologia de regressão de multiníveis, os autores abordam a caracterização do efeito dos pares, que pode tornar o real impacto da eficiência das escolas privadas viesado, e destacam que os efeitos observados para o Brasil situam-se entre os maiores.

Com base em dados do SAEB 2003, França e Gonçalves (2009) analisam a diferença entre os resultados do sistema da educação pública e privada brasileira, utilizando a metodologia PEP com o intuito de superar o viés de seleção proveniente de características não observadas relacionadas com o nível socioeconômico das famílias. Os resultados para os alunos do 5º ano do ensino fundamental denotam uma superioridade do efeito da escola privada sobre a pública, bem como uma diferença crescente quanto ao nível socioeconômico. Para avaliar a satisfação da hipótese de balanceamento no escore de propensão foi utilizado o artifício de se criar variáveis que tentam mensurar o nível socioeconômico dos alunos.⁷ Vale apontar, todavia, que essa estratégia possivelmente mascara a comparabilidade dos estudantes que frequentam escolas públicas e privadas, pois a estimação do escore de propensão é derivada de medidas incorretas sobre os determinantes da matrícula em uma escola privada.

Dronkers e Avram (2010) fazem uma análise comparativa entre países empregando a metodologia PEP visando avaliar a diferença da efetividade escolar entre os sistemas público e privado independente.⁸ Segundo os autores, este aspecto torna os resultados significativamente diferentes do sistema privado dependente, podendo neutralizar todo o efeito da escola privada. Os resultados encontrados sintetizam dois padrões gerais de escolha da escola: reprodução da escolha de uma classe social e a busca

7. Essa variável foi criada a partir da metodologia de análise fatorial utilizando variáveis dos questionários aplicados aos alunos sobre o número de televisores, rádios, DVDs, geladeiras, livros em casa, carros, banheiros, quartos para dormir e o grau de escolaridade dos pais.

8. Dronkers e Avram (2010) fazem essa mesma análise para escolas privadas dependentes, isto é, financiadas total ou parcialmente por recursos públicos. Ademais, Dronkers e Robert (2008) abordam as mesmas questões utilizando a metodologia de regressões em multiníveis.

de uma escola bem equipada e de boa qualidade. Concluem que, na maioria dos países, as performances mais elevadas nos exames de leitura favorecem os alunos matriculados em escolas privadas independentes, comparados aos de escolas públicas. Particularmente para o Brasil, essa diferença em favor de escolas privadas é significativamente maior.

Curi e Menezes-Filho (2010) argumentam que a escolha da rede de ensino pelas famílias é resultado de uma combinação de fatores que tanto afetam a demanda das famílias pela escola quanto essa demanda é afetada pela oferta do número de vagas disponibilizadas na rede pública. Aplicando regressões de variáveis binárias aos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PNAD/IBGE), e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), esses autores extraem dos resultados que a educação da mãe, a renda familiar, a oferta de escolas públicas, o custo da educação e a região de moradia são os principais fatores que influenciam a decisão dos pais na escolha por escolas privadas, a qual decorre da baixa qualidade de ensino na rede pública e de sua limitada oferta de vagas.⁹

Em suma, os principais problemas listados nos artigos foram a endogeneidade decorrente de variáveis não observadas e viés de seleção. Para isso, diversas estratégias metodológicas foram utilizadas: modelo de variáveis instrumentais, PEP e de diferença em diferença. Apesar da expressiva quantidade de pesquisas realizadas, Dronkers e Avram (2010) enfatizam que os resultados permanecem inconsistentes e inconclusivos, haja vista as diversidades observadas nos períodos dos estudos, dos desenhos das pesquisas e das variáveis incluídas nos modelos, bem como dos métodos estatísticos utilizados.

3 DADOS DESCRITIVOS

A implementação metodológica para verificação empírica decorre da aplicação dos microdados do SAEB de 2005 (INEP, 2007), pesquisa conduzida pelo Ministério da Educação (MEC), cuja avaliação é realizada bianualmente por amostragem das redes de ensino em cada Unidade da Federação (UF), com focalização nas gestões dos sistemas educacionais. Embora as avaliações tenham se iniciado em 1990, o plano amostral atual se mantém desde 2003, e suas principais ferramentas de avaliação são exames de proficiência em matemática e português, com foco, respectivamente, na

9. Zoghbi, Menezes e Felício (2010) oferecem uma explicação adicional ao investigar se a produtividade relativa dos setores públicos e privados da educação é levada em conta no processo de escolha das escolas pelas famílias.

resolução de problemas e em leitura, aplicados a uma amostra representativa dos alunos do 5º e 9º anos do ensino fundamental e do 3º ano do ensino médio. Complementarmente, são aplicados questionários socioeconômicos com os alunos, professores, diretores e escolas. Em relação ao formato da base de dados gerada, o SAEB consiste de repetidas seções transversais abrangendo representativas escolas e estudantes de escolas públicas e privadas.¹⁰

A amostra do SAEB selecionou 3.004 escolas, as quais proveram 160.929 alunos do 5º e 9º anos do ensino fundamental para a realização do exame nas disciplinas de matemática e português. Do total de alunos do 5º ano, 41.783 fizeram a prova de matemática e 42.146 a de língua portuguesa; e no 9º ano, 33.189 e 33.164, respectivamente. Desse total, 29,7% dos estudantes são provenientes de escolas privadas, o que caracteriza o objetivo principal da pesquisa, que é monitorar o desempenho dos sistemas de ensino, considerando a atuação dos diferentes entes federados.¹¹ Em relação à dependência administrativa das escolas públicas, 35,4% são municipais e 34,5% são estaduais. Cabe salientar que foram descartados da amostra 0,65% de alunos das escolas públicas federais, uma vez que estas possuem critérios de ingresso baseados em desempenho e, possivelmente, o nível socioeconômico dos seus alunos possibilitaria a escolha de uma escola privada, ao contrário da maioria das outras escolas públicas (municipais e estaduais). Os critérios de seleção dos alunos mais aplicados nas escolas públicas são o local de moradia e ordem de chegada. Ambos restringem a escolha dos pais sobre qual escola pública matricular os filhos, pois as mais procuradas, devido à nota de qualidade do ensino, devem ter uma demanda além da capacidade da escola.

As variáveis de resultados utilizadas como medidas de qualidade do aprendizado são as proficiências padronizadas dos exames de matemática e língua portuguesa dos estudantes do 5º e 9º anos do ensino fundamental.

10. Em Instituto Nacional de Estudos e Pesquisa (INEP, 2007) são apresentados os aspectos metodológicos para extração da amostra, os instrumentos utilizados na pesquisa, os exames e os questionários.

11. Os dados do Censo Escolar de 2005 informam que somente em torno de 10% das escolas de 5º ano do ensino fundamental são privadas e que a maioria das públicas (58%) é municipal. Entretanto, nos últimos cinco anos o número de alunos matriculados em escolas privadas no ensino fundamental vem aumentando cerca de 2% ao ano (a.a.), provavelmente devido ao crescimento da classe média brasileira. Ademais, os programas do Ministério da Educação, Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (FUNDEF) e Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (FUNDEB), implantados a partir de 1998, incentivaram o processo de municipalização das escolas públicas do ensino fundamental. Razo, Fernandes e Soares (2005) avaliaram o efeito da municipalização das escolas estaduais do ensino fundamental no Brasil.

Na tabela 1 são comparadas as médias dos resultados para os sistemas públicos e privados, subdivididas por gênero e raça, para tornar evidente a desigualdade desses atributos.¹²

Os resultados mostram significativas vantagens no desempenho dos estudantes das escolas privadas sobre aqueles de escolas públicas, porquanto, entre todos os grupos, à exceção dos estudantes pretos do 9º ano, as diferenças são maiores que 20%. Em relação ao gênero, observa-se que as mulheres apresentam melhores resultados nos exames de português, o que não se reflete nos exames de matemática. Ao se analisar as desigualdades de cor ou raça, os alunos autodeclarados pretos apresentam piores resultados em ambos os tipos de escolas.

TABELA 1

Resultados nos exames de proficiência do SAEB/2005 dos alunos do 5º e 9º anos do ensino fundamental

Exames	5º ano				9º ano			
	Todas	Escola pública	Escola privada	Diferença (%)	Todas	Escola pública	Escola privada	Diferença (%)
Matemática								
Homem	189,4	174,2	225,7	29,6	254,0	233,9	291,7	24,7
Mulher	187,6	173,4	220,2	27,0	244,5	225,3	284,2	26,2
Não preto	191,4	175,8	224,4	27,6	250,7	230,4	288,7	25,3
Preto	166,1	161,4	196,4	21,7	228,6	218,8	271,3	24,0
Português								
Homem	171,2	157,8	203,5	29,0	233,6	218,2	262,3	20,2
Mulher	185,8	172,6	216,0	25,2	246,1	229,4	280,5	22,3
Não preto	180,8	166,6	211,1	26,7	242,0	225,4	272,6	20,9
Preto	158,5	153,8	185,4	20,5	221,3	213,8	253,4	18,5

Fonte: Microdados do SAEB/2005.

Elaboração dos autores.

Os dados descritivos das variáveis sociais e educacionais dos estudantes e suas famílias, utilizadas na determinação do escore de propensão, estão dispostos na tabela 2. A inclusão destas variáveis tem o objetivo de identificar características que podem influenciar tanto o desempenho nos exames como a seleção da rede de ensino dos alunos. Assim, as variáveis *mulher* e *preto* pretendem controlar as características de gênero e cor ou raça da amostra.

12. Para dados descritivos que contemplam desigualdades regionais e socioeconômicas, ver INEP (2007).

As variáveis denotadas por distorção idade-série, reprovado e pré-escola caracterizam o histórico acadêmico dos estudantes. A escolaridade dos pais visa captar o efeito da herança educacional e do ambiente familiar sobre o desempenho dos filhos, enquanto a estrutura familiar busca controlar o efeito da ausência de um dos pais sobre o ambiente educacional de que os filhos dispõem.

Constata-se, nessa tabela, que, entre os estudantes que se consideram da raça preta, o percentual dos que frequentam escolas particulares é cerca de 50% menor relativo às escolas públicas para as amostras em ambos os exames e séries. O atributo gênero, por sua vez, mostra-se equilibrado entre os sexos para escola, exame e série.

A qualificação educacional dos pais entre os alunos de escolas públicas e privadas é acentuadamente díspar. Em ambas as séries, a proporção de pais sem o ensino fundamental dos alunos de escolas públicas é de quatro a sete vezes maior, conseqüentemente, no outro extremo de educação dos pais, os resultados entre as escolas são invertidos.

TABELA 2

Características individuais e socioeconômicas dos estudantes do 5º e 9º anos do ensino fundamental
(Em %)

Características	5º ano				9º ano			
	Matemática		Português		Matemática		Português	
	Escola pública	Escola privada	Escola pública	Escola privada	Escola pública	Escola privada	Escola pública	Escola privada
Mulher	48,5	49,5	48,4	49,5	53,3	50,8	54,4	51,9
Preto	14,0	5,0	13,6	5,5	9,6	4,3	9,7	4,5
Família completa	92,1	96,1	90,7	95,6	84,9	91,1	84,5	91,2
Mãe sem EF ¹	34,3	7,2	33,9	6,8	37,7	5,1	38,2	4,6
Pai sem EF	28,2	7,5	27,6	7,0	33,0	5,7	32,4	5,5
Mãe graduada	7,8	37,6	7,5	37,4	5,1	39,7	4,9	39,6
Pai graduado	8,5	35,6	7,9	35,5	4,4	36,4	4,3	37,0
Pré-escola	69,6	91,4	67,8	90,9	29,7	67,0	30,3	68,2
Computador com internet	10,1	51,1	10,1	50,5	12,8	62,0	12,9	62,7
Doméstica	11,3	50,3	11,1	50,4	11,9	57,2	11,8	57,7

Fonte: Microdados do SAEB/2005.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ EF significa ensino fundamental.

Vale destacar que é extremamente importante a caracterização do nível socioeconômico dos pais dos alunos e, conseqüentemente, o processo de escolha da rede de ensino. Tendo em vista que nos questionários do SAEB não consta essa informação, o processo de pareamento dos estudantes pode ser limitado e tornar enviesado a estimação do efeito médio. Visando minimizar esse viés, consideram-se duas *proxies* de renda domiciliar, denotadas por “ter empregada doméstica no domicílio” e “ter um computador com internet”, as quais são julgadas apropriadas para se inferir situações econômicas dos estudantes de escolas públicas. As estatísticas revelam que aproximadamente 51% dos domicílios de alunos do 5º ano das escolas privadas possuíam computador com internet, enquanto nos domicílios de alunos de escolas públicas, apenas 10,1%; para alunos do 9º ano, esse diferencial é acrescido em aproximadamente 10 pontos percentuais (p.p.). Quanto a ter doméstica no domicílio, verifica-se o mesmo padrão de diferencial em favor dos domicílios de alunos de escolas privadas. Também se constata divergências acentuadas nos níveis de estudo dos pais, pois, conforme a tabela 2, mais de 35% dos pais dos estudantes do 5º ano de escolas privadas concluíram o ensino superior, contra menos de 8,5% dos pais de alunos de escolas públicas. Para alunos do 9º ano, a amplitude dessa diferença é ainda maior.

A partir da análise da escolaridade dos pais, não é possível identificar se aqueles com menores níveis de escolaridade e elevados níveis de renda tendem a investir na escolaridade dos filhos, considerando que a educação é um significativo fator de mobilidade social. Ou seja, não é observada a motivação relacionada à importância dada à educação pelas famílias que estão ascendendo socialmente. Alternativamente, alguns estudos criam variáveis que tentam caracterizar o nível socioeconômico e as características culturais das famílias de alunos que influenciam o aprendizado e a escolha das escolas. Contudo, a escolha das variáveis e a metodologia utilizada para gerar essas variáveis podem inserir um adicional viés na estimativa, devido ao erro de medida do efeito da escola privada sobre o desempenho dos estudantes.

4 METODOLOGIA

A estratégia metodológica que se segue avalia, em primeira instância, a determinação do efeito de estudantes brasileiros estarem matriculados em escolas privadas em relação aos que estão matriculados em escolas públicas,

sobre o desempenho em exames de proficiência, com base no modelo de PEP introduzido por Rosenbaum e Rubin (1983) e amplamente empregado na literatura. Esse modelo se baseia na identificação pontual do efeito médio do tratamento (EMT), cujo procedimento é conduzido sob fortes suposições. Em contraposição, conduz-se um procedimento alternativo menos restritivo para a intervenção analisada, por meio da metodologia de identificação parcial do EMT (Manski, 1989), o qual é inferido por limites, e não pontualmente, como as demais metodologias.

Amplamente discutida em Heckman, Ichimura e Todd (1998), Imbens (2004), Blundell e Costa-Dias (2009) e Caliendo e Kopeinig (2008), a aplicação da metodologia PEP determina um contrafactual a partir da determinação de indivíduos dentro do grupo de controle que sejam semelhantes aos tratados, dadas as variáveis observáveis. Essa é uma técnica semiparamétrica de determinação dos efeitos de uma intervenção baseada em algoritmos de pareamento de indivíduos pertencentes a grupos distintos, com o objetivo de se julgar os efeitos de uma determinada intervenção, cujas hipóteses de identificação são a Suposição de Independência Condicional (SIC) ou balanceamento nas variáveis pré-tratamento ou ignorabilidade do tratamento.¹³

A suposição fundamental de identificação do efeito médio do tratamento da metodologia PEP pode ser representada da seguinte forma:¹⁴

$$D \perp \frac{[Y(1), Y(0)]}{X} \text{ ou } E\left[\frac{Y(0)}{D} = 1, X\right] = E\left[\frac{Y(0)}{D} = 0, X\right] D \perp (Y(1), Y(0)) | X$$

Essa suposição implica que, dadas as variáveis observáveis X , o tratamento D é independente dos resultados potenciais, $Y(0)$ e $Y(1)$. Para facilitar a análise de modelos lineares, a segunda expressão reflete que a SIC significa que a esperança condicional do resultado potencial $Y(0)$, em relação às variáveis observáveis X , é independente do *status* de tratamento D . Estas suposições são questionáveis, pois pressupõem que, além das variáveis observadas X , não há características não observadas do indivíduo associadas aos resultados potenciais e ao tratamento.

13. Imbens (2004) apresenta alguns modelos econômicos que implicam a SIC, nas quais os agentes escolhem participar de um programa se os benefícios, igual à diferença dos resultados potenciais, excedem os custos associados à participação. Esta suposição está implícita na independência dos custos e benefícios, condicionada às variáveis observadas.

14. Essa forma de mostrar a condição fundamental de identificação foi determinada por Heckman, Ichimura e Todd (1998), visando incorporar, numa estrutura econométrica, a separabilidade aditiva e as restrições de exclusão.

A identificação parcial, ou limites, surgiu como uma metodologia alternativa às tradicionais análises de inferência, notadamente para buscar corrigir as supostas superestimações dos efeitos decorrentes destas. Com isso, realça sua adequação para se analisar a diferença de qualidade das escolas públicas e privadas quanto à suposição de independência condicional e de balanceamento, pois, possivelmente, o viés de seleção, devido às condições econômicas das famílias e à motivação de alguns pais em relação à educação, seja forte o bastante para que a indisponibilidade dessas variáveis mascare a comparabilidade intrínseca a este estudo. Os principais artigos que têm contribuído para o desenvolvimento dessa metodologia são Manski (1989, 1990a, 1990b, 1997, 2008) e Manski e Pepper (2000),¹⁵ cuja técnica não paramétrica é também baseada em suposições, embora menos restritivas, para representar a regra de seleção ou o efeito do tratamento. As principais suposições são a resposta monotônica do tratamento (RMT), a seleção monotônica do tratamento (SMT) e a variável instrumental monotônica (VIM).

4.1 Análise de identificação parcial

A análise de identificação parcial relaxa a hipótese de ignorabilidade forte, simplesmente desconsiderando a suposição de independência condicional. As principais aplicações dessa metodologia ocorrem nos casos em que, mesmo em grandes amostras, não seja possível inferir exatamente o valor do parâmetro, devido às suposições dos modelos paramétricos ou semiparamétricos não serem teoricamente sustentáveis ou aceitáveis. Nesse sentido, uma estratégia seria não apenas obter a identificação pontual do parâmetro mas, sim, um intervalo de possíveis valores do parâmetro, podendo, alguns dos quais, serem excluídos *a priori* com credibilidade. Imbens e Woodridge (2009) enfatizam os recentes avanços da metodologia de identificação parcial que, mesmo alicerçada em suposições, embora menos fortes do que as do PEP, tornam possível restringir o intervalo e obter resultados mais informativos. A utilização de algumas variáveis explicativas aumenta a possibilidade de adicionar suposições que podem estreitar os limites do intervalo. Entretanto, os autores expõem que o método é criticado devido à possibilidade teórica de a identificação de um determinado intervalo ser considerada sem utilidade ou de ser informativo apenas para grandes amostras.

15. Manski (2008) expõe o desenvolvimento da literatura sobre identificação parcial.

Com o objetivo de determinar limites para o EMT, define-se, para cada aluno i , uma função resposta $y_i(\cdot): T \rightarrow Y$ que mapeia os tratamentos $t \in T$ nos potenciais resultados $y_i(t) \in Y$, para $T = [0; 1]$, em que os tratamentos $t = 1$ e $t = 0$ referem-se aos alunos cursarem escolas privada e pública, respectivamente, e y_i é a performance nos exames de proficiência. Para simplificar a notação, doravante o subscrito i será omitido.

O foco central é aferir o efeito médio da mudança da rede de ensino de $t = 0$ para $t = 1$, equivalente às performances dos estudantes da rede pública para a privada, ou seja,

$$D(0,1) = E[y(1)|t=1] - E[y(0)|t=0] \quad (1)$$

onde $D(0,1)$ é o efeito médio do tratamento e $E[y(t)]$ é o valor esperado da performance do estudante com o tratamento t .

Ao usar a lei das expectativas iteradas, seguindo a notação, $E[y(t)|x, z=t] = E[y|x, z=t]$, computa-se este valor médio como segue,

$$E[y(t)|x] = E[y|x, t=1] \cdot P(t=1|x) + E[y|x, t=0] \cdot P(t=0|x) \quad (2)$$

onde x são as características observadas do aluno e $P(t=1|x)$ é a probabilidade de o aluno estar na escola privada.

A inviabilidade no cálculo desta média reside no desconhecimento sobre o desempenho médio caso o aluno de escola privada estivesse frequentando a escola pública ou vice-versa, quais sejam, $E\left[\frac{y(1)}{x}, t=0\right]$ e $E\left[\frac{y(0)}{x}, t=1\right]$, respectivamente. Essa desinformação é o fato gerador do viés de seleção na abordagem PEP, cuja magnitude é obtida estendendo-se a equação (1), com a adição e subtração do resultado esperado, para não participantes do tratamento caso participassem, ou outra forma de se obter o contrafactual, qual seja:

$$\Delta(0,1) = E[y(1)|t=1] - E[y(0)|t=0] + \{E[y(0)|t=1] - E[y(0)|t=0]\} \quad (1')$$

$$\Delta(0,1) = D(0,1) + \{B(0,1)\}$$

O termo $B, \{E[y(0)|t=1] - E[y(0)|t=0]\}$ é a magnitude do viés de seleção que surge ao se inferir $D(\cdot)$ como uma estimativa do efeito médio do tratamento. Desde que se desconhece $E[y(0)|t=1]$, torna-se impossível o cálculo dessa magnitude. Por conseguinte, não se sabe a extensão desse viés na composição de $D(\cdot)$ e, conseqüentemente, não se pode computar a diferença exata nos resultados entre os tratados e o grupo de controle. Portanto, o objetivo básico para se contornar esse problema é encontrar alternativas para eliminar ou reduzir o viés de seleção por meio da formulação de hipóteses sobre o que não é observado para se obter os efeitos de interesse.

Manski (1989) mostra que é possível identificar os limites de $E[y(t)/x]$ se o suporte da variável dependente é limitado com extremos inferior e superior, que é o caso com o desempenho dos alunos. Substituindo $E\left[\frac{y(1)}{x}, t=0\right]$ e $E\left[\frac{y(0)}{x}, t=1\right]$ pelo menor (K_0) e maior (K_1) níveis possíveis de desempenho determinam-se os limites inferiores e superiores de $E[y(t)]$, gerando, assim, os limites sem suposição:

$$\begin{aligned} E(y|x, z=t)P(z=t|x) + K_0P(z \neq t|x) &\leq \\ \leq E(y(t)|x) &\leq E(y|x, z=t)P(z=t|x) + K_1P(z \neq t|x) \end{aligned} \quad (3)$$

Para estreitar estes limites, pode-se adicionar a suposição de RMT e a suposição de SMT, derivadas por Manski (1997) e Manski e Pepper (2000).

A suposição RMT implica que o desempenho de um aluno é fracamente crescente na mudança da escola privada em relação à pública, ou seja:

$$t_2 \geq t_1 \Rightarrow y(t_2) \geq y(t_1) \quad (4)$$

Isso está relacionado à hipótese de que o fato de o aluno estar frequentando uma escola privada nunca diminui seu desempenho, pois, teoricamente, um sistema de ensino mais eficiente conduz a um desempenho médio mais elevado dos alunos, embora um efeito zero não seja excluído

com esta suposição.¹⁶ Entretanto, pode-se criticar essa abordagem em relação à interpretação dos seus resultados, pois ao tentar aferir o efeito médio da mudança de rede de ensino, pode não fazer sentido partir da suposição de que a mudança melhora o rendimento do aluno. Isso, normalmente, é algo a ser estimado e não adotado como suposição.

Para reduzir a amplitude dos limites, pode-se acrescentar a suposição de SMT, na qual estudantes de escolas privadas têm fracamente maiores médias de proficiência do que aqueles de escolas públicas, ou seja:

$$u_2 \geq u_1 \Rightarrow E[y(t) | z = u_2] \geq E[y(t) | z = u_1] \quad (5)$$

Esta suposição baseia-se na possibilidade de as escolas privadas terem características que podem afetar positivamente (mas não negativamente) o desempenho dos estudantes, a qual pode também ser relacionada com a maior flexibilidade na gestão da escola privada em focar a melhoria do desempenho de seus estudantes. No entanto, tendo em vista que se espera que haja muitos outros critérios que os pais consideram importantes na escolha das escolas, além do desempenho dos alunos, os resultados devem ser interpretados levando em conta que essa suposição simplifica significativamente um complexo processo de escolha.

Até aqui foram obtidos apenas os limites sobre $E[y(t)]$, embora o objetivo seja medir o efeito da mudança do aluno da escola pública para a privada, $E[y(t=1)] - E[y(t=0)]$. Para se obter os limites sobre este efeito do tratamento, subtrai-se o limite inferior (superior) de $E[y(t=0)]$ do limite superior (inferior) de $E[y(t=1)]$, assim, os limites estariam definidos. Utilizando-se a suposição RMT, o limite inferior da mudança da rede pública para a privada não pode ser negativo e, portanto, é definido como zero.

Suponha-se que são observados não apenas o desempenho do estudante e a rede a qual pertence mas também uma variável z^* , que caracterize indiretamente os alunos de escolas públicas e privadas. Em seguida, obtêm-se subamostras, uma para cada valor de z^* e, para cada uma delas, determinam-se

16. Os autores reconhecem que podem existir outros motivos que levam os pais (ou responsáveis) a escolher uma escola privada, em detrimento de uma escola pública, que não estejam necessariamente relacionados com o desempenho acadêmico e a renda. Por exemplo, os pais podem optar por uma escola pela linha pedagógica, a abordagem religiosa, a proximidade do domicílio, a infraestrutura entre outras razões. Para mais detalhes sobre a escolha dos pais em matricular seus filhos em escolas privadas, ver Curi e Menezes-Filho (2010).

os limites sem suposição com base na equação (3). Isso pode resultar em um diferencial de limites menor para alguma subamostra e maior para outras. Poder-se-ia explorar esta variação nos limites sobre as subamostras se z^* satisfizer a suposição de VIM apresentada em Manski e Pepper (2000), a qual é dada por:

$$m_1 \leq m \leq m_2 \Rightarrow E[y(t)|z^* = m_1] \leq E[y(t)|z^* = m] \leq E[y(t)|z^* = m_2] \quad (6)$$

onde, m_1 é o limite natural inferior da variável utilizada como instrumento e m_2 é o limite superior.

Então, em vez de assumir independente em média, a suposição de VIM permite uma fraca relação monotônica entre a variável z e a função do desempenho dos estudantes (Manski e Pepper, 2000). Com isso, pode-se novamente dividir a amostra em subamostras, com base em z^* , e obter limites sem suposição para cada subamostra. Da equação (10), segue-se que $E\left[\frac{y(t)}{z^*} = m\right]$ não é menor do que o limite inferior sem suposição sobre $E\left[\frac{y(t)}{z^*} = m_1\right]$ e não é maior do que o limite superior sem suposição sobre $E\left[\frac{y(t)}{z^*} = m_2\right]$. Para a subamostra em que z^* tem o valor m , pode-se derivar um novo limite inferior, que é o limite inferior absoluto sobre todas as subamostras, e z é inferior ou igual a m . Da mesma forma, obtém-se um novo limite superior, tendo o menor limite superior sobre todas as subamostras com um valor de z superior ou igual a m . Ao repetir o procedimento para todos os possíveis valores de m , e extraindo a média, estabelecem-se os seguintes VIM-limites:

$$\begin{aligned} & \sum_{m \in M} P(z^* = m) \cdot [\max_{m \in M} (E[y | z = t, z^* = m] \cdot P(z = t, z^* = m) + \\ & + K_0 \cdot P(z \neq t | z^* = m))] \leq E[y(t)] \leq \sum_{m \in M} P(z^* = m) \cdot \\ & \cdot [\min_{m \in M} (E[y | z = t, z^* = m] \cdot P(z = t, z^* = m) + K_1 \cdot P(z \neq t | z^* = m))] \quad (7) \end{aligned}$$

Em bases teóricas, a VIM mais adequada é a renda familiar do aluno. Entretanto, na indisponibilidade desta, optou-se por uma *proxy* denotada

pela posse dos pais de pelo menos um automóvel.¹⁷ Certamente não seria possível utilizar esta *proxy* como uma variável instrumental convencional, uma vez que é pouco provável que a função do desempenho dos alunos seja independente de alguma variável que reflita a condição econômica da família. Entretanto, ela pode ser usada como uma VIM, pois, para tal, assume-se que a função média do desempenho do aluno seja monotonicamente crescente (ou não decrescente) em relação à propriedade de automóveis pela família.

De posse dos limites que definem o efeito da mudança da rede pública para a privada sobre o desempenho dos alunos, determinam-se os limites RMT-SMT superiores e inferiores para $E[y(t=0)]$ e $E[y(t=1)]$ e, em seguida, toma-se a diferença do limite superior para $E[y(t=1)]$ e do limite inferior de $E[y(t=0)]$ para obter o limite superior do EMT, $\Delta(0,1) = E[y(1)] - E[y(0)]$. A ocorrência de $\Delta(0,1) = 0$ justificaria a suposição de resposta monotônica ao tratamento.

5 RESULTADOS

Em vista de as escolhas dos pais sobre a escola dos filhos seguir restrições relacionadas com a renda familiar e diante da oferta de escolas de qualidade, é improvável que uma simples comparação dos resultados médios do desempenho dos alunos das escolas públicas e privadas produza estimativas confiáveis do efeito causal do sistema privado de ensino sobre o rendimento dos alunos. Pelo pareamento de casos similares do grupo de tratamento e controle, o método PEP visa eliminar o viés de seleção decorrente das variáveis observáveis e, conseqüentemente, parear indivíduos no grupo de tratamento e controle que imitem os indivíduos de um experimento aleatório.

Então, conforme o procedimento do método, uma vez verificada a assimetria da distribuição dos escores de propensão, aplica-se o algoritmo de Pareamento Linear Local (PLL), descrito em Caliendo e Kopeinig (2008), com combinações que usam todos os indivíduos na amostra de comparação, atribuindo pesos menores para as observações mais distantes. O escore de propensão foi operacionalizado como a probabilidade prevista de o aluno estar matriculado na rede privada. As probabilidades foram estimadas a partir de uma regressão de escolha discreta binária sob a hipótese *logit* para o

17. A escolha desta *proxy* como medida de riqueza é apoiada em dados da PNAD (IBGE, 2005), uma vez que a renda média das famílias possuidoras de pelo menos um carro excede a das famílias destituídas desse bem em 207%. Além disso, considerando as distribuições acima da mediana, a renda média das famílias com carro excede a das famílias sem carro em 225%; e nas distribuições abaixo da mediana, essa supremacia é de 154%.

aluno frequentar ou não a escola privada, sobre as características observadas que são relacionadas com o desempenho dos alunos, como: gênero, raça, pais residentes no domicílio, escolaridade dos pais, distorção idade-série, antecedente de reprovação, frequência à pré-escola e identificação dos estados.¹⁸ As estimativas das regressões referentes aos escores de propensão para as amostras de estudantes do 5º e 9º anos que realizaram os exames de língua portuguesa e matemática estão dispostas na tabela 3.

TABELA 3

Estimativas das regressões logísticas para os alunos do 5º e 9º anos que realizaram os exames de matemática e português

Variáveis	5º ano				9º ano			
	Matemática		Português		Matemática		Português	
	Coefficiente	EP ¹	Coefficiente	EP ¹	Coefficiente	EP ¹	Coefficiente	EP ¹
Mulher	0,035 ²	0,027	0,019 ²	0,027	0,099	0,032	0,075	0,033
Preto	-0,760	0,052	-0,653	0,051	-0,574	0,067	-0,473	0,066
Família completa	0,486	0,061	0,479	0,057	0,380	0,050	0,435	0,050
Mãe sem EF	-1,051	0,042	-1,097	0,043	-1,194	0,052	-1,272	0,054
Pai sem EF	-0,660	0,043	-0,706	0,044	-0,858	0,052	-0,802	0,053
Mãe graduada	0,683	0,039	0,675	0,039	0,998	0,047	1,018	0,047
Pai graduado	0,489	0,039	0,584	0,039	0,981	0,050	1,079	0,050
Pré-escola	1,054	0,040	1,034	0,039	0,715	0,033	0,729	0,034
Computador com internet	1,509	0,034	1,411	0,034	1,486	0,038	1,504	0,038
Doméstica	1,265	0,032	1,270	0,032	1,330	0,036	1,346	0,037
Constante	-3,094	0,103	-3,145	0,100	-3,105	0,146	-3,149	0,143
N ³	41.519		41.883		33.026		33.000	
Log-likelihood	16.911,9		17.003,6		17.324,7		17.782,8	
Pseudo-R ²	0,334		0,333		0,411		0,422	

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ EP denota erro-padrão.

² Não significativa a 1%.

³ Exclui os alunos de escolas públicas federais.

Os resultados das regressões apresentados na tabela 3 atestam que os coeficientes de todas as variáveis explicativas são estatisticamente significantes ao nível de, no máximo, 1%, e os sinais de cada um deles coincidem em ambos os exames e anos. Entretanto, comparando os efeitos decorrentes das magnitudes dos coeficientes de cada variável para o 5º e o 9º anos, sejam positivos ou

18. Heckman, Ichimura e Todd (1998), Heckman, Lalonde e Smith (1999) e Caliendo e Kopeinig (2008) discutem sobre a escolha das variáveis explicativas que devem ser inseridas no cálculo do escore de propensão. Embora não haja uma regra sobre o número de variáveis a serem inseridas, pressupõe-se que elas devem estar relacionadas tanto com o tratamento quanto com o resultado e, principalmente, devem melhorar o balanceamento entre o grupo de controle e de tratamento.

negativos, percebe-se que não há um padrão definido, indistintamente do exame. Considerando pai ou mãe graduados, o efeito positivo é mais forte para os alunos do 9º ano, enquanto, com relação à pré-escola, o efeito é mais acentuado para os alunos do 5º ano; para efeitos negativos, a variável raça tem uma contribuição marginal maior nos alunos do 5º ano, enquanto pais com baixa escolaridade participam com maior efeito para os alunos do 9º ano. Realce-se que este último resultado indica que uma herança educacional familiar em que os pais possuem baixo nível de escolaridade provoca um efeito redutor sobre a probabilidade de o filho estar em uma escola privada. O oposto ocorre quando os pais possuem nível superior, o qual é um indicativo do efeito renda familiar sobre a escolha do sistema privado de ensino no Brasil.

A variável se o aluno frequentou a pré-escola, por sua vez, capta o viés de seleção oriunda de variáveis relacionadas à renda, e seu sinal positivo indica maior probabilidade de um estudante estar em uma escola privada; o fato de esse efeito ser mais forte para alunos do 5º ano denota sua maior proximidade temporal em relação aos do 9º ano. O efeito renda familiar, expresso pelos sinais positivos das *proxies* computador com internet e doméstica, reflete a expectativa de direcionamento dos filhos para a rede de ensino particular. Adicionalmente, foram computados efeitos regionais por meio da inclusão de *dummies* dos estados, cujos coeficientes variam de magnitude e sinal (apêndice A). Isso pode estar refletindo as diferentes condições providas em cada estado em relação ao percentual de alunos matriculados na rede privada de ensino.

A metodologia de pareamento pondera a amostra do grupo de controle a fim de aumentar a semelhança com os indivíduos do grupo de tratamento, visando balancear as características observadas da amostra entre os grupos de tratamento e de controle após o pareamento. Uma análise de balanceamento das variáveis utilizadas na estimação do score de propensão é mostrada na tabela 4, na qual se apresentam, para os alunos de ambas as séries, as médias dos escores de propensão para as variáveis explicativas, antes e depois do pareamento, e uma medida do viés entre a amostra do grupo de tratamento e do de controle.¹⁹

19. A medida de viés sugerida por Rosenbaum (2002), que utiliza a diferença das médias padronizadas das amostras do grupo de tratamento e de controle, é dada por:
$$\text{Viés} = \frac{100(\bar{x}_T - \bar{x}_C)}{\sqrt{\frac{s_T^2 + s_C^2}{2}}}$$

onde $\bar{x}_T$ e $\bar{x}_C$ são as médias amostrais e s_T^2 e s_C^2 são as variâncias amostrais dos grupos de tratamento e de controle.

TABELA 4
Balanceamento das variáveis utilizadas no pareamento dos alunos do 5º e 9º anos que realizaram os exames de matemática e português

Variáveis	Amostra	5º ano				9º ano			
		Matemática		Língua Portuguesa		Matemática		Língua Portuguesa	
		Trat.	Cont.	Víés (%)	Trat.	Cont.	Víés (%)	Trat.	Víés (%)
Mulher	Não pareado	0,494	0,485	1,9	0,495	0,484	2,3	0,508	0,533
	Pareado	0,494	0,490	0,9	0,495	0,501	-1,1	0,508	0,489
Preto	Não pareado	0,050	0,140	-31,1	0,055	0,136	-27,8	0,043	0,096
	Pareado	0,050	0,047	1,2	0,055	0,047	2,7	0,043	0,040
Família completa	Não pareado	0,961	0,921	17,0	0,956	0,907	19,4	0,911	0,849
	Pareado	0,961	0,965	-1,5	0,956	0,962	-2,4	0,911	0,921
Mãe sem EF	Não pareado	0,071	0,343	-70,9	0,068	0,339	-71,6	0,051	0,377
	Pareado	0,071	0,069	0,8	0,068	0,064	0,9	0,051	0,045
Pai sem EF	Não pareado	0,075	0,282	-56,0	0,070	0,276	-56,7	0,057	0,330
	Pareado	0,075	0,072	0,8	0,070	0,071	-0,3	0,057	0,054
Mãe graduada	Não pareado	0,375	0,078	75,9	0,374	0,075	76,8	0,397	0,051
	Pareado	0,375	0,382	-1,6	0,374	0,368	1,5	0,397	0,400
Pai graduado	Não pareado	0,355	0,085	69,2	0,355	0,079	70,8	0,364	0,044
	Pareado	0,355	0,351	1,3	0,355	0,348	1,6	0,364	0,355
Pré-escola	Não pareado	0,914	0,696	57,2	0,909	0,678	59,5	0,670	0,297
	Pareado	0,914	0,925	-2,8	0,909	0,917	-2,1	0,670	0,686
Computador com internet	Não pareado	0,510	0,101	99,4	0,505	0,101	97,9	0,620	0,128
	Pareado	0,510	0,502	2,0	0,505	0,503	0,6	0,620	0,624
Doméstica	Não pareado	0,503	0,113	93,2	0,504	0,111	94,1	0,572	0,119
	Pareado	0,503	0,499	1,2	0,504	0,498	1,5	0,572	0,581
Escore de propensão	Não pareado	0,569	0,569	158,4	0,569	0,184	158,4	0,650	0,177
	Pareado	0,569	0,569	0,0	0,569	0,569	0,0	0,650	0,649

Elaboração dos autores.

Analisando os resultados para a amostra de estudantes que realizaram os exames de língua portuguesa e matemática, verifica-se que em quase todos os casos é evidente que as diferenças da amostra dos dados antes do pareamento são significativamente superiores aos pareados e mais acentuada para os alunos do 9º ano. Isso acarreta uma redução dos vieses dessas variáveis observadas e dos escores de propensão. Isto é, o processo de pareamento gera um elevado grau de balanceamento das variáveis entre a amostra do grupo de tratamento e do de controle que são utilizados no processo de estimação.

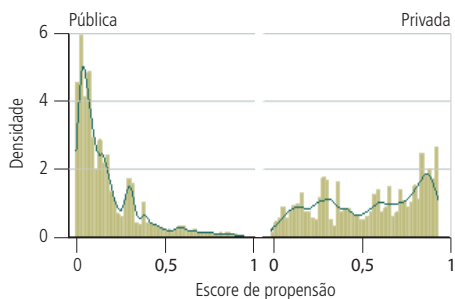
Outra importante fonte de identificação da sobreposição do escore de propensão são os histogramas dos escores de propensão para os indivíduos do grupo de controle e de tratamento, apresentados no gráfico 1. Percebe-se, visualmente, que as distribuições são assimétricas e não são em torno dos mesmos valores de escore de propensão, ou seja, os indivíduos não apresentam escores de propensão que possibilitam o direto pareamento. Ademais, verificam-se, em ambas as amostras dos alunos que participaram dos exames de língua portuguesa e matemática, que os escores de propensão dos alunos distribuem-se de forma distinta, evidenciando a diferença entre elas. Essa assimetria na distribuição dos escores de propensão confirma a necessidade de se aplicar o algoritmo PLL descrito anteriormente.

Uma vez que o método PEP reduz o viés atribuído às variáveis observadas, pode-se usar a diferença nos resultados médios encontrados nas amostras para se obter uma estimativa do EMT. A tabela 5 expõe as estimativas PEP obtidas via algoritmo PLL. Nas colunas “Grupos”, constam as médias condicionais dos exames de proficiências, antes e após o pareamento para o grupo de tratamento e de controle. A coluna denominada “Dif.” refere-se à diferença entre essas duas médias condicionais, ou seja, entre o viés de seleção e a estimativa do EMT (a diferença que contorna o viés de seleção com base na SIC). Na última coluna, estão dispostas as estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO), utilizando todas as variáveis do escore de propensão como variáveis explicativas.

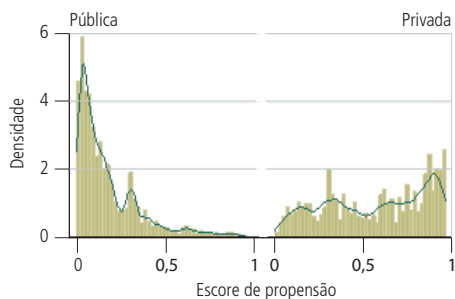
GRÁFICO 1

Sobreposição do escore de propensão

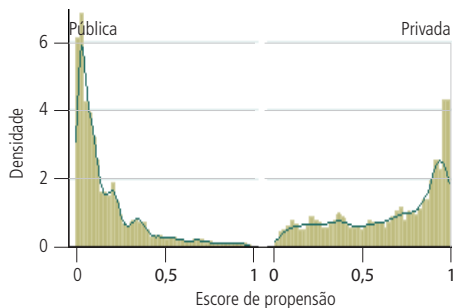
1A – 5º ano – matemática



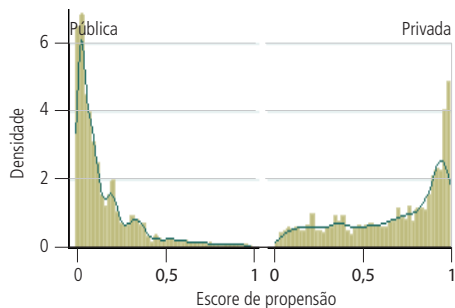
1B – 5º ano – português



1C – 9º ano – matemática



1D – 9º ano – português



Elaboração dos autores.

TABELA 5

Estimativas PEP e MQO: exames de português e matemática para o 5º e 9º anos

Resultado	Amostra	Grupos		Dif.	Teste t		MQO
		Tratamento	Controle		EP	t	
5º ano							
Matemática	Não pareados	0,706	−0,303	1,009	0,009	106,30	0,722 ¹
	EMT	0,706	−0,116	0,822	0,016	44,50	
Português	Não pareados	0,678	−0,289	0,967	0,010	101,02	0,672 ¹
	EMT	0,678	−0,077	0,755	0,019	38,36	
9º ano							
Matemática	Não pareados	0,701	−0,355	1,056	0,010	104,66	0,679 ¹
	EMT	0,701	−0,083	0,784	0,030	25,82	
Português	Não pareados	0,607	−0,309	0,916	0,010	87,29	0,597 ¹
	EMT	0,607	−0,078	0,685	0,022	30,27	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Significante a 1%.

Os resultados apontam para significativos e positivos efeitos das escolas privadas em relação às escolas públicas, sobre o desempenho dos alunos nos exames de matemática e português. O efeito médio de o aluno do 5º ano estar matriculado em uma escola privada sobre o desempenho nos exames de matemática e português são 0,822% e 0,755% dos desvios-padrão, respectivamente, enquanto essa supremacia para alunos do 9º ano decai nos respectivos exames para 0,784% e 0,685%. Resultados similares são ratificados pela metodologia econométrica de MQO, embora com as magnitudes dos diferenciais um pouco menores em ambos os exames, ou seja, 0,722% e 0,672% para o 5º ano, e 0,679% e 0,597% para o 9º ano.²⁰

As estimativas da análise de identificação parcial para os alunos de ambos os exames e séries são apresentados nas tabelas 6 (matemática) e 7 (língua portuguesa). Um ponto prático na comparação destes resultados, como os dos métodos PEP e MQO, são as variáveis explicativas que condicionam as estimativas dos efeitos. Tanto nas metodologias não paramétricas de pareamento como na de identificação parcial enfrenta-se o problema gerado pelo número de variáveis explicativas que condicionam as estimativas.²¹ Na primeira, utiliza-se a estratégia contida no método PEP, já citada na seção anterior, enquanto na análise de identificação parcial, que utiliza o estimador de polinômio local de pesos kernel (*Kernel-weighted local polynomial*), essa barreira é mais rígida. Dessa forma, com o intuito de tornar comparáveis os resultados destas metodologias, nelas incluídas todas as variáveis explicativas no cálculo do escore de propensão, extrai-se o resíduo previsto da regressão por MQO da proficiência dos alunos sobre as mesmas variáveis explicativas utilizadas no escore de propensão.²²

20. Os resultados estão medidos, em relação ao desvio-padrão, pelo fato de as variáveis dependentes terem sido padronizadas, conforme descrito anteriormente.

21. Essa dificuldade computacional é conhecida como *curse of dimensionality*.

22. Essa estratégia tem o objetivo de utilizar o resíduo da regressão por MQO como síntese dos efeitos relativos das outras variáveis, mas reconhece-se que isso insere uma série de questões metodológicas que não são o foco deste estudo.

TABELA 6

Matemática: análise de identificação parcial para alunos do 5º e 9º anos

Suposições	5º ano		9º ano	
	Limite inferior	Limite superior	Limite inferior	Limite superior
Limites sem suposições				
$E[y(0) X]$	-0,800	-0,787	-0,966	0,763
$E[y(0)/X]$	-1,780	2,951	-1,888	2,468
$E\{[y(1) - y(0)]/X\}$	-0,993	3,751	-2,652	3,434
RMT				
$E[y(0)/X]$	0,800	-0,055	-0,966	-0,059
$E[y(0)/X]$	-0,055	2,951	-0,059	2,468
$E\{[y(1) - y(0)]/X\}$	0,000	2,151	0,000	3,434
RMT e SMT				
$E[y(0)/X]$	-0,055	-0,055	-0,059	-0,059
$E[y(0)/X]$	-0,055	0,441	-0,059	0,396
$E\{[y(1) - y(0)]/X\}$	0,000	0,496	0,000	0,455
VIM RMT e SMT				
$E[y(0)/X]$	-0,049	0,110	-0,050	0,098
$E[y(0)/X]$	0,118	0,116	0,190	0,190
$E\{[y(1) - y(0)]/X\}$	0,008	0,165	0,093	0,240

Elaboração dos autores.

Nas linhas de cada tabela constam os limites para as esperanças condicionais dos estudantes tratados e não tratados, $E[y(1)|X]$ e $E[y(0)|X]$, respectivamente. Essas estimativas mostram claramente que os estudantes de escolas privadas, em média, obtêm melhores resultados. Isto é visualizado sob todas as suposições, mas a amplitude dos intervalos varia significativamente entre as suposições. Por exemplo, em ambos os exames e séries, os limites superiores das expectativas condicionais dos tratados, $E[y(1)|X]$, no caso de Limites sem Suposição e RMT, são positivos. Por sua vez, no caso das suposições de RMT em conjunto com a suposição de SMT e VIM não há uma padronização nos limites, tanto para as expectativas condicionais dos tratados quanto dos não tratados.

TABELA 7

Língua portuguesa: análise de identificação parcial para alunos do 5º e 9º anos

Suposições	5º ano		9º ano	
	Limite inferior	Limite superior	Limite inferior	Limite superior
Limites sem suposições				
$E[y(0)/X]$	-0,740	0,725	-0,913	0,614
$E[y(0)/X]$	-1,799	2,871	-2,057	2,304
$E\{[y(1) - y(0)]/X\}$	-2,523	3,611	-2,671	3,217
RMT				
$E[y(0)/X]$	-0,740	-0,035	-0,913	-0,046
$E[y(0)/X]$	-0,035	2,871	-0,046	2,304
$E\{[y(1) - y(0)]/X\}$	0,000	3,611	0,000	3,217
RMT e SMT				
$E[y(0)/X]$	-0,035	-0,035	-0,046	-0,046
$E[y(0)/X]$	-0,035	0,448	-0,046	0,419
$E\{[y(1) - y(0)]/X\}$	0,000	0,483	0,000	0,465
VIM RMT e SMT				
$E[y(0)/X]$	-0,042	0,014	-0,048	0,010
$E[y(0)/X]$	0,091	0,091	0,053	0,053
$E\{[y(1) - y(0)]/X\}$	0,077	0,133	0,043	0,101

Elaboração dos autores.

Nos limites do EMT, $\Delta(0,1) = E[y(1) - y(0) | X]$, aqueles sem suposição são de larga amplitude e não proveem nenhuma informação extra em qualquer dos exames, pois ambas as estimativas do PEP e do MQO se encontram nesse intervalo. Isso também é observado para os limites sob a suposição de RMT. Esse fato já era esperado, visto que todas as aplicações da metodologia de identificação parcial apresentaram limites não informativos sob essas suposições, provavelmente devido à fraqueza das restrições das suposições. Entretanto, os intervalos são informativos quando se analisam os limites sob a suposição de RMT em conjunto da suposição de SMT. Por definição da suposição de RMT, os limites inferiores são zero. Os limites superiores para o efeito de o aluno estar frequentando a escola privada, em qualquer exame ou série, situam-se acima de 0,4 desvio-padrão. Esses intervalos são informativos, porque as estimativas das metodologias de PEP e MQO são superiores, ficando acima de 0,50 do desvio-padrão.

Utilizando a variável referente à dotação de veículos na residência do aluno, os limites do EMT sob as suposições de VIM, RMT e SMT são

mais informativos, pois restringem principalmente os limites inferiores a valores não nulos ou negativos. Para o desempenho dos estudantes do 5º ano, os limites, inferior e superior, do efeito da escola privada nos exames de matemática e língua portuguesa são $[0,008; 0,165]$ e $[0,077; 0,133]$, respectivamente, enquanto para os alunos do 9º ano, tais respectivos conjuntos de limites são $[0,093; 0,24]$ e $[0,043; 0,101]$. As amplitudes dos limites em ambas as séries se equivalem nos dois exames, embora a amplitude em matemática seja três vezes maior. Portanto, os intervalos obtidos em ambos os exames implicam que as estimativas derivadas dos métodos PEP e MQO, apresentados na tabela 5, do efeito da escola privada encontram-se dentro do intervalo e podem estar de duas a quatro vezes sobre-estimadas. Todavia, deve-se enfatizar que as inferências derivadas da metodologia de identificação parcial dependem de determinadas hipóteses teóricas que podem ou não ser as mais adequadas à realidade do estudo que a aplique.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diversos estudos recentes realizados em países desenvolvidos têm comprovado a relativa eficiência da escola privada diante das demais. Em relação à realidade brasileira, são questionáveis as suposições impostas nos modelos que identificam pontualmente a representativa diferença de qualidade do ensino entre as redes pública e privada. A improvável comparabilidade de estudantes que demandam estes dois sistemas e o provável viés de seleção devido a fatores imensuráveis são os fatores que alimentam o ceticismo sobre, principalmente, as suposições da metodologia PEP. Seguindo uma estratégia menos restritiva, volta-se para a análise de identificação parcial como uma ferramenta de esclarecimento do efeito da escola privada sobre o desempenho educacional, em detrimento da identificação de somente limites do efeito.

Os resultados das estimativas derivadas da aplicação do método PEP e o tradicional MQO, a partir dos dados do SAEB (INEP, 2007), revelam um significativo efeito das escolas privadas sobre o desempenho dos estudantes, tanto em língua portuguesa quanto em matemática. As estatísticas descritivas dos dados igualmente evidenciam as diferenças entre as realidades dos estudantes que afetam o processo de escolha da escola pelos pais e a aprendizagem dos alunos. Isso pode ser decorrente da distribuição de renda brasileira, que influencia diretamente na desigualdade

de oportunidades dos estudantes brasileiros, pois a possibilidade de escolha da escola e o ambiente educacional propiciado pelos pais dos alunos com maior renda induzem fortes restrições sobre o processo de aprendizagem gerado tanto pela família quanto pela escola.

Reconhece-se, contudo, a afirmativa de Morgan (2001), segundo a qual o mais importante para políticas educacionais é que as estimativas derivadas das metodologias de regressão e PEP não proveem informações suficientes sobre como os estudantes de escola públicas poderiam se beneficiar caso frequentassem uma escola privada. Esse fato é demonstrado na estrutura de contrafactual e justifica a necessidade da coleta de dados mais informativos e técnicas com suposições menos restritivas. Assim, a metodologia de identificação parcial aponta para a sobre-estimação do efeito da escola privada, refletindo a inadequação das suposições mais restritivas que possibilitam a identificação pontual. Em suma, supondo a possibilidade de o método de identificação parcial vir a gerar informações sem utilidade ou mesmo ser informativo apenas para grandes amostras, os resultados obtidos nesta pesquisa sugerem haver sobre-estimação nas estimativas pontuais do efeito da escola privada no Brasil.

Em relação à decisão dos pais, considerando a restrição de renda e outras variáveis socioeconômicas, na escolha de qual sistema de ensino – privado ou público – matricular seus filhos, os fatores condicionantes do lado da demanda são determinantes neste processo. Reconhece-se, pela escassez na literatura, que haveria de se considerar também fatores intrínsecos, do lado da oferta, que pudessem contribuir para a explicação dessa demanda. Nesse sentido, uma pesquisa subsequente a esta poderia investigar se determinados fatores, como escolas dotadas de professores mais qualificados e motivados, orientação pedagógica, vertente religiosa, entre outros, seriam relevantes para guiar os pais a tomar decisões sobre o destino da rede de ensino para os filhos.

ABSTRACT

The core aim of this article is to compare student performance in Brazilian public and private schools based upon the methodology of Partial Identification. Since there is selection bias in the school choice derived from socioeconomic factors, identification restrictions in the other methodologies based upon point estimations to infer about the students' performance differences from the two types of schools are questionable. Therefore, it is tested whether the estimated limits provided by the proposed methodology, although under less restrictive assumptions, are as much or more informative than the point estimates generated by other methodologies. Using microdata from the

Basic Education Assessment System (SAEB) of 2005 for students in the 5th and 9th year of elementary school, the results indicate an overestimation of the private school effect from the most applied methodologies that rely on the assumptions of ignorability and imputation. However, the imposition of less restrictive hypotheses has kept such an effect significantly positive. These results shall come from the selection bias related to the parents' earnings constraints which contribute to explain the school choice and make it difficult the determination of an acceptable counterfactual.

Keywords: partial identification, private education, selection bias.

REFERÊNCIAS

- ALTONJI, J. G.; ELDER, T. E.; TABER, C. R. Selection on observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of catholic schools. **Journal of political economy**, v. 113, n. 1, p. 151-184, 2005.
- BLUNDELL, R.; COSTA-DIAS, M. Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics. **Journal of human resources**, v. 44, n. 3, p. 565-640, 2009.
- CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. **Journal of economic surveys**, v. 22, p. 31-72, 2008.
- COLEMAN, J. S.; HOFFER, T.; KILGORE, S. **High school achievement: public, catholic and private schools compared**. Basic Books, 1982. Disponível em: <<http://www.questia.com/PM.qst?a=o&d=100282593>>. Acesso em: 21 out. 2010.
- CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. Determinantes dos gastos com Educação no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 40, n. 1, 2010.
- DRONKERS, J.; AVRAM, S. A cross-national analysis of the relations between school choice and effectiveness differences between private-independent and public schools. **Sociological theory and methods**, v. 25, n. 2, p. 183-205, 2010.
- DRONKERS, J.; ROBERT, P. School choice in the light of the effectiveness differences of various types of public and private schools in 19 OECD Countries. **Journal of school choice**, v. 2, n. 3, p. 260-301, 2008.
- EVANS, W.; SCHWAB, R. M. Finishing high school and starting college: do catholic schools make a difference? **The quarterly journal of economics**, v. 110, n. 4, p. 941-974, 1995.
- FRANÇA, M. T. A.; GONÇALVES, F. O. Provisão pública e privada de educação fundamental: diferenças de qualidade medidas através de propensity score matching. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009.
- FRIEDMAN, M. The role of government in public education. In: ROBERT, A. S. (Ed.). **Economics and the public interest**. New Brunswick, NJ: University of Rutgers Press, 1955.

HANUSHEK, E.; WOESSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of economic literature**, v. 46, n. 3, p. 607-668, 2008.

HECKMAN, J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator. **Review of economic studies**, v. 65, n. 2, p. 261-294, 1998.

HECKMAN, J.; LALONDE, R. J.; SMITH, J. A. The economics and econometrics of active labor market programs. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. New York: North Holland, 1999. v. 3, c. 31, p. 1.865-2.097.

HOXBY, C. M. **Do private schools provide competition for public schools?** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1994. (Working Paper Series, n. 4.978).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rio de Janeiro: IBGE, 2005.

IMBENS, J. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: a review. **Review of economics and statistics**, v. 86, n. 1, p. 4-29, 2004.

IMBENS, J.; WOODRIDGE, J. Recent developments in the econometrics of program evaluation. **Journal of economic literature**, v. 47, n. 1, p. 5-86, 2009. Disponível em: <<http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/jel.47.1.5>>. Acesso em: 21 out. 2010.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISA. **Primeiros resultados: médias de desempenho do SAEB/2005 em perspectiva comparada**. INEP, 2007. Disponível em: <http://www.inep.gov.br/download/saeb/2005/SAEB1995_2005.pdf>. Acesso em: 21 out. 2010.

MANSKI, C. Anatomy of the selection problem. **The journal of human resource**, v. 24, p. 343-360, 1989.

_____. Nonparametric bounds on treatment effects. **American economic review papers and proceedings**, v. 80, p. 319-323, 1990a.

_____. Identification of endogenous social effects: the reflection problem. **Review of economic studies**, v. 60, p. 531-542, 1990b.

_____. Monotone treatment response. **Econometrica**, v. 65, p. 1.311-1.334, 1997.

_____. **Identification for prediction and decision**. Princeton: Princeton University Press, 2008.

MANSKI, C.; PEPPER, J. V. Monotone instrumental variable: with an application to the returns to schooling. **Econometrica**, v. 68, p. 997-1.010, 2000.

MORGAN, S. Counterfactual, causal effects, heterogeneity, and the catholic school effect on learning. **Sociology of education**, v. 74, p. 341-374, 2001.

MORGAN, S.; WINSHIP, C. **Counterfactual and causal inference**: methods and principles for social science. New York: Cambridge University Press, 2007.

NGUYEN, A. N.; TAYLOR, J.; BRADLEY, S. The estimated effect of catholic schooling on educational outcomes using propensity score matching. **Bulletin of economic research**, v. 58, n. 4, p. 285-307, Oct. 2006.

RAZO, R.; FERNANDES, C.; SOARES, S. **O impacto da municipalização no ensino fundamental**: uma estimativa por escores de propensão utilizando os dados do censo escolar. PUC-RJ, 2005. 37 p. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/pdf/seminario/2005/artigo_versao2_cris.pdf>. Acesso em: 3 nov. 2010.

ROSENBAUM, P. R. **Observational studies**. New York: Springer, 2002.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-50, 1983.

SOMERS, M.-A.; McEWAN, P. J.; WILLMS, J. D. How effective are private schools in Latin America? **Comparative education review**, v. 48, n. 1, p. 48-69, 2004.

VANDENBERGHE, V.; ROBIN, S. Evaluating the effectiveness of private education across countries: a comparison of methods. **Labour economics**, n. 11, p. 487-506, 2004.

WEBBINK, D. Causal effects in education. **Journal of economic surveys**, v. 19, p. 535-560, 2005.

ZOGHBI, A. C.; MENEZES, R. T.; FELÍCIO, F. Produtividade relativa dos setores público e privado em educação: impacto sobre a escolha da escola pela família. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2010.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AAKVIK, A. Bounding a matching estimator: the case of a Norwegian training program. **Oxford bulletin of economics and statistics**, v. 63, n. 1, p. 115-143, 2001.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. Retorno da educação no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 38, n. 1, 2008.

BECKER, S. O.; CALIENDO, M. Sensitivity analysis for average treatment effect. **Stata journal**, v. 7, n. 1, p. 71-83, 2007.

BLUNDELL, R.; DEARDEN, L.; SIANESI, B. Evaluating the impact of education on earnings in the UK: models, methods and results from the NCDS. **Journal of the royal statistical society**, series A, v. 168, n. 3, p. 473-512, 2005.

CALIENDO, M.; HUJER, R.; THOMSEN, S. **The employment effects of job creation schemes in Germany**: a microeconomic evaluation. Bonn: Institute for the Study of Labor, 2007. (Discussion Paper Series, n. 1.512).

CRUMP, R. *et al.* Dealing with limited overlap in estimation of average treatment effects. **Biometrika**, v. 96, p. 187-199, 2008. Forthcoming.

DEHEJIA, R.; WABBA, S. Causal effects in nonexperimental studies: reevaluating the evaluation of training programs. **Journal of the American statistical association**, v. 94, p. 1.053-1.062, 1999.

_____. The effects of class size on student achievement: new evidence from population variation. **Quarterly journal of economics**, v. 116, p. 1.239-1.286, 2000a.

_____. Does competition among public schools benefit students and taxpayers. **The American economic review**, v. 90, n. 5, p. 1.209-1.238, 2000b.

ICHINO, A.; MEALLI, F.; NANNICINI, T. **From temporary help jobs to permanent employment**: what can we learn from matching estimators and their sensitivity. Bonn: Institute for the Study of Labor, 2006. (Discussion Paper Series, n. 2.149).

IMBENS, G. The role of the propensity score in estimating dose-response functions. **Biometrika**, v. 87, n. 3, p. 706-710, 2000.

_____. Sensitivity to exogeneity assumptions in program evaluation. **American economic review**, v. 93, n. 2, p. 126-132, 2003.

KHANDKER, S.; KOOLWAL, G.; SAMAD, H. **Handbook on impact evaluation**. Washington, D.C.: The World Bank, 2010.

LECHENER, M. Earnings and employment effects of continuous off-the-job training in East Germany after unification. **Journal of business economic statistics**, v. 17, n. 1, p. 74-90, 1999.

_____. Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under the conditional independence assumption. **Econometric evaluation of labour market policies**, Heidelberg, p. 1-18, 2001.

NANNICINI, T. A simulation-based sensitivity analysis for matching estimators. **The stata journal**, v. 7, n. 3, p. 334-350, 2007.

NERI, M. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome. **Journal of the royal statistical society, series B**, v. 45, p. 212–218, 1983.

_____. **Motivos da evasão escolar no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV/CPS, 2010. Disponível em: <<http://www.ufgd.edu.br/faed/nefope/publicacoes/pesquisa-motivos-da-evasao-escolar>>. Acesso em: 21 out. 2010.

SMITH, J.; TODD, P. Does matching overcome Lalonde's critique of nonexperimental estimators? **Journal of econometrics**, v. 125, n. 1-2, p. 305-353, 2005.

TABER, C.; FRENCH, E. **Identification of models of the labor market**. Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago, 2010. (Working Paper Series, n. 2010-08). Disponível em: <<http://www.econstor.eu/bitstream/10419/70596/1/636377997.pdf>>.

TODD, P. Evaluating social programs with endogenous program placement and selection of the treated. In: SCHULTZ, T. P.; STRAUSS, J. (Ed.). **Handbook of development economics**, v. 60, n. 4, p. 3.847-3.894, 2008.

(Originais submetidos em dezembro de 2011. Última versão recebida em junho de 2014. Aprovada em julho de 2014.)

APÊNDICE A

TABELA A.1

Resultados para as *dummies* de estados da regressão logística para determinar o escore de propensão de estar matriculado na rede privada de ensino

	5ª Matemática		5ª Português		9ª Matemática		9ª Português	
	Coef.	EP	Coef.	EP	Coef.	EP	Coef.	EP
Acre	-0,903	0,140	-0,555	0,136	-0,010	0,184	-0,007	0,184
Amazonas	-0,195	0,113	-0,053	0,113	0,752	0,166	0,709	0,163
Roraima	-1,246	0,168	-1,255	0,171	-1,414	0,327	-1,609	0,349
Pará	0,688	0,101	0,747	0,102	1,248	0,154	1,135	0,150
Amapá	-1,110	0,137	-1,043	0,138	0,351	0,175	0,192	0,173
Tocantins	-0,114	0,117	-0,077	0,118	-0,037	0,216	-0,086	0,216
Maranhão	0,679	0,098	0,777	0,098	1,194	0,153	1,138	0,149
Piauí	1,077	0,099	1,226	0,100	1,551	0,153	1,562	0,149
Ceará	1,115	0,099	1,205	0,099	1,450	0,156	1,407	0,152
Rio G. do Norte	0,821	0,100	1,005	0,100	1,368	0,153	1,371	0,149
Paraíba	0,761	0,103	0,878	0,103	1,319	0,155	1,265	0,151
Pernambuco	0,674	0,103	0,775	0,103	1,513	0,156	1,483	0,152
Alagoas	0,726	0,102	0,828	0,101	0,890	0,165	0,891	0,161
Sergipe	0,762	0,100	0,949	0,101	0,773	0,164	0,644	0,162
Bahia	0,864	0,100	0,856	0,101	1,297	0,156	1,259	0,152
Minas Gerais	-0,099	0,097	0,078	0,097	0,354	0,156	0,294	0,153
Espírito Santo	-0,028	0,114	0,031	0,115	0,416	0,163	0,472	0,159
Rio de Janeiro	0,554	0,106	0,639	0,106	0,638	0,158	0,574	0,155
São Paulo	-0,179	0,104	-0,188	0,104	0,255	0,158	0,269	0,155
Paraná	-0,455	0,100	-0,338	0,101	0,502	0,154	0,498	0,150
Santa Catarina	-0,742	0,113	-0,570	0,114	-0,127	0,164	-0,319	0,162
Rio Grande do Sul	0,177	0,100	0,313	0,100	0,317	0,156	0,260	0,152
Mato Grosso do Sul	0,330	0,104	0,426	0,103	0,655	0,155	0,598	0,151
Mato Grosso	-0,645	0,117	-0,435	0,116	0,568	0,167	0,487	0,163
Goiás	0,755	0,098	0,860	0,098	1,436	0,153	1,341	0,150
Distrito Federal	0,361	0,128	0,311	0,130	1,411	0,188	1,389	0,184

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. O estado de Rondônia foi excluído intencionalmente para servir como parâmetro.

2. EP significa erro-padrão

MAPEAMENTO E PROJEÇÃO DA DEMANDA POR ENGENHEIROS POR CATEGORIA, SETOR E MICRORREGIÕES BRASILEIRAS¹

Kênia Barreiro de Souza²

Edson Paulo Domingues³

A dinâmica econômica recente do Brasil tem aumentado a demanda por pessoal especializado, em especial engenheiros, levantando uma série de hipóteses sobre a escassez de trabalhadores qualificados. Uma das formas de evitar um problema futuro é o planejamento de longo prazo da formação de engenheiros com base em projeções consistentes da demanda por tipos específicos de mão de obra. Com o intuito de subsidiar políticas públicas nesse sentido, este trabalho apresenta uma projeção da demanda e do uso setorial de engenheiros para a economia brasileira. A metodologia leva em consideração as diversas especialidades de engenharia, um amplo conjunto de dados setoriais e regionais sobre a utilização dessa mão de obra, um cenário econômico futuro e um modelo detalhado de equilíbrio geral computável (EGC). Os resultados mostram quais são os tipos de engenharias necessários em cenários futuros da economia brasileira.

Palavras-chave: projeção de demanda; engenheiros; equilíbrio geral computável.

JEL: C68; J23.

1 INTRODUÇÃO

Com a concretização de parte das obras do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), do Pré-Sal e os investimentos realizados em infraestrutura para a Copa do Mundo 2014 e as Olimpíadas 2016, o Brasil, inevitavelmente, defronta-se com um aumento da demanda por profissionais altamente qualificados (Carvalho, Pereira e Oliveira, 2012), de tal forma que a definição desses investimentos desempenha uma função importante na demarcação das necessidades futuras de formação e qualificação profissional (ABDI, 2012).

Diante desse quadro, uma das profissões mais demandadas é a engenharia, que, segundo a Confederação Nacional da Indústria (CNI),

1. Os autores agradecem os comentários de diversos pesquisadores na oficina Construindo o Mapa da Educação Profissional no Brasil, realizada no dia 14 de maio de 2012, em uma ação conjunta da Agência Brasileira de Desenvolvimento Industrial (ABDI), Ministério da Educação (MEC) e Centro de Gestão de Estudos Estratégicos (CGEE).

2. Doutoranda em economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). *E-mail:* keniadesouza@gmail.com

3. Professor associado do Departamento de Ciências Econômicas e do Cedeplar/UFMG. Bolsista de produtividade em pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e do Programa Pesquisador Mineiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG). Coordenador do Núcleo de Estudos em Modelagem Econômica e Ambiental Aplicada (Nemea). *E-mail:* domingues.edson@gmail.com

exerce um poder multiplicador na sociedade, pois domina um ramo de conhecimento vital para o fornecimento de soluções sustentáveis aos desafios sociais (Formiga, 2010), além de conduzir inovação na indústria e demais setores econômicos. Para Nascimento, Gusso e Maciente (2012), os estudos para o Brasil chegam a uma conclusão semelhante: de que a disponibilidade de mão de obra não foi fator limitante ao crescimento econômico do país nos anos 2000, o que, no entanto, não significa que o país esteja “bem servido” de recursos humanos, tampouco que os novos investimentos planejados tenham mão de obra suficiente à disposição.

O objetivo deste trabalho é construir projeções da utilização de engenheiros na economia brasileira, considerando os seguintes fatores: *i)* o uso de engenheiros por especialidade, setores econômicos e regiões; *ii)* o cenário de crescimento futuro da economia brasileira; e *iii)* os investimentos públicos e privados mais importantes e seu impacto na demanda por mão de obra qualificada.

Para tanto foi utilizado um cenário setorial e regional para a economia brasileira até 2023, que leva em conta os investimentos mais relevantes e um cenário macroeconômico consistente. Por sua vez, o mapeamento de uso de engenheiros foi compatibilizado com a estrutura setorial e regional de um modelo de equilíbrio geral computável (EGC), de forma a projetar o uso de engenheiros neste contexto.

O artigo está organizado da seguinte forma: a próxima seção discute modelos de projeção de oferta e demanda de engenheiros para a economia brasileira e a escassez de trabalhadores; a seção 3 descreve a base de dados utilizada e explora indicadores setoriais, regionais e de concentração de diversas especialidades da engenharia; a seção 4 descreve a metodologia utilizada; a seção 5 mostra as projeções de uso, com resultados por ocupação, estaduais e regionais; e a seção 6 apresenta os comentários finais.

2 MERCADO DE TRABALHO DE ENGENHEIROS

O mercado de trabalho de engenheiros foi analisado na literatura internacional sob diversas perspectivas, que incluem desde análises de oferta e demanda em mercados nacionais (Blank e Stigler, 1957; Arrow e Capron, 1959; Freeman, 1976; Ryoo e Rosen, 2004); escassez de trabalhadores qualificados (Blank e Stigler, 1957; Arrow e Capron, 1959; Hensen, 1961); discussões sobre a escolha ocupacional e o ajuste tardio na formação de novos profissionais

diante das alterações na demanda (Freeman, 1976; Ryoo e Rosen, 2004); entre outras (Atkinson, 1990; Ferrall, 1995; Freeman, 2006; Gibbs, 2006).

No caso deste trabalho, o foco principal é a estimação da demanda por engenheiros, considerando que *a priori* não existem restrições de oferta (conforme detalhado a seguir).

2.1 Demanda por engenheiros

Estimar a demanda por qualquer tipo de trabalho não é uma tarefa trivial, pois esta depende de uma série de fatores, como o crescimento econômico, as mudanças estruturais, a composição setorial da economia, a localização da produção, bem como do desenvolvimento tecnológico e inovação. Ao mesmo tempo, faz-se necessário considerar as restrições impostas pela oferta, que, por sua vez, são influenciadas pela tendência populacional; pelas taxas de participação no mercado de trabalho; pela imigração e mobilidade populacional em geral; pela oferta e decisões de educação e qualificação; e ainda pelas preferências ocupacionais (Boswell, Stiller e Straubhaar, 2004).

Com tantos aspectos envolvidos, para esses autores, as projeções da demanda são sempre incompletas, embora constituam uma ferramenta importante no desenho de políticas públicas que visam promover o desenvolvimento, fornecendo trabalhadores qualificados ao mercado e aumentando o bem-estar das famílias, por meio do crescimento da massa salarial.

Entre os estudos que procuraram realizar projeções de demanda e oferta futuras por engenheiros no Brasil, destacam-se os trabalhos de Nascimento *et al.* (2010), Pereira e Araújo (2011) e Maciente e Araújo (2011), em que as estimativas são realizadas para diferentes cenários de crescimento econômico.

Contrastando dados de requerimento técnico⁴ por engenheiros com dados dos egressos dos cursos de engenharia,⁵ no período de 2003 a 2008, Nascimento *et al.* (2010) estimam o estoque total de engenheiros graduados no ano de 2008, para a economia brasileira, em 750 mil profissionais, perante um requerimento total observado de 211.713 profissionais.

4. Nascimento *et al.* (2010) interpretam "requerimento técnico" como a quantidade de especialistas com esta competência profissional requerida tecnicamente para atender a um determinado nível de produção. Difere, pois, do conceito de demanda, que se refere à quantidade de profissionais que seriam empregados com um determinado nível de salário.

5. O Censo da Educação Superior define como engenharia as áreas de formação pertencentes ao grupo engenharia, produção e construção (INEP, 2011).

Os dados levantados revelam um aspecto peculiar e muito importante do mercado de trabalho de engenheiros: nem todos os diplomados vêm a ocupar no mercado de trabalho funções típicas da profissão. Para cada dois graduados em engenharia trabalhando atualmente com carteira assinada em ocupações típicas de sua formação, segundo os autores, há outros cinco em uma das seguintes situações: exercem outras ocupações; estão desempregados; exercem atividades como profissionais não assalariados; emigraram; ou estão simplesmente fora do mercado de trabalho (Nascimento *et al.*, 2010).

Considerando essa restrição, Nascimento *et al.* (2010) realizam projeções sobre a oferta e a demanda por engenheiros até o ano de 2020 em três cenários distintos, com taxas de crescimento de 3%, 5% e 7% ao ano (a.a.). Os resultados apontam que, se a proporção atual de engenheiros que não trabalham na área fosse mantida, haveria escassez desses profissionais em todos os cenários. Contudo, com a elevação dos salários, os engenheiros que estivessem fora do mercado ou em outras funções seriam atraídos e, portanto, não se poderia falar em escassez, considerando a taxa de crescimento intermediária. Ou seja, os novos egressos em engenharia adicionados ao estoque atual de profissionais deste grupo seriam suficientes para sustentar a demanda por esse tipo de qualificação.

Por sua vez, Pereira e Araújo (2011) realizaram projeções para a oferta futura de engenheiros e profissionais afins até o ano de 2020, considerando diferentes ritmos de expansão no número de concluintes em cursos de ensino superior nestas áreas. Os resultados apontam que o mercado de trabalho brasileiro possuirá, em 2020, entre 1,5 e 1,8 milhão de pessoas formadas em engenharias – por instituições brasileiras de ensino superior –, aptas a atuar em ocupações típicas da área. Os autores ressaltam algumas limitações de seu estudo, principalmente relacionadas às alterações no regime previdenciário, não consideradas no trabalho.

Ao realizarem projeções para a demanda por esse tipo de profissional, também para 2020, Maciente e Araújo (2011) desagregam sua análise para os setores econômicos. Os resultados mostram situação mais crítica em relação a uma relativa escassez de engenheiros para os setores de extração mineral (incluindo petróleo e gás), construção e infraestrutura, salientando a relevância das análises setoriais quando se pensa em escassez de mão de obra.

2.2 Escassez de engenheiros

Em meio a esse debate, emergem termos como “escassez de mão de obra especializada” e especula-se a respeito de um possível “apagão” de pessoal técnico-científico,⁶ em especial, de engenheiros (Nascimento *et al.*, 2010; Pompermayer *et al.*, 2011; Maciente e Araújo, 2011).

No entanto, conforme sugerem Arrow e Capron (1959), deve-se ter muito cuidado ao interpretar o que significa a escassez de cientistas e engenheiros, pois ao menos duas explicações são possíveis: *i*) pode ocorrer uma escassez temporária, resultado do lento ajuste de preços no mercado de trabalho, o que não exigiria intervenção, pois seria corrigida pelos próprios mecanismos de mercado; ou *ii*) o país precisa de mais engenheiros e cientistas não para manter seu nível de crescimento, mas sim para acelerar o crescimento e progredir tecnologicamente; nesse caso, não existe uma escassez de pessoal qualificado, mas um limite para que o país se desenvolva.

No primeiro caso, a escassez de trabalhadores pode ser definida como a condição em que a demanda excede a oferta de trabalho em nível de salários vigentes (Boswell, Stiller e Straubhaar, 2004; Richardson, 2007). Segundo Boswell, Stiller e Straubhaar (2004), a escassez generalizada de trabalhadores é menos comum, e ocorre apenas quando a economia está próxima do pleno emprego e existe dificuldade por parte das firmas para encontrar trabalhadores de todos os tipos. Por sua vez, a escassez de trabalhadores específicos (como os engenheiros ou suas especialidades), embora suas causas sejam as mesmas (trata-se de uma demanda superior à oferta disponível em determinada qualificação) é mais comum (Richardson, 2007).

Conforme esclarecem Boswell, Stiller e Straubhaar (2004), a falta de trabalhadores específicos pode ocorrer devido à “incompatibilidade” ou *mismatch* no mercado de trabalho, podendo gerar quadros de escassez em determinada região, ocupação ou área de atuação. Segundo os autores, há ao menos quatro tipos de *mismatch*: *i*) qualitativo; *ii*) regional; *iii*) de preferência; e *iv*) devido a *deficit* de informação.

No primeiro caso, *mismatch* qualitativo, embora existam trabalhadores suficientes, estes não possuem o nível de qualificação ou de habilidades requeridas pelo mercado, seja por falta de experiência ou má formação. Por

6. Araújo, Cavalcante e Alves (2009) denominam como pessoal técnico-científico: pesquisadores, engenheiros, diretores e gerentes de pesquisa e desenvolvimento (P&D) e profissionais científicos.

sua vez, os dois casos seguintes ocorrem em decorrência do fato de que o salário não é a única variável levada em consideração pelo trabalhador no momento da decisão de qualificação e escolha ocupacional. O local importa, e, portanto, poderá ocorrer *mismatch* regional quando, embora em termos agregados exista equilíbrio entre a oferta e a demanda, os trabalhadores não estão dispostos a se deslocar para cidades ou regiões onde existe oferta de emprego. Da mesma forma, pode ocorrer *mismatch* de preferências, pois mesmo que existam vagas, nem todos os que procuram emprego se adequam às características exigidas na ocupação. Por fim, existem *deficit* relacionados à informação, que tendem a ser solucionados tão logo vagas e trabalhadores se “encontrem” por meio dos tradicionais mecanismos de mercado.

Em quaisquer desses casos, segundo Boswell, Stiller e Straubhaar (2004), é importante ter em mente que a escassez de trabalhadores poderá sempre coexistir com o desemprego. Ou seja, do lado da oferta muitas vagas não são preenchidas em decorrência da falta de habilidades específicas, ou porque os trabalhadores desempregados não estão dispostos a ocupar determinadas atividades ou se deslocar para outras regiões; ao mesmo tempo que, do lado da demanda, os empregadores não estão dispostos a pagar salários melhores ou criar condições que encorajem a mudança de ocupação ou geográfica.

De forma geral, o *mismatch* ocorre por falhas no ajuste de mercado, diante das quais políticas públicas podem atuar, buscando acelerar o processo de reajuste. Entretanto, quando o objetivo é criar condições para a aceleração do crescimento, as projeções de demanda, como as realizadas neste estudo, constituem subsídio para a adequação da oferta às condições da demanda, permitindo que o país se prepare para formar trabalhadores em número suficiente e com a qualificação necessária não apenas para cumprir sua trajetória atual, mas também para aumentar seu produto potencial.

Nesse contexto, é possível argumentar que o crescimento do emprego e do nível de atividade no Brasil pode esbarrar na dificuldade de contratação de mão de obra especializada, representando um obstáculo ao desenvolvimento econômico, diminuindo os impactos benéficos de conjunturas favoráveis de crescimento e oportunidades de investimento.

3 BASE DE DADOS E INDICADORES DA OCUPAÇÃO DE ENGENHARIAS

3.1 Dados de emprego por setor, microrregião e ocupação

Para a desagregação dos dados de emprego por setor, ocupação e microrregião foi utilizada a Relação Anual de Informações Sociais (Rais) 2010,⁷ cujos dados são disponibilizados pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) (Brasil, 2011) e contêm informações anuais sobre o mercado de trabalho formal no Brasil.

A Rais é um registro administrativo de âmbito nacional, de preenchimento obrigatório para todos os estabelecimentos no país com cinco ou mais empregados, que reúne as informações necessárias para monitorar os movimentos no mercado de trabalho e controlar os registros relativos ao Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS), as contribuições e benefícios relacionados à previdência social e aos pagamentos de abono salarial, entre outros (Brasil, 2010).

A base de dados agregada permite o acesso ao número de estabelecimentos e de empregados, os quais podem ser classificados de acordo com: as características do tipo de trabalhador – rendimento, faixa etária, nível de escolaridade, entre outras; as características regionais – estados, regiões, mesorregiões, microrregiões e municípios; por setor de atividades – segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE); por ocupação – de acordo com o Código Brasileiro de Ocupações (CBO); entre outras características – tipo de estabelecimento, tipo de vínculo empregatício etc.

Segundo o MTE (Brasil, 2010), a principal vantagem dos dados está na abrangência das informações, tanto em nível regional quanto ocupacional, setorial e temporal. No entanto, há alguns fatores limitantes: *i*) os registros são preenchidos pelos próprios estabelecimentos, causando omissões e erros; *ii*) as declarações são agregadas pela empresa matriz; logo, os dados regionais referem-se à unidade contratante, e não necessariamente à região onde o trabalhador efetivamente atua; e *iii*) há um viés setorial de não declarantes, especialmente em setores com presença maciça de microempresas com menos de cinco empregados.

Por conseguinte, com a devida cautela no uso e na interpretação dos dados, foi possível a compatibilização das informações referentes à composição

7. Vale ressaltar que os dados da Rais 2010 foram utilizados como base para a calibragem das ocupações por se tratarem dos mais recentes até o momento da realização da pesquisa.

ocupacional, setorial e regional da mão de obra, com os setores do modelo Integrated Multi-Regional Applied General Equilibrium Model – Brazil (Imagem-B).⁸

3.2 Indicadores setoriais e regionais

A partir dos dados da Rais 2010, foram identificados 212.934 engenheiros de diversas áreas, que correspondem a aproximadamente 0,5% do total de trabalhadores formais no Brasil. As informações de Famílias Ocupacionais (quatro dígitos) do CBO permitiram a identificação de treze categorias de engenheiros, conforme a tabela 1.

TABELA 1

Total de engenheiros em ocupações típicas por categoria

Família CBO	Descrição	Total de trabalhadores
2021	Engenheiros mecatrônicos	302
2122	Engenheiros em computação	3.510
2140	Engenheiros ambientais e afins	123
2142	Engenheiros civis e afins	72.158
2143	Engenheiros eletricitas, eletrônicos e afins	33.870
2144	Engenheiros mecânicos e afins	30.080
2145	Engenheiros químicos e afins	11.954
2146	Engenheiros metalurgistas, de materiais e afins	3.541
2147	Engenheiros de minas e afins	3.330
2148	Engenheiros agrimensores e cartógrafos	907
2149	Engenheiros de produção, qualidade, segurança e afins	31.783
2221	Engenheiros agrossilvípecuários	21.347
2222	Engenheiros de alimentos e afins	29
-	Total de engenheiros em ocupações típicas	212.934

Fonte: Dados da Rais (Brasil, 2011).

Elaboração dos autores.

Vale ressaltar que o número total de engenheiros formados no Brasil e trabalhando no mercado formal é superior a esse valor, na medida em que, independentemente de sua formação, esses trabalhadores podem atuar em outras ocupações, como gerentes, empresários, entre outras. Desta forma,

8. Para a compatibilização foi utilizada a correspondência entre o Sistema de Contas Nacionais (SCN) e a CNAE disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), disponível em: <<http://concla.ibge.gov.br/en/classificacoes/correspondencias/atividades-economicas>>.

ao longo do texto, as informações coletadas serão tratadas como engenheiros em ocupações típicas.

Mais de 30% dos engenheiros registrados pela Rais estão ligados à engenharia civil, o que se reflete diretamente na concentração setorial; apenas o setor de construção reúne 16,33% do total de engenheiros (tabela 2), seguido por serviços prestados às empresas (15,72%) e administração pública e seguridade social (10,07%).

TABELA 2

Vinte setores com maior participação percentual do total de engenheiros (2010)

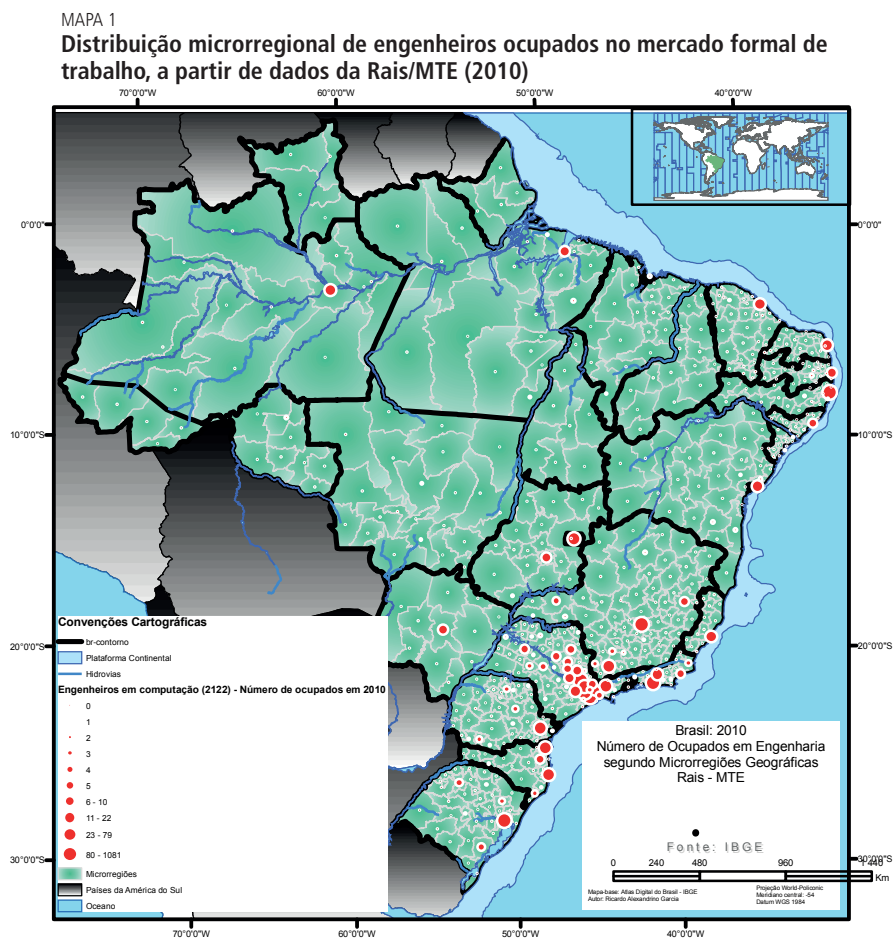
Setor de atividade econômica	% do total de engenheiros
Construção	16,33
Serviços prestados às empresas	15,72
Administração pública e seguridade social	10,07
Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	6,81
Comércio	5,78
Serviços de informação	3,97
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	3,33
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	3,07
Refino de petróleo e coque	3,04
Transporte, armazenagem e correio	2,46
Petróleo e gás natural	2,14
Alimentos e bebidas	1,83
Peças e acessórios para veículos automotores	1,69
Serviços imobiliários e aluguel	1,55
Fabricação de aço e derivados	1,47
Outros serviços	1,42
Automóveis, camionetas e utilitários	1,42
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	1,41
Educação mercantil	1,38
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	1,25
Total	86,15

Fonte: Dados da Rais (Brasil, 2011).

Elaboração dos autores.

Territorialmente, as maiores concentrações estão nos estados de São Paulo (36,10% do total de engenheiros), Rio de Janeiro (14,01%) e Minas Gerais (11,00%). Os dados microrregionais mostram que os grandes centros urbanos são as regiões que mais atraem esses trabalhadores, como pode ser

observado no mapa 1 e na tabela 3. Tal fato deve-se, entre outros motivos, à concentração das atividades produtivas nesses centros, em especial os setores de serviços, como construção, serviços prestados às empresas, serviços industriais de utilidade pública etc.



Fonte: Brasil (2010).

Elaboração dos autores.

TABELA 3

Brasil: microrregiões com as dez maiores concentrações do total de engenheiros registrados no mercado formal (2010)

UF	Microrregião	% do total
SP	São Paulo	17,16
RJ	Rio de Janeiro	10,62
MG	Belo Horizonte	6,73
PR	Curitiba	3,98
SP	Campinas	3,35
BA	Salvador	3,33
SP	São José dos Campos	2,84
RS	Porto Alegre	2,53
DF	Brasília	2,49
PE	Recife	2,40
Total		55,41

Fonte: Brasil (2011).

Elaboração dos autores.

3.3 Indicadores de concentração de ocupações

Para uma análise exploratória dos dados, a concentração regional desses trabalhadores foi analisada por meio do quociente locacional (QL), que mensura a intensidade relativa do uso de engenheiros em cada microrregião, em relação à economia como um todo. Formalmente:

$$QL = \frac{\frac{E_{lk}}{E_{.,k}}}{\frac{E_{l.}}{E_{..}}} \quad (1)$$

em que:

E_{lk} é o número de engenheiros da categoria l na microrregião k ;

$E_{.,k} = \sum_{l=1}^{13} E_{lk}$ é o número total de engenheiros (todas as treze categorias) na microrregião k ;

$E_{l.} = \sum_{k=1}^{558} E_{lk}$ é o número de engenheiros da categoria l em todo o Brasil; e

$E_{..} = \sum_{k=1}^{558} \sum_{l=1}^3 E_{lk}$ é o número total de engenheiros no país.

Logo, se $QL = 1$, a proporção de engenheiros de determinada categoria na região é idêntica à nacional. Se $QL > 1$, a região possui concentração acima da média nacional para aquela especialidade; e, finalmente, se $QL < 1$, a região possui uma proporção abaixo da média para determinada categoria de engenheiros. Devido à elevada dispersão dos dados, foram consideradas para o cálculo apenas as microrregiões com número de engenheiros maior ou igual a cinco.

Por se tratar de uma medida relativa, os resultados apontam que algumas localidades, embora com número absoluto de engenheiros inferior ao das grandes capitais, possuem especialização em determinadas categorias. As maiores concentrações ocorrem para categorias como engenheiros de minas, químicos, em computação, metalurgistas, mecânicos, mecatrônicos, agrimensores e cartógrafos (apêndice A).

A concentração regional de engenheiros está diretamente relacionada à estrutura produtiva especializada de algumas microrregiões, o que provê indícios do comportamento da demanda futura por engenheiros. Esse é o caso, por exemplo, de Parauapebas, cujo QL para engenheiros de minas e afins é de 68,84, ou seja, a região apresenta uma proporção de engenheiros de minas quase setenta vezes acima da média nacional, o que pode ser explicado pela localização da Mina de Ferro de Carajás, de propriedade da Vale no município de Parauapebas.

3.4 Multiplicadores de emprego⁹

Os multiplicadores do emprego são calculados a partir do modelo insumo-produto, permitindo a consideração não apenas dos efeitos diretos de variações na produção final, mas também dos efeitos indiretos desencadeados no restante da economia. Parte-se da solução do sistema insumo-produto, cujo pressuposto básico é de que os fluxos interindustriais do setor i para o setor j dependem unicamente do produto bruto do setor j em determinado período. Desta forma, definem-se os *requerimentos diretos de produção*, ou *coeficientes técnicos* (a_{ij}), como a relação entre insumo adquirido do setor i para ser utilizado na produção de j :

$$a_{ij} = \frac{z_{ij}}{x_j} \quad (2)$$

9. A metodologia para o cálculo dos multiplicadores está baseada em Miller e Blair (2009).

em que z_{ij} é o fluxo de consumo intermediário do setor i para o setor j e x_j é o valor da produção no setor j . Logo, pelo lado das vendas, a produção total do setor j é composta por uma parcela destinada ao consumo intermediário – definida como $z_{ij} = a_{ij} x_j$ pela equação (2) – e outra parcela destinada ao consumo final (f_j). Em formato matricial:

$$X = AX + f \quad (3)$$

em que X é o vetor de produção, A é a matriz de coeficientes técnicos e f é o vetor de demanda final. Resolvendo (3) para X , tem-se:

$$X = (I - A)^{-1} f = Bf$$

em que B é a *matriz inversa de Leontief* ou *matriz de requerimentos totais* cujos elementos ou coeficientes técnicos são representados por α_{ij} .

Por fim, o multiplicador do emprego será dado pela relação entre a produção total de cada setor e o uso de cada tipo de emprego, multiplicados pelos coeficientes da matriz inversa de Leontief; formalmente o multiplicador do emprego para a categoria de engenheiros l , no setor j , será dado por:

$$m_{lj} = \sum_{i=1}^n \frac{E_{lj}}{x_j} * \alpha_{ij} \quad (5)$$

em que E_{ij} é o total de engenheiros da categoria l que trabalha no setor j .

Desta forma, o coeficiente pode ser interpretado como o número de empregos gerados em cada categoria de ocupação a partir de mudanças na demanda final em determinado setor, sendo contemplados tanto os efeitos diretos quanto indiretos. Ou ainda, o somatório dos coeficientes para todas as engenharias revela o número de engenheiros (de todas as formações) que serão demandados a partir de uma determinada variação na demanda final de um setor.

Por exemplo, para o setor de máquinas, aparelhos e materiais elétricos, o multiplicador do total de engenheiros foi de 20,72, indicando que a cada aumento de R\$ 100 milhões na produção do setor serão requeridos 20,72 engenheiros, sendo 8,21 engenheiros eletricitistas, eletrônicos e afins e os demais de outras áreas, conforme pode ser observado na tabela 4.

TABELA 4
Setores com maiores multiplicadores do emprego
(R\$ 100 milhões de aumento na demanda final do setor)

Engenheiros	Setor de atividade econômica					
	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	Serviços prestados às empresas	Construção	Aparelhos/instrumentos médico-hospitalares, medida e óptico	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	Eleticidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana
Mecatrônicos	0,09	0,02	0,02	0,11	0,08	0,00
Em computação	0,34	0,36	0,05	0,35	0,13	0,06
Ambientais	0,00	0,03	0,01	0,00	0,00	0,01
Agrossilviculturistas	0,17	2,77	0,29	0,13	0,23	0,31
Civis	1,76	7,50	11,79	1,10	1,66	4,59
Eletricistas, eletrônicos	8,21	2,88	1,82	7,05	2,65	4,78
Mecânicos	5,86	2,60	1,44	5,05	3,68	1,74
Químicos	0,47	1,26	0,37	0,59	0,78	0,50
Metalurgistas, de materiais	0,36	0,19	0,11	0,41	0,65	0,06
De minas	0,09	0,29	0,13	0,04	0,15	0,05
Agrimensores e cartógrafos	0,01	0,19	0,07	0,01	0,01	0,05
De produção, qualidade, segurança	3,36	1,71	1,66	2,46	3,18	0,66
Total por setor	20,72	19,79	17,74	17,30	13,19	12,81

Elaboração dos autores.

Os resultados do multiplicador de emprego mostram que os setores com maior capacidade de gerar demandas por engenheiros tanto direta quanto indiretamente são: máquinas, aparelhos e materiais elétricos, serviços prestados às empresas, construção, aparelhos e instrumentos médico-hospitalares de medida e óptico, máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos e eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana. Naturalmente, as categorias mais demandadas de engenheiros são aquelas com maior participação no total de trabalhadores: civis e afins e eletricitistas e eletrônicos.

4 METODOLOGIA PARA O CENÁRIO DO USO DE ENGENHARIAS

A metodologia utilizada é baseada na integração de um modelo de consistência macroeconômico e um modelo EGC inter-regional. O cenário macroeconômico capta algumas modificações estruturais, tais como mudanças tecnológicas e alterações de padrões de consumo e preferências, e utiliza tendências regionais e setoriais de deslocamento do investimento. A partir destas informações, o modelo Imagem-B produz o cenário estadual e setorial de crescimento da economia, que também é estimado para as 558 microrregiões. Com a utilização da matriz de ocupações de engenharias por setor e microrregiões, delineadas na seção anterior, são estimados os impactos sobre a utilização destas ao longo do cenário.

4.1 Modelo Imagem-B, cenário macroeconômico, regional e de uso de mão de obra qualificada

4.1.1 Cenário macroeconômico

A construção do cenário macroeconômico parte de um modelo teórico de consistência macroeconômica desenvolvido no Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) por Giambiagi e Pastoriza (1997). O modelo foi atualizado e calibrado para aplicações em EGC no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFGM) para o Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG), conforme detalhado em Brasil (2008). Segundo Giambiagi e Pastoriza (1997), o modelo de consistência macroeconômica é construído a partir de um conjunto de identidades (contábeis) macroeconômicas e de relações paramétricas entre variáveis macroeconômicas, sendo parte destas variáveis exógenas. Calibrando os resultados macroeconômicos nacionais no modelo EGC, é possível obter

resultados consistentes para as variáveis macroeconômicas – produto interno bruto (PIB), consumo das famílias, investimento, consumo do governo e exportações – em nível estadual no médio e longo prazo.

A principal vantagem na utilização do modelo de consistência macroeconômica é a flexibilidade com que é possível modificar as variáveis exógenas (o PIB como a principal delas) e observar o comportamento das demais variáveis, tanto fiscais quanto do setor externo e das contas nacionais. O modelo possui ainda a vantagem de ser capaz de identificar possíveis combinações de valores das variáveis exógenas que geram determinados resultados para a dinâmica das variáveis endógenas. É possível, pois, conhecer combinações de valores das variáveis compatíveis com um quadro de equilíbrio interno e externo.

A tabela 5 mostra o conjunto de agregados macroeconômicos, de acordo com o Cenário-Base de Referência,¹⁰ estimados no modelo de consistência macroeconômica a partir de 2012. Estas variáveis representam os insumos de entrada para cada simulação de cenário, na forma de taxa de variação percentual a.a. Assim, o cenário-base para a economia brasileira, ancorado no crescimento do PIB (variável exógena) de 3% a partir de 2012,¹¹ aponta um arrefecimento do investimento, das exportações e das importações até 2023. O consumo das famílias e do governo, *grasso modo*, mantém-se estável durante todo o período.

TABELA 5
Cenário macroeconômico de referência
(Variação % a.a.)

	2012-2015	2016-2019	2020-2023
PIB	3,00	3,00	3,00
Consumo das famílias	2,12	2,42	3,12
Investimento	4,80	4,24	2,43
Consumo do governo	2,11	2,88	3,12
Exportações	11,52	6,08	5,33
Importações	8,80	5,15	5,02
Emprego	3,00	3,00	3,00

Fonte: Brasil (2008) – Cedeplar/UFMG.

10. O Cenário-Base de Referência representa conceitualmente uma trajetória de crescimento equilibrado (*business-as-usual*) para a economia brasileira, que leva em conta a continuidade das políticas macroeconômicas vigentes e tendências setoriais e regionais de investimentos, das exportações e do emprego.

11. Vale ressaltar que o modelo Imagem-B é de estática comparativa e, desta forma, o ajuste da economia é linear em relação ao cenário-base; portanto, cenários alternativos modificam o resultado em proporções fixas.

4.1.2 Investimentos setoriais e regionais

No que tange ao investimento, uma informação relevante refere-se à mudança de participação e composição regional e setorial deste componente ao longo do período. De posse deste cenário macroeconômico, podem-se avaliar ainda os cenários relativos às escalas macrorregionais, estaduais e setoriais, obtidos a partir das simulações com o modelo EGC. A partir destas serão estimados os impactos sobre a demanda por mão de obra de engenheiros.

Uma informação adicional nas simulações do cenário são os parâmetros regionais e setoriais de investimento público e privado. Estas informações servem para direcionar, por setor e região, parte do crescimento do investimento macroeconômico do cenário-base. Na ausência destas informações, o investimento seria automaticamente alocado pelo modelo nos setores e estados da matriz inicial de investimentos (ano-base 2011 e simulações a partir de 2012). Dessa forma, as simulações capturam desvios setoriais e regionais dos investimentos, calibrados de acordo com informações de projeções e anúncios de investimentos coletados em diversas fontes: BNDES, Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP), Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan), CNI, Planos Plurianuais (PPAs) Estaduais, entre outras.

O cenário de referência incorpora também dados de investimentos públicos considerados mais relevantes e prováveis no período. Entre estes, destacam-se os investimentos em petróleo, gás, refino e petroquímica, associados ao Pré-Sal, além dos investimentos em infraestrutura (energia, saneamento, transportes e habitação). O detalhamento destes investimentos está descrito na tabela A.1, no anexo A. Os dados referentes aos investimentos do PAC foram obtidos do *site* oficial do programa¹² e de informações anteriores (Brasil, 2008). O critério foi adotar para cada estado o maior valor de investimento entre as duas bases de informações. Para os dados do PAC foi considerado o período entre 2012 e 2015, cujas obras foram definidas em licitação ou em contratação. Para o período 2016-2023, a fonte foram os dados oficiais de programas de longo prazo em saneamento, habitação, energia elétrica, recursos hídricos e transportes. Além destes, parte do investimento associado ao Pré-Sal foi alocada neste período.¹³

12. Disponível em: <www.brasil.gov.br/pac>. Acessado entre agosto e setembro de 2010.

13. A tabela completa de dados pode ser encontrada em Brasil (2008).

No período relativo a 2012-2015, os investimentos chegam a mais de R\$ 800 bilhões, ou R\$ 212 bilhões a.a. Percebe-se, com maior proeminência, sua concentração nos estados do Rio de Janeiro (22%) e de São Paulo (23%), totalizando 45% dos investimentos previstos. Para 2012-2015, grande parte deles está em petróleo e gás (30%), seguido de telecomunicações com 14%. A carteira 2016-2023 reflete investimentos de longo prazo de infraestrutura, que constam de diversos documentos do governo federal em quatro áreas: saneamento, habitação, eletricidade e recursos hídricos.

4.1.3 Cenário setorial e estadual

Diante desse cenário, a tabela 6 reporta as taxas de crescimento do PIB setorial para os três subperíodos, na forma de variações médias anuais, em cinco grandes setores. O crescimento no primeiro período (2012-2015) foi acentuado devido às obras de investimento, concentradas na indústria e na extrativa mineral, que induzem o crescimento no setor de construção civil (como insumo básico para investimentos produtivos).

TABELA 6
Taxa de crescimento do PIB setorial no cenário-base
(Variação % a.a.)

	2012-2015	2016-2019	2020-2023
Agropecuária	2,60	2,75	2,79
Extrativa mineral	5,44	3,88	3,88
Indústria	3,91	3,10	3,10
Construção civil	4,74	2,50	2,50
Serviços	2,42	3,36	3,36

Fonte: Modelo Imagem-B.
Elaboração dos autores.

Como consequência, o cenário projeta um crescimento mais intenso do setor extrativista mineral ao longo de quase todo o cenário, acompanhado também pela construção civil no primeiro subperíodo compatível com as maiores taxas de crescimento do investimento. Nos dois últimos subperíodos (2016-2023), entretanto, observa-se que o crescimento dos setores diretamente afetados pelos investimentos se estabiliza, enquanto o setor de serviços e a agropecuária iniciam uma trajetória de crescimento mais significativa, beneficiando-se do crescimento econômico geral.

Podem-se desagregar ainda esses resultados em taxas de crescimento do PIB por Unidade da Federação (UF) no cenário-base (tabela 7).

TABELA 7

Taxa de crescimento do PIB estadual no cenário-base

(Variação % a.a.)

Estados	2012-2015	2016-2019	2020-2023
Rondônia	3,22	3,18	2,95
Acre	2,33	2,89	3,05
Amazonas	3,54	3,52	3,20
Roraima	2,02	2,98	3,20
Pará	3,48	3,37	3,13
Amapá	1,72	2,75	2,92
Tocantins	3,16	3,17	2,69
Maranhão	2,20	2,76	2,95
Piauí	1,98	2,61	2,67
Ceará	3,05	3,29	3,14
Rio Grande do Norte	2,41	3,07	3,13
Paraíba	2,20	2,86	3,07
Pernambuco	2,80	3,08	3,03
Alagoas	2,09	2,54	2,66
Sergipe	2,66	3,04	3,17
Bahia	3,48	3,35	3,19
Minas Gerais	3,09	2,96	2,78
Espírito Santo	3,77	2,64	2,74
Rio de Janeiro	2,59	2,58	3,24
São Paulo	3,05	3,07	2,98
Paraná	3,20	3,21	3,17
Santa Catarina	3,02	2,86	2,68
Rio Grande do Sul	2,98	2,81	2,77
Mato Grosso do Sul	2,89	3,03	2,95
Mato Grosso	4,00	3,54	3,48
Goiás	3,78	3,53	3,27
Distrito Federal	1,48	2,79	3,34
Brasil	3,00	3,00	3,00

Fonte: Modelo Imagem-B.

Elaboração dos autores.

O crescimento expressivo, por exemplo, da região Norte é liderado, sobretudo, pelos estados do Amazonas e do Pará (principalmente entre 2012

e 2019). A região Nordeste, por sua vez, tem crescimento engendrado pelo estado da Bahia, o qual apresenta taxas de crescimento do PIB acima da média durante todo o período, seguido por Ceará e Pernambuco ganham força a partir do segundo período. As projeções abaixo da média para os estados do Maranhão, Piauí e Alagoas, contudo, corroboram a estrutura menos diversificada e industrializada de suas economias.

Por sua vez, as regiões Sudeste e Sul, de estrutura produtiva mais diversificada, apresentam taxas de crescimento econômico relativamente menos intensas, com exceção dos estados do Rio de Janeiro e do Paraná. A região Centro-Oeste, no entanto, tem crescimento potencial mais elevado no cenário até 2023, em razão, sobretudo, dos estados do Mato Grosso e de Goiás, compatíveis com a expansão da fronteira agrícola brasileira e de novos investimentos previstos nestes estados.

5 PROJEÇÕES DO USO DE ENGENHARIAS NA ECONOMIA BRASILEIRA (2012 A 2023)

Ao se utilizar o nível de emprego de engenheiros por microrregiões e setores (Rais 2010), pode-se projetar o uso de engenheiros em 2023 a partir das mudanças na produção observadas no cenário base de crescimento econômico do período, considerando a diversidade da estrutura produtiva e a composição setorial do uso de engenheiros. Partindo do arcabouço de EGC, assumem-se coeficientes fixos no uso de engenheiros por setor, sem a possibilidade de substituição por outros tipos de trabalhadores. Logo, se a produção de determinado setor cresce, o requerimento de engenheiros na economia aumenta diretamente com a proporção de uso do fator trabalho desse setor e indiretamente por meio dos efeitos multiplicadores desencadeados no restante da economia.

Vale ressaltar que os resultados apontam as variações no uso do fator trabalho, ou no emprego, e não na demanda por trabalho. A metodologia considera oferta e demanda por trabalho determinadas simultaneamente, sendo que, diante do cenário base traçado, o equilíbrio entre oferta e demanda é ajustado via alterações no preço do fator trabalho (salários).

Assume-se ainda que os trabalhadores atuais não aumentam as horas trabalhadas para atender ao crescimento no emprego, e todos os novos trabalhadores contratados terão a mesma produtividade dos antigos.

Desta forma, pode-se dizer que as variações no emprego são medidas em “equivalente homem-hora”.

5.1 Resultados por ocupação

Em termos agregados, o uso de engenheiros em todo o Brasil deve aumentar em média 3,76% a.a., o que representa um crescimento de 49,22% entre 2012 e 2023, elevando o uso de engenheiros de 228.582 trabalhadores (em equivalente homem-hora) em 2012 para 341.080 em 2023 (tabela 8). Em termos relativos, a categoria que ganha maior participação com o crescimento entre 2012 e 2023 é a de engenheiros mecânicos e afins, que passa de 32.573 postos de trabalho em 2012 para 50.607 em 2023, um crescimento anual médio de 4,09%.

TABELA 8

Variação no emprego por categoria de engenharia (2012 e 2023)

Engenheiros	2012	2023	Variação
Mecatrônicos	326	501	175
Em computação	3.761	5.509	1.748
Ambientais e afins	130	175	45
Civis e afins	77.160	113.712	36.552
Eletricistas, eletrônicos e afins	36.468	55.064	18.596
Mecânicos e afins	32.573	50.607	18.033
Químicos e afins	12.926	19.996	7.070
Metalurgistas, de materiais e afins	3.839	6.019	2.180
De minas e afins	3.611	5.661	2.050
Agrimensores e cartógrafos	961	1.334	373
De produção, qualidade, segurança e afins	34.329	52.650	18.321
Agrossilvipecuários	22.468	29.814	7.346
De alimentos e afins	30	39	8
Total	228.582	341.080	112.498

Elaboração dos autores.

Em decorrência da localização e da concentração dos investimentos projetados em alguns setores específicos, ocorre uma alteração na composição da mão de obra, que beneficia as categorias de ocupação ligadas principalmente a setores de alta tecnologia e às indústrias extrativas. Esse é o caso de engenheiros mecânicos e afins; de produção, qualidade, segurança e afins; químicos e afins; eletricistas, eletrônicos e afins; metalurgistas e afins; e de minas e afins (tabela 9).

TABELA 9

Participação percentual no total de engenheiros empregados por categoria (2012 e 2023)

Engenheiros	2012	2023	Varição
Mecânicos e afins	14,25	14,84	0,59
De produção, qualidade, segurança e afins	15,02	15,44	0,42
Químicos e afins	5,66	5,86	0,21
Eletricistas, eletrônicos e afins	15,95	16,14	0,19
Metalurgistas, de materiais e afins	1,68	1,76	0,09
De minas e afins	1,58	1,66	0,08
Mecatrônicos	0,14	0,15	0,00
Ambientais e afins	0,01	0,01	0,00
Agrimensores e cartógrafos	0,06	0,05	-0,01
Em computação	0,42	0,39	-0,03
Civis e afins	1,65	1,62	-0,03
Agrossilvípecuários	33,76	33,34	-0,42

Elaboração dos autores.

5.2 Resultados estaduais

Em termos regionais, 59,35% do aumento no emprego em engenharias concentram-se na região Sudeste, o que é um resultado esperado, dado o agrupamento de atividades produtivas na região, em especial no estado de São Paulo, que passaria a ter 122.489 engenheiros empregados em 2023, seguido pelo Rio de Janeiro e Minas Gerais, com, respectivamente, 45.759 e 35.936 trabalhadores (tabela 10).

Não obstante, em termos proporcionais ao estoque inicial de engenheiros, o estado mais beneficiado seria o Mato Grosso, que aumentaria quase duas vezes o uso de todas as categorias de engenharias, passando de 2.340 em 2012 para 6.587 em 2023, seguido de Goiás, cujo crescimento médio anual projetado foi 6,04%. Os menores crescimentos proporcionais ficam com o Distrito Federal e Alagoas, que, ainda assim, elevam o número de engenheiros empregados em 29,10% e 30,22%, respectivamente, ao longo de todo o período.

TABELA 10

Variações no uso de engenheiros por UF¹

UF	Número de trabalhadores ²			Crescimento (%)	
	2012	2023	Variação entre 2012 e 2023	Em relação ao total no Brasil	Por UF
Mato Grosso	2.340	6.587	4.247	3,78	181,52
Goiás	4.322	8.239	3.917	3,48	90,63
Bahia	9.513	15.307	5.794	5,15	60,90
Pará	3.513	5.584	2.071	1,84	58,95
Amazonas	2.730	4.275	1.545	1,37	56,58
Paraná	14.067	21.509	7.442	6,61	52,90
Ceará	3.130	4.699	1.569	1,39	50,12
Rio Grande do Norte	2.017	3.023	1.006	0,89	49,88
São Paulo	82.548	122.489	39.941	35,50	48,39
Sergipe	1.599	2.361	763	0,68	47,70
Rondônia	179	262	83	0,07	46,44
Espírito Santo	4.197	6.137	1.940	1,72	46,21
Santa Catarina	7.963	11.628	3.665	3,26	46,03
Rio Grande do Sul	10.813	15.783	4.970	4,42	45,96
Maranhão	2.312	3.370	1.058	0,94	45,76
Tocantins	881	1.278	396	0,35	44,98
Rio de Janeiro	31.803	45.759	13.956	12,41	43,88
Minas Gerais	25.006	35.936	10.931	9,72	43,71
Pernambuco	7.165	10.204	3.040	2,70	42,42
Mato Grosso do Sul	1.945	2.753	808	0,72	41,52
Amapá	306	420	114	0,10	37,30
Roraima	450	615	165	0,15	36,78
Paraíba	2.053	2.806	753	0,67	36,68
Piauí	1.161	1.563	402	0,36	34,65
Alagoas	1.035	1.348	313	0,28	30,22
Distrito Federal	5.533	7.144	1.610	1,43	29,10
Total no Brasil	228.582	341.080	112.498	100,00	49,22

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ O Acre não foi incluído na análise deste trabalho, pois o número de engenheiros registrados na Rais 2010 parece subestimado.² Em equivalente homem-hora.

Do crescimento do emprego em São Paulo, 24,76% seriam em engenharia civil e afins; 20,89%, em engenheiros eletricitistas, eletrônicos e afins; outros 20,89%, em engenheiros mecânicos e afins; 19,88%, em engenheiros de produção, qualidade, segurança e afins; e o restante, nas

demais categorias. Para o Rio de Janeiro, o segundo estado no aumento do emprego, dos 13.956 postos criados, 29,21% seriam de engenheiros mecânicos e afins; 18,53%, para engenheiros de produção, qualidade, segurança e afins; 18,51%, para engenheiros químicos e afins; e o restante, nas demais categorias.

Como categoria de maior estoque inicial de trabalhadores e que mais cresceu de acordo com a simulação, o grupo de engenheiros civis e afins seria o responsável por 70,27% do crescimento do emprego em engenharias no Mato Grosso, 62,51% do emprego em Goiás e 63,78% no Piauí. A segunda categoria que mais contribuiria para o crescimento do emprego seria a de engenheiros agrossilvipecuários, responsável por 27,35% do aumento no emprego em engenharias na Paraíba, 25,04% em Roraima e 23,48% no Amapá.

5.3 Resultados microrregionais

Os resultados estaduais foram decompostos para municípios e microrregiões, de forma consistente. Adota-se a hipótese de que existem setores locais, estaduais e nacionais, ou seja, cujo comércio inter-regional está limitado ao município, ao estado ou às fronteiras nacionais. Desta forma, são desconsideradas mudanças significativas de comércio inter-regional e impactos de fronteira.

A tabela 11 ilustra o emprego adicionado por microrregiões para todas as engenharias e enfatiza a concentração de engenheiros na região Sudeste, principalmente em torno da região metropolitana (RM) de São Paulo.

Novamente, os indicadores de crescimento relativo mostram que a microrregião de São Paulo perde 0,41% da participação no emprego total em engenharias. O mesmo ocorre para outros grandes centros, como Rio de Janeiro, Distrito Federal e Belo Horizonte. No entanto, ganham participação as microrregiões de Cuiabá, que passa a 1,26% do total de engenheiros empregados no país, seguida de Goiânia, Salvador e Macaé.

Em termos gerais, a distribuição espacial regional do emprego em engenharias se mantém, acompanhando a distribuição da produção no país, de forma que 59,35% do total de empregos criados em todos os ramos localizam-se no Sudeste. Para algumas especialidades de alta tecnologia, como engenheiros mecatrônicos e em computação, mais de 60% do emprego concentram-se no estado de São Paulo, em especial na RM e em outras microrregiões de maior população no estado.

TABELA 11

Maiores variações no uso de engenheiros de todas as categorias, por microrregião
(Em % do total)

UF	Microrregiões que ganharam participação	Participação em 2012	Participação em 2023	Variação
MT	Cuiabá	0,56	1,26	0,70
GO	Goiânia	1,14	1,58	0,44
BA	Salvador	3,24	3,55	0,31
RJ	Macaé	1,66	1,93	0,27
PR	Curitiba	4,15	4,28	0,13
SP	São José dos Campos	1,91	2,01	0,09
SP	Guarulhos	0,76	0,84	0,07
SP	Jundiaí	0,83	0,90	0,07
MT	Alto Teles Pires	0,10	0,15	0,05
GO	Anápolis	0,11	0,16	0,05
UF	Microrregiões que perderam participação	Participação em 2012	Participação em 2023	Variação
RJ	Rio de Janeiro	10,68	10,09	-0,59
SP	São Paulo	17,86	17,45	-0,41
DF	Distrito Federal	2,42	2,09	-0,33
MG	Belo Horizonte	6,85	6,58	-0,27
PE	Recife	2,38	2,24	-0,14
PB	João Pessoa	0,71	0,65	-0,06
RS	Porto Alegre	2,61	2,55	-0,06
SC	Florianópolis	1,11	1,05	-0,06
PI	Teresina	0,45	0,40	-0,05
AL	Maceió	0,37	0,32	-0,04

Elaboração dos autores.

Para engenheiros mecânicos, químicos, metalurgistas, de materiais, da computação e afins, mais de 70% do aumento do emprego ainda se concentram no Sudeste; enquanto, para categorias mais tradicionais na engenharia, como produção, qualidade e afins; civis e afins; eletricitistas, eletrônicos e afins; e mecânicos e afins, a dispersão dos empregos criados entre 2012 e 2023 é maior, e se estende por todo o território, embora mantendo elevada a participação do estado de São Paulo.

Por fim, para outras atividades mais especializadas e ligadas a ramos produtivos específicos, como é o caso de engenheiros de minas, ligados à indústria extrativa, e engenheiros agrimensores, cartógrafos e agrossilvicultores, ligados à produção agropecuária, é possível notar maior desconcentração na geração de empregos justamente em decorrência da dispersão dessas atividades no país.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo mapeou o uso e a localização territorial da mão de obra de engenharias e produziu uma projeção da sua utilização, a partir de um cenário de crescimento da economia brasileira até 2023, considerando os investimentos previstos no período, bem como o uso setorial e regional de categorias específicas de engenheiros.

Os dados mostram que a concentração regional do emprego em ocupações típicas de engenharia está diretamente relacionada à estrutura produtiva de cada região, tornando heterogêneos os requerimentos por esses profissionais. Tal diversidade combinada à variedade e à localização dos investimentos previstos para a economia brasileira resulta no aumento da demanda de formações específicas em engenharia, principalmente aquelas ligadas à indústria extrativa e a setores tecnológicos, como engenheiros mecânicos e afins; de produção, qualidade, segurança e afins; químicos e afins; eletricitistas, eletrônicos e afins; metalurgistas e afins; e de minas e afins.

Os resultados mostram que setores como máquinas, aparelhos e materiais elétricos, e construção (atividades diretamente ligadas à demanda por investimentos) possuem elevados multiplicadores do emprego de engenharias, ou seja, o uso de engenheiros aumenta com a produção dessas atividades, não apenas devido aos requerimentos diretos do próprio setor, mas também às demais conexões produtivas com o restante da economia.

Em termos gerais, as projeções apontam para um crescimento de 3,76% a.a. no uso de engenheiros em todo o país, diante de um cenário de crescimento econômico de 3% a.a. do PIB, com emprego em algumas especialidades (como engenheiros metalurgistas, de materiais e afins e engenheiros de minas e afins) aumentando até 4,17% a.a.

Considerando o número de engenheiros formados por ano (superior a 30 mil desde 2006, segundo Oliveira *et al.*, 2013) e o aumento projetado no uso de engenheiros (próximo a 8 mil em equivalentes homem-hora¹⁴), não se pode dizer que o país enfrentará escassez de profissionais graduados na área como um todo se o crescimento se mantiver em torno de 3% a.a.¹⁵

14. Levando-se em conta o crescimento médio anual projetado de 3,76% e o número de trabalhadores empregados em 2012 (228.582), seriam necessários aproximadamente 8.594 novos engenheiros a cada ano.

15. Mesmo considerando as observações de Nascimento *et al.* (2010) de que a cada dois graduados em engenharia trabalhando em ocupações típicas outros cinco estão em diferentes áreas.

No entanto, dois pontos merecem ser destacados: *i*) deve-se contrastar o requerimento e a disponibilidade de tipos específicos de engenheiros, pois pode ocorrer escassez para determinada especialidade, conforme proposto por Boswell, Stiller e Straubhaar (2004); e *ii*) deve-se considerar que cenários de crescimento mais elevado requerem mais profissionais, indo ao encontro da afirmativa de Arrow e Capron (1959) de que os países precisam de mais engenheiros, não apenas para manter o crescimento da produção, mas também para acelerar o crescimento e progredir tecnologicamente.

Dessa forma, um passo adicional para a continuação do estudo seria confrontar as estimativas com os dados de oferta por tipos específicos a partir de informações do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) e do Ministério da Educação (MEC), com o auxílio das metodologias desenvolvidas em Nascimento *et al.* (2010). Tais refinamentos permitem estimações tanto das consequências dos limites da oferta e demanda para o equilíbrio no mercado de trabalho como para o crescimento econômico do país. Desta forma, constituem-se informações relevantes para o planejamento de investimentos na qualificação da força de trabalho no Brasil.

ABSTRACT

The recent economic dynamics of Brazil has increased the demand for skilled labor, especially engineers, raising a number of questions about the shortage of skilled workers. One way to avoid this problem in the future would be to develop a long run planning for engineering formation, based on consistence projections of demand for these specific types of labor. Aiming to support public policies in this subject, this paper applies a detailed simulation methodology for projection of demand and use of engineers in the Brazilian economy. Our methodology takes into account various engineering specialties, a wide range of sectoral and regional data for employment, a macroeconomic scenario and a detailed computable general equilibrium (CGE) model. The results points to which types of engineering would be more necessary in a future scenario for the Brazilian economy.

Keywords: demand projection; engineers; computable general equilibrium.

REFERÊNCIAS

- ABDI – AGÊNCIA BRASILEIRA DE DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL. **Formação e mercado de trabalho**. Boletim eletrônico. 1. ed. Brasília: ABDI, 2012. Disponível em: <<http://www.brasilmaior.mdic.gov.br/images/data/201212/e4196555d9f62d9286cccfaf5fd5e133.pdf>>. Acesso em: dez. 2012.
- ARAÚJO, B. C.; CAVALCANTE, L. R.; ALVES, P. Variáveis *proxy* para os gastos empresariais em inovação com base no pessoal ocupado técnico-científico disponível na Relação Anual de Informações Sociais (Rais). **Radar**. 5. ed. Brasília, dez. 2009.

ARROW, K. J.; CAPRON, W. M. Dynamic shortages and price rises: the engineer-scientist case. **Oxford university press**, v. 73, n. 2, p. 292-308, 1959.

ATKINSON, R. C. Supply and demand for scientists and engineers: a national crisis in the making. **Science**, v. 248, n. 4.954, p. 425-432, 1990.

BLANK, D. M.; STIGLER, G. J. **The demand and supply of scientific personnel**. National Bureau of Economic Research, 1957.

BOSWELL, C.; STILLER, S.; STRAUBHAAR, T. **Forecasting labour and skills shortages: how can projections better inform labour migration policies?** Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities Report, 2004.

BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. **Estudo da dimensão territorial para o planejamento: impactos econômicos da carteira de investimentos**. Brasília: MPOG, 2008. v. 6.

_____. Ministério do Trabalho e Emprego. **Registros administrativos: Rais e CAGED**. Brasília: MTE, 2010.

_____. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais (Rais)**. Brasília: MTE, 2011.

CARVALHO, D. M.; PEREIRA, F. A. A.; OLIVEIRA, V. F. Formação em engenharia no Brasil: distribuição regional de vagas e cursos comparados à população e ao PIB. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE EDUCAÇÃO EM ENGENHARIA, 40., Belém-PA, 2012. **Anais...** Belém: Abenge, 2012. Disponível em: <<http://www.ufjf.br/observatorioengenharia/files/2012/01/Vanderli-Dayane.pdf>>. Acesso em: dez. 2012.

FERRALL, C. Levels of responsibility in jobs and the distribution of earnings among U.S. engineers, 1961-1986. **Industrial and labor relations review**, v. 49, n. 1, p. 150-169, 1995.

FORMIGA, M. M. M. (Org.). **Engenharia para o desenvolvimento: inovação, sustentabilidade e responsabilidade social como novos paradigmas**. Brasília: CNI/SENAI, 2010.

FREEMAN, R. B. A cobweb model of the supply and starting salary of new engineers. **Industrial and labor relations review**, v. 29, n. 2, p. 236-248, 1976.

_____. Does globalization of the scientific/engineering workforce threaten U.S. economic leadership? **Innovation policy and the economy**, v. 6, p. 123-157, 2006.

GIAMBIAGI, F.; PASTORIZA, F. **Modelo de consistência macroeconômica**. BNDES, Área de Planejamento, Departamento Econômico (DEPEC), 1997. (Texto para Discussão, n. 52).

GIBBS, M. Return to skills and personnel management: U.S. Department of defense scientists and engineers. **Economic inquiry**, v. 44, n. 2, p.199-214, 2006.

HENSEN, W. L. The “shortage” of engineers. **The review of economics and statistics**, v. 43, n. 3, p. 251-256, 1961.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Censos da educação superior de 2001 a 2008**. Brasília: INEP, 2001-2008. Disponível em: <<http://www.inep.gov.br>>. Acesso em: 31 jan. 2011.

MACIENTE, A. N.; ARAÚJO, T. C. A demanda por engenheiros e profissionais afins no mercado de trabalho formal. **Radar**, Brasília, n. 12, fev. 2011.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. **Input-output analysis: foundations and extensions**. New York: Cambridge University Press, 2009.

NASCIMENTO, P. A. M. M. *et al.* Escassez de engenheiros: realmente um risco? **Radar**, Brasília, n. 6, fev. 2010.

NASCIMENTO, P. A. M. M.; GUSSO, D. A.; MACIENTE, A. N. Breves notas sobre escassez de mão de obra, educação e produtividade do trabalho. **Radar: tecnologia, produção e comércio exterior**, v. 23, p. 7-15, 2012.

OLIVEIRA, V. F. *et al.* Um estudo sobre a expansão na formação em engenharia no Brasil. **Revista de ensino de engenharia**, v. 32, p. 29-44, 2013.

PEREIRA, R. H. M.; ARAÚJO, T. C. Oferta de engenheiros e profissionais afins no Brasil: resultados de projeções iniciais para 2020. **Radar**, Brasília, n. 12, fev. 2011.

POMPERMAYER, F. M. *et al.* Potenciais gargalos e prováveis caminhos de ajustes no mundo do trabalho no Brasil nos próximos anos. **Radar**, Brasília, n. 12, fev. 2011.

RICHARDSON, S. **What is a skill shortage?** National Centre for Vocational Education Research Ltd., Adelaide, 2007.

RYOO, J.; ROSEN, S. The engineering labor market. **Journal of political economy**, v. 112, n. S1, p. S110-S140, 2004 (Papers in honor of Sherwin Rosen: a supplement to volume 112).

(Originais submetidos em julho de 2013. Última versão recebida em junho de 2014. Aprovada em julho de 2014.)

APÊNDICE A

TABELA A.1

Categorias e microrregiões com os maiores quocientes locacionais (QLs)

Categoria	Microrregião	QL
Minas e afins	Parauapebas – PA	68,84
	São Félix do Xingu – PA	42,79
	Itabira – MG	32,00
Químicos e afins	Coari – AM	31,12
	Japaratuba – SE	25,75
	Macaé – RJ	24,26
Computação	Santa Rita do Sapucaí – MG	30,40
	Campinas – SP	10,92
	Recife – PE	2,71
Metalurgistas e afins	Vale do Paraíba – SP	17,61
	Conselheiro Lafaiete – MG	11,91
	Porangatu – GO	11,21
Mecânicos e afins	Macaé – RJ	13,46
	São José dos Campos – SP	12,11
	Coari – AM	10,61
Mecatrônicos	Paracatu – MG	13,01
	Moji das Cruzes – SP	10,21
	Ribeirão Preto – SP	4,51
Agrimensores e cartógrafos	Nhandeara – SP	12,44
	Criciúma – SC	8,88
	Parauapebas – PA	8,45

Fonte: Brasil (2011).

Elaboração dos autores.

ANEXO A

TABELA A.1
Investimentos públicos no cenário 2012-2023

	Petróleo e gás	Refino	Biocombustível	Recursos hídricos	Saneamento	Habitação	Eleticidade	Rodovias	Logística	Telecomunicação	Luz para todos	Total	% do total
Rondônia	-	-	-	35	518	501	3.026	1.222	3.178	779	128	9.258	0,90
Acre	-	-	-	12	219	251	556	255	-	321	-	1.613	0,16
Amazonas	654	-	17	19	1.051	1.775	9.238	637	1.083	1.428	-	15.900	1,54
Roraima	-	-	-	60	215	191	1.486	453	-	159	74	2.563	0,25
Pará	-	-	93	48	1.377	3.569	21.760	1.285	422	2.897	-	31.451	3,05
Amapá	-	-	-	19	213	130	1.022	150	115	280	135	1.929	0,19
Tocantins	-	-	-	389	573	686	3.652	108	150	632	385	6.190	0,60
Maranhão	557	-	-	252	1.102	4.506	2.692	1.308	840	1.776	330	13.034	1,26
Piauí	557	-	117	178	532	1.379	806	382	1.754	1.192	-	6.898	0,67
Ceará	9.997	21.966	117	357	1.506	3.544	1.837	888	408	4.015	-	44.634	4,33
Rio Grande do Norte	9.997	1.710	-	154	580	1.197	901	10	812	1.694	-	17.055	1,65
Paraíba	557	-	50	264	590	1.280	428	131	108	1.687	-	5.096	0,49
Pernambuco	8.379	23.023	-	429	1.447	3.574	3.577	307	859	4.719	-	46.313	4,49
Alagoas	-	-	-	347	544	1.102	822	175	35	1.542	-	4.568	0,44
Sergipe	7.131	-	-	256	491	835	367	101	-	1.089	-	10.271	1,00
Bahia	-	1.710	167	1.124	2.665	5.492	4.884	3.861	4.022	6.716	-	30.641	2,97

(Continua)

(Continuação)

	Petróleo e gás	Refino	Biocombustível	Recursos hídricos	Saneamento	Habitação	Eleticidade	Rodovias	Logística	Telecomunicação	Luz para todos	Total	% do total
Minas Gerais	2.660	1.710	1.417	390	4.385	5.699	2.345	4.941	2.920	13.453	-	39.921	3,87
Espírito Santo	33.414	-	-	96	789	1.047	3.439	2.150	2.252	2.344	-	45.529	4,41
Rio de Janeiro	235.392	21.406	-	43	3.679	4.849	1.194	1.484	17.485	13.057	-	298.588	28,94
São Paulo	167.904	17.379	2.902	459	10.000	12.615	8.389	3.224	19.810	32.149	-	274.830	26,64
Paraná	-	1.710	354	28	3.237	2.720	1.984	1.849	845	7.080	-	19.808	1,92
Santa Catarina	13.560	-	1	88	2.004	1.502	3.531	1.831	882	4.313	-	27.710	2,69
Rio Grande do Sul	2.600	1.710	-	401	3.133	3.075	1.883	1.640	2.956	8.023	-	25.422	2,46
Mato Grosso do Sul	3.920	-	1.534	165	766	728	828	57	-	1.543	-	9.540	0,92
Mato Grosso	-	-	117	36	814	904	6.020	2.801	4.199	1.769	-	16.660	1,61
Goiás	1.140	4.275	1.506	298	2.145	1.839	3.314	1.052	1.365	4.128	-	21.062	2,04
Distrito Federal	-	-	-	29	662	1.011	-	983	162	2.471	-	5.317	0,52
Total	498.419	96.599	8.391	5.974	45.233	66.000	89.982	33.286	66.662	121.256	1.052	1.031.802	100,00
Participação	48,31	9,36	0,81	0,58	4,38	6,40	8,72	3,23	6,46	11,75	0,10	100,00	-

Fonte: Brasil (2008).

ENCADEAMENTOS PRODUTIVOS DO COMPLEXO SUCROALCOOLEIRO NO BRASIL: A DÉCADA DE 2000 EM UMA NOVA ABORDAGEM DA MATRIZ INSUMO-PRODUTO¹

Thiago de Moraes Moreira²

Pedro Henrique Verges³

Luiz Carlos Santana Ribeiro⁴

O objetivo deste artigo é verificar em que medida o robusto crescimento das principais atividades industriais do complexo sucroalcooleiro brasileiro (produção de açúcar e álcool) na última década estimulou a expansão de outras atividades econômicas, assim como até que ponto esta expansão foi incentivada por estas demais atividades. Para essa finalidade, foram calculados diversos indicadores econômicos de encadeamento produtivo baseados nas matrizes de insumo-produto (MIPs) oficiais disponíveis para os anos 2000 e 2005, que tiveram de ser modificadas de modo a incorporar em uma mesma matriz as atividades indústria do açúcar e álcool. O mesmo procedimento foi adotado utilizando uma MIP estimada para 2009. Os principais resultados apontam para um maior poder de encadeamento da produção do açúcar em comparação ao álcool. Contudo, enquanto se verificou um enfraquecimento do poder de encadeamento do açúcar na última década, denotou-se um aumento dos efeitos gerados pela produção do álcool sobre as demais atividades na segunda metade da última década. Destaque também para os expressivos impactos gerados sobre atividades não industriais, tais como agrícola e em segmentos do setor de serviços.

Palavras-chave: complexo sucroalcooleiro; Brasil; matriz de insumo-produto.

JEL: C67; L52.

1 INTRODUÇÃO

O complexo da cana-de-açúcar (doravante sucroalcooleiro) é um dos principais setores agroindustriais do país. Com uma área plantada de 9,67 milhões de hectares, produção anual em torno de 689 milhões de toneladas,⁵ o Brasil é o principal produtor e exportador de cana e derivados do planeta, com mais de 50% da participação de mercado de açúcar mundial, além de ser líder mundial na produção de biocombustíveis derivados da cana-de-açúcar. Hoje, o setor gera mais de 1 milhão de empregos diretos, sendo cerca de

1. Este trabalho reflete apenas a opinião dos autores e não necessariamente a das instituições às quais estão vinculados.

2. Mestre em economia pelo Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ) e economista da Petrobras. *E-mail:* thiago_m2000@yahoo.com.br

3. Mestre em economia pelo IE/UFRJ. *E-mail:* pedroverges@gmail.com

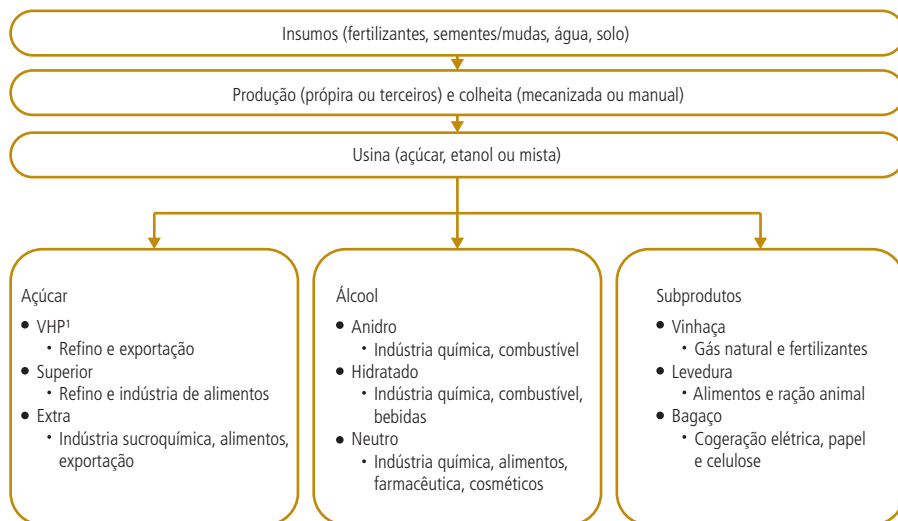
4. Doutorando em economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). *E-mail:* luizribeiro@cedeplar.ufmg.br

5. Produção agrícola mensal (IBGE, 2010).

80% no campo (Hassuani, Leal e Macedo, 2005) e, em 2009, já havia 418 usinas de processamento de cana instaladas no país (Tschá *et al.*, 2010).

A cadeia produtiva da cana-de-açúcar é uma das mais antigas instaladas no país, todavia, sua estrutura vem sofrendo mudanças significativas nas últimas décadas. Destaque para os reflexos sobre a evolução do setor sucroalcooleiro em decorrência da introdução do Programa Pró-Álcool na década de 1970,⁶ quando o açúcar, até então principal – e praticamente único – produto da cana, passou a concorrer com a produção de álcool, que, em poucos anos, se tornou um importante coproduto deste insumo. A figura 1 ilustra a cadeia produtiva de um setor sucroalcooleiro mais desenvolvido.

FIGURA 1

Cadeia produtiva do setor sucroalcooleiro

Fonte: Waack e Neves (1998).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ *Very high polarization*.

A cadeia se divide em dois grandes segmentos: *i*) agrícola, que envolve desde a pesquisa de melhoramento de espécies a técnicas de manejo do solo, irrigação e colheita; e *ii*) industrial, em que a cana, depois de colhida, é tratada e transformada nos seus derivados, açúcar e álcool. Ainda que esta

6. O Proálcool criou uma série de incentivos para a inovação e desenvolvimento tecnológico na área, tornando o Brasil líder tecnológico no setor e maior produtor de biocombustíveis à época. Para mais detalhes sobre os efeitos do Proálcool, ver Andrade, Carvalho e Souza (2009).

análise esteja mais focada nestes principais derivados, não se pode esquecer os subprodutos da cana, como palha, bagaço, vinhaça e leveduras (Waack e Neves, 1998), utilizados na alimentação de gado, cogeração de energia elétrica, fertilizantes e que, mais adiante, com o desenvolvimento de novas tecnologias, poderão ser usados na produção de biocombustíveis mais avançados do ponto de vista tecnológico (Bomtempo, 2010).

Hoje, há no Brasil dois principais núcleos de produção da cana-de-açúcar estabelecidos: Centro-Sul e Norte-Nordeste, sendo que São Paulo concentra aproximadamente 59,5% da produção nacional (IBGE, 2010). Enquanto no Norte-Nordeste tem-se uma produtividade média de 55,82 toneladas/hectare (t/ha). Esse número chega a 81,90 t/ha na média no Centro-Sul, com a produtividade ultrapassando 100 t/ha em algumas lavouras. Essa produtividade nos coloca como *benchmark* (referência) na produção de cana no cenário mundial, com índices bem acima de Austrália, Índia, China e outros países com volumes expressivos de produção (Goldemberg e Guardabassi, 2010).

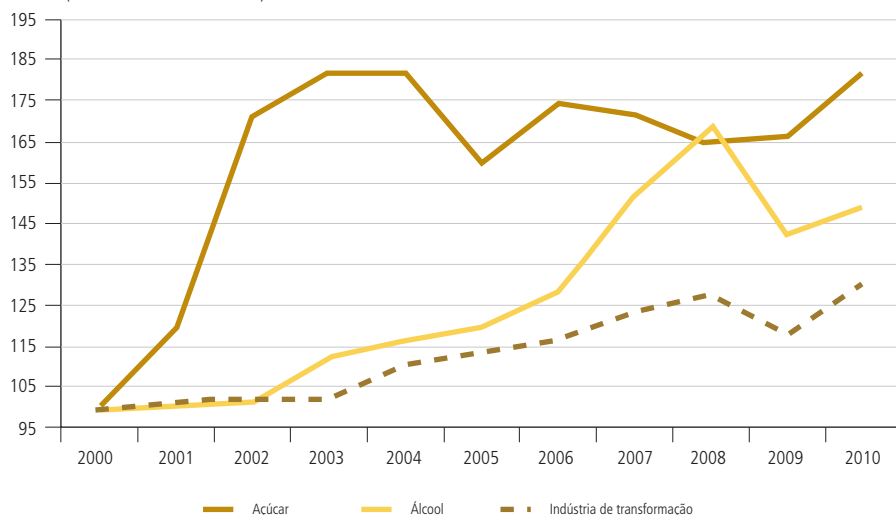
Com relação à produção industrial do setor sucroalcooleiro ao longo da última década, denotam-se crescimentos expressivos tanto da produção do açúcar quanto do álcool. Segundo dados da Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PIM-PF/IBGE),⁷ entre 2000 e 2010, a produção de açúcar cresceu a um ritmo anual médio de 5,6%, enquanto o volume produzido de álcool registrou crescimento médio anual de 3,7%, ambas as taxas se situando bem acima do crescimento da produção total da indústria de transformação brasileira, que, neste mesmo período, apresentou expansão média de apenas 2,4% ao ano (a.a.). O gráfico 1 ilustra as trajetórias dessas atividades ao longo de toda a década passada.

7. A PIM utilizada neste trabalho está referenciada na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) na versão 1.0. A classificação das séries da PIM, divulgada a partir de maio de 2014, passou a ser baseada na CNAE na versão mais atualizada, 2.0. Na atual versão, por exemplo, os dados retroagem apenas até janeiro de 2002.

GRÁFICO 1

Evolução do índice de produção industrial (2000-2010)

(Base: média de 2000 = 100)



Fonte: PIM-PF/IBGE.

Elaboração dos autores.

De todo modo, vale mencionar que o uso dos recursos naturais (como a abundância de terras, por exemplo) para a promoção do desenvolvimento econômico ainda é um tema controverso na literatura econômica. Apesar de muitos autores acreditarem que a exploração desse tipo de recurso não seria capaz de promover o desenvolvimento – podendo até mesmo ameaçá-lo – existe evidências de que, dependendo de outros fatores, não apenas de natureza econômica mas também institucional e política, a abundância de recursos naturais pode alavancar o desenvolvimento econômico.⁸

Dentro da corrente que acredita nos recursos naturais como fatores de promoção do desenvolvimento, destaque para Hirschman (1958; 1981), que atenta para a relevância dos encadeamentos produtivos que os recursos naturais podem gerar na economia, podendo criar uma série de sinergias que associam a exploração destes recursos ao crescimento de outras atividades econômicas.

Inspirado na abordagem desse autor, este trabalho tem por objetivo principal quantificar os efeitos que o setor sucroalcooleiro brasileiro gerou,

8. Para mais informações sobre o tema de desenvolvimento em economias com abundância de recursos naturais, ver Gelb (1988), Gylfason, Herbertson e Zoega (1999), Ross (1999); Sachs e Warner (2001) e Lederman e Malloney (2007).

na última década, sobre outras atividades da economia em termos de seus encadeamentos produtivos. Com foco nas principais atividades industriais – produção de álcool e açúcar –, busca-se uma melhor compreensão do papel que o referido setor vem cumprindo na estrutura produtiva brasileira.

Em outras palavras, a ideia básica é verificar em que medida o robusto crescimento das atividades industriais do setor sucroalcooleiro brasileiro, verificado no gráfico 1, conseguiu estimular o crescimento de outras atividades econômicas, assim como até que ponto o crescimento dessas demais atividades influenciou na expansão do setor em análise.

Para essa finalidade, será aplicada a análise de insumo-produto para o cálculo de indicadores econômicos relativos a três diferentes matrizes cujos dados correspondem a três momentos distintos da década passada (anos 2000, 2005 e 2009), a partir dos quais serão feitas análises de estática comparativa de alguns dos principais resultados obtidos para as atividades industriais do setor sucroalcooleiro.

Vale destacar que este artigo tem como principais contribuições metodológicas a desagregação da indústria do açúcar do setor de alimentos e bebidas e o desenvolvimento de uma forma alternativa de construção da tabela de importações para o último ano de análise, para o qual não existe disponível uma matriz de insumo-produto (MIP) oficial.

Na próxima seção, serão descritas as características mais gerais do modelo básico de insumo-produto, seguida da apresentação da metodologia de cálculo dos indicadores econômicos, quais sejam: os índices de ligação Rasmussen-Hirschman (Hirshman, 1981), os índices puros de ligação normalizados (Guilhoto *et al.*, 1994; Guilhoto, Sonis e Hewings, 1996), a análise do campo de influência (Sonis e Hewings, 1989; 1994) e dos multiplicadores de impacto.

Na subseção 2.2 será apresentada a metodologia utilizada na construção da base de dados de insumo-produto para o cálculo dos indicadores e, por conseguinte, para a análise de estática comparativa dos resultados. Serão explicadas as modificações feitas nas duas últimas MIPs oficiais disponibilizadas pelo IBGE, referentes a 2000 e 2005, de forma a contemplar, em uma mesma matriz, as atividades produtoras de açúcar e álcool. Além disso, será exposta a metodologia utilizada para estimativa da MIP de 2009, a partir dos dados das tabelas de recursos e usos e de fluxos de comércio exterior, a qual também

apresenta, de forma separada, os fluxos de oferta e de demanda das duas principais atividades industriais do setor sucroalcooleiro.

A terceira seção se dedica a apresentar e discutir os principais resultados para as atividades indústria do açúcar e álcool para as três matrizes brasileiras adaptadas e/ou estimadas. Finalmente, na quarta e última seção serão feitas as considerações finais e propostas para a agenda de pesquisa.

2 O MODELO BÁSICO DE INSUMO-PRODUTO

O modelo econômico proposto por Leontief (1966) possibilita a construção de MIPs, pelas quais é possível retratar as mais diversas relações entre setores de uma determinada economia, o que contribui para o planejamento econômico dos governos em suas diversas esferas (Miller e Blair, 2009). Em resumo, a técnica de insumo-produto é um modelo linear de produção em que o sistema econômico é representado de maneira simplificada por meio de quadros de fluxos intersetoriais de bens e serviços (Prado, 1981). A figura 2 representa a estrutura de uma MIP.

FIGURA 2
Transações de insumo-produto para uma economia aberta

		Relações intersetoriais				Setores demandantes						Demanda final					
	Produtos	(1)	(2)	...	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)						
	→	Sector 1	Sector 2		Sector s	Exportações	Gastos do governo	Consumo das famílias	Formação bruta de capital fixo (FB e F)	Varição de estoque	Produto bruto						
Setores ofertantes	Insumos	↓															
	(1) Setor 1	q_{11}	q_{12}	...	q_{1s}	x_1	g_1	c_1	$i1_1$	$i2_1$	q_{1s}						
	(2) Setor 2	q_{21}	q_{22}	...	q_{2s}	x_2	g_2	c_2	$i1_2$	$i2_2$	q_{2s}						
	⋮	⋮	⋮	...	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮						
	(3) Setor r	q_{r1}	q_{r2}	...	q_{rs}	x_r	g_r	c_r	$i1_r$	$i2_r$	q_{rs}						
Pagamentos	(4) Importação	m_1	m_2	...	m_s												
	(5) Impostos líq. s/ prod.	t_1	t_2	...	t_s												
	(6) Valor adicionado	va_1	va_2	...	va_s												
	(7) Dispendio bruto total	q_1	q_2	...	q_s												

Fonte: Miernyk (1974) e Richardson (1978).

Assim, formalmente, um modelo de n setores pode ser expresso como:

$$Q_i = \sum_j^n X_{ij} + (C_i + I1_i + I2_i + G_i + X_i); \quad \forall_{i,j} = 1, \dots, n \quad (1)$$

em que:

Q_i = produto bruto;

$\sum_j^n X_{ij}$ = demanda intermediária; e

$(C_i + I1_i + I2_i + G_i + X_i)$ = demanda final.

Vale ressaltar que a técnica de insumo-produto apresenta algumas limitações e hipóteses restritivas. Entre estas, deve-se destacar os retornos constantes de escala, a hipótese implícita de oferta perfeitamente elástica e de que os coeficientes técnicos são invariáveis ao longo do tempo. Isso significa dizer que, para um determinado ano, não são considerados quaisquer efeitos em termos de mudanças de preços ou avanços tecnológicos (Miller e Blair, 2009). Em outras palavras, trata-se de uma técnica baseada na estática comparativa, na qual se busca apresentar “fotografias” referentes a um determinado período (em geral, um ano) de uma determinada estrutura produtiva.

A despeito dessas limitações, a técnica de insumo-produto é de suma importância para o planejamento de políticas setoriais, pois oferece mecanismos de análise para alocação eficiente de recursos econômicos em áreas pouco desenvolvidas. Nesse sentido, coloca-se em evidência a importância das relações estruturais da economia, as quais devem receber a atenção devida dos formuladores de políticas (Richardson, 1978; Prado, 1981).

De acordo com o modelo simples de insumo-produto proposto por Leontief (1966), os efeitos totais (diretos e indiretos) sobre uma determinada estrutura produtiva são computados a partir da equação básica do modelo (4). Em termos algébricos, sua derivação ocorre da seguinte maneira:

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1s} \\ a_{21} & a_{22} & \dots & a_{2s} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{r1} & a_{r2} & \dots & a_{rs} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_s \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f_1 \\ f_2 \\ \vdots \\ f_r \end{bmatrix} \quad (2)$$

$$x = Ax + f \quad (3)$$

$$x - Ax = f$$

$$[I - A]x = f$$

$$x = [I - A]^{-1} f \quad (4)$$

em que:

$x = [x_j]$ é o vetor de produto total da economia;

$A = [a_{ij}]$ é a matriz tecnológica;

$f = [f_j]$ é o vetor de demanda final do setor j ; e

$[I - A]^{-1}$ é a matriz inversa de Leontief (B), ou matriz de requisitos diretos e indiretos (totais) para a produção do vetor x , dado o vetor de demanda final f .

Nota-se, portanto, que, quando os setores econômicos interagem entre si por meio do mercado, as relações entre eles não se estabelecem somente diretamente, isto é, existem relações indiretas que causam repercussão nos demais setores e não só, exclusivamente, naqueles setores específicos. Com isso, tem-se a principal característica da matriz B, que é a captação dos impactos indiretos entre os setores.

$$B = [I - A]^{-1} = I + A + A^2 + A^3 + \dots + A^n \quad (5)$$

em que:

$$B = [b_{ij}]; \quad \forall_{i,j} = 1, \dots, n$$

Tanto a matriz inversa de Leontief (B) quanto a matriz de coeficientes técnicos (A) são de fundamental importância para a apresentação, feita a seguir, da metodologia de cálculo dos indicadores econômicos que serão

utilizados para a análise acerca do papel do setor sucroalcooleiro na estrutura produtiva da economia brasileira.

2.1 Indicadores econômicos baseados na análise de insumo-produto

O cálculo de indicadores econômicos a partir de aplicações da análise de insumo-produto visa, *grossa modo*, identificar as características mais marcantes da estrutura produtiva de um determinado espaço econômico (região, país, estado etc.) ou, ainda, identificar o papel cumprido por um determinado setor na referida estrutura.

Uma das formas mais conhecidas de utilização dos dados de insumo-produto para tal propósito corresponde ao cálculo dos chamados índices de ligação. Por meio das relações intersetoriais traduzidas nos coeficientes técnicos da matriz A e nos elementos da matriz inversa de Leontief, é possível identificar os setores-chave em relação ao poder de encadeamento produtivo sobre as demais atividades econômicas, assim como listar os setores da matriz em termos da importância relativa para a expansão da produção de determinada economia (Prado, 1981).

Há basicamente dois tipos de índices de ligação, a saber: o índice de ligação para trás (a montante) e o índice de ligação para frente (a jusante). O primeiro faz referência ao poder das atividades de estimular o crescimento das demais atuando como demandante de insumos. Já o segundo tipo refere-se aos efeitos gerados pelas atividades sobre as demais na função de ofertante, captando a relevância das atividades na condição de produtoras de insumos. A metodologia mais simples de cálculo desses índices de ligação foi proposta por Rasmussen (1956) e aplicada por Hirschman (1958), consolidando os chamados índices de ligação Rasmussen-Hirschman (doravante IRH). Para a mensuração do IRH para trás (IRH_t) calcula-se inicialmente o somatório dos valores ao longo das j colunas da matriz inversa de Leontief, o que resultará no escalar $B_{*,j}$. As médias destes valores são extraídas e divididas pela média global de todos os elementos da referida matriz, B^* , resultando na equação (6).

$$IRH_t = \frac{\left[\frac{B_{*,j}}{n} \right]}{B^*} \quad (6)$$

Para se obter o IRH para frente dos setores (IRH_f) adotou-se a mesma metodologia de cálculo, com a diferença que o numerador das razões é dado pela média aritmética dos valores ao longo das i linhas da matriz inversa de Leontief B_{i^*}/n , o que resulta em:

$$IRH_f = \frac{\left[\frac{B_{i^*}}{n} \right]}{B^*} \quad (7)$$

Ainda que estes indicadores sejam amplamente utilizados na literatura especializada, devem-se ressaltar algumas limitações importantes, quais sejam: a metodologia *IRH* não permite identificar o quanto dos efeitos gerados sobre a produção dos diferentes setores provém de impactos cuja origem é do próprio setor e o quanto corresponde a efeitos derivados da produção dos demais setores. Visando contornar as limitações dos indicadores IRH e buscando melhorar o entendimento do papel cumprido pelos setores bem como do nível de integração dos mesmos na estrutura produtiva, Guilhoto *et al.* (1994), com aprimoramentos em Guilhoto, Sonis e Hewings (1996), propuseram um método mais sofisticado de cálculo de índices de ligação. A metodologia ficou conhecida como índices puros de ligação, que também são calculados nas formas “para trás”, “para frente” e total (soma dos dois).

A ideia básica destes índices puros está na decomposição dos efeitos produzidos pelos elos das cadeias produtivas em: efeitos que os setores geram sobre si próprios e sobre o resto da economia, isolando também os efeitos do restante das atividades sobre cada um dos setores individualmente.

Para tanto, os referidos autores propõem, com base nos valores da matriz de coeficientes técnicos diretos, a construção de quatro matrizes, a saber: A_{jj} , A_{rr} , A_{rj} e A_{jr} .

$$A = \begin{bmatrix} A_{jj} & A_{jr} \\ A_{rj} & A_{rr} \end{bmatrix} \quad (8)$$

A_{jj} representa uma matriz quadrada, preenchida apenas com os coeficientes técnicos referentes aos insumos oriundos de produção do setor j , adquiridos pelo próprio setor j . A matriz A_{rr} , por sua vez, também é quadrada, e seus elementos correspondem aos coeficientes calculados a

partir da demanda intermediária do resto dos setores (excluindo o setor j), direcionada a este mesmo grupo restante de atividades. As matrizes A_{rj} e A_{jr} são retangulares e representam os insumos diretos comprados pelo setor j dos demais setores e os insumos diretos adquiridos pelo resto da economia do setor j , respectivamente.

Com base nestas novas matrizes de coeficientes técnicos, a proposta dos referidos autores é realizar decomposições da matriz inversa de Leontief, cujo resultado final é:⁹

$$B = (I - A)^{-1} = \begin{bmatrix} B_{jj} & B_{jr} \\ B_{rj} & B_{rr} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta_{jj} & 0 \\ 0 & \Delta_{rr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta_j & 0 \\ 0 & \Delta_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I & A_{jr}\Delta_r \\ A_{rj}\Delta_j & I \end{bmatrix}$$

em que os elementos são definidos por:

$$\begin{aligned} \Delta_j &= (I - A_{jj})^{-1} & \Delta_{jj} &= (I - \Delta_j A_{jr} \Delta_r A_{rj})^{-1} \\ \Delta_r &= (I - A_{rr})^{-1} & \Delta_{rr} &= (I - \Delta_r A_{rj} \Delta_j A_{jr})^{-1} \end{aligned} \quad (9)$$

Guilhoto *et al.* (1994) propõem a utilização dos valores brutos de produção (VBPs) do setor j para o cálculo dos impactos puros deste setor sobre as demais atividades. A ideia é multiplicar a matriz inversa de Leontief, decomposta, segundo a metodologia apresentada anteriormente, pelo VBP do setor Y_j . De forma análoga, para o cálculo dos efeitos isolados do restante da economia sobre a atividade j , os referidos autores sugerem a multiplicação desta mesma matriz inversa de Leontief pelo vetor de VBPs das demais atividades Y_r . Formalmente, tem-se que:

$$\begin{bmatrix} X_j \\ X_r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta_{jj} & 0 \\ 0 & \Delta_{rr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta_j & 0 \\ 0 & \Delta_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I & A_{jr}\Delta_r \\ A_{rj}\Delta_j & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_j \\ Y_r \end{bmatrix} \quad (10)$$

Com este procedimento torna-se possível decompor os efeitos gerados sobre a produção de cada atividade j , X_j , em duas partes: uma que corresponde ao efeito gerado pela VBP da própria atividade, X_j^j , e outra que diz respeito ao VBP das demais, X_j^r . Já o efeito sobre as outras

9. Para mais detalhes sobre o passo a passo das decomposições necessárias ao cálculo dos índices puros, ver Guilhoto *et al.* (1994) e Guilhoto, Sonis e Hewings (1996).

atividades, X_r , pode ser também decomposto na parte que corresponde à produção da atividade j , X_r^j , e outra gerada a partir do VBP do próprio restante da economia, X_r^r . Desenvolvendo a álgebra matricial, tem-se que:

$$\begin{bmatrix} X_j \\ X_r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta_{jj} & 0 \\ 0 & \Delta_{rr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta_j Y_j + \Delta_j A_{jr} \Delta_r Y_r \\ \Delta_r A_{rj} \Delta_j Y_j + \Delta_r Y_r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_j^j + X_r^j \\ X_r^j + X_r^r \end{bmatrix} \quad (11)$$

Assumindo inicialmente valores apenas para Y_j , pode-se calcular o efeito que a produção deste setor provoca sobre a produção do resto da economia, dissociado da demanda de insumos próprios, bem como dos retornos do resto da economia para o setor j em análise. Dessa forma, o índice que liga a produção do setor j à produção do restante da economia, justamente denominado índice puro de ligação para trás (PBL) do setor j , é dado por:

$$PBL = \Delta_r A_{rj} \Delta_j Y_j \quad (12)$$

Já assumindo valores apenas para Y_r , pode-se também calcular o impacto puro da produção das demais atividades sobre a produção do setor j , cujo índice de ligação, denominado por sua vez índice puro de ligação para frente (PFL) do setor j , é dado por:

$$PFL = \Delta_j A_{jr} \Delta_r Y_r \quad (13)$$

Como estes índices de ligação podem ser expressos em valores correntes, é possível somá-los, o que resulta no índice puro total das ligações (PTL):

$$PTL = PBL + PFL \quad (14)$$

Calculando-se estes índices para todos os setores que compõem a MIP podem-se obter os índices puros de ligação normalizados pela simples divisão de cada um dos valores setoriais pelos valores médios. Sendo assim, o índice puro de ligação normalizado para trás é representado por PBLN.

$PBLN = \frac{PBL}{PBL_m}$, em que PBL_m representa a média dos índices puros de ligação para trás dos n setores da matriz, dada por:

$$PBL_m = \frac{\sum_{i=1}^n PBL_i}{n} \quad (15)$$

O mesmo procedimento pode ser adotado para o cálculo do índice puro de ligação normalizado para frente (PFLN) e do índice puro total de ligação normalizado (PTLN).

Os setores para os quais o valor calculado dos IRHs ou dos puros normalizados supera a unidade (ou seja, estão acima da média total) correspondem aos segmentos-chave da economia, seja como demandante (no caso dos índices para trás) ou ofertante (no caso dos índices para frente) da economia em análise. Quando os valores são inferiores à unidade, conclui-se que o poder de alavancagem destes setores sobre a produção dos demais é reduzido.

Miller e Blair (2009) sugerem a seguinte classificação: *i*) os setores geralmente independentes ou pouco relacionados são aqueles em que tanto índice de ligação para trás quanto para frente são inferiores a 1; *ii*) os setores geralmente dependentes ou fortemente relacionados correspondem àqueles em que ambos os índices de ligação são superiores a 1, enquadrando-se nos chamados setores-chave da economia; *iii*) os setores dependentes da oferta intersetorial representam aqueles em que apenas os índices de ligação para trás superam a unidade; e *iv*) os setores dependentes da demanda intersetorial, para os quais apenas os índices de ligação para frente são superiores a 1.

Outra importante aplicação da análise de insumo-produto na identificação das características mais relevantes de uma determinada estrutura produtiva, e complementar à análise dos índices de ligação, diz respeito ao estudo do chamado campo de influência, proposto em Sonis e Hewings (1989; 1994). A partir dessa metodologia é possível identificar as ligações intersetoriais mais importantes da economia como um todo ou de um setor específico. Em outras palavras, enquanto a abordagem dos índices de ligação enumera os n setores que compõem a matriz segundo seu poder de encadeamento, a análise de campo de influência permite enumerar relações intersetoriais segundo sua importância relativa sobre as diversas cadeias produtivas.

Para avaliar o impacto de variações em cada um dos elementos da matriz tecnológica (A), deverá ocorrer uma pequena variação ε (0.001), em cada a_{ij} isoladamente, ou seja, ΔA é uma matriz $E = |\varepsilon_{ij}|$, tal que:

$$\varepsilon_{ij} = \begin{cases} \varepsilon & \text{se } i = i_1 \text{ e } j = j_1 \\ 0 & \text{se } i \neq i_1 \text{ e } j \neq j_1 \end{cases} \quad (16)$$

Nesse caso, uma variação de magnitude ΔA nos coeficientes da matriz A resulta numa nova matriz de coeficientes técnicos: $A^* = A + \Delta A$. Assim, a matriz inversa de Leontief pode ser reescrita como: $B^* = (I - A - \Delta A)^{-1}$. O campo de influência de cada coeficiente é aproximadamente igual a:

$$F(\varepsilon_{ij}) = \frac{B^* - B}{\varepsilon_{ij}} \quad (17)$$

A influência total de cada coeficiente técnico, ou de cada elo da MIP, é dada por:

$$S_{ij} = \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n [f_{kl}(\varepsilon_{ij})]^2 \quad (18)$$

Define-se, portanto, uma nova matriz ($n \times n$) com os valores de S_{ij} , na qual os maiores valores representam os elos da cadeia produtiva com maior campo de influência sobre a estrutura produtiva representada na matriz. Podem-se analisar os impactos potenciais das relações interindustriais dos setores tanto pela ótica de compradores quanto de vendedores.

Uma terceira forma de se analisar as características de uma determinada estrutura produtiva a partir dos dados de insumo-produto diz respeito aos chamados multiplicadores de impacto. A ideia básica é estimar os impactos totais e desagregados em cada uma das atividades da matriz, gerados a partir de um choque unitário de demanda final.¹⁰ A literatura de insumo-produto costuma classificar os multiplicadores de impacto em tipo I e II. Os primeiros se restringem ao cálculo dos chamados efeitos diretos e indiretos, utilizando apenas os efeitos multiplicadores derivados da demanda intermediária, isto é, por insumos. Já no caso dos multiplicadores do tipo II, além dos efeitos

10. Este choque pode ser direcionado a setores específicos ou para a economia como um todo.

direto e indireto, calcula-se também o chamado efeito induzido ou efeito renda, decorrente da endogenização do consumo das famílias, levando a modificações na matriz de coeficientes técnicos.¹¹

Vale também ressaltar que o cálculo do efeito multiplicador pode incidir sobre diversas variáveis, tais como: VBP, valor adicionado (VA) – ou produto interno bruto (PIB) –, tributos, geração de emprego etc. Para este trabalho, serão calculados apenas os multiplicadores de impacto do tipo I incidentes sobre o PIB das atividades da matriz, com os quais será mensurado o impacto sobre o PIB total e sobre o PIB de cada atividade que é gerado a partir da produção das principais atividades industriais do setor sucroalcooleiro. Além disso, também serão calculados os impactos sobre a geração de emprego destas atividades.

Para o cálculo dos impactos sobre o PIB, além da matriz inversa de Leontief (L), torna-se necessário utilizar os coeficientes setoriais v correspondentes à relação entre o VA e o VBP para cada um dos n setores.

Dessa forma, o coeficiente referente ao setor j é dado por $v_j = \frac{VA_j}{VBP_j}$.

Tomando como referência a metodologia de cálculo proposta em Kupfer,

Freitas e Young (2003) e Freitas (2003), os impactos (diretos e indiretos) de cada atividade j sobre o PIB podem ser calculados a partir do produto da matriz quadrada diagonal V , composta pelos coeficientes setoriais v_j , pela matriz inversa de Leontief, L , e por choques unitários de demanda final, DF_j , direcionados apenas à atividade j . Logo, os efeitos totais sobre o PIB das atividades (E_{PIB_j}) podem ser calculados a partir da equação (19).

$$E_{PIB_j} = V * L * DF_j \quad (19)$$

Dividindo-se o somatório dos valores de E_{PIB} (isto é, efeitos diretos e indiretos agregados sobre o PIB) pelo coeficiente setorial v_j , tem-se o multiplicador do PIB do setor j . Em outras palavras, o multiplicador indica o quanto de PIB deve ser gerado (direta e indiretamente) na economia a cada unidade monetária de PIB gerado diretamente na própria atividade j .

11. Na medida em que não serão calculados, neste trabalho, os multiplicadores do tipo II não se darão maiores explicações sobre ele. Para mais detalhes sobre a construção dos multiplicadores de impacto do tipo II, ver Miller e Blair (2009).

A estimativa dos efeitos gerados sobre o emprego pode ser calculada a partir da mesma metodologia utilizada no cálculo anterior dos impactos sobre o PIB. No entanto, em vez dos coeficientes de VA, v_j , nesse caso, utilizam-se os coeficientes técnicos de emprego e_j , ou seja, o número de ocupações no setor j dividido por x_j , o VBP nesse setor. Diagonalizando os coeficientes de emprego, tem-se a matriz diagonal E , sendo que o número de ocupações geradas (direta e indiretamente) por cada uma das atividades, Emp_j , a partir de choques unitários individuais de demanda final, deve ser calculado a partir da equação (20).

$$Emp_j = E * L * DF_j \quad (20)$$

Feita a discussão acerca do ferramental metodológico a ser utilizado para a avaliação do papel do setor sucroalcooleiro na estrutura produtiva brasileira em diferentes anos da década passada, será feita uma breve apresentação das características principais dos dados de insumo-produto brasileiros utilizados no estudo, bem como daqueles referentes aos setores de maior interesse: a indústria do açúcar e o setor produtor de álcool.

2.2 A construção da base de dados

Esta subseção tem como objetivo principal a descrição dos procedimentos adotados na construção da base de dados para os exercícios de estática comparativa a serem apresentados neste trabalho, que se compõe pelos dados de insumo-produto referentes a diferentes anos da década passada, quais sejam: 2000, 2005 e 2009.

A instituição responsável atualmente pela construção das MIPs oficiais de no Brasil é o IBGE. Infelizmente, a defasagem temporal de divulgação das matrizes é bastante significativa no país. A última MIP oficial, divulgada para a economia brasileira, refere-se ao ano 2005, sendo que sua precedente é referente ao ano 2000.¹² De todo modo, com uma defasagem bem menor (de

12. O ano de 2000 representa a atual referência do Sistema de Contas Nacionais (SCN) brasileiro. Para mais detalhes sobre as características desta referência, acessar as notas metodológicas no *site* <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/default_SCN.shtm>.

aproximadamente dois anos) e com publicações anuais,¹³ o IBGE divulga as chamadas TRUs, as quais, seguindo as recomendações internacionais do SCN, são também apresentadas na estrutura de insumo-produto.

Existem, no entanto, algumas diferenças importantes entre as tabelas da MIP e as TRUs. Pode-se dizer que a mais importante delas é devido ao fato de que na TRU os valores de demanda (tanto intermediária quanto final) são valorados apenas a preços do consumidor. Para a construção de uma MIP, no entanto, é necessário obter os valores de demanda a preços básicos.

A diferença entre os valores de demanda a preços do consumidor, apresentados na TRU, e básicos, apresentados na MIP, se dá porque o primeiro abrange, além dos valores recebidos pelos produtores –, os quais correspondem justamente aos preços básicos–, as margens de comércio, transporte, impostos indiretos (líquidos de subsídios), além dos valores referentes às importações.

Cabe ressaltar que, na TRU, encontram-se apenas os totais de margens, impostos indiretos e importações na composição do valor de oferta de cada produto, sem apresentar, no entanto, o destino destes valores no que diz respeito à composição dos valores de demanda por estes produtos. Como apresentado anteriormente, para a construção da matriz de coeficientes técnicos (A), fundamental para o cálculo da matriz inversa de Leontief e, por conseguinte, para os objetivos deste estudo, é necessária a utilização dos dados de demanda intermediária a preços básicos oriundos de produção doméstica. Em suma, enquanto, na MIP, a matriz inversa de Leontief é disponibilizada, os dados encontrados na TRU não são suficientes para calculá-la.

Assim, pode-se dizer que os dados da TRU correspondem a dados preliminares à construção de uma MIP. Contudo, é necessário identificar a parcela de cada item demandado pelos setores e/ou pelos componentes de demanda final no que diz respeito às margens de comércio e transporte, impostos indiretos e importações. Na literatura de insumo-produto encontram-se métodos que propõem a estimação das parcelas de margens,

13. No fim do ano passado, o IBGE deveria ter divulgado a tabela de recursos e usos (TRU) referente a 2010. No entanto, como está em curso um projeto mais profundo de revisão das Contas Nacionais, no qual se adotará uma nova referência (a de 2010, em substituição à atual, que é a de 2000), não houve divulgação da TRU no ano passado. A previsão da divulgação dos primeiros resultados da nova referência, com a recente abertura de setores, está prevista para fim de 2014/início de 2015. Espera-se que até esta data não haja divulgação de novas TRUs. Sendo assim, a última TRU atualmente disponível refere-se a 2009.

impostos indiretos e importações em cada produto demandado. A partir da subtração destes valores estimados dos valores de demanda intermediária a preços do consumidor presentes na TRU, torna-se possível a estimação dos coeficientes técnicos e, por conseguinte, da matriz inversa de Leontief. Esse método de estimação e subtração das margens, impostos e importações corresponde a um dos chamados métodos não censitários (*non-survey*) ou indiretos de estimação de uma MIP, a partir de dados da TRU (Guilhoto e Sesso Filho, 2005). Mais adiante será explicado no que consiste exatamente este método, o qual será também utilizado na estimação da MIP brasileira de 2009, o último ano para o qual se dispõe de uma TRU.¹⁴

Outra diferença importante entre a MIP e a TRU brasileira, e que merece destaque, diz respeito ao nível de abertura dos setores e dos produtos. A divulgação das duas últimas MIPs ocorre em dois níveis de abertura, um deles mais agregado, com distribuição dos valores de oferta e demanda em doze atividades e doze produtos, e um mais desagregado, com abertura em 55 atividades e 110 produtos. Já a TRU divulgada anualmente apresenta três níveis de abertura. Dois deles são totalmente compatíveis com as desagregações da MIP, sendo um composto pelas mesmas doze atividades e doze produtos e outro por 56 atividades e 110 produtos. Este último nível corresponde exatamente à estrutura de 55 atividades da MIP, apenas com a separação dos valores referentes à atividade outros serviços em duas outras atividades, a saber: serviços domésticos e serviços prestados às famílias e associativas. Já o terceiro nível de abertura corresponde à referência antiga utilizada pelo SCN brasileiro, na qual os dados de insumo-produto aparecem distribuídos em 43 atividades e oitenta produtos.

Com relação aos setores de interesse deste estudo, denota-se que o setor produtor de álcool aparece de forma isolada apenas na estrutura da MIP de 55 atividades e da TRU de 56 atividades. Na antiga referência composta por 43 atividades, a produção de álcool encontra-se agregada à atividade elementos químicos. No entanto, o setor produtor de açúcar, curiosamente, só aparece como uma atividade específica na estrutura de 43 atividades. Na atual referência, sobre as 55 atividades da MIP e 56 da TRU,

14. Além da utilização da metodologia de estimação de MIP a partir da TRU proposta em Guilhoto e Sesso Filho (2005), serão utilizadas também outras fontes de informações mais precisas, especificamente para o tratamento dos fluxos de importações, conforme será explicado mais adiante.

os fluxos pertinentes à indústria do açúcar aparecem agregados à atividade alimentos e bebidas.

Para que o exercício proposto realmente consiga analisar os encadeamentos e a importância relativa das principais atividades do setor sucroalcooleiro na estrutura produtiva brasileira, é importante que as MIPs, sobre as quais se aplicará a metodologia apresentada na seção anterior, apresentem isoladamente os fluxos referentes aos setores produtores de açúcar e álcool.

Portanto, no que se refere aos anos 2000 e 2005, para os quais se dispõe de dados oficiais, adotaram-se pequenas modificações na estrutura da matriz de 55 atividades, de modo a identificar, nos fluxos referentes à atividade de alimentos e bebidas, tendo como base os dados da TRU desagregada nas 43 atividades, a parte condizente ao setor produtor de açúcar. Quanto a 2009, após a estimativa de uma MIP a partir dos dados da TRU, na estrutura de 56 atividades,¹⁵ utilizaram-se os dados da TRU de 43 atividades para então se estimar a parcela dos valores da atividade alimentos e bebidas referentes apenas à indústria do açúcar.

Tratando inicialmente dos procedimentos mais simples aplicados sobre as MIPs de 2000 e 2005, as modificações estão associadas à introdução de uma atividade na matriz, a indústria do açúcar, decorrente da desagregação dos fluxos da atividade alimentos e bebidas, que no exercício proposto passou a ser denominada alimentos e bebidas (exceto açúcar).

Como já mencionado, os fluxos de produção e a demanda de açúcar são encontrados apenas na TRU composta pelas 43 atividades. Sendo assim, trabalhou-se inicialmente com os dados da demanda intermediária a preços do consumidor, procurando compatibilizar a TRU na estrutura de 43 atividades e oitenta produtos com a TRU na estrutura de 55 atividades e 110 produtos. Para tanto, utilizou-se um tradutor da antiga para a nova referência, disponibilizado pelo próprio IBGE.

O trabalho de tradução se concentrou na construção dos vetores de produção e da demanda intermediária por produto da atividade indústria do açúcar, tomando como base os valores conhecidos da antiga referência traduzidos para a nova referência.

15. Na realidade, para efeito de uma melhor comparação com as MIPs que apresentam 55 atividades, a de outros serviços, que aparece desagregada na TRU, conforme já mencionado, foi novamente agregada.

Com relação à produção, identificou-se, na tabela de recursos de 43 atividades, que, aproximadamente, 99% do valor de produção da indústria do açúcar para todos os anos se concentraram em apenas dois produtos, denominados açúcar e álcool de cana e cereais. O primeiro encontra correspondência na atual referência com produtos das usinas e do refino do açúcar e o segundo com o produto álcool. Com respeito a este último, a correspondência entre os referidos produtos pode ser confirmada na comparação entre as tabelas de recursos da antiga e da nova referência. Para todos os anos em análise, o valor da produção do produto álcool pela indústria de açúcar, informado pela TRU na antiga referência, é exatamente igual ao valor da produção de álcool de cana e cereais pela atividade alimentos e bebidas. O restante do valor da produção (cerca de 1%) distribui-se em outros produtos, cujo grau de diversificação variou de acordo com o ano, com um mínimo de quatro produtos (em 2009) e um máximo de onze produtos (em 2000).¹⁶ Feito isso, obtém-se o vetor de valor da produção da indústria do açúcar na atual referência para os três anos em questão. Já a demanda intermediária apresenta um grau de diversificação bem maior. Dos oitenta produtos da tabela de usos da antiga referência, a indústria do açúcar demandou 35 (em 2005 e 2009) ou 36 deles (em 2000).¹⁷ De todo modo, aproximadamente 75% a 78% do valor total do consumo intermediário estão concentrados em apenas dois produtos, quais sejam: cana-de-açúcar e açúcar. A correspondência deste último com a atual referência das Contas Nacionais já foi citada, enquanto o produto cana-de-açúcar é encontrado na atual referência com esta mesma denominação. Com relação ao restante do valor de consumo intermediário da indústria do açúcar (entre 25% e 22% do total), destaque para a participação dos outros produtos metalúrgicos, fabricação e manutenção de máquinas e equipamentos e serviços financeiros, os quais encontram, respectivamente, correspondência com os seguintes produtos: produtos de metal, máquinas e equipamentos e intermediação financeira e seguros.¹⁸

16. No apêndice A, apresenta-se a tabela A.1 com todos os produtos que, pelo menos em algum dos anos em análise, compuseram o valor da produção da indústria do açúcar na antiga referência, bem como sua correspondência com a referência 2000.

17. A estrutura de consumo intermediário da indústria de açúcar, em termos dos tipos de produtos demandados como insumos, foi praticamente a mesma em todos os três anos analisados. A exceção ocorreu em um único produto, tintas, que foi demandado apenas em 2000. Por isso, neste ano, encontraram-se 36 produtos na pauta de consumo intermediário da referida atividade, enquanto em 2005 e 2009 encontraram-se 35 produtos.

18. A lista completa com os insumos demandados pela indústria do açúcar, e suas respectivas correspondências com os produtos da atual referência, é apresentada no quadro A.2 no apêndice A.

Com os dados da demanda intermediária da indústria do açúcar distribuídos na estrutura de 110 produtos, calculou-se a participação relativa dos insumos adquiridos por essa atividade em relação ao total da atividade alimentos e bebidas, lembrando que, neste primeiro momento, os cálculos foram feitos utilizando-se os valores a preços do consumidor.

Multiplicando estas proporções pelos valores de demanda intermediária a preços básicos da atividade alimentos e bebidas presentes nas MIPs de 2000 e 2005, obtém-se uma estimativa razoável da demanda intermediária a preços básicos da indústria do açúcar.

Cabe ressaltar que, nos casos específicos dos insumos comércio e transporte de carga, adota-se uma regra diferente na separação dos valores da demanda intermediária. Na medida em que os valores a preços básicos de demanda intermediária por estes produtos incluem os valores das margens de comércio (no caso do produto comércio) e transporte (no caso do produto transporte de carga) pagos pelas atividades e os valores desta mesma demanda a preços do consumidor não os incluem, surge um problema metodológico.

Exemplificando: a demanda intermediária a preços do consumidor da indústria do açúcar pelo produto comércio, informada na TRU, é nula. No entanto, sabe-se que esta atividade paga margens de comércio. Caso se utilizasse apenas o peso relativo da indústria do açúcar na demanda intermediária a preços do consumidor dos alimentos e bebidas, a demanda intermediária a preço básico pelo comércio também seria zero, o que se tornaria um grande equívoco. Para corrigi-lo, calculou-se o peso relativo do VBP da indústria do açúcar no VBP dos alimentos e bebidas, o qual foi multiplicado pelos valores da demanda a preços básicos por comércio e transporte de carga da atividade alimentos e bebidas. Assim, estima-se com mais confiabilidade a demanda intermediária a preços básicos por estes produtos da indústria do açúcar.

Como já mencionado, devido à inclusão da indústria do açúcar, obtiveram-se novas matrizes para os anos 2000 e 2005, compostas por 56 atividades e 110 produtos. Multiplicando tanto a produção quanto a demanda intermediária por outra matriz, denominada participação de mercado,¹⁹ foram obtidas matrizes quadradas (56x56) relacionando apenas as atividades entre si.

19. A matriz participação de mercado é composta pelas proporções representantes de como a produção dos produtos está distribuída entre as atividades (ou seja, uma matriz 56x110).

Com estes valores a preços básicos, torna-se possível calcular os novos coeficientes técnicos intersetoriais, ou seja, as matrizes A, possibilitando o cálculo das novas matrizes inversas de Leontief de 2000 e 2005 modificadas para o propósito deste trabalho, que incluem, além da atividade álcool, a indústria do açúcar.

Quanto à estimativa da MIP de 2009, como mencionado anteriormente, utilizou-se basicamente o método indireto proposto em Guilhoto e Sesso Filho (2005), com uma modificação em decorrência do uso da base de dados de comércio exterior disponibilizada pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex), conforme explicado a seguir.

A metodologia de Guilhoto e Sesso Filho (2005) propõe basicamente a distribuição do total encontrado na TRU, em separado, *i*) das margens de comércio, de transporte e dos impostos indiretos (com exceção dos impostos de importação);²⁰ e *ii*) das importações (somadas aos seus respectivos impostos) de cada produto conforme o peso relativo das distintas demandas pelos produtos em suas respectivas demandas totais (intermediária mais final), considerando os valores a preços do consumidor presentes na TRU.²¹

Essa mesma metodologia foi utilizada para a distribuição dos valores totais de *i*) presentes na TRU de 2009. Quanto à *ii*) adotou-se uma metodologia distinta da de Guilhoto e Sesso Filho (2005), baseada na utilização dos dados referentes aos fluxos de importações de 2009 disponibilizados pela Funcex. Os dados de importações compilados pela Funcex podem ser apresentados em diferentes classificações. Neste trabalho, foram utilizadas duas classificações principais, a CNAE 2.0 e a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), filtradas por categorias de uso, quais sejam: bens de capital, bens intermediários e/ou bens de consumo. Feito isto, utilizou-se um tradutor CNAE/NCM,²² que permitiu a compatibilização com os 110 produtos da matriz na nova referência.

Com isso, foi construído, para cada produto da matriz, um perfil de distribuição de sua respectiva importação, isto é, o peso relativo de cada

20. Os impostos a serem distribuídos correspondem ao Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI)/Imposto sobre Serviços (ISS) e outros impostos líquidos de subsídios. Vale ressaltar que na revisão (2000) das Contas Nacionais, posterior a Guilhoto e Sesso Filho (2005), o ISS foi retirado da tabela do IPI.

21. Guilhoto e Sesso Filho (2005) propõem que a distribuição das importações e dos impostos de importações não leve em conta, no cálculo dos pesos relativos das demandas na demanda total, as exportações.

22. O tradutor pode ser acessado em: <http://www.mdic.gov.br/arquivos/dwnl_1244577123.xls>.

categoria de uso.²³ Com estas proporções, foram distribuídos os valores totais das importações por produto, informados na TRU de 2009, entre estas categorias.²⁴

Uma vez que o interesse está na construção da matriz de coeficientes técnicos, baseada na estrutura de demanda intermediária, o foco deste trabalho é nos dados relativos à importação de bens intermediários. Com os totais de demanda intermediária de cada produto, foi necessário distribuí-los entre as atividades que os adquiriram. Para tanto, utilizou-se outra tabela da MIP, que apresenta os valores demandados de cada produto na forma de consumo intermediário importado por cada uma das atividades da matriz. Com isso, foi usada a mesma estrutura de absorção das importações de insumos da última MIP oficial, de 2005, para fazer a distribuição das importações dos bens intermediários, obtidas com os pesos relativos calculados com os dados da Funcex, entre as atividades.

Feito isso, foram subtraídos os valores estimados dos destinos das margens de comércio, de transporte, impostos indiretos (líquidos de subsídios) e importações dos valores de demanda intermediária a preços do consumidor de cada célula dos dados de demanda da TRU, o que resultou nos valores de demanda intermediária a preços básicos. Vale lembrar que, neste estágio, a MIP estimada ainda se encontra composta por 55 atividades, sem a inclusão da indústria do açúcar.

Adotou-se, então, o mesmo procedimento descrito anteriormente para a separação dos fluxos referentes à indústria do açúcar do total da atividade alimentos e bebidas, utilizando os dados das TRUs de 2009. Com os valores da demanda intermediária e da oferta a preços básicos, foram calculados os coeficientes técnicos e a MIP de 2009, composta pelas 56 atividades, incluindo uma coluna específica para a indústria do açúcar com a manutenção da coluna já preexistente da atividade álcool.

Com a base de dados construída, foi feito o cálculo de todos os indicadores econômicos apresentados na seção anterior. Na próxima seção serão apresentados os principais resultados, focando a discussão para o papel desempenhado pelo setor sucroalcooleiro nos três anos em questão.

23. No apêndice A, apresenta-se a lista com o perfil de distribuição entre as categorias de uso dos produtos que foram importados, tanto agropecuários quanto industriais, composta por 81 dos 110 produtos da atual referência.

24. Vale dizer que os dados de comércio exterior da Funcex são contabilizados em dólar e os da MIP e da TRU em reais. No entanto, como o objetivo era apenas calcular pesos relativos, não houve necessidade de conversão de valores.

3 APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS OBTIDOS PARA AS PRINCIPAIS ATIVIDADES INDUSTRIAIS DO SETOR SUCROALCOOLEIRO

Esta apresentação se inicia com a discussão dos resultados dos diversos indicadores econômicos (índices de ligação, multiplicadores de impacto e análise do campo de influência) calculados para a indústria do açúcar nos três diferentes anos, procurando entender a evolução desta atividade ao longo da última década. Em seguida, será feita a mesma análise para a atividade álcool da MIP brasileira, seguida de comentários finais sobre o desempenho do setor sucroalcooleiro como um todo.

3.1 A indústria do açúcar

No intuito de verificar a estrutura de encadeamento da indústria do açúcar no Brasil apresentam-se inicialmente as estatísticas típicas da análise de insumo-produto para os anos 2000, 2005 e 2009: *i)* vendas para os componentes da demanda intermediária e final; *ii)* VA e importação; *iii)* composição setorial das vendas intermediárias; e *iv)* origem setorial das compras intermediárias.

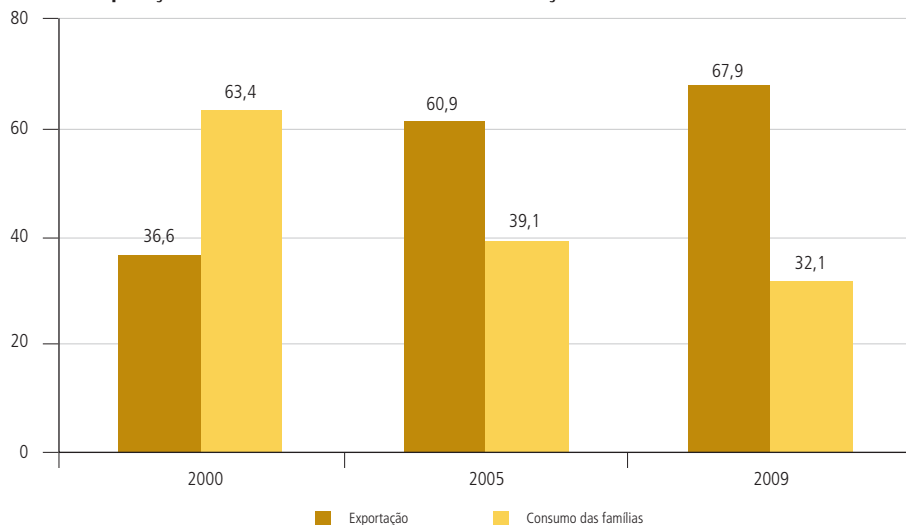
Do ponto de vista das vendas, denota-se, ao longo do período em análise, um incremento do peso relativo da demanda final. Em média, 48,1% do valor produzido de açúcar foram destinados para o consumo intermediário, ao passo que 51,9% foram consumidos pela demanda final. Em 2005, o consumo intermediário perdeu participação, ficando com 41,2%; e a demanda final, com 58,8%. Já em 2009, a parcela da produção absorvida pelo consumo intermediário mostrou um valor inferior, de 39,1%, enquanto a demanda final foi responsável por 60,9% da absorção da produção.²⁵ A demanda final pelo açúcar aparece basicamente dividida entre consumo das famílias e exportações, cujos pesos relativos são apresentados no gráfico 2.

Percebe-se que o consumo das famílias referente à indústria do açúcar perdeu participação relativa em relação à exportação ao longo dos anos. Em 2000, o consumo era responsável por 63,4% da demanda final, sendo que, em 2009, esta participação caiu para 32,1%. Por sua vez, as exportações aumentaram sua participação relativa na demanda final, de 36,6% em 2000 para 67,9% em 2009, movimento que, em grande medida, está associado ao incremento dos preços internacionais do açúcar, os quais, entre outros fatores, foram afetados pela forte expansão da demanda chinesa por *commodities*.

25. Para a análise gráfica foi desconsiderado o componente variação de estoques.

GRÁFICO 2

Composição da demanda final da indústria do açúcar



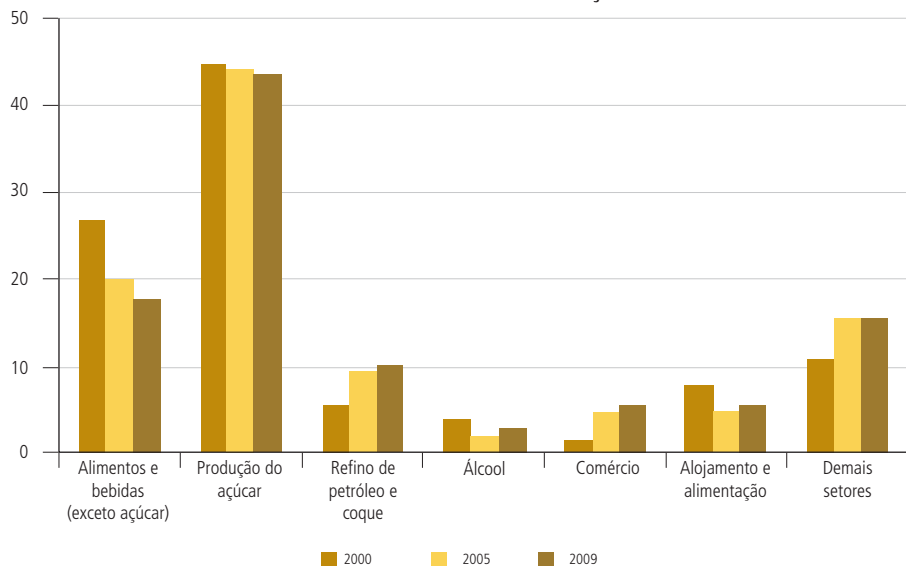
Fonte: MIPs.

Elaboração dos autores.

No nível inter e intrasetorial, o gráfico 3 apresenta os principais demandantes de açúcar na forma de insumos.

GRÁFICO 3

Destino das vendas intermediárias da indústria do açúcar



Fonte: MIPs.

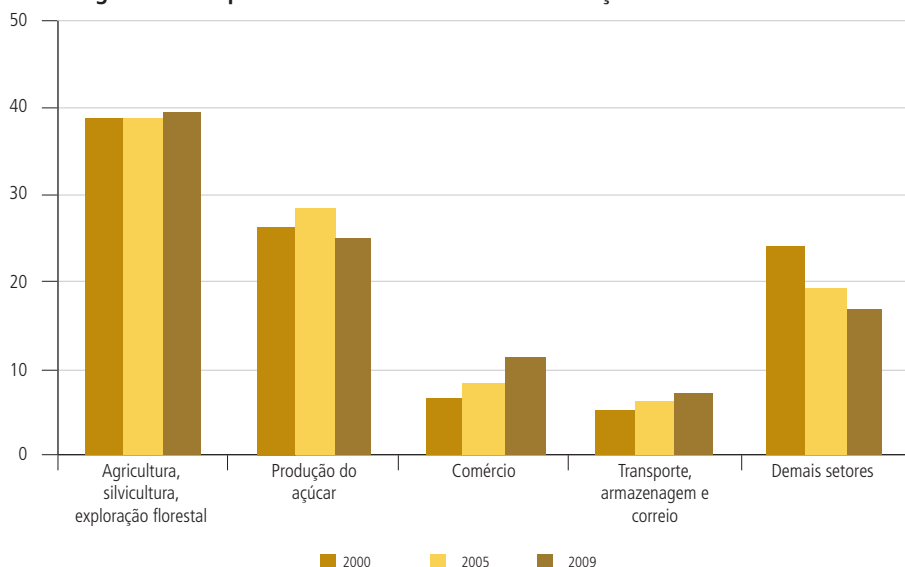
Elaboração dos autores.

O maior consumidor intermediário de açúcar em todos os anos de análise foi o próprio setor, com participação relativa média de aproximadamente 44% das vendas intermediárias totais. Destaca-se também a queda da participação do setor alimentos e bebidas (exceto açúcar) que detinha 27% do consumo intermediário em 2000, passando para 17% em 2009. Por sua vez, o setor de refino de petróleo e coque aumentou sua participação, a qual correspondia a 6% em 2000, passando para 10% em 2009. Outros setores que se destacaram são álcool, comércio e alojamento e alimentação, com participações médias no período de 3%, 4% e 6%, respectivamente.

No que diz respeito à sua estrutura de custos, a compra de insumos deste setor é predominantemente realizada no próprio país, já que as importações foram responsáveis por apenas 0,02% na média dos períodos em análise. O gráfico 4 revela os principais fornecedores de insumos da indústria do açúcar.

O principal fornecedor de insumos da indústria do açúcar é o setor agrícola, com participação relativa média de 39% no total das compras intermediárias do referido setor. A seguir destacaram-se o próprio setor (em média 27%), os setores comércio (em média 9%) e transporte, armazenagem e correio (em média 6%), os quais aumentaram suas participações relativas entre 2000 e 2009.

GRÁFICO 4

Origem das compras intermediárias da indústria do açúcar

Fonte: MIPs.

Elaboração dos autores.

Analisando os resultados dos índices de ligação para trás da indústria do açúcar, derivados essencialmente das compras intermediárias, tanto os IRHs quanto os índices puros normalizados, denotam-se alguns aspectos interessantes relativos aos efeitos produzidos por este segmento nas demais atividades da economia brasileira.

Com a separação da indústria do açúcar da atividade de alimentos e bebidas, evidencia-se que, no início da década de 2000, a produção de açúcar apresentou um elevado potencial de encadeamento produtivo para trás na estrutura produtiva brasileira. O índice IRH para trás calculado para esta indústria, utilizando os dados da MIP adaptada de 2000, registrou o maior valor dentre todas as 56 atividades, com um efeito 39% superior à média nacional.

Denota-se que, no restante da década, a indústria do açúcar perdeu muito de seu poder de estimular a produção das demais atividades, embora ainda tenha registrado valores superiores a 1. Em 2005, o valor do IRH para trás caiu para 1,20, indo para a sétima posição. Em 2009 houve uma recuperação, com o IRH para trás registrando o valor de 1,22, o que posicionou a atividade na quarta colocação (tabela 1).

TABELA 1
Índices de ligação e *ranking* da atividade açúcar

		Índices de ligação			Ranking (total: 56 atividades)		
		2000	2005	2009	2000	2005	2009
Açúcar	PBLN	0,56	0,64	0,62	25 ^a	25 ^a	25 ^a
	PFLN	0,29	0,33	0,20	40 ^a	35 ^a	40 ^a
Açúcar	IRH	2000	2005	2009	2000	2005	2009
	Trás	1,39	1,20	1,22	1 ^a	7 ^a	4 ^a
	Frente	0,77	0,77	0,72	30 ^a	28 ^a	32 ^a

Elaboração dos autores.

Contudo, o cálculo dos PBLNs mostra algumas particularidades dos efeitos para trás gerados pela indústria do açúcar nesses três anos. Para todos os três anos analisados o valor do PBLN para a indústria do açúcar foi bem inferior à unidade, ou seja, à média entre os setores, registrando o valor de 0,56, 0,64 e 0,62 para os anos 2000, 2005 e 2009, respectivamente. Na classificação das atividades da matriz seguindo o critério do PBLN, nos três anos em análise, a indústria do açúcar se posicionou na 25^a colocação.

Esta grande discrepância mostra que os efeitos expressivos de encadeamento da produção do açúcar sobre o resto da economia, apontados

pelo IRH para trás, se devem muito mais a efeitos gerados nas cadeias produtivas das demais atividades e não propriamente na cadeia produtiva do açúcar. Segundo Guilhoto *et al.* (2010), os maiores impactos para trás, geralmente, são de setores com alta complexidade industrial.

Vale ressaltar que, ao contrário da queda verificada no patamar do IRH para trás, os índices puros para trás da indústria do açúcar, tanto em 2005 quanto em 2009, mostram valores superiores aos verificados em 2000. Isso indica que a queda no efeito de encadeamento para trás deste segmento deve-se mais ao enfraquecimento dos efeitos gerados nas cadeias produtivas das demais atividades (excluindo a atividade produtora de açúcar) do que aos efeitos puros gerados pela produção do açúcar sobre o restante da economia brasileira, os quais, segundo os valores dos índices puros normalizados, cresceram.

No que se refere ao cálculo dos índices de ligação para frente, os resultados apontam que a indústria do açúcar não representa um ofertante ou um fornecedor de insumos de maior relevância na estrutura produtiva brasileira. Nesse sentido, vale também ressaltar os aumentos da parcela da produção absorvida por componentes de demanda final (exportações e consumo), conforme mencionado no início desta subseção.

O IRH para frente da indústria do açúcar registrou 0,767, posicionando o setor no 30º lugar dentre as 56 atividades. Em 2005, o valor foi praticamente o mesmo, de 0,766, o que lhe classificou na 28ª posição. Já no final da década, o valor sofreu uma queda, caindo para 0,724, o que fez com que essa indústria ocupasse a 32ª posição.

No cálculo dos PFLNs, os valores também são bem menores na comparação com os IRHs. O valor do PFLN de 2000 foi de 0,29, o que deu à indústria do açúcar a 40ª posição. Em 2005, o PFLN foi de 0,33 (35º lugar) e, por fim, em 2009, de 0,20, voltando para a 40ª posição. Conforme ressaltado por Guilhoto *et al.* (2010), os índices puros para frente mais elevados ocorrem quando a produção de várias atividades depende da produção do setor em questão, o que não é o caso da indústria do açúcar.

A diferença de valores entre o IRH para frente e o PFLN indica que a produção do resto da economia realmente não desencadeou efeitos mais significativos sobre a produção do açúcar. Esta afirmação é consistente com o aumento da importância relativa da demanda final como forma de

absorção da produção de açúcar, o que reduz a relevância deste segmento como intermediário nos processos produtivos, enfraquecendo o poder de encadeamento para frente.

O valor do IRH para frente acaba sendo mais alto porque contabiliza o efeito que a atividade gera sobre ela mesma, desencadeado pela compra de insumos da própria atividade. Expurgado este efeito, verifica-se que o das cadeias produtivas das demais atividades gerou alguns pouco expressivos sobre a produção da indústria do açúcar.

Os índices de ligação para frente que apresentam os maiores valores são, em geral, atividades de serviços demandados por praticamente todas as atividades industriais, como comércio e transporte ou atividades industriais cuja parte expressiva da produção é absorvida na forma de demanda intermediária pelos demais setores da matriz, como é o caso de produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto, refino de petróleo e produtos químicos.

Com relação aos impactos (do tipo I) sobre o PIB, denota-se que parte expressiva dos efeitos da produção do açúcar se concentra na própria atividade (como já apontado pelo próprio PBLN) e na atividade agricultura, silvicultura e exploração florestal, o que também já era esperado, uma vez que a principal matéria-prima corresponde à cana de açúcar.

Com base na MIP modificada de 2000 utilizada neste estudo, verificou-se que a produção de R\$ 1 pela indústria do açúcar gerou um impacto total no PIB brasileiro de R\$ 0,894. Em 2005, esse mesmo efeito total subiu para R\$ 0,934, e em 2009 uma ligeira queda para R\$ 0,919.

Embora os impactos sobre o PIB nominal tenham sido maiores em 2005 e 2009 em relação a 2000, o valor do multiplicador de PIB da indústria do açúcar em 2000 foi de 5,75, enquanto nos anos 2005 e 2009 os valores dos multiplicadores foram bem menores, 2,88 e 2,98, respectivamente. Este descompasso entre os valores monetários dos impactos e os valores dos multiplicadores decorre das diferenças verificadas nos coeficientes de VA/VBP entre os referidos anos. Uma vez que, na forma de cálculo do multiplicador de PIB, o denominador corresponde aos coeficientes de VA, conclui-se que para os anos 2005 e 2009 estes coeficientes foram significativamente maiores quando comparados aos de 2000. Os dados realmente mostram que, em 2000, a razão VA/VBP era de 0,16, passando para 0,32 em 2005, ficando praticamente estável em 2009, quando a razão foi de 0,31.

A interpretação econômica destes multiplicadores de PIB diz que, em 2000, para cada R\$ 1 de PIB gerado na indústria do açúcar (e não de VBP)²⁶ houve incremento de R\$ 5,75 no PIB brasileiro. Já em 2005, o impacto total sobre o PIB brasileiro decorrente da geração de R\$ 1 de PIB na indústria do açúcar foi de R\$ 2,88 e de R\$ 2,98 em 2009.

Desagregando o VA basicamente em lucros e salários,²⁷ verifica-se que o aumento na referida razão em 2005 esteve associado ao significativo aumento das margens de lucro do segmento. O crescimento das margens de lucro, por sua vez, está em boa medida apoiado em um crescimento dos preços do açúcar e, portanto, das receitas mais que proporcional à expansão dos preços dos insumos ou da demanda intermediária. Vale lembrar que, principalmente a partir de 2002-2003 devido ao forte crescimento da demanda chinesa, houve um expressivo aumento de preços das *commodities* agrícolas de um modo geral, entre elas do próprio açúcar. Dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea) da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP) mostram que o preço internacional do açúcar subiu 21% no acumulado entre 2000 e 2005.

Além disso, deve-se destacar o impacto da produtividade do setor agrícola nesta primeira década que mostrou avanços significativos no chamado açúcar total recuperável (ATR).²⁸ Em linhas gerais, esse indicador representa a qualidade da cana, sendo a quantidade de açúcar que se pode obter por cada quilo de cana-de-açúcar. Portanto, pode-se dizer que este elemento também contribuiu para um aumento do VA e dos lucros auferidos na produção do açúcar.

Em 2009, denota-se uma queda expressiva no ATR, o que representa uma redução importante na produtividade agrícola, afetando negativamente o VA da produção do açúcar. Acredita-se que fatores climáticos sejam os principais responsáveis por esta queda do ATR da cana brasileira. De todo modo, a relação VA/VBP conseguiu ser sustentada em elevados patamares por influência de outro importante fator, qual seja: a quebra da safra de

26. O impacto total anteriormente mostrado sobre o PIB indica o montante de VA gerado na economia a cada unidade monetária de VBP. Quando se trata do multiplicador de PIB da "indústria do açúcar", a ideia é estimar o VA gerado na economia a partir da geração de uma unidade monetária de VA neste setor. Tomando como exemplo os valores de 2000 da "indústria do açúcar", se o coeficiente de VA foi de 0,16, isso significa que, para a geração de uma unidade monetária de PIB, foi necessário um incremento de R\$ 6,43 no VBP ($1/0,16 = 6,43$).

27. Esta desagregação também está disponível nos dados apresentados na TRU.

28. Os dados do ATR são calculados e divulgados pelo Conselho dos Produtores de Cana-de-Açúcar, Açúcar e Alcool, o chamado Consecana.

cana-de-açúcar ocorrida na Índia, que levou o preço internacional do açúcar para um nível 64% superior ao verificado em 2005. Contudo, uma diferença importante em relação a 2005 refere-se ao fato de que, em 2009, verifica-se um aumento significativo na participação dos salários e, por conseguinte, uma queda expressiva no peso relativo dos lucros no VA da indústria do açúcar. Acredita-se que esta diferença se deva, em grande medida, ao processo de redução na precarização do trabalho na produção do açúcar, com crescente formalização da força de trabalho, além da mecanização da colheita, que inevitavelmente aumenta a participação dos salários no VA.

Dito isto, convém apresentar a desagregação dos principais impactos nominais de PIB gerados nas atividades econômicas da matriz nos três anos em questão. Em 2000, a atividade cujo PIB sofreu mais impacto pela produção do açúcar foi a agricultura, silvicultura e exploração florestal, seguida da própria indústria do açúcar. Vale ressaltar os expressivos efeitos multiplicadores gerados sobre o PIB de diversas atividades do setor de serviços, quais sejam: comércio, transporte, intermediação financeira e serviços prestados às empresas.

Em 2005, devido ao aumento do VA gerado diretamente na indústria do açúcar, dado pela relação VA/VBP, a atividade mais impactada em termos de geração de PIB foi o próprio segmento. A segunda atividade que apresentou maior impacto em seu PIB foi a agricultura, silvicultura e exploração florestal. As mesmas atividades de serviços mencionadas anteriormente aparecem na sequência das mais impactadas.

Em 2009, os impactos da produção de uma unidade monetária de açúcar sobre o PIB das atividades foram muito semelhantes aos de 2005. A indústria do açúcar, como já esperado, apareceu novamente no topo da lista. O PIB da agricultura, silvicultura e exploração florestal e as atividades de serviços novamente surgem entre as mais afetadas, corroborando a tese de que parte expressiva do poder de encadeamento da indústria do açúcar não está predominantemente vinculada aos demais setores da indústria, mas sim a segmentos prestadores de serviços. Os valores dos impactos monetários sobre o PIB das atividades são apresentados na tabela 2.

TABELA 2

Impactos sobre o PIB decorrente da produção de R\$ 1 da indústria do açúcar
(Em R\$)

Atividades	2000	2005	2009
1 Indústria do açúcar	0,20	0,40	0,37
2 Agricultura, silvicultura, exploração florestal	0,30	0,21	0,22
3 Comércio	0,08	0,07	0,09
4 Transporte, armazenagem e correio	0,05	0,05	0,05
5 Intermediação financeira e seguros	0,04	0,03	0,04
Outras atividades	0,23	0,17	0,14
Total	0,89	0,93	0,92

Elaboração dos autores.

A tabela 3 apresenta o resultado do multiplicador de emprego da indústria do açúcar, bem como a média da economia para cada ano de análise. Em 2000, este setor tinha a capacidade de gerar 26 empregos diretos e indiretos para cada variação de R\$ 1 milhão no seu VBP (ou da demanda final), bem abaixo da média brasileira (51). Em 2005, este resultado cai para 22 empregos, acompanhando a tendência da economia, uma vez que também se observa uma redução da média para 24. No último ano da análise, o multiplicador de emprego da indústria do açúcar se iguala ao da média brasileira (24). A queda da média total da economia pode ser explicada pela crise internacional. Apesar de grande parte da produção do setor em análise ser voltada para as exportações (gráfico 2), seu multiplicador de empregos se elevou em relação ao ano de 2005.

TABELA 3

Impactos sobre emprego decorrente da produção de R\$ 1 milhão da indústria do açúcar

Anos	2000	2005	2009
Indústria do açúcar	26	22	24
Média	51	34	24

Elaboração dos autores.

Passando aos resultados da análise do campo de influência,²⁹ podem-se identificar os elos ou relações interindustriais mais importantes da cadeia produtiva da indústria do açúcar em termos de sua propagação de efeitos para a economia como um todo. Para facilitar a compreensão dos resultados

29. Como é de praxe na literatura, para a análise do campo de influência adotou-se um choque $e = 0,001$ em cada um dos coeficientes técnicos conforme metodologia explicada na subseção 2.1.

foi adotada a seguinte metodologia: calcularam-se a média e o desvio-padrão de todos os valores da matriz S (descrita na subseção 2.1), que foram então utilizadas como referências para a construção de uma tabela ilustrativa no mesmo formato da matriz. Os elos interindustriais, de valores inferiores à média, foram preenchidos na cor branca; os valores entre a média e o somatório da média com apenas um desvio-padrão aparecem em tom mais claro da cor amarela; nos elos em que os valores se encontram entre este último somatório e a junção da média somada mais dois desvios-padrão são destacados com um tom intermediário de amarelo; por fim, os valores superiores à média somada aos dois desvios aparecem na cor amarela mais escuro. As matrizes preenchidas com as cores em função dos resultados da análise do campo de influência são apresentadas no apêndice A.

Analisando os três anos, denota-se que, em 2000, na ótica da indústria do açúcar como demandante de insumos das demais atividades (coluna), existia um número maior de elos cujos potenciais impactos sobre a economia brasileira eram mais expressivos. Em 2000, eram nove as relações interindustriais da indústria do açúcar na posição de compradora de insumos capazes de provocar efeitos mais significativos na economia brasileira, quais sejam: com a própria indústria do açúcar, alimentos e bebidas (exceto açúcar), têxteis, artefatos de couro e calçados, produtos de madeira, celulose e produtos de papel, refino de petróleo e coque, produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana e intermediação financeira. Em 2005, este número de elos mais importantes envolvendo a indústria de açúcar como demandante caiu para sete, com enfraquecimento das relações com os setores produtores de têxteis, celulose e produtos de papel e intermediação financeira. Houve, no entanto, a inclusão da relação com a atividade produtora de peças e acessórios para veículos automotores no rol daqueles elos com maior poder de propagação de impactos sobre a estrutura produtiva da economia brasileira. A inclusão desta atividade que fornece, por exemplo, peças para tratores muito provavelmente é reflexo do processo de mecanização da atividade agrícola que produz o insumo básico para a produção, não só do açúcar mas de todo o setor sucroalcooleiro, que, por sua vez, configura entre os principais responsáveis pelos ganhos de produtividade nesse período.

Em 2009, houve nova redução na lista dos elos mais impactantes na economia e que envolvem a compra de insumos por parte da indústria do

açúcar. A lista de relações interindustriais mais importantes foi reduzida para seis, com a manutenção das mesmas relações verificadas em 2005, com a retirada do elo com a atividade artefatos de couro e calçados.

Considerando o conjunto total dos elos industriais da indústria do açúcar na posição de compradora de insumos, denota-se o mesmo enfraquecimento apontado anteriormente. A média dos resultados da análise do campo de influência em 2000 foi superior à média global acrescida de um desvio-padrão global. Já em 2005 e 2009, a média da coluna da indústria do açúcar foi inferior à soma da média e um desvio-padrão globais.³⁰

No que se refere à atuação da indústria do açúcar como fornecedora de insumos (linha), verificam-se elos com maior importância relativa para a produção da economia brasileira, em comparação aos efeitos potenciais dos elos associados à compra de insumos por parte da referida indústria. Contudo, observa-se também um enfraquecimento destes elos ao longo da última década, conforme apresentado a seguir.

Em 2000, as ligações interindustriais com maiores impactos potenciais, seguindo a mesma metodologia de comparação tomando como referências as médias e desvios-padrão, associavam o fornecimento de açúcar a 21 atividades da matriz. Destaque para os elos com a produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana, com a agricultura, silvicultura e exploração florestal, alimentos e bebidas (exceto açúcar), com a própria indústria do açúcar, artefatos de couro e calçados, celulose e produtos de papel, refino de petróleo e coque e com aquelas atividades do setor de serviços mais impactadas na análise dos multiplicadores de impacto, quais sejam: comércio, transporte, armazenagem e correio, intermediação financeira e serviços prestados às empresas.³¹

Em 2005, a lista dos elos mais importante foi reduzida para quinze atividades, com destaque para a redução dos efeitos potenciais das ligações da indústria do açúcar com o comércio, intermediação financeira e serviços

30. Em 2000, a média da coluna da indústria do açúcar foi de 2,06, enquanto a média global e o desvio-padrão foram de 1,54 e 0,407, respectivamente. Em 2005, a média do setor foi 1,97; a média global, 1,59; e o desvio-padrão, 0,44. Já em 2009, a média dos referidos elos da indústria do açúcar foi de 1,81; e a média global, 1,48, associada a um desvio-padrão de 0,37.

31. Vale lembrar que muitos dos elos apontados como relevantes pela análise do campo de influência não são muito intuitivos. Isso porque os resultados são gerados a partir de diversos choques e de interações, com um número excessivo de efeitos indiretos que se acumulam.

prestados às empresas. Em 2009, o número das ligações com maior impacto foi praticamente o mesmo de 2005, de dezesseis atividades.

O enfraquecimento da importância destes elos sobre as cadeias produtivas fica evidenciado quando se comparam as médias dos valores da linha correspondente à indústria do açúcar nos três diferentes anos. Em 2000, a média destes valores era, inclusive, superior à soma da média global, com os dois desvios-padrão. Em 2005 e 2009, as médias das linhas desta indústria ficaram abaixo deste patamar, com quedas significativas no valor absoluto, confirmando a redução do potencial de impacto destes elos sobre a economia brasileira.³²

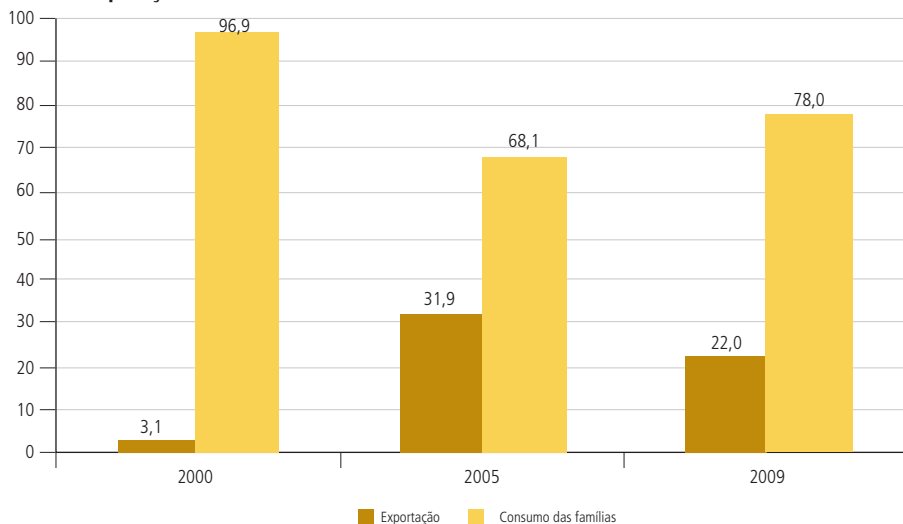
3.2 O setor álcool

Mais uma vez apresentam-se, inicialmente, as estatísticas típicas da análise de insumo-produto referentes ao setor álcool. A estrutura de vendas de álcool nos anos em análise mostrou dinâmica similar à do açúcar no que se refere à evolução da distribuição em consumo intermediário e demanda final, com aumentos expressivos do peso relativo desta última. Em 2000, 77,2% da sua oferta total foram destinados para o consumo intermediário, ao passo que apenas 22,8% foram direcionados à demanda final. Em 2005, essas participações, respectivamente, mudaram para 67,1% e 32,9%, passando para 61,9% e 38,4% em 2009. Assim como ocorre com o açúcar, a composição da demanda final está basicamente dividida em consumo das famílias e exportações, conforme apontado no gráfico 5.

O gráfico 5 revela que, em 2000, o componente exportação do setor álcool só correspondia a 3,1% da demanda final. Em 2005, há um salto desta participação, que atinge 31,9%, voltando a cair em 2009 para 22,0%. De todo modo, embora a parcela de exportações tenha crescido na década passada, diferentemente do que ocorreu com o açúcar, a produção do álcool direcionada à demanda final continuou sendo, predominantemente, absorvida pelo mercado interno.

32. Em 2000, a média da linha da indústria do açúcar foi de 2,40, enquanto a média global e o desvio-padrão foram de 1,54 e 0,407, conforme já mencionados na nota anterior. Em 2005, a média do setor na posição de fornecedor de insumos foi de 2,18; a média global, 1,59; e o desvio-padrão, 0,44. Já em 2009, a média dos referidos elos da indústria do açúcar foi de 2,01; a média global, 1,48, associada a um desvio-padrão de 0,37.

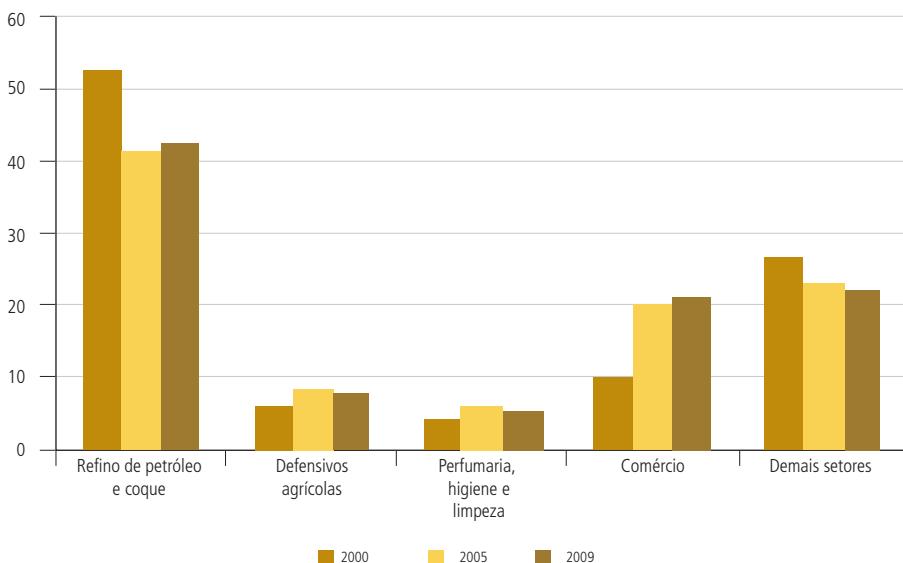
GRÁFICO 5

Composição da demanda final do setor álcool

Fonte: MIPs.
Elaboração dos autores.

Em relação aos níveis inter e intrasetorial, o gráfico 6 apresenta os principais demandantes de insumos do setor álcool.

GRÁFICO 6

Destino das vendas intermediárias do setor álcool

Fonte: MIPs.
Elaboração dos autores.

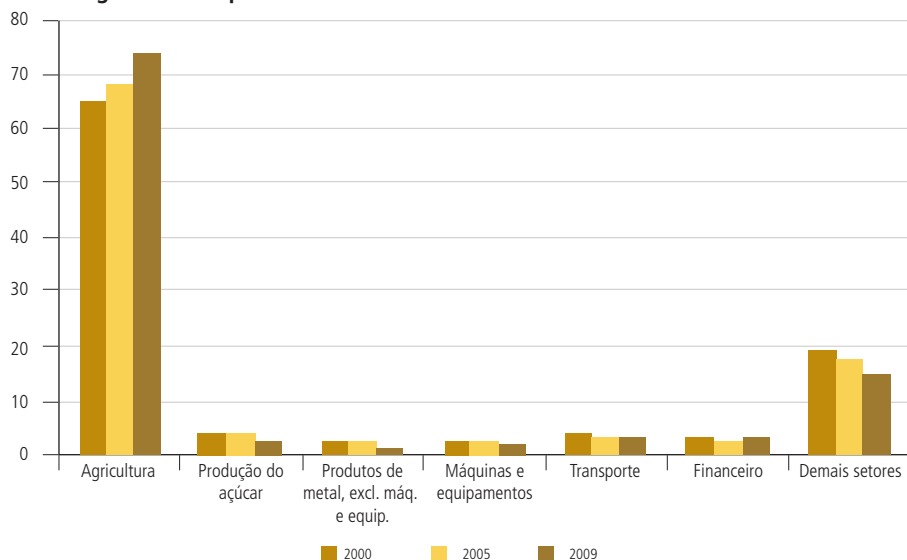
O maior demandante intermediário do setor álcool em todos os anos de análise foi o setor refino de petróleo e coque, com participação relativa de aproximadamente 53% em 2000 e 43% em 2009. Destaca-se, também, o aumento da participação do setor comércio, que detinha 10% do consumo intermediário em 2000, passando para 21% em 2009. Outros setores que se destacaram foram defensivos agrícolas e perfumaria e higiene e limpeza, com participações médias de 8% e 6%, respectivamente.

Da mesma forma que a indústria do açúcar, a compra de insumos do setor álcool é predominantemente realizada no próprio país, uma vez que as importações são responsáveis por apenas 0,1% em média. O gráfico 7 revela os principais setores fornecedores de insumos do referido setor.

O principal fornecedor de insumos do setor álcool, assim como o da indústria do açúcar, foi o setor agrícola, cuja oferta correspondeu a 69% da participação total das compras intermediárias em 2000, elevando-se para 74% em 2009. A seguir, destacaram-se a indústria do açúcar (em média 4%), os setores produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos (em média 2%) –, máquinas e equipamentos (em média 2%), transporte, armazenagem e correio (em média 4%) e financeiro (em média 3%).

GRÁFICO 7

Origem das compras intermediárias do setor álcool



Fonte: MIPs.
Elaboração dos autores.

Quanto aos resultados dos índices de encadeamento, denotam-se algumas diferenças significativas em relação aos indicadores do açúcar, os quais serão destacados nesta subseção. O setor álcool apresenta, nos três anos analisados, uma colocação abaixo do décimo posto, o que revela uma menor capacidade em relação à indústria do açúcar de gerar encadeamentos para trás. Entretanto, ainda assim, o setor álcool apresenta índices acima da média (unitária) em todo o período.

O resultado do cálculo dos PBLNs mostra um cenário ainda pior para o setor em análise. Nos três anos em questão, essa atividade se coloca entre as últimas atividades, de acordo com sua capacidade de encadeamento produtivo, sendo que a melhor posição, 38º, é obtida no ano de 2009, demonstrando uma melhora na segunda metade da década, que passa de um índice de 0,15, em 2005, para 0,33, em 2009. Vale ressaltar que estes valores ficaram, em todos os anos, abaixo dos valores calculados para o açúcar (tabela 4).

TABELA 4

Índices de ligação e *ranking* da atividade álcool

		Índices de ligação			Ranking (total: 56 atividades)		
		2000	2005	2009	2000	2005	2009
Álcool	PBLN	0,20	0,15	0,33	46ª	51ª	38ª
	PFLN	0,47	0,31	0,31	31ª	36ª	34ª
		2000	2005	2009	2000	2005	2009
Álcool	Trás	1,08	1,01	1,13	16ª	33ª	11ª
	Frente	0,79	0,68	0,70	28ª	34ª	34ª

Elaboração dos autores.

Isso mostra que os efeitos de encadeamento da produção do álcool sobre o resto da economia, apontados pelo IRH para trás, se devem muito mais a efeitos gerados nas cadeias produtivas das demais atividades e não propriamente no impacto puro da produção do álcool.

Referente ao cálculo dos índices de ligação para frente, os resultados demonstram que o setor álcool, já em 2000, não era um ofertante ou um fornecedor de insumos importante na estrutura produtiva brasileira. Ao longo da década, o setor ainda perdeu para as demais atividades econômicas mais capacidade de se tornar um fornecedor importante, pois o IRH para

frente passa de 0,79 em 2000 – quando se posicionava à frente do açúcar – para 0,70 em 2009, duas posições atrás do açúcar.

Convém destacar que a redução dos impactos para frente do álcool está também relacionada à evolução do peso da procura intermediária e final na demanda total por álcool. Conforme já mencionado, a parte destinada à demanda intermediária, que era de quase 77,2% em 2000, caiu para 61,9% em 2009, com aumento da importância relativa da parcela exportada.

No cálculo dos PFLNs, os valores também são menores na comparação com os IRHs, entretanto a sua colocação entre as 56 atividades é menos discrepante se comparada ao açúcar. O valor do PFLN de 2000 foi de 0,47, o que deu ao setor álcool a 31ª posição. Em 2005, o PFLN foi de 0,31 (36º lugar), mantendo-se neste mesmo nível em 2009, o que lhe deu a 34ª posição. Em suma, estes indicadores demonstram que a expansão do setor na década esteve menos associada à evolução da estrutura produtiva, ou seja, ao crescimento das demais atividades, o que é coerente com o crescimento do peso das exportações, aumentando a importância de fatores externos no comportamento do setor.

No que diz respeito aos impactos monetários sobre o PIB agregado da produção de álcool denota-se uma grande estabilidade nos valores calculados. O impacto total foi de R\$ 0,89, tanto em 2000 quanto em 2005, com ligeira queda para R\$ 0,87 em 2009. Em termos do cálculo do multiplicador de PIB, verifica-se uma redução entre 2000 e 2005, seguido de um aumento significativo na comparação 2005/2009. Em 2000, o multiplicador de PIB da atividade álcool foi de 2,44 (ou seja, R\$ 2,44 para cada R\$ 1 de PIB gerado), enquanto em 2005 foi reduzido para 2,03, voltando a subir em 2009 para 2,64.

As atividades econômicas mais impactadas são praticamente as mesmas da indústria do açúcar. Além dos impactos sobre a própria atividade produtora de álcool, os setores mais impactados foram os seguintes: agricultura, silvicultura e exploração florestal e diversas atividades do ramo de serviços (tais como: comércio, intermediação financeira, transporte, armazenagem e correio e serviços prestados às empresas). Considerando os efeitos já apresentados da produção do açúcar, pode-se dizer que os impactos mais significativos do setor sucroalcooleiro como um todo estão, em grande medida, concentrados em atividades não industriais como a agrícola e de serviços. Os valores dos impactos gerados sobre o PIB dessas atividades são apresentados na tabela 5.

TABELA 5

Impactos sobre o PIB decorrente da produção de R\$ 1 da indústria de álcool
(Em R\$)

Atividades	2000	2005	2009
1 Álcool	0,37	0,44	0,33
2 Agricultura, silvicultura, exploração florestal	0,28	0,23	0,31
3 Comércio	0,03	0,03	0,04
4 Intermediação financeira e seguros	0,02	0,02	0,03
5 Transporte, armazenagem e correio	0,03	0,02	0,03
Outras atividades	0,16	0,15	0,14
Total	0,89	0,89	0,87

Elaboração dos autores.

A estabilidade do valor dos impactos monetários totais e a queda no número do multiplicador sobre o PIB do setor álcool, na análise da primeira metade da década passada, indicam que houve uma concentração maior da geração do PIB na própria atividade. Essa concentração de fato ocorreu³³ e aparece refletida na elevação da relação VA/VBP da atividade álcool, que passou de 0,36, em 2000, para 0,44, em 2005. Com base nos dados sobre preços do álcool (tanto anidro quanto hidratado) e em informações sobre a evolução da produtividade/rendimento industrial do segmento, dada pela quantidade em litros produzida para cada quilo de ATR, pode-se inferir que a ampliação da relação VA/VBP entre 2000 e 2005 está, em parte, associada a aumentos nos preços do etanol recebidos pelo produtor e, em parte, relacionado a incrementos na produtividade do setor, os quais possibilitaram acréscimos no VA a cada unidade monetária de produção.

Segundo dados calculados pela Cepea/ESALQ, o preço recebido pelo produtor de etanol anidro do estado de São Paulo (que detém a maior produção do país) subiu 7,6% entre 2003 e 2005, enquanto o etanol hidratado apresentou elevação de 10,6% no mesmo período. A Consecana, por sua vez, apresenta alguns cálculos sobre o rendimento em termos da quantidade de ATR para a produção de um litro de álcool. Em 2001, essa relação era de 1,785 kg de ATR para cada litro de álcool hidratado e de 1,862 kg de ATR para cada litro de álcool anidro. Já em 2006, essas mesmas relações estavam em 1,741 kg para o álcool hidratado e de 1,812 kg para o anidro, o que representou avanços importantes da produtividade no setor.

33. Vale lembrar que essa mesma concentração aconteceu na indústria do açúcar. No entanto, neste último caso, a concentração foi bem superior, o que levou a uma queda do multiplicador muito mais significativa, conforme já apresentado na última subseção.

Em 2009, ao contrário do ocorrido com os preços do açúcar, o preço do álcool sofreu quedas importantes. Na comparação dos preços de 2005 e 2009, o preço do etanol hidratado mostrou queda de 7,7% e do anidro, de 8,5%. Por sua vez, a produtividade industrial de produção de álcool continuou em trajetória ascendente. Tomando o período entre 2008 e 2011, o rendimento para a produção do litro do hidratado passou de 1,691 kg para 1,676 kg, enquanto, para a produção do litro de anidro, o ATR necessário passou de 1,765 kg para 1,749 kg.

Vale também lembrar que a produção do álcool requer, como insumo, tanto a cana-de-açúcar quanto o próprio açúcar. Foi mencionado anteriormente que a produtividade agrícola medida pelo volume de ATR por quantidade de cana sofreu uma redução significativa em 2009, pressionando também os custos da produção do álcool. Além disso, estes produtos sofreram aumentos expressivos em seus preços, conforme também mencionado anteriormente, o que fez com que o valor gasto em termos nominais com a demanda intermediária tenha crescido no período.

Na medida em que a relação VA/VBP caiu para 0,33, pode-se inferir que os efeitos relacionados aos preços (tanto à queda do preço do álcool quanto à subida nos preços dos insumos) e à queda na produtividade agrícola prevaleceram sobre os efeitos do aumento da produtividade industrial do álcool na determinação da relação supracitada. De todo modo, caso não houvesse os referidos avanços na produtividade, a queda do VA gerado por unidade monetária de produção do álcool poderia ter sido ainda maior.

A tabela 6 apresenta o resultado do multiplicador de emprego do setor álcool, bem como a média da economia para cada ano de análise. Nos anos 2000 e 2005, este setor tinha a capacidade de gerar apenas doze empregos diretos e indiretos para cada variação de R\$ 1 milhão no seu VBP (ou da demanda final), ficando também bem abaixo da média brasileira (51). No último ano da análise, este resultado cai para dez, acompanhando a tendência de queda do multiplicador de emprego médio de toda a economia (34). Pode-se afirmar, com esta análise, que a indústria do açúcar, quando comparada ao setor álcool, apresentou um melhor desempenho em termos de capacidade de criação de postos de trabalho, a partir de choques de demanda.

TABELA 6

Impactos sobre emprego decorrente da produção de R\$ 1 milhão da indústria do álcool

Anos	2000	2005	2009
Álcool	12	12	10
Média	51	34	24

Elaboração dos autores.

Passando aos resultados da análise do campo de influência,³⁴ nota-se que os elos do setor álcool como demandante de insumos não apresentaram maior relevância na estrutura produtiva brasileira. Esse setor não mostra nenhuma atividade em que sua influência supere a média acrescida dos dois desvios-padrão, ou seja, na coluna referente ao álcool não há nenhuma célula preenchida com o azul mais escuro. E mesmo quando se leva em consideração a soma da média com apenas um desvio-padrão, o setor apresenta apenas um elo, no ano 2000, que supera esse valor, sendo que essa atividade é a indústria do açúcar. Além disso, o enfraquecimento dos elos deste setor na posição de demandante de insumos pode ser verificado a partir da evolução dos valores médios. Os coeficientes médios da coluna do setor álcool no campo de influência foram de 1,29, passando para 1,28, em 2005, e chegando a 1,23, em 2009. Todos os resultados ficaram bem abaixo da média global da matriz.

O cenário melhora um pouco quando se observa o setor álcool como fornecedor de insumos para outros setores. Nessa condição, o setor acumula uma atividade (produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana) com valor acima da média global, somada aos dois desvios-padrão no ano 2000, passando a nenhuma no ano 2005 e apresentando dois elos de maior relevância em 2009 (peças e acessórios para veículos automotores e agricultura, silvicultura, exploração florestal). A única atividade em que o álcool é capaz de gerar encadeamentos mais fortes está relacionada com o próprio caráter combustível que possui o produto desse setor, o etanol. Além disso, a cogeração elétrica a partir do bagaço da cana também tem influência sobre esse ramo de atividade.

Em termos médios, os resultados são um pouco melhores, com os valores referentes à linha do setor se situando em torno da média global da

34. Para esta análise, utiliza-se a mesma metodologia baseada no preenchimento da matriz com as cores azuis descrita na apresentação dos resultados para a indústria do açúcar. As matrizes ilustradas com as cores para cada um dos três anos são apresentadas no apêndice A.

matriz. Em 2000, o valor médio do setor é ligeiramente superior à média da matriz (1,54 contra 1,53); em 2005, ligeiramente abaixo da média (1,50 contra 1,59); e em 2009, superior à média (1,57 contra 1,48).

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho se dedicou a estudar os encadeamentos produtivos do complexo sucroalcooleiro no Brasil durante a última década. Para tal finalidade foi desenvolvida uma metodologia baseada na MIP brasileira, em que foi possível separar os efeitos entre as atividades açúcar e álcool dentro do próprio setor. Metodologicamente, essa é a contribuição mais significativa deste artigo, que pela primeira vez consegue captar os efeitos das mais importantes atividades industriais desse segmento sobre a economia brasileira. Essa metodologia pode ser estendida a análises focadas em outros setores da economia, o que ajudará a entender como a produção de diferentes atividades influencia a estrutura produtiva da economia brasileira.

Em termos dos resultados obtidos, o artigo revela que, a despeito de um robusto crescimento na última década, de uma maneira geral, o segmento sucroalcooleiro não se tem apresentado como um setor-chave da economia em relação aos seus encadeamentos produtivos.

O forte crescimento da produção do setor sucroalcooleiro ao longo da década esteve associado à diminuição dos efeitos sobre as cadeias produtivas, em particular dos impactos para trás. Tomando como referência os resultados dos IRHs para trás obtidos para 2000 e 2009, verifica-se que a média considerando os dois setores em questão foi maior em 2000 (1,24) do que em 2009 (1,18). Denota-se também que o enfraquecimento do poder de encadeamento foi muito mais intenso na indústria do açúcar do que no álcool. Com relação a este último setor, em linha com a aceleração do crescimento da produção na segunda metade da década, verifica-se que houve, inclusive, aumentos do poder de encadeamento sobre as demais atividades.

O aumento deste poder de encadeamento da produção de álcool na estrutura produtiva brasileira aparece também na análise do campo de influência. Denotam-se incrementos na importância de alguns elos produtivos, por exemplo, com a produção de peças e acessórios para veículos automotores, em particular na comparação dos valores de 2005 e 2009.

Apesar de os efeitos multiplicadores das duas atividades sobre o PIB nominal agregado da economia brasileira terem apresentado valores monetários bem próximos, a análise do campo de influência mostrou que, em termos absolutos, os elos produtivos envolvendo o açúcar (tanto na ótica das compras quanto das vendas) são muito mais relevantes que aqueles que envolvem a produção de álcool. Em outras palavras, pequenas mudanças nos elos do açúcar são capazes de provocar alterações muito mais significativas no comportamento das demais atividades econômicas que os elos da produção de álcool. De todo modo, esta mesma análise também evidenciou que houve sucessivos enfraquecimentos dos elos produtivos do açúcar nos anos analisados.

Em termos dos impactos sobre as demais atividades industriais, os efeitos do complexo sucroalcooleiro se concentram muito no próprio setor (tanto no caso do açúcar quanto do álcool). Chamam atenção os efeitos expressivos gerados sobre atividades não industriais, em particular na atividade agrícola e em diversas atividades do setor de serviços.

A despeito da crença na relevância deste tipo de exercício de estática comparativa para uma compreensão maior sobre o papel desempenhado por determinados setores na economia, sendo de grande utilidade, por exemplo, na definição de ações de política industrial, cabe ter em mente algumas das principais limitações deste tipo de análise. Uma vez que são considerados apenas pontos específicos no tempo, isto é, apenas alguns anos da década, a análise de estática comparativa não permite um tratamento de caráter mais dinâmico da trajetória dos setores. Além disso, a interpretação dos resultados da análise pode ficar prejudicada devido a problemas ocorridos em um ano específico. No caso em questão, esse tipo de dificuldade deve ser levada em consideração, na medida em que em um dos anos envolvidos na análise, no de 2009, houve quedas expressivas na produção de diversas atividades, em consequência dos desdobramentos da crise financeira internacional eclodida nos Estados Unidos em 2008.

Por fim, entre as possibilidades de continuidade e aprofundamento deste estudo, sugere-se a incorporação de informações acerca dos investimentos realizados pelo setor sucroalcooleiro, principalmente em relação à compra de bens de capital e de construção civil. Na medida em que ainda não existem dados oficiais de insumo-produto sobre a distribuição dos investimentos entre os setores que os demandam, torna-se necessária a utilização de

pesquisas³⁵ que possibilitem a distribuição destes valores entre as atividades demandantes que compõem a matriz brasileira.

A introdução dessa dimensão na mensuração dos impactos do setor sucroalcooleiro sobre a economia brasileira assume maior relevância na medida em que as perspectivas são de que este setor se torne cada vez mais de capital intensivo. A incorporação de novas tecnologias de conversão da biomassa, a melhora na utilização dos resíduos e coprodutos e o aumento da eficiência da cogeração elétrica devem representar volumes expressivos de novos investimentos, o que pode gerar novos e importantes estímulos à expansão de outras atividades e, por conseguinte, da economia brasileira.

ABSTRACT

The aim of this paper is to examine to what extent the robust growth of the Brazilian industrial activities of the sugarcane complex (sugar and ethanol production) could stimulate growth in other economic activities, as well as the extent to which the growth of these other activities influenced the expansion of the sector in question. For this purpose, we calculated linkages indicators based on the official input-output matrices (IOM) of the years 2000 and 2005, which were modified to incorporate in the same matrix the activities: "Sugar Industry" and "Ethanol". The same procedure was applied using an IOM estimated for 2009. The main results showed that sugar production has a higher productive linkage in comparison to ethanol production. However, while there was a weakening of the power chaining of the sugar production, there was an increase in the effects of ethanol production on the rest of the economy in the second half of the last decade. We also draw attention to the expressive impacts on non-industrial activities, such as agriculture and various services activities.

Keywords: sugarcane complex; Brazil; input-output matrices.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, E. T.; CARVALHO, S. R.; SOUZA, L. F. Programa do proálcool e o etanol no Brasil. **Engevista**, v. 11, p. 127-136, 2009.

BOMTEMPO, J. V. Biocombustíveis, bioprodutos e bioprocessos: a dinâmica de competição e inovação na construção da indústria baseada em biomassa. *In*: CGEE – CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS. **Química verde no Brasil 2010-2030**. Brasília: CGEE, 2010. Disponível em: <www.cgEE.org.br/atividades/redirect.php?idProduto=6528>.

35. Nesse sentido, alguns esforços importantes têm sido desenvolvidos sob a coordenação de instituições públicas, diferentes da instituição responsável pelas estatísticas oficiais (o IBGE), tais como o Ipea, em parcerias com universidades, com objetivo de construção das chamadas matrizes de absorção dos investimentos (MAIs), compatíveis com a estrutura da MIP, para diversos anos da economia brasileira.

FREITAS, F. **Metodologia insumo-produto para a decomposição estrutural da mudança na ocupação**. Rio de Janeiro: IE/UFRJ, 2003. Mimeografado.

GELB, A. **Oil windfalls: blessing or curse?** New York: Oxford University Press, 1988.

GOLDEMBERG, J.; GUARDABASSI, P. The potential for first-generation ethanol production from sugarcane. **Biofuels, bioproducts and biorefining**, v. 4, n. 1, p. 17-24, 2010.

GUILHOTO, J. J. M. *et al.* Índices de ligações e setores chave na economia brasileira: 1959-1980. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 2, p. 287-314, 1994.

_____. **Matriz de insumo-produto do Nordeste e estados: metodologia e resultados**. Fortaleza: BNB, 2010. p. 289. v. 1.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimção da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. **Economia aplicada** (impresso), São Paulo, v. 9, n. 2, p. 277-299, 2005.

GUILHOTO, J. J. M.; SONIS, M.; HEWINGS, G. J. D. **Linkages and multipliers in a multiregional framework: integration of alternative approaches**. Urbana: Real/University of Illinois, 1996. 20 p. (Discussion Paper, n. 96-T-8).

GYLFASON, T.; HERBERTSON, T. T.; ZOEGA, G. A mixed blessing: natural resources, and economic growth. **Macroeconomic dynamics**, v. 3, p. 204-225, 1999.

HASSUANI, S. J.; LEAL, M. R. L. V.; MACEDO, I. C. (Ed.). **Biomass power generation: sugar cane bagasse and trash**. Piracicaba: PNUD/CTC, 2005.

HIRSCHMAN, A. O. **The strategy of economic development**. New Haven, Conn.: Yale University Press, 1958.

_____. A generalized linkage approach to development, with special reference to staples. In: _____. **Essays in trespassing: economics and politics and beyond**. Cambridge: Cambridge University Press, 1981. p. 59-97.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produto agrícola municipal (PAM)**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

KUPFER, D.; FREITAS, F.; YOUNG, C. E. F. **Decomposição estrutural da variação do produto e do emprego entre 1990 e 2001 – uma estimativa a partir das matrizes insumo-produto**. Rio de Janeiro: IE/UFRJ, 2003. (Relatório de pesquisa para a Cepal/Divisão de Indústria). Mimeografado.

LEDERMAN, D.; MALLONEY, W. F. (Ed.). **Natural resources neither curse nor destiny**. Palo Alto: Stanford University Press, 2007.

LEONTIEF, W. **Input-output economics**. New York: Oxford University Press, 1966.

MIERNYK, W. H. **Elementos de análise do insumo-produto**. Rio de Janeiro: Atlas, 1974.

MILLER, R.; BLAIR, P. **Input-output analysis: foundations and extensions**. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 30 July 2009.

PRADO, E. F. S. **Estrutura tecnológica e desenvolvimento regional**. São Paulo: USP, 1981.

RASMUSSEN, P. N. **Studies in inter-sectoral relations**. Amsterdam: North-Holland, 1956.

RICHARDSON, H. W. **Insumo-produto e economia regional**. Tradução de Sérgio Goes de Paula. Rio de Janeiro: Zahar, 1978. 267 p. Título original: Input-output and regional economics.

ROSS, M. L. The political economy of the resource curse. **World politics**, v. 51, n. 2, p. 297-322, 1999.

SACHS, J. D.; WARNER, A. M. The curse of natural resources. **European economic review**, v. 45, p. 827-838, 2001.

SONIS, M.; HEWINGS, G. J. D. Error and sensitivity input-output analysis: a new approach. In: MILLER, R. E. *et al.* (Ed.). **Frontiers of input-output analysis**. New York: Oxford University Press, 1989.

_____. **Fields of influence in input-output systems**. Urbana: Real/University of Illinois, 1994.

TSCHÁ, O. D. *et al.* Encadeamento produtivo, localização e associação geográfica da agroindústria canavieira no Paraná. **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 15, n. 1, p. 128-155, 2010.

WAACK, R. S.; NEVES, M. F. **Competitividade no agribusiness brasileiro: sistema agroindustrial da cana-de-açúcar e sistema agroindustrial da soja**. São Paulo: Pensa/FIA/FEA/USP, 1998. v. 5.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BNDES – BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL; CGEE – CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS.

Bioetanol de cana-de-açúcar: energia para o desenvolvimento sustentável. 1. ed. Rio de Janeiro: BNDES/CGEE, nov. 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Matriz de insumo produto:** Brasil 2000/2005. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/matrizinsumo_produto/publicacao.pdf>.

STONE, R. Input-output and demographic accounting: a tool for education planning. **Minerva**, v. 4, n. 3, p. 365-380, 1962.

(Originais submetidos em abril de 2013. Última versão recebida em julho de 2014.
Aprovada em julho de 2014.)

APÊNDICE A

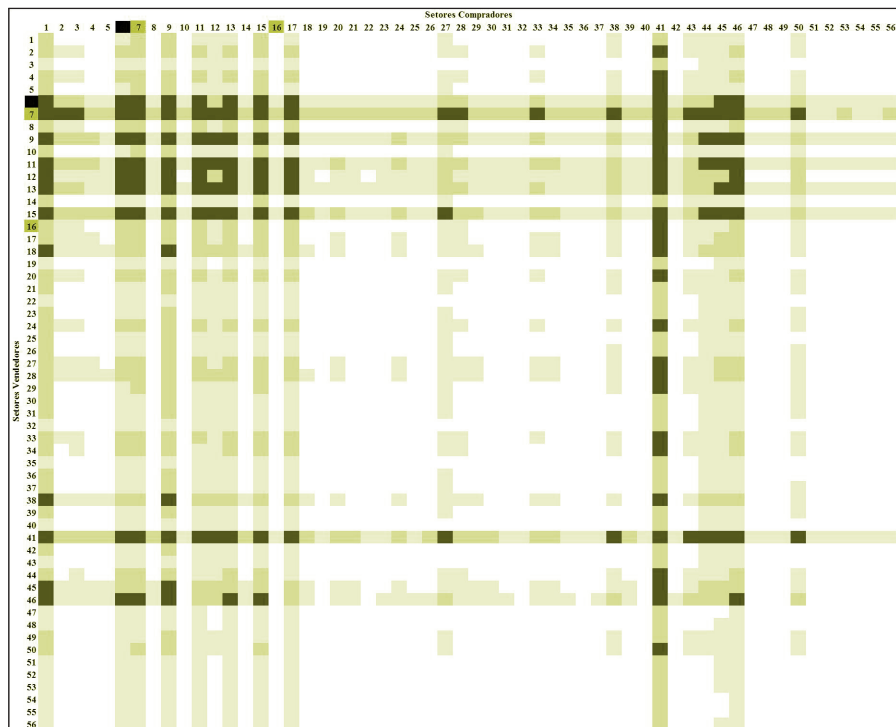
QUADRO A.1

Lista das 56 atividades da MIP brasileira

1 Agricultura, silvicultura, exploração florestal	29 Metalurgia de metais não ferrosos
2 Pecuária e pesca	30 Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos
3 Petróleo e gás natural	31 Eletrodomésticos
4 Minério de ferro	32 Máquinas para escritório e equipamentos de informática
5 Outros da indústria extrativa	33 Máquinas, aparelhos e materiais elétricos
6 Alimentos e bebidas (exceto açúcar)	34 Material eletrônico e equipamentos de comunicações
7 Indústria do açúcar	35 Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico
8 Produtos do fumo	36 Automóveis, camionetas e utilitários
9 Têxteis	37 Caminhões e ônibus
10 Artigos do vestuário e acessórios	38 Peças e acessórios para veículos automotores
11 Artefatos de couro e calçados	39 Outros equipamentos de transporte
12 Produtos de madeira – exclusive móveis	40 Móveis e produtos das indústrias diversas
13 Celulose e produtos de papel	41 Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana
14 Jornais, revistas, discos	42 Construção
15 Refino de petróleo e coque	43 Comércio
16 Álcool	44 Transporte, armazenagem e correio
17 Produtos químicos	45 Serviços de informação
18 Fabricação de resina e elastômeros	46 Intermediação financeira e seguros
19 Produtos farmacêuticos	47 Serviços imobiliários e aluguel
20 Defensivos agrícolas	48 Serviços de manutenção e reparação
21 Perfumaria, higiene e limpeza	49 Serviços de alojamento e alimentação
22 Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	50 Serviços prestados às empresas
23 Produtos e preparados químicos diversos	51 Educação mercantil
24 Artigos de borracha e plástico	52 Saúde mercantil
25 Cimento	53 Outros serviços
26 Outros produtos de minerais não metálicos	54 Educação pública
27 Fabricação de aço e derivados	55 Saúde pública
28 Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	56 Administração pública e seguridade social

Elaboração dos autores.

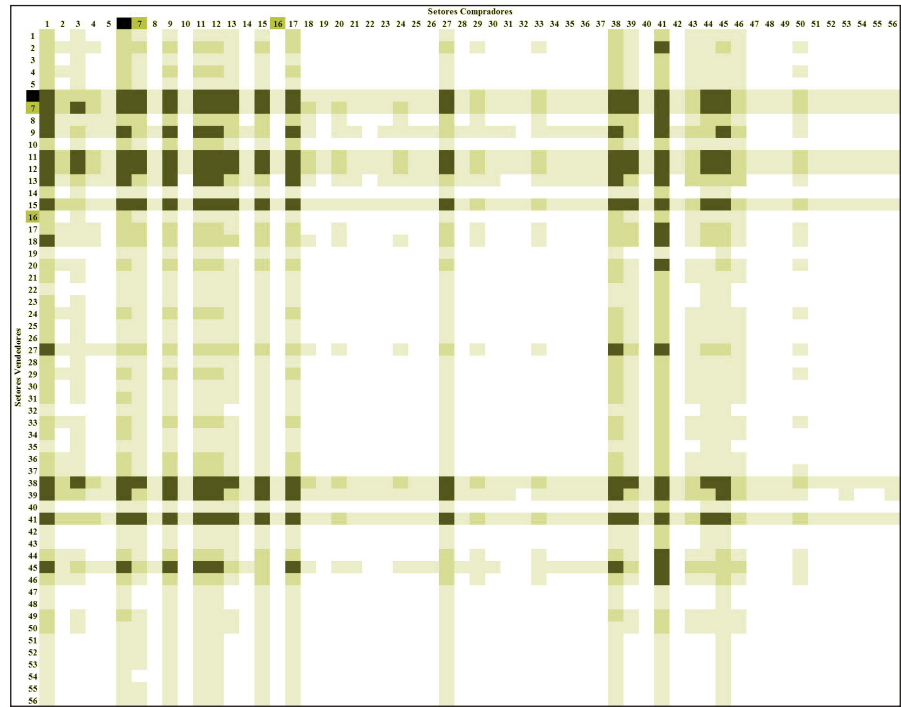
GRÁFICO A.1

Campo de influência da estrutura produtiva brasileira (2000)

Fonte: MIP 2000.

Elaboração dos autores.

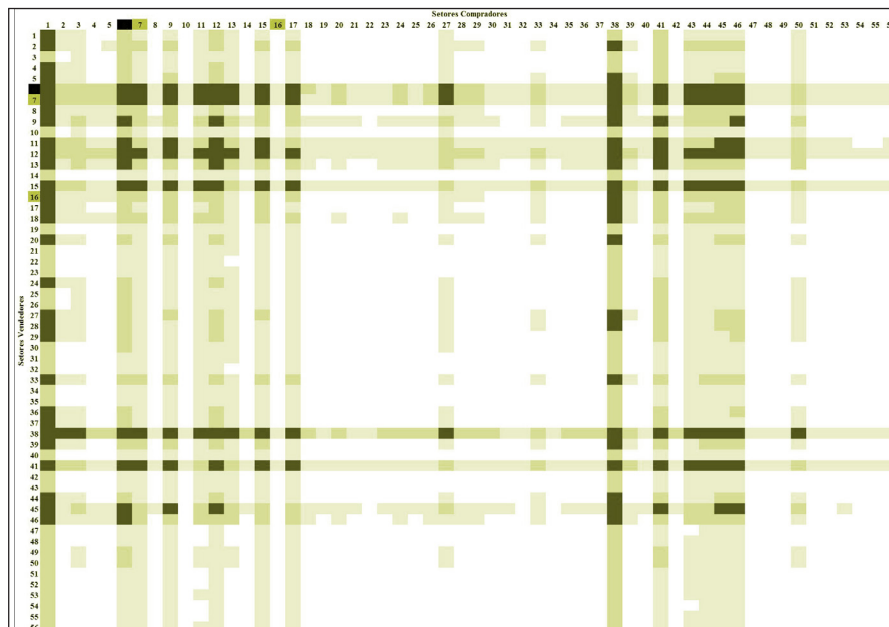
GRÁFICO A.2
Campo de influência da estrutura produtiva brasileira (2005)



Fonte: MIP 2005.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.3

Campo de influência da estrutura produtiva brasileira (2009)



Fonte: MIP 2009.

Elaboração dos autores.

QUADRO A.2

Composição do consumo intermediário da indústria do açúcar

Antiga referência	Nova referência
Cana-de-açúcar	Cana-de-açúcar
Outros minerais	Minerais não metálicos
Produtos minerais não metálicos	Outros produtos de minerais não metálicos
Outros produtos metalúrgicos	Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamento
Fabricação e manutenção de máquinas e equipamentos	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos
Material elétrico	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos
Equipamentos eletrônicos	Material eletrônico e equipamentos de comunicações
Outros veículos e peças	Peças e acessórios para veículos automotores
Madeira e mobiliário	Móveis e produtos das indústrias diversas
Papel, celulose, papelão e artefatos	Papel e papelão, embalagens e artefatos
Produtos derivados da borracha	Artigos de borracha
Elementos químicos não petroquímicos	Produtos químicos inorgânicos
Álcool de cana e de cereais	Álcool
Óleos combustíveis	Óleo combustível
Outros produtos do refino	Outros produtos do refino de petróleo e coque
Produtos petroquímicos básicos	Produtos químicos orgânicos
Resinas	Fabricação de resina e elastômeros
Gasoálcool	Gasoálcool
Adubos	Produtos químicos inorgânicos
Tintas	Tintas, vernizes, esmaltes e lacas
Outros produtos químicos	Produtos e preparados químicos diversos
Produtos farmacêuticos e de perfumaria	Produtos farmacêuticos
Artigos de plástico	Artigos de plástico
Outros produtos têxteis	Fabricação outros produtos têxteis
Outros produtos vegetais beneficiados	Outros produtos alimentares
Açúcar	Produtos das usinas e do refino de açúcar
Serviços industriais de utilidade pública	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana
Produtos da construção civil	Construção
Margem de transporte	Transporte de carga
Comunicações	Serviços de informação
Seguros	Intermediação financeira e seguros
Serviços financeiros	Intermediação financeira e seguros
Outros serviços	Serviços associativos
Serviços prestados as empresas	Serviços prestados às empresas
Aluguel de imóveis	Serviços imobiliários e aluguel
Serviços não mercantis privados	Serviços associativos

Elaboração dos autores.

QUADRO A.3

Composição do VBP da indústria do açúcar

Antiga referência	Nova referência
Fabricação e manutenção de máquinas e equipamentos	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos
Outros veículos e peças	Outros equipamentos de transporte
Álcool de cana e de cereais	Álcool
Outros produtos do refino	Outros produtos do refino de petróleo e coque
Tintas	Tintas, vernizes, esmaltes e lacas
Outros produtos químicos	Produtos e preparados químicos diversos
Outros produtos vegetais beneficiados	Outros produtos alimentares
Açúcar	Produtos das usinas e do refino de açúcar
Óleos vegetais em bruto	Outros óleos e gordura vegetal e animal exclusive milho
Outros produtos alimentares – inclusive rações	Outros produtos alimentares
Serviços industriais de utilidade pública	Eleticidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana
Produtos da construção civil	Construção
Aluguel de imóveis	Serviços imobiliários e aluguel

Elaboração dos autores.

TABELA A.1

Perfil das importações por categoria de uso

(Em %)

Produtos	BI ¹	BK ²	BCD ³	BCND ⁴
Arroz em casca	100,0	0,0	0,0	0,0
Milho em grão	100,0	0,0	0,0	0,0
Trigo em grão e outros cereais	98,7	0,0	0,0	1,3
Soja em grão	100,0	0,0	0,0	0,0
Outros produtos e serviços da lavoura	39,9	0,0	0,0	60,1
Fumo em folha	100,0	0,0	0,0	0,0
Algodão herbáceo	100,0	0,0	0,0	0,0
Frutas cítricas	0,0	0,0	0,0	100,0
Produtos da exploração florestal e da silvicultura	100,0	0,0	0,0	0,0
Bovinos e outros animais vivos	91,6	8,2	0,0	0,2
Suínos vivos	0,0	100,0	0,0	0,0
Aves vivas	48,2	0,0	0,0	51,8
Ovos de galinha e de outras aves	0,0	0,0	0,0	100,0
Pesca e aquicultura	3,0	0,0	0,0	97,0
Petróleo e gás natural	100,0	0,0	0,0	0,0
Minério de ferro	100,0	0,0	0,0	0,0

(Continua)

(Continuação)

Produtos	BI	BK	BCD	BCND
Carvão mineral	100,0	0,0	0,0	0,0
Minerais metálicos não ferrosos	100,0	0,0	0,0	0,0
Minerais não metálicos	90,5	0,0	0,3	9,2
Abate e preparação de produtos de carne	47,3	0,0	0,0	52,7
Carne de aves fresca, refrigerada ou congelada	100,0	0,0	0,0	0,0
Pescado industrializado	0,9	0,0	0,0	99,1
Conservas de frutas, legumes e outros vegetais	1,5	0,0	0,0	98,5
Óleo de soja em bruto e tortas, bagaços e farelo de soja	100,0	0,0	0,0	0,0
Outros óleos e gordura vegetal e animal exclusive milho	86,8	0,0	0,0	13,2
Leite resfriado, esterilizado e pasteurizado	0,0	0,0	0,0	100,0
Produtos do laticínio e sorvetes	15,2	0,0	0,0	84,8
Arroz beneficiado e produtos derivados	0,0	0,0	0,0	100,0
Farinha de trigo e derivados	97,8	0,0	0,0	2,2
Farinha de mandioca e outros	48,9	0,0	0,0	51,1
Óleos de milho, amidos e féculas vegetais e rações	100,0	0,0	0,0	0,0
Produtos das usinas e do refino de açúcar	97,7	0,0	0,0	2,3
Café torrado e moído	0,0	0,0	0,0	100,0
Café solúvel	0,0	0,0	0,0	100,0
Outros produtos alimentares	44,7	0,0	0,0	55,3
Bebidas	60,3	0,0	0,0	39,7
Produtos do fumo	2,1	0,0	0,0	97,9
Beneficiamento de algodão e de outros têxteis e fiação	98,6	0,0	0,0	1,4
Tecelagem	99,9	0,1	0,0	0,0
Fabricação outros produtos têxteis	83,3	0,0	0,0	16,7
Artigos do vestuário e acessórios	0,1	0,0	0,0	99,9
Preparação do couro e fabricação de artefatos – exclusive calçados	20,9	0,0	0,0	79,1
Fabricação de calçados	8,3	0,0	0,0	91,7
Produtos de madeira – exclusive móveis	86,2	0,0	0,0	13,8
Celulose e outras pastas para fabricação de papel	100,0	0,0	0,0	0,0
Papel e papelão, embalagens e artefatos	96,6	0,0	0,0	3,4
Jornais, revistas, discos e outros produtos gravados	9,8	17,5	0,0	72,6
Gás liquefeito de petróleo	100,0	0,0	0,0	0,0
Óleo combustível	100,0	0,0	0,0	0,0
Óleo diesel	100,0	0,0	0,0	0,0
Outros produtos do refino de petróleo e coque	100,0	0,0	0,0	0,0

(Continua)

(Continuação)

Produtos	BI	BK	BCD	BCND
Álcool	100,0	0,0	0,0	0,0
Produtos químicos inorgânicos	100,0	0,0	0,0	0,0
Produtos químicos orgânicos	99,6	0,0	0,0	0,4
Fabricação de resina e elastômeros	100,0	0,0	0,0	0,0
Produtos farmacêuticos	36,4	0,0	0,0	63,6
Defensivos agrícolas	100,0	0,0	0,0	0,0
Perfumaria, sabões e artigos de limpeza	40,2	0,0	0,0	59,8
Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	100,0	0,0	0,0	0,0
Produtos e preparados químicos diversos	100,0	0,0	0,0	0,0
Artigos de borracha	98,3	0,0	0,0	1,7
Artigos de plástico	97,4	0,0	0,0	2,6
Cimento	100,0	0,0	0,0	0,0
Outros produtos de minerais não metálicos	89,9	0,0	0,3	9,8
Gusa e ferro-ligas	100,0	0,0	0,0	0,0
Semiacabados, laminados planos, longos e tubos de aço	100,0	0,0	0,0	0,0
Produtos da metalurgia de metais não ferrosos	100,0	0,0	0,0	0,0
Fundidos de aço	45,9	0,0	54,1	0,0
Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamento	72,4	20,8	3,2	3,6
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	35,3	63,6	1,1	0,0
Eletrodomésticos	13,1	10,0	76,8	0,1
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	51,3	48,7	0,0	0,0
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	52,5	43,9	0,0	3,6
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	73,8	21,8	4,2	0,2
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	18,5	70,2	8,1	3,2
Automóveis, camionetas e utilitários	5,9	14,8	79,3	0,0
Caminhões e ônibus	20,7	79,3	0,0	0,0
Peças e acessórios para veículos automotores	93,7	6,3	0,0	0,0
Outros equipamentos de transporte	69,9	26,1	4,0	0,0
Móveis e produtos das indústrias diversas	13,5	1,9	30,4	54,2
Sucatas recicladas	100,0	0,0	0,0	0,0

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Bens intermediários.² Bens de capital.³ Bens de consumo duráveis.⁴ Bens de consumo não duráveis.

UM ESTUDO QUANTITATIVO DOS SUBSÍDIOS IMPLÍCITOS NAS OPERAÇÕES DE CRÉDITO DO PRONAF

Ricardo Luis Chaves Feijó¹

O ensaio traz uma medida detalhada dos custos com subsídios associados às operações de crédito do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF). Assim, examina criticamente a temática dos custos, diretos e indiretos, associados à iniciativa de fornecer-se financiamento barato a um segmento específico do setor rural. Conclui com uma avaliação em que se destaca o nível elevado de subsídios envolvidos. Também discute alguns indicadores de acompanhamento dos benefícios do programa e de medida de impacto. Para tanto, discorre sobre questões de alcance e de profundidade do programa de crédito rural.

Palavras-chave: agricultura familiar; PRONAF; subsídios; custos; benefícios.

JEL: R38

1 INTRODUÇÃO

Este estudo oferece uma medida detalhada dos custos com subsídios associados às operações de crédito do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF). Ainda falta na literatura uma avaliação mais precisa e qualificada dos custos associados aos repasses financeiros do programa. É preciso investigar, portanto, quais são os verdadeiros custos nele envolvidos.

Evidentemente, se forem considerados apenas os custos monetários, mas não os benefícios, não será possível julgar se o programa vale a pena ou se é desejável pela sociedade. Este estudo, contudo, não se propõe a mensurar os resultados alcançados. São muitos os benefícios que se espera de um programa como esse, que incluem alguns intangíveis e/ou de difícil mensuração, como a redução da migração rural-urbana e de suas consequências indesejáveis (a atenuação do risco da “bomba migratória”), entre outros. Mesmo não sendo foco neste estudo, após a estimativa dos custos com subsídios, alguns indicadores de *alcance* e de *profundidade* serão avaliados e, ainda, diversos possíveis objetivos de um programa de apoio creditício ao produtor rural familiar serão listados.

1. Professor livre-docente e associado da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/ Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). E-mail: riccfeij@usp.br.

Vale ressaltar, então, que os resultados de um estudo de custo que não investigue por completo todos os indicadores de benefícios, efetivos e possíveis, não devem ser utilizados para o julgamento da política. O que se quer é chamar a atenção para os altos custos em subsídios do programa, que pedem esforços acadêmicos urgentes para uma ampla avaliação dos seus benefícios. Ter-se-ia, e então, condições de julgar a adequação da iniciativa e pensar em usos alternativos do recurso público.

Este estudo, portanto, examina o PRONAF, em seus dezoito anos de existência, sob a perspectiva da evolução histórica dos custos totais líquidos em subsídios incorridos com o programa. Com o propósito de desenvolver o referido diagnóstico, o ensaio estrutura-se em seis seções, além desta introdução. A seção 2 descreve a metodologia adotada de cálculo dos subsídios e de outros indicadores financeiros do programa (*índice de dependência de subsídio, taxa de juros de autossuficiência do programa* etc.). Para tanto, o método de cálculo de subsídios proposto por Yaron, Benjamin e Piprek (1997) é aplicado para avaliação dos custos nos primeiros anos desse programa por Feijó (2005). Até 2003, utilizaram-se os mesmos resultados deste último trabalho, mas o cálculo de subsídios e custos do programa compondo uma série mais longa até 2012 foram atualizados. Além disso, há modificações ou aperfeiçoamentos na metodologia original, que serão comentados oportunamente mais adiante. A seção 3 antecipa a apresentação dos indicadores de alcance e de sustentabilidade do programa. A seção 4 oferece uma avaliação quantitativa dos subsídios envolvidos e, ainda, indicadores de sustentabilidade financeira temporal do programa de crédito. A seção 5 atribui valores aos indicadores de *alcance* e de *profundidade* do programa apresentados na seção 2. Sem pretender esgotar a questão, nesse item investiga-se preliminarmente se o programa atende aos propósitos esperados no que tange a esses quesitos. Isto é, se o número de pessoas atendidas pelo programa é satisfatório e se a iniciativa contempla, de fato, o público específico que se espera beneficiar. Na seção 6, contemplam-se outros indicadores de qualidade do programa, como o nível de inadimplência, o número de município, de famílias e de mulheres atendidos, a concentração regional e a participação de grupos e de linhas do programa. Por fim, segue-se uma conclusão na qual além de sintetizarem-se os principais resultados desse estudo apresentam-se recomendações claras para o futuro do PRONAF.

2 METODOLOGIA DE CÁLCULO DE SUBSÍDIOS E DE INDICADORES DE SUSTENTABILIDADE FINANCEIRA DO PROGRAMA

Feijó (2005) empregou a equação de Yaron, Benjamin e Piprek (1997) para o cálculo dos subsídios totais (S_t), a cada ano t , envolvidos nas operações do PRONAF. Para os autores, no contexto de uma única instituição de financiamento rural, os subsídios podem ser calculados da seguinte forma:

$$S_t = F_t(m_t - c_t) + (A_t m_t - P_t) + K_t \quad (1)$$

Em que F_t é o empréstimo subsidiado anual recebido pela instituição financeira, m_t representa a taxa de juro de mercado (a taxa que a instituição financeira (IF) teria de pagar por empréstimos, se não tivesse acesso a fundos especiais). c_t é a média ponderada das taxas de juros subsidiados envolvidas nas fontes de captação, que a IF paga pelos recursos sacados dos fundos especiais. A_t mede o ativo anual da instituição; P_t indica o seu lucro anual líquido, ajustado pelas provisões para empréstimos duvidosos; e K_t , a soma de todos os outros tipos de subsídios anuais recebidos por ela.

Seguindo Feijó (2005), *mas com algumas alterações*, propôs-se aqui a seguinte equação de cálculo dos subsídios anuais adaptada ao PRONAF, a cada ano t :

$$S_t = E_t(m_t - c_t) + \sum_{j=1}^7 \alpha_j P_t^j + K_t \quad (2)$$

E_t é o montante anual emprestado pelo programa; α_j representa a participação anual das operações de empréstimos do programa no cômputo geral das operações de crédito como um todo intermediadas pela respectiva IF em questão (bancos e cooperativas); e j é o contador das IFs envolvidas, que serão apresentadas a seguir, além das demais variáveis já explicadas. Há, portanto, três componentes de subsídios envolvidos: o primeiro deles está associado à captação do recurso pela IF; o segundo, ao custo de oportunidade das IFs; e o terceiro componente trata-se do subsídio diretamente recebido por elas. O segundo componente é medido por uma fração do lucro líquido,

a qual é correspondente à participação dos empréstimos pronaianos concedidos pela instituição no total de financiamentos feitos por ela.²

Com essa fórmula para se chegar aos subsídios totais do programa, calcula-se depois o chamado Índice de Dependência de Subsídio (IDS), proposto pelo economista do Banco Mundial, Jacob Yaron (Yaron, Benjamin e Piprek, 1997), e empregado por Feijó (2005) na avaliação do PRONAF. A expressão algébrica do IDS de Yaron é a seguinte:

$$IDS_t = \left[\frac{S_t}{E_t * i_t} \right] - 1 \quad (3)$$

Além das duas variáveis já explicadas, temos agora a variável i_t , que representa a taxa anual de juro praticada pelo programa. Como o PRONAF trabalha com diversos grupos e linhas de ação, com taxas de juros distintas, deve-se empregar, no caso, o juro associado à média ponderada, o que implica um cálculo trabalhoso, conforme será desenvolvido a seguir.

Estima-se, depois, a taxa de juro efetiva média, no ano t , paga pelos bancos na captação dos recursos subsidiados do PRONAF (c_t). Para o cálculo da taxa de juros efetiva paga pelo programa, na média ponderada das taxas cobradas pelas diferentes fontes, levando-se em conta o peso de cada uma em determinado ano, especifica-se o custo de captação em cada caso. O programa atua sem custo de captação em certas fontes, apenas os recursos oriundos do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT), da Poupança Rural e dos recursos próprios equalizáveis (RPE) das cooperativas que operam nas linhas do programa são remunerados. O primeiro, pela taxa de juros de longo prazo (TJLP) e os dois últimos, pela regra de remuneração da caderneta de poupança – taxa referencial (TR) mais 5%. Assim, pode-se calcular a taxa efetiva anual de captação por uma equação simples. A equação da taxa de

2. Feijó (2005) utiliza como medida do custo de oportunidade da IF que opera com o PRONAF um cálculo que aplica um coeficiente redutor ao valor do ativo dela (ele escolhe o *patrimônio líquido* como medida do ativo), o qual, antes da multiplicação pelo coeficiente, é multiplicado pelas taxas de juros do mercado e subtraído do seu lucro líquido. Mas este cálculo não parece se adequar bem ao que ocorre na operacionalização do programa, pois o cálculo anterior supõe que os empréstimos do PRONAF sejam proporcionalmente tão lucrativos quanto os das demais operações de crédito da IF. De fato, as operações do programa não são lucrativas para os bancos e as cooperativas, ou, no mínimo, menos lucrativas que as demais linhas de ação da IF em questão, por se tratar de uma iniciativa de cunho social, e pela consequente subestimação do custo de oportunidade das instituições embutida na fórmula do cálculo dos pagamentos de equalização pelo Tesouro. De qualquer modo, sem querer sustentar cabalmente que o programa não é lucrativo para as instituições, admite-se como hipótese de trabalho que assim o seja. Então, $\alpha_j P_t^j$ subentende um raciocínio de proporcionalidade na renúncia de lucro líquido ao se alocar parte dos recursos do banco no auxílio da iniciativa governamental de microcrédito.

juros efetiva média, no ano t , paga pelos bancos na captação dos recursos subsidiados do PRONAF (c_t) é expressa assim:

$$c_t = \frac{[\%FAT_t * TJLP_t + (\%S_t + \%PRE_t) * (TR_t + 5\%)]}{100} \quad (4)$$

Em que $\%FAT_t$ representa a participação percentual de recursos sacados do FAT nos fundos que alimentam o programa no ano t ; $TJLP_t$ é a TJLP válida para o mês de julho do ano t ; $\%S_t$ indica a participação percentual da Poupança Rural nos fundos no ano t ; a variável $\%PRE_t$ traduz a participação percentual de recursos próprios das IFs nos fundos “pronafricanos” no ano t e TR_t a TR no ano t .³

O próximo passo consiste em utilizar a equação (2) para o cálculo do subsídio total disponibilizado ao programa. Para tanto, necessita-se estimar os coeficientes α_j , isto é, a participação percentual das concessões PRONAF nos empréstimos totais dos bancos e cooperativas envolvidos. Com todos esses dados é possível uma estimativa dos subsídios totais e a discriminação deles nas diferentes categorias de subsídios.

Falta ainda o cálculo da taxa de juros média do programa praticada nas operações com o tomador final, a fim de se obter a estimativa do IDS. Dada a estrutura do programa e suas características operacionais, a sua taxa de juro efetiva média (i_t), paga pelos mutuários, é obtida, em cada ano t , pelo emprego da equação (5):

$$i_t = \sum_{l=1}^7 i_t^l p_t^l; \quad l = (A + Anf), A/C, B, C, D, E \text{ e } AF \quad (5)$$

Em que i_t^l indica a taxa de juro cobrada no grupo ou linha l na data t , e p_t^l é a participação percentual dessa linha nos desembolsos pronafricanos do ano. Nos valores de l estão indicados os grupos e as linhas do programa. Cada grupo e linha tem público-alvo, finalidade, limite de crédito, taxa de juro, prazo e carência específicos.

3. Na equação, aparece o denominador cem, pois as taxas de juros nulas envolvidas na captação pelas outras fontes também estão sendo consideradas e produzem, portanto, uma redução nos juros médios de captação cobrados ao programa.

As taxas de juros que anualmente deveriam ser praticadas pelo PRONAF, caso o objetivo fosse mesmo o de autossuficiência do programa, podem ser facilmente obtidas. A condição para que a taxa de juros seja de autossuficiência (i_t^{as}) é a de que $IDS_t = 0$. As transferências K_t podem ser decompostas em $K_t = (c_t - i_t) E_t + K_{co}$, onde K_{co} é a componente que cobre apenas os custos operacionais dos bancos. Substituindo na equação (3), chega-se à expressão:

$$IDS_t = [(\sum_{j=1}^7 \alpha_j P_t^j + K_{co}) / (E_t * i_t)] + (m_t / i_t) - 2 \quad (6)$$

Igualando a expressão (6) a 0, chega-se à *taxa de juros de autossuficiência* do programa (i_t^{as}):

$$i_t^{as} = [\sum_{j=1}^7 \alpha_j P_t^j + K_{co} + (E_t * m_t)] / 2E_t$$

na qual

$$K_{co} = K_t - (c_t - i_t) E_t \quad (7)$$

O custo líquido do PRONAF para a sociedade (C_t) é obtido deste modo:

$$C_t = S_t - E_t * c_t \quad (8)$$

De fato, essa metodologia de avaliação de custo parece ser a mais adequada, por considerar não apenas os custos diretos, mas os *custos de oportunidade* envolvidos no programa. E que leva em conta que tais custos de oportunidade são bancados não apenas pelos “pagadores de impostos” (contribuintes), mas pelos acionistas das instituições bancárias e pelos proprietários de algumas das fontes que alimentam o programa, injetando recursos nele, e que são sub-remuneradas.

3 INDICADORES DE ALCANCE E DE SUSTENTABILIDADE DO PROGRAMA

Embora não seja o objetivo deste ensaio, após a apresentação de uma análise detalhada dos custos do programa, alguns indicadores de resultado da iniciativa de crédito serão apresentados, segundo treze critérios que abrangem indicadores de *alcance* (tamanho do público atendido) e parâmetros de *profundidade* da iniciativa (se o público-alvo estaria sendo efetivamente beneficiado). Não se definem neste artigo quais seriam as metas quantitativas ideais em cada um destes itens de avaliação, para efeito de comparação entre o pretendido e o realizado. Cada indicador é examinado em termos de sua evolução temporal e oferecem-se comentários mais gerais de seu desempenho. É claro que um estudo mais profundo e mais específico teria de quantificar os propósitos do programa e apresentar uma métrica para efeito de análise. Mas apesar de suas limitações, esta análise permite dimensionar o impacto geral do programa de crédito subsidiado.

Não obstante, para uma análise de resultados mais detalhada, diversos outros parâmetros seriam, por certo, necessários para uma avaliação completa dos resultados alcançados. Critérios adicionais, além dos examinados aqui, poderiam ser empregados neste estudo, tais como aumento da renda e da produção da agricultura familiar, ou o aumento do seu nível tecnológico. Ou então poder-se-ia examinar se a iniciativa de crédito deu condições para que o agricultor familiar torne-se agricultor não familiar (patronal, comercial etc.). Outra questão que poderia ser investigada é se o PRONAF fixou o homem no campo e diminuiu a chance de êxodo rural.

Sem uma discussão desses critérios, fica muito difícil fazer afirmações conclusivas sobre o que está dando certo e o que está dando errado no programa. Um estudo trabalhoso, com base, por exemplo, nos dados do último Censo Agropecuário, seria bastante esclarecedor nesse tocante; no entanto, o foco mais modesto da sessão de exame dos resultados alcançados pelo PRONAF fixa-se nos indicadores descritos a seguir:

- 1) Evolução dos empréstimos do programa de 1995 a 2012.
- 2) Análise do perfil do crédito entre custeio e investimento.⁴
- 3) Exame do tamanho médio dos contratos.⁵

4. Não se analisa o crédito para *comercialização*, que é uma modalidade bem recente do programa.

5. A princípio, o tamanho dos contratos deveria ser pequeno, pois, isso significa que os pequenos agricultores familiares estariam sendo efetivamente beneficiados pela iniciativa de crédito subsidiado.

- 4) Comparação dos desembolsos do PRONAF com a expansão dos recursos oferecidos no crédito oficial rural como um todo, considerando-se também o segmento agrícola patronal. Sem dúvida, o crédito para a agricultura familiar expandiu-se muito, mas seria interessante examinar se este fora, na verdade, um fenômeno geral do crédito agrícola nacional como um todo.⁶
- 5) Exame da participação das faixas, ou grupos, de tomadores definidas por limite máximo de *renda bruta anual*. Os mutuários do programa são definidos por grupos (A, B, C, D, E, especiais etc.) em ordem crescente de renda bruta anual da atividade no estabelecimento rural. Por questão de *profundidade*, imagina-se que os mais pobres tenham sido bastante contemplados.
- 6) Análise da trajetória temporal da razão entre o montante de recursos efetivamente emprestados e o total disponibilizado ao PRONAF.⁷
- 7) O Exame dos níveis de inadimplência do PRONAF é um bom critério de teste da qualidade técnica das operações de empréstimos, pois, a escolha de uma clientela adequada resulta em baixos níveis de inadimplência.⁸
- 8) Análise do número de municípios atendidos pelo programa.⁹
- 9) Número de famílias beneficiadas pelas ações de crédito: que seja crescente, atendendo ao critério de alcance.
- 10) Número de mulheres beneficiadas por iniciativas de crédito: que se contemple a participação das mulheres no público do programa. O número ideal de participação das mulheres, de contratos e dos valores emprestados depende naturalmente do percentual de

6. Seria necessário examinarem-se também parâmetros de produção e de volume de vendas, em cada caso, para ver a relação entre crédito e valor adicionado. Este estudo limita-se a comparar a evolução da série de financiamento dos familiares com a série dos patronais.

7. Um bom programa consegue mobilizar todo o recurso disponível para a efetivação das operações de crédito. Espera-se, portanto, alto índice de realização por parte dos agentes financeiros repassadores do crédito, com boa seleção do público e monitoramento adequado.

8. Baixos níveis de *default* não se afiguram o único parâmetro relevante na análise da qualidade dos contratos de crédito, pois há de se observar os objetivos sociais do programa. O ideal seria qualificar os mais pobres para que também eles estejam atentos à disciplina do crédito e se tornem bons pagadores.

9. Espera-se que as operações do PRONAF atendam a todos os municípios, pois embora em algumas regiões do país haja o predomínio da agricultura patronal, em todos os municípios brasileiros observa-se alguma atividade da modalidade familiar.

mulheres na agricultura familiar, do número relativo de chefes de domicílios e provedores principais de renda na unidade do sexo feminino.¹⁰

- 11) Análise da participação das principais lavouras no crédito de custeio do programa; se as principais culturas de produção familiar e o crédito *pronaflano* mantêm uma distribuição proporcional.
- 12) Participação dos estados da Federação nos desembolsos do programa: se, na média dos financiamentos de 2007 a 2011, o programa tem contribuído para atenuar as desigualdades regionais no país.¹¹
- 13) Análise da participação percentual de grupos e linha especiais do PRONAF no total de crédito concedido pelo programa.

Enfim, esses são os indicadores que serão examinados na seção 5. Reconhece-se, no entanto, que outros dados e parâmetros que evidenciem a participação da agricultura familiar no total da produção agropecuária, e/ou do emprego rural, e/ou da geração de renda no campo também seriam importantes na avaliação de resultados. Para cada qual, tem-se de identificar e discorrer de modo fundamentado sobre os objetivos que se espera de um programa de custo bilionário para a sociedade brasileira. Mas uma análise completa de impacto foge do escopo deste ensaio.¹²

4 SUBSÍDIOS E OUTROS CUSTOS DO PROGRAMA

Em qualquer avaliação do PRONAF é da maior importância que se ofereça uma boa estimativa dos custos totais, diretos e indiretos, incorridos pelo programa. Na literatura, encontram-se apenas trabalhos que mensuram as transferências feitas pelo Tesouro a título de equalização das taxas de juros, pois, constantemente os bancos são obrigados a trabalhar com *spread* negativo na concessão do crédito do programa, e de pagamento pelos custos de operacionalização (administrativos e tributários) incorridos

10. O ideal é que as mulheres ocupem uma participação proporcionalmente maior no programa do que no perfil dos agricultores familiares, pois as representantes do sexo feminino tradicionalmente são boas clientes de programas de crédito subsidiado; inclusive as famosas iniciativas de microcrédito no sul da Ásia têm priorizado a escolha de mulheres para compor a carteira de clientes.

11. É importante que os estados do Nordeste sejam bastante bem contemplados, pois possuem forte tradição na agricultura familiar, e é lá que estão os agricultores mais necessitados do crédito subsidiado.

12. Para um interessante estudo de impacto produtivo do PRONAF, até 2003, com base em informações do *Censo agropecuário de 1995-1996* e dados da *Pesquisa agrícola municipal* e de outras fontes, ver Feijó (2004).

por eles. Contudo, estes dados não medem efetivamente os custos totais do programa, pois, há outros *custos de oportunidade* envolvidos em seu desenho e funcionamento, conforme será visto mais adiante. Mesmo essa medida direta de gastos públicos na manutenção do programa não é tão simples assim, pois no exame das prestações de contas nos relatórios da União e do Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), um descuido do analista pode levar a certa confusão entre repasses a título de pagamento às instituições financeiras pelos custos incorridos por operarem com o programa (inclusive o do *spread* negativo) e transferências de recursos que são retornáveis aos cofres públicos, por fazerem parte da oferta de fundos emprestáveis que alimenta o programa. Então, deve-se separar cuidadosamente as despesas do programa, com equalizações e pagamento de custos incorridos, do montante de crédito oferecido para a produção rural, que são recursos retornáveis.

A tabela 1 apresenta a evolução dos desembolsos do Tesouro com a equalização. Até 2006, conta-se com dois ótimos estudos na literatura que discriminam estes números. Já para os seis últimos anos efetuam-se estimativas próprias com base nos cálculos de Conti e Roitman (2011).

TABELA 1

Transferências do Tesouro a título de equalização dos juros e pagamentos pelo custo operacional dos empréstimos dos bancos envolvidos no PRONAF (1997-2012) – reais constantes de 2012

1997	209.410.896	2003	932.670.814	2009	4.131.356.758
1998	561.726.257	2004	925.501.412	2010	3.512.128.015
1999	793.591.711	2005	1.144.212.576	2011	3.665.296.441
2000	806.908.184	2006	1.518.115.141	2012	3.877.031.147
2001	996.357.606	2007	2.393.173.269		
2002	1.133.294.065	2008	2.895.897.993		

Fonte: 1997-1999: Silva (2006); 2000-2006: Sá (2009); 2007-2012.

Elaboração do autor com base na metodologia oferecida por Conti e Roitman (2011). Valores em reais constantes de dezembro de 2012, calculados com base na evolução do índice geral de preços-mercado (IGP-M).

Esses autores simulam o custo da equalização a ser pago pelo Tesouro às IFs que repassaram os empréstimos do PRONAF para operações contratadas em 15 e 16 de novembro de 2010. Para tanto, empregam uma fórmula definida em portaria do Ministério da Fazenda (MF).

Estimam o que seria repassado a cada IF envolvida no financiamento do chamado *Pronaf custeio convencional* no valor de R\$ 10 mil, com taxa de juros de 1,5% ao ano (a.a.) e prazo total de onze meses, com parcela única na data do vencimento, e o que seria repassado à cada qual para um financiamento do chamado *Pronaf investimento convencional* no valor de R\$ 20 mil, com taxa de juros anuais de 2% e prazo total de oito anos, sem carência, com parcelas anuais. O valor a ser pago depende das características de cada IF, e assim eles calculam o montante para o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), o Banco do Brasil (BB) e as cooperativas em questão, para operações de custeio; apenas os dois primeiros agentes para o caso de investimento. Em crédito de custeio, eles estimam um valor de R\$ 885,00 para o BNDES, R\$ 1.265 mil para o BB e R\$ 835,00 para as cooperativas. Em investimento, chegam a R\$ 6.955 mil para a primeira IF e R\$ 10.544 mil para a segunda. Nesta estimativa, supõe-se que a TJLP ficará em 6% a.a., e ainda, preveem a série futura da taxa Selic, usada no cálculo pelo relatório *Focus*. Necessitam também de uma estimativa do rendimento da aplicação Poupança Rural, o qual concebem como sendo de 0,56% a.a.

Usando-se os percentuais de participação de operações de custeio e investimento (subjacentes ao gráfico 6) e os financiamentos PRONAF, em 2010, das IFs envolvidas (tabela 3), e ainda com base num critério simples de proporcionalidade, chega-se ao valor das transferências a título de equalização de 2010, apresentado na tabela 1.¹³ Para os demais anos, mantém-se a série em valores correntes dos diferentes valores pagos às IFs consideradas de 2007 a 2012, relativamente às operações-padrão de repasses de R\$ 10 mil em crédito de custeio e R\$ 20 mil em crédito de investimento. Depois, obtém-se a série anual de transferências às IFs em valores correntes

13. Algumas hipóteses de trabalho: em custeio, todas as demais instituições que operam com o PRONAF (excetuando-se BNDES e BB) tiveram o mesmo montante recebido por operação, a título de equalização, que as cooperativas de crédito envolvidas. Em investimento, todas as demais instituições que operam com o programa receberam o mesmo montante por operação, a título de equalização, que o BNDES. Como o BNDES não repassou diretamente o recurso do programa em 2010 utiliza-se em seu lugar a soma dos repasses feitos pelas cooperativas no respectivo ano.

e, em seguida, converte-se a série para valores em reais de 2012, o que se avalia ser uma boa estimativa.¹⁴

Vê-se assim que os custos com a equalização cresceram consideravelmente até 2009, com ligeiro declínio nos últimos anos.¹⁵ O gráfico 1 mostra a porcentagem, em relação aos empréstimos do PRONAF ao tomador final, paga pelo Tesouro às IFs como subsídio a título de equalização das taxas de juros de captação e repasse dos recursos do programa pelos agentes que operam com ele. Nessa estimativa, inclui-se também o reembolso público de despesas administrativas e tributárias incorridas pelos bancos na concessão do financiamento. Em 2012, as transferências de equalização no âmbito do programa estavam próximas a 25% do valor dos contratos com o tomador final.

Não se deve considerar que a diferença entre essa transferência e o valor arrecadado com a coleta do montante de juro dos empréstimos já represente efetivamente o gasto total da sociedade com o programa, pois, ainda falta incorporar outras dimensões nesta análise dos custos do programa de crédito.

14. A fórmula de cálculo das transferências a título de equalização (K) é a seguinte:

$$K = \left(\frac{\% \text{cred. custeio}}{100} \right) \left[\left(\frac{\text{cred. BNDES}}{10.000} * \text{custo BNDES custeio} \right) + \left(\frac{\text{cred. BB}}{10.000} * \text{custo BB custeio} \right) + \left(\frac{\text{cred. outras}}{10.000} * \text{custo outras IFs custeio} \right) \right] + \left(\frac{\% \text{cred. inv.}}{100} \right) \left[\left(\frac{\text{cred. BNDES}}{20.000} * \text{custo BNDES inv.} \right) + \left(\frac{\text{cred. BB}}{20.000} * \text{custo BB inv.} \right) + \left(\frac{\text{cred. outras}}{20.000} * \text{custo outras IFs inv.} \right) \right]$$

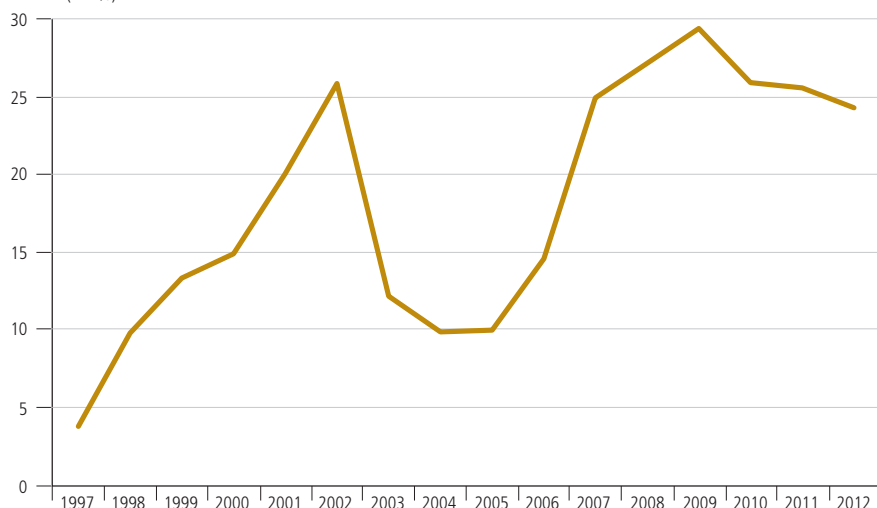
Cuja interpretação parece evidente. Nota-se que não é necessário converter a série com os valores correntes pagos às IFs em 2010 para valores deflacionados de 2007 a 2012, pois temos duas séries nominais cujos respectivos e correspondentes valores aparecem no numerador e no denominador em cada termo da expressão acima $\left(\frac{\text{custo BNDES custeio}}{10.000} \text{ etc.} \right)$.

15. Reconhece-se que a mudança de patamar entre 2006 e 2007 se deve, em parte, à mudança na metodologia do cálculo de K .

GRÁFICO 1

Porcentagem dos empréstimos do PRONAF ao tomador final paga pelo Tesouro a título de equalização das taxas de juros (1997-2012)

(Em %)



Elaboração do autor com base na tabela 1 e no gráfico 6 e na metodologia oferecida por Conti e Roitman (2011).

Com a fórmula (2) para se chegar aos subsídios totais do programa, calcula-se o IDS pela fórmula (3). Nas equações (1) e (2) serão utilizadas como referência para a taxa de juros de mercado, portanto não subsidiada, a TR mais 6%, como indicador das taxas de juros embutidas nos títulos públicos.¹⁶ Estima-se agora a taxa de juro efetiva média c_t . Para tanto, requer-se uma pequena digressão sobre as fontes de recurso do programa. Ele opera com diversas fontes, de origem pública e privada, operadas por instituições distintas e contendo processos decisórios próprios para a alocação. São elas: os recursos do FAT, dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Nordeste (FNE), do Norte (FNO), do Centro-Oeste (FCO) e, mais recentemente, o Fundo de Defesa da Economia Cafeeira (Funcafé), Recursos Obrigatórios oriundos dos depósitos à vista nos bancos (MCR 6-2),¹⁷ recursos da Poupança Rural, do Orçamento Geral da União (OGU) e dos chamados Recursos Próprios Equalizáveis (RPE). O gráfico 2 mostra a evolução na participação de cada uma destas fontes. Na origem, o FAT provia o fluxo mais importante e, em segundo lugar, vinham os recursos obrigatórios dos bancos (MCR 6-2). Em 1997, entraram os Fundos Constitucionais. Dois

16. Seis por cento para torná-los mais atrativos que a caderneta de poupança, que pagava juros de TR mais 5%, antes da recente mudança de regra na remuneração da poupança.

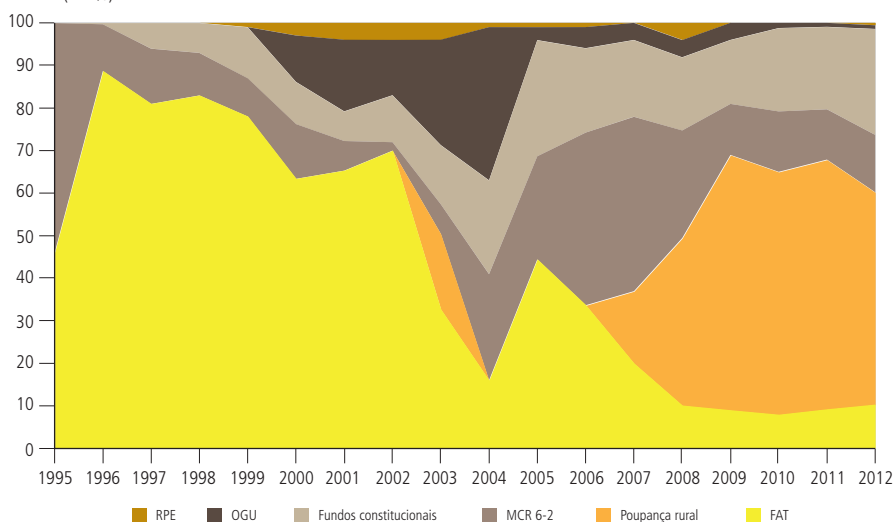
17. Manual de Crédito Rural, resolução 6-2.

anos depois, surgiram novas fontes. Manteve-se a forte participação do FAT, mas apareceram os recursos da RPE e, em 2000, do OGU.

A fonte RPE adveio quando se concederam aos bancos cooperativos a equalização de encargos financeiros no âmbito do PRONAF. Com isso, as cooperativas entraram como repassadoras de crédito. Em 2003, a Poupança Rural passou a alimentar o programa e se tornaria, com o tempo, a principal fonte. A sua participação foi descontinuada até 2007, e voltaria com força nos anos subsequentes. A importância das verbas do OGU no programa cresceu três vezes entre 2002 e 2004, possibilitando o aumento nas taxas de aplicação, conforme já comentado na seção anterior.

GRÁFICO 2

Participação percentual no PRONAF das fontes de recursos oriundas do FAT, da Poupança Rural e de outras fontes que alimentam o programa (1995-2012)
(Em %)



Fonte: Secretaria de Agricultura Familiar/Ministério do Desenvolvimento Agrário (SAF/MDA, 2011); 2010-2012: BCB (de 2010 a 2012).

Elaboração do autor.

A presença dos recursos do MCR 6-2 manteve-se forte de 2004 a 2008, beneficiada por uma resolução que determinou uma subexigibilidade dentro dos recursos obrigatórios, obrigando um repasse de 8% para o PRONAF.¹⁸ O uso de verba dos Fundos Constitucionais cresceu em 2005 e se estabilizou num patamar importante até hoje. Quanto ao uso de recursos do OGU,

18. Vinte e nove por cento dos depósitos à vista são alocados no crédito rural, dos quais 10% foram destinados ao PRONAF.

observa-se um *boom* entre 2002 e 2004, porém, depois disso o governo priorizou a alocação do Tesouro para alavancar as outras fontes. O FAT quase saiu de cena em 2008, por conta do aquecimento do mercado de trabalho que exigiu um volume maior de indenizações e uma demanda bem maior dos trabalhadores pelo recurso deste fundo. O principal alimentador foi se tornando, ano após ano, a Poupança Rural. Isso encareceu sobremaneira o programa para os doadores que o mantém, pois, a captação por essa fonte é mais onerosa. Isso explica, em grande parte, o expressivo aumento nos custos de equalização que se observa em anos mais recentes. Sessenta e nove por cento do valor dos depósitos em caderneta de poupança rural devem ser obrigatoriamente alocados no crédito rural. Não se exige que seja aplicado especificamente no PRONAF.

Para o cálculo da taxa de juros efetiva paga pelo programa, especifica-se o custo de captação em cada caso. Recursos Obrigatórios do MCR 6-2, bem como verbas dos Fundos Constitucionais e do OGU não são remunerados pelo programa. O PRONAF atua sem custo de captação nestas fontes, e para o OGU em certas aplicações o risco da operação é por conta da União (caso do Grupo B). Apenas o FAT, a Poupança Rural e o RPE são remunerados. A equação da taxa de juro efetiva média, no ano t , c_t é calculada pela equação (4). A tabela 2 mostra a estimativa de c_t nos anos considerados.

TABELA 2

TR% + 5% a.a. TJLP anual.¹ Taxa anual de juros efetiva média paga pelos bancos na captação dos recursos subsidiados do PRONAF (1995-2012)
(Em %)

	TR % + 5%	TJPL anual %	Juros de captação dos fundos(c) %		TR % + 5%	TJPL anual %	Juros de captação dos fundos(c) %
1995	37,00	24,73	11,38	2004	6,79	9,75	1,63
1996	14,57	15,44	13,74	2005	7,85	9,75	4,37
1997	14,93	10,15	8,22	2006	6,98	7,50	2,62
1998	12,83	10,63	8,82	2007	6,45	6,25	2,35
1999	10,52	14,05	11,06	2008	6,65	6,25	3,48
2000	7,09	10,25	6,77	2009	5,75	6,00	3,99
2001	7,25	9,50	6,56	2010	5,66	6,00	3,71
2002	7,81	10,00	7,31	2011	6,33	6,00	4,27
2003	9,63	12,00	6,08	2012	5,32	5,50	3,25

Fonte: BCB (2012).

Elaboração do autor.

Nota: ¹ TJLP anual válida para julho do respectivo ano.

Emprega-se então a equação (2) para o cálculo do subsídio total disponibilizado ao programa. A série para as variáveis E_t , m_t , c_t e K_t são conhecidas (gráfico 6 para E_t ; tabela 2 para as duas outras na sequência - m_t e c_t e tabela 1 para K_t). P_t^j , como se explicou, diz respeito ao lucro líquido anual das IFs. No caso do Banco Central do Brasil (BCB), tendo-se em conta que não é seu objetivo primordial a obtenção de lucros, mas sim oferecer instrumentos adequados à melhor execução das funções de autoridade, optou-se pelo patrimônio líquido multiplicado pela taxa de mercado m_t como medida do custo de oportunidade do seu capital (como base para a aplicação do redutor, o qual tem em conta a proporcionalidade das operações do PRONAF na instituição). Os dados de *lucro líquido* e *patrimônio líquido* foram extraídos de diversas fontes.¹⁹

Agora, estima-se os coeficientes α_j . Para tanto, a tabela 3 mostra os empréstimos concedidos por cada IF no âmbito do programa, nos anos em que atuaram. Necessita-se também de informações sobre empréstimos globais de bancos e cooperativas que operam no PRONAF. Ou seja, os valores de todas as operações, dentro e fora do programa. A tabela A.1, no apêndice, mostra essas informações.

TABELA 3

Empréstimos PRONAF concedidos por bancos e cooperativas que operam com o programa (1995-2012)

(Em R\$)

Ano	BCB	BANCOOB ¹	Bansicredi ²	Basa ³	BB	BNB ⁴	BNDES ⁵
1995							93.000.000
1996	39.032.000					75.052.000	443.000.000
1997	536.316.990				351.043.000	166.423.000	574.600.000
1998	87.176.800				710.265.000	671.326.100	269.100.000
1999	208.028.189	2.263.603	27.594.900	34.552.272	1.387.772.585	409.755.528	79.206.695
2000	297.172.230	5.446.198	79.046.884	43.721.085	1.359.008.838	332.039.420	62.026.686
2001	154.489.907	9.181.267	98.985.331	27.175.719	1.603.353.925	193.023.112	94.150.222
2002	146.275.350	14.023.640	107.948.460	58.761.010	1.734.691.930	205.811.340	86.000.000
2003	583.762.170	21.488.400	155.808.590	233.057.570	2.984.384.570	319.415.000	174.000.000
2004	919.734.428	33.945.120	220.850.670	393.478.200	3.715.425.890	765.118.000	111.000.000
2005	123.000.000	109.110.795	274.292.415	84.106.238	4.300.000.000	1.050.076.000	
2006	286.641.223			267.933.000	5.100.000.000	1.479.055.000	

(Continua)

19. Para mais detalhes ver a tabela A.2 do apêndice A.

(Continuação)

Ano	BCB	BANCOOB ¹	Bansicredi ²	Basa ³	BB	BNB ⁴	BNDES ⁵
2007	1.780.735.467	118.000.000	400.000.000	274.700.000	3.400.000.000	1.183.545.000	
2008	455.000.000	38.000.000	730.000.000	373.364.875	6.266.084.007	739.713.900	
2009	448.864.528	142.208.625	691.457.486	457.300.000	7.439.877.539	1.964.879.937	
2010	5.634.659.573	186.821.033	607.152.495	574.500.000	3.929.179.000	1.105.100.000	
2011	6.386.254.464	278.982.663	850.000.000	426.300.000	4.032.062.000	1.349.100.000	
2012	10.355.770.807	290.000.000	350.000.000	843.100.000	2.544.138.750	905.290.000	

Fonte: Bansicredi – 1999-2001: Bittencourt (2003); 2002-2004: Souza e Valente Júnior (2005); 2005: Silva (2006); 2007-2008: SAF/MDA (2009); 2009: SAF/MDA (2010); 2010: estimativa do autor; 2011: SAFRA 2011/12: *Sicredi projeta liberar R\$ 3,8 bilhões aos produtores*. Disponível em: <<http://www.eamambai.com.br/site/eamambai/news/3719.html>>; 2012: *Sicob vai liberar cerca de R\$5 bilhões para safra 2012/2013*. Disponível em: <<http://cooperativismodecredito.com.br/news/tag/credito-rural/>>. BANCOOB – 1999-2001: Bittencourt (2003); 2002-2004: Souza e Valente Júnior (2005); 2005: Silva (2006); 2007-2008: SAF/MDA (2009); 2009: SAF/MDA (2010); 2010-2011: BANCOOB (2008-2010): estimativa do autor. Basa – 1999-2001: Bittencourt (2003); 2002-2004: Souza e Valente Júnior (2005); 2005: Silva (2006); 2006-2007: Basa, Prestação de Contas 2006-2007; 2008-2012: Basa, Relatório da Administração, Exercícios 2008-2012. BNDES – 1995: estimativa do autor, 1996 e 2002-2004: Conti e Roitman (2011); 1997-1998: Feijó (2004); 1999-2001: Bittencourt (2003). BNB – 1996-1998: Feijó (2004); 1999-2001: Bittencourt (2003); 2002: Souza e Valente Júnior (2005); 2003-2008 e 2010-2012: BNB Apresentação dos Relatórios e Resultados. Disponível em: <http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/Pronaf/relatorios_e_resultados/gerados/apres_relatorios_resultados.asp3>; 2009: SAF/MDA (2010). BCB – 1999-2001: Bittencourt (2003); 2002: Souza e Valente Júnior (2005); 1996 a 1998, 2003 a 2008 e 2009 a 2012: estimativas do autor. BB – 1997-1998: Feijó (2004); 1999-2001: Bittencourt (2003); 2002-2004: Souza e Valente Júnior (2005); 2005-2007: BB (2012a); 2008-2009: SAF/MDA (2010); 2010-2012: BB, (2012b). Operações com recursos do Tesouro e FAT.

Nota: ¹ Banco Cooperativo do Brasil.

² Banco Cooperativo.

³ Banco da Amazônia.

⁴ Banco do Nordeste do Brasil.

⁵ Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.

De posse destes dados, calculam-se os valores de α_i expressos na tabela 4:

TABELA 4

Participação percentual das concessões PRONAF nos empréstimos totais dos bancos e cooperativas envolvidos (1995-2012)

	BCB	BANCOOB	Bansicredi	Basa	BB	BNB	BNDES
1995							1,09
1996	0,12					1,14	3,82
1997	1,62				1,3	2,00	4,15
1998	0,28				2,5	6,20	1,39
1999	0,57	2,54	32,82	1,48	4,8	3,00	0,40
2000	0,82	3,73	31,00	1,47	3,77	2,34	0,27
2001	0,47	3,99	28,69	0,75	3,99	1,34	0,37
2002	0,51	3,22	26,04	1,49	3,37	1,31	0,23
2003	2,44	3,98	30,85	4,71	4,55	2,01	0,50

(Continua)

(Continuação)

	BCB	BANCOOB	Bansicredi	Basa	BB	BNB	BNDES
2004	4,64	5,69	37,09	6,05	4,97	4,15	0,28
2005	0,58	14,91	39,98	1,11	5,00	4,72	
2006	1,33	0,00	0,00	7,98	4,48	7,41	
2007	7,48	8,32	46,14	9,05	2,45	5,15	
2008	1,52	2,34	76,24	9,37	2,99	2,56	
2009	1,55	5,88	18,41	7,42	2,62	9,43	
2010	14,42	5,61	11,29	14,97	1,15	5,17	
2011	14,09	11,01	11,70	9,59	1,00	6,41	
2012	17,77	8,96	3,90	9,72	0,56	4,27	
Média	4,13	5,73	28,15	6,08	3,09	4,03	1,25

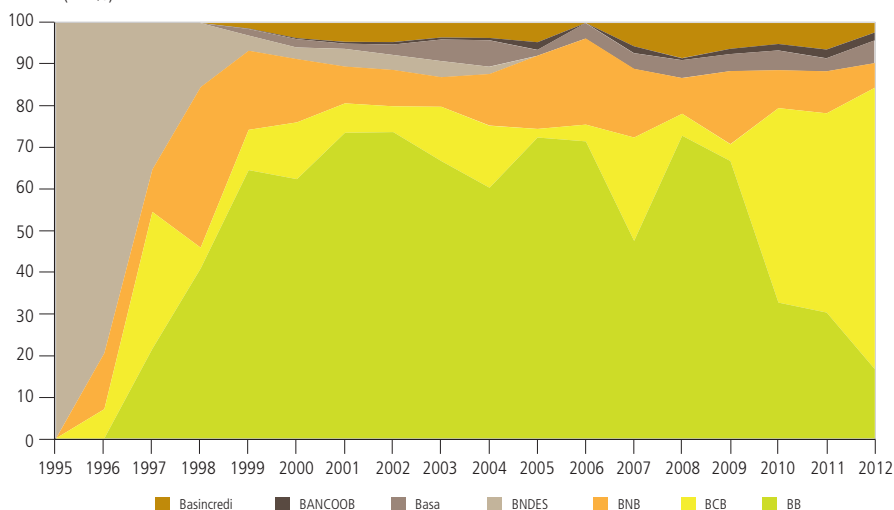
Elaboração do autor com base nos dados da tabela 3 e informações sobre empréstimos totais de cada instituição financeira extraídas da tabela A.1 do apêndice.

É interessante acompanhar a evolução da participação relativa das IFs nas operações do PRONAF (gráfico 3). O BB é o agente financeiro mais importante. Mas de 2010 para cá ele vem perdendo espaço para as operações do BCB, que nada mais são do que repasses a bancos privados que passaram a operar com o programa, emprestando aos agricultores familiares e recebendo do Tesouro os pagamentos a título de equalização e cobertura de custos operacionais. Nota-se que as cooperativas não decolaram, pois o Banco Cooperativo Sicredi e o Banco Cooperativo do Brasil ocupam uma parcela pequena e decrescente dos desembolsos totais do programa ao tomador final. Cabe, porém, observar que a atuação de algumas cooperativas não aparece na base de dados do *Anuário estatístico do crédito rural*. Por exemplo, as cooperativas do sistema Cresol são importantes intermediárias dos financiamentos do PRONAF. Mas não figuram entre os agentes financiadores nesse anuário. Isto porque suas operações de custeio são intermediadas pelo BB, por ocasião das assinaturas do contrato de custeio, e pelo BNDES nos contratos de investimento. Ficando, portanto, diluídas nestas duas IFs.

GRÁFICO 3

Participação percentual de bancos e cooperativas nas concessões de crédito no âmbito do PRONAF (1995-2012)

(Em %)



Elaboração do autor com base na tabela 3.

Os dados obtidos até aqui já permitem a estimativa dos subsídios totais e a discriminação deles em cada uma das três categorias de subsídios apontadas. Falta apenas o cálculo da taxa de juros média do programa praticada nas operações com o tomador final, a fim de se obter a estimativa do IDS. A taxa de juros efetiva média (i_t), paga pelos mutuários, é obtida, em cada ano t , pelo emprego da equação (5).

Nos valores de l estão indicados os grupos de A a E, bem como a linha chamada de Agricultura Familiar (AF), que inclui as onze linhas de ação específica e as quatro faixas de renda do PRONAF crédito de custeio e investimento. Cada grupo e linha tem público-alvo, finalidade, limite de crédito, taxa de juros, prazo e carência específicos. Algumas linhas oferecem bônus de adimplência e outras não. A descrição detalhada de cada qual é facilmente encontrada na Web.²⁰

A tabela 5 mostra as taxas de juros anuais cobradas em cada grupo ou linha do PRONAF. Nos casos em que aparecem faixas de variações das taxas de juros, em geral o limite inferior diz respeito a operações de investimento e o limite superior, a aplicações em custeio.

20. Disponível em: <http://portal.mda.gov.br/portal/saf/arquivos/view/pronaf/arquivos-tecnicos-plano-safra-13-14/Condi%C3%A7%C3%B5es_do_Cr%C3%A9dito_2013-2014.pdf>.

TABELA 5

Taxas percentuais de juros anuais cobradas nas diversas linhas de crédito PRONAF (2004-2012)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Grupos e linhas	Taxa de juros								
A	1,15	1,15	1,15	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5
A (novo financiamento)			1	1	1	1	1,5	1,5	1,5
A/C	2	2	2	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5
B (microcrédito rural)	1	1	1	0,5	0,5	0,5	1 a 1,5	0,5	<u>0,5</u>
C	4	4	3 a 4	2 a 3					
D	4	3 a 4	3 a 4	2 a 3					
E	7,25	7,25	7,25	5,5					
PRONAF ECO				2 a 5,5	1 a 5	1 a 5	1 a 4	1 a 2	1 a 2
PRONAF Agroindústria	4	4	3	2 a 5,5	1 a 3	1 a 3	1 a 2	1 a 2	1 a 2
PRONAF Custeio Agroind.	8,75	8,75	4,5	4	4	4	4	3 a 4	3 a 4
PRONAF Jovem	1	1	1	1	1	1	1	1	1
PRONAF Mulher	4 a 7,25	3 a 7,25	1	0,5 a 2	1 a 5	1 a 5	1 a 4	1 a 2	0,5 a 2
PRONAF Semiárido	1	1	1	1	1	1	1	1	1
PRONAF Floresta	4	4	3	2	1	1	1	1	1
PRONAF Agroecologia	3	3	3	2 a 5,5	1 a 5	1 a 5	1 a 4	1 a 2	1 a 2
PRONAF Cotas-partes	8,75	8,75	3 a 7,25	4	4	4	4	4	4
PRONAF Mais Alimentos					2	2	2	1 a 2	1 a 2
PRONAF Comercialização					4	4	4	4	4
PRONAF AF									
R\$ 5.000 a R\$ 7.000					1 a 1,5	1 a 1,5			
R\$ 10.000 a R\$ 18.000					2 a 3	2 a 3	1 a 1,5	1 a 1,5	1 a 1,5
R\$ 18.000 a R\$ 28.000					4 a 4,5	4 a 4,5	2 a 3	2 a 3	2 a 3
R\$ 20.000 a R\$ 100.000					5 a 5,5	5 a 5,5	4 a 4,5	4,5	4

Fonte: 2004 – Plano de Safra da Agricultura Familiar 2004-2005. 2005 – A, A/C, B, C, D, E: Emater/PR (2006). Demais: Agricultura familiar. Disponível em: <<http://www.leite.pr.gov.br/arquivos/File/3sem/pronaf.pdf>>. 2006 – Plano de Safra da Agricultura Familiar 2006-2007. 2007 – Plano de Safra da Agricultura Familiar 2007-2008. 2008 – Plano de Safra da Agricultura Familiar 2008-2009. 2009 – Plano de Safra da Agricultura Familiar 2009-2010. 2010 – PRONAF Mais Alimento e Microcrédito do Produtor Rural: Plano de Safra da Agricultura Familiar 2011-2012. Demais: Plano de Safra da Agricultura Familiar 2010-2011. 2011 – Plano de Safra da Agricultura Familiar 2011-2012. 2012 – Plano de Safra da Agricultura Familiar 2012-2013.

Não se discriminam as taxas que se aplicam a investimento e as que se aplicam a custeio, pois, isso não afeta sensivelmente o cálculo da taxa média, uma vez que a participação de cada uma delas é próximo a 50%, com ligeira vantagem das operações de investimentos. Quando há variação dentro de cada entrada na tabela, considera-se, no caso, o valor médio das taxas. O cálculo das taxas médias de juros cobradas do tomador pronafiano, segundo a equação (5), aparece na tabela 6.

TABELA 6

Cálculo das taxas percentuais médias de juros anuais do PRONAF. Médias anuais dos grupos, das linhas e médias ponderadas anuais do programa (2004 a 2012)

(Em %)

Grupos e linhas	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
A	1,15	1,15	1,15	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50
A (novo financiamento)			1,00	1,00	1,00	1,00	1,50	1,50	1,50
Média A e A Novo Fin.	1,15	1,15	1,08	0,75	0,75	0,75	1,00	1,00	1,00
Pesos A e A Novo fin.	7,83	8,00	6,84	3,72	3,87	4,41	6,39	6,39	6,39
A/C	2,00	2,00	2,00	1,50	1,50	1,50	1,50	1,50	1,50
Pesos A/C	0,83	0,60	0,43	0,34	0,36	0,24	0,19	0,19	0,19
B (Microcrédito rural)	1,00	1,00	1,00	0,50	0,50	0,50	1,25	0,50	0,50
Pesos B	6,79	7,30	7,72	6,22	5,74	4,33	9,54	9,54	9,54
C	4,00	4,00	3,50	2,50					
(até R\$ 7.000)					1,25	1,25	1,25		
(R\$ 8.000 a R\$18.000)					2,50	1,25	1,25		
Média C	3,50	3,50	3,50	2,50	1,88	1,25	1,25		
Pesos C	25,16	24,30	20,72	15,19	14,55	3,10	1,60		
D	4,00	3,50	3,50	2,50					
(R\$ 18.000 a R\$ 50.000)					4,75	3,38	3,38		
Média D	4,00	3,50	3,50	2,50	4,75	3,38	3,38		
Pesos D	37,30	37,60	39,28	39,84	32,44	8,66	5,92		
E	5,13	7,25	7,25	5,50					
(R\$ 50.000 a R\$100.000)					5,25	4,25	4,50		
Média E	5,13	7,25	7,25	5,50	5,25	4,25	4,50		
Pesos E	11,59	13,30	16,77	19,99	16,61	2,23	1,42		
PRONAF ECO				3,75	3,00	3,00	2,50	1,50	1,50
PRONAF Agroindústria	4,00	4,00	3,00	3,75	3,00	3,00	2,50	1,50	1,50
PRONAF Custeio Agroindústria	8,75	8,75	4,50	3,75	2,00	2,00	1,50	1,50	1,50
PRONAF Jovem	1,00	1,00	1,00	4,00	4,00	4,00	4,00	3,50	3,50
PRONAF Mulher	5,63	5,13	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
PRONAF Semiárido	1,00	1,00	1,00	1,25	3,00	3,00	2,50	1,50	1,25
PRONAF Floresta	4,00	4,00	3,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
PRONAF Agroecologia	3,00	3,00	3,00	2,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
PRONAF Cotas-partes	8,75	8,75	5,13	4,00	4,00	4,00	4,00	4,00	4,00
PRONAF Mais Alimento					2,00	2,00	2,00	1,50	1,50
PRONAF Comercialização					4,00	4,00	4,00	4,00	4,00

(Continua)

(Continuação)

Grupos e linhas	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
PRONAF AF									
R\$ 5.000 a R\$ 7.000						1,25			
R\$ 10.000 a R\$ 18.000						2,50	1,25	1,25	1,25
R\$ 18.000 a R\$ 28.000						4,25	2,50	2,50	2,50
R\$ 20.000 a R\$ 100.000						5,25	4,25	4,50	4,00
Média demais linhas	4,52	4,45	2,70	2,72	2,55	2,75	2,53	2,05	<u>2,00</u>
Peso demais linhas	10,50	8,90	8,24	14,69	26,43	77,03	74,95	83,88	83,88
Média ponderada de juros	3,99	3,83	3,70	2,94	3,42	2,60	2,29	1,93	1,88

Elaboração do autor com base nos dados das tabelas 9 e 5. Para os grupos C, D e E, que foram extintos em 2008, mas aparecem nas renegociações de dívidas já contraídas, utilizam-se as taxas de juros da AF atribuindo-se a cada grupo as faixas de renda associadas a fim de completar a série até 2010.

Em seguida, as taxas de juros de autossuficiência do programa são obtidas pelo emprego da equação (7) e o custo líquido do PRONAF para a sociedade, pela equação (8). A tabela 7 mostra a estimativa de todos os tipos de subsídios associados ao PRONAF. De posse destes valores, calcula-se e mostra-se numa coluna o custo líquido do programa para a sociedade, isto é, a diferença entre o que ela paga (os três tipos de subsídios e não apenas dois, pois, os banqueiros fazem parte da sociedade) e o que recebe, a remuneração média dos fundos emprestados pela taxa c_i estimada. Tal custo traduz o montante bancado pelos pagadores de impostos. A tabela 7 também mostra as taxas de juros, com especial destaque para as taxas cobradas aos mutuários e a taxa de juros de autossuficiência do programa. Finalmente, aparece a indicação do IDS. Até o ano de 2003, as taxas de juros médias finais do programa foram extraídas de Feijó (2005), que faz um detalhado cálculo delas. Não se consideraram *rebates* nas taxas que são oferecidos ao tomador final em algumas linhas. Portanto, as médias calculadas sobre-estimam ligeiramente as taxas. A tabela é rica em informações que são facilmente interpretadas. A construção de dois gráficos facilita as conclusões a respeito da trajetória de cada variável relevante. O gráfico 4 mostra, para o período em questão, a evolução das taxas médias de juros finais praticadas pelo programa. Revela também a trajetória da taxa anual média de juros de autossuficiência do programa. Consta ainda, neste gráfico, a evolução do IDS calculado.

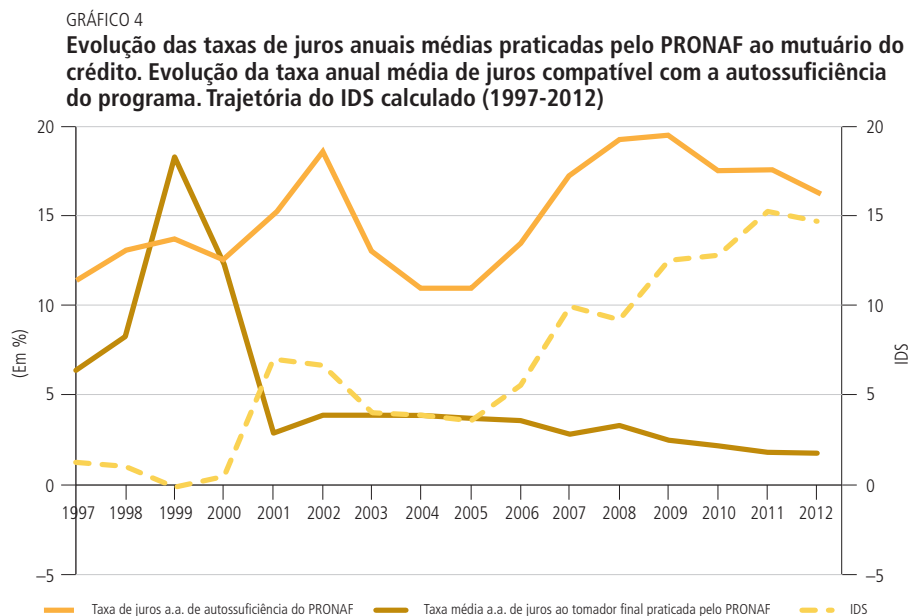
TABELA 7

Volume de empréstimos do programa em valores nominais. Série nominal dos subsídios com a equalização. Custo de oportunidade dos fundos disponibilizados ao programa [$E^* (m - d)$]. Custo de oportunidade dos ativos das instituições financeiras. Custo líquido do PRONAF para a sociedade. Taxa de juro do mercado. Juro anual médio cobrado ao mutuário do PRONAF, por média ponderada dos juros de cada linha e grupo, tendo-se em conta as respectivas participações. Taxa de juros ao tomador final de autossuficiência do PRONAF. IDS 1997-2012
(Taxas percentuais ou valores monetários em R\$ milhões. O IDS é o número que consta)

Empréstimo efetivado (<i>L</i>)	Subsídios com a equalização	Custos de oportunidade dos fundos disponibilizados <i>E* (m – d)</i>	Custos de oportunidade dos capitais dos bancos	Custo líquido do PRONAF para a sociedade	Taxa de juro do mercado (<i>m</i>) %	Taxa de juro anual do PRONAF por média ponderada %	Taxa de juros de autossuficiência %	Índice de dependência de subsídios	
1997	1.625,20	63,00	125,28	50,86	105,53	15,93	6,50	11,43	1,26
1998	1.743,54	172,00	87,30	38,65	144,12	13,83	8,39	12,93	1,04
1999	2.149,43	288,00	9,80	48,78	108,76	11,52	18,41	13,59	-0,12
2000	2.168,49	324,40	28,57	44,23	250,33	8,09	12,41	12,54	0,48
2001	2.189,28	440,30	37,00	49,55	383,23	8,25	3,00	14,95	7,02
2002	2.376,47	615,60	35,59	78,31	555,73	8,81	4,00	18,58	6,67
2003	4.490,48	549,28	204,38	149,91	630,61	10,63	4,00	12,97	4,03
2004	6.131,56	609,21	377,83	208,72	1.095,94	7,79	3,99	10,68	3,89
2005	7.577,14	762,29	339,57	227,81	998,66	8,85	3,83	10,93	3,59
2006	7.166,03	1.049,72	384,11	306,42	1.552,52	7,98	3,70	13,45	5,57
2007	7.122,94	1.778,90	363,47	152,21	2.127,40	7,45	2,94	17,28	9,96
2008	8.664,73	2.355,36	360,93	313,54	2.727,91	7,65	3,42	19,22	9,22
2009	11.218,85	3.302,42	309,63	338,25	3.502,65	6,75	2,60	19,40	12,53
2010	11.988,64	3.110,08	353,91	331,11	3.350,56	6,66	2,29	17,50	12,83
2011	13.304,70	3.407,68	407,47	353,00	3.600,38	7,33	1,93	17,50	15,26
2012	15.931,96	3.877,03	488,36	345,79	4.192,63	6,32	1,88	16,25	14,71

Fonte: Empréstimo Efetivado pelo PRONAF: elaboração do autor com base nos dados do gráfico 1; subsídios com a equalização: elaboração do autor com base na tabela 3; custos de oportunidade dos fundos disponibilizados: elaboração do autor com base em informações já fornecidas; soma dos custos de oportunidade dos capitais dos bancos: elaboração do autor com base nos dados da tabela 4 e tabela A.2 do apêndice A; custo líquido do PRONAF para a sociedade: diferença entre subsídios totais e o produto dos desembolsos finais pelas taxas de juros envolvidas na captação dos recursos; taxa de juro do mercado (IR + 6%); taxa de juro anual do PRONAF: por média ponderada: média dos juros praticados ponderada pelo peso das linhas do programa; 1997-2003: Feijó (2005); demais anos: elaboração do autor; taxa de juros de autossuficiência e IDS: elaboração do autor com base nas informações das outras colunas desta tabela.

Nota-se (gráfico 4) que o programa alcançou a autossuficiência apenas em 1999, quando a taxa de juros cobrada ao tomador final ficou acima da taxa requerida. Desde então o IDS cresceu fortemente, recuperou-se em 2003, estabilizou-se num patamar intermediário até 2005 e depois cresceu vertiginosamente atingindo a exorbitância de mais de 15, em 2011. Na conformação atual, o PRONAF deveria cobrar uma taxa de juros superior a 16,25% a.a. a fim de que se torne sustentável sem os doadores externos. A trajetória declinante dos juros do programa é claramente insustentável.



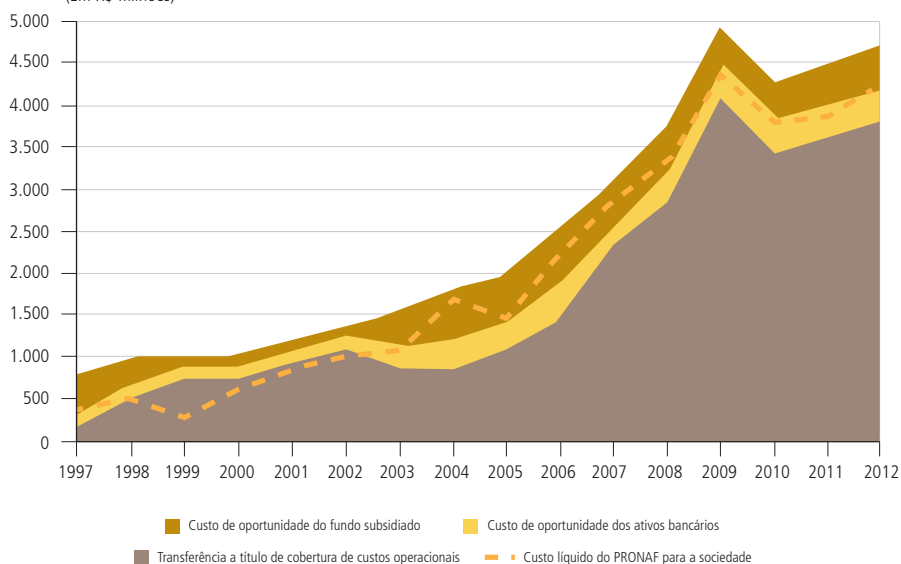
O gráfico 5 também é elucidativo. Trata-se da série dos três subsídios em reais constantes de dezembro de 2012. Mostra que, de fato, o custo líquido do PRONAF para a sociedade não coincide com as transferências do Tesouro a título de equalização e pagamento dos custos de operacionalização do programa por bancos e cooperativas participantes. De 1998 a 2002, na gestão anterior no plano federal, o custo para a sociedade ficou abaixo das transferências oficiais, mas na gestão Lula-Dilma ele esteve sempre acima das transferências a título de pagamento dos custos operacionais do programa. Inclusive, nos anos de 2004 a 2008 o custo efetivo do programa para a sociedade foi maior que a soma de tais transferências com o custo de oportunidade dos ativos bancários. Em especial,

de 2009 a 2011 o custo de oportunidade dos ativos das IFs envolvidas não tem sido integralmente pago pelas transferências de equalização. O que mostra que os acionistas dos bancos envolvidos também estão sendo onerados. Nos anos de 2004, 2006 e 2007, o custo efetivo do programa para a sociedade praticamente abarcou os três itens de custos discriminados neste ensaio. Isto mostra, de forma cabal, que não se podem considerar as transferências a título de cobertura dos custos operacionais das IFs envolvidas como sendo o custo do programa para a sociedade. Nos últimos dez anos, o custo social com as subvenções ao programa tem sido, portanto, ainda maior do que se imaginava.

GRÁFICO 5

Estimativa dos subsídios envolvidos no PRONAF. Equalização de juros, custo de oportunidade do fundo subsidiado e custo de oportunidade dos ativos bancários. Também se estima o custo líquido do PRONAF para a sociedade. Valores em reais constantes de dezembro de 2012 (1997-2012)

(Em R\$ milhões)



Elaboração do autor com base na metodologia descrita no texto e utilizando-se dados das tabelas.

Esta seção mostrou que a manutenção do PRONAF, ano a ano, envolve quase R\$ 5 bilhões em subsídios, os quais são bancados principalmente pelo Tesouro com a transferência aos bancos a título de cobertura de custos operacionais. Uma parte pequena (R\$ 345 milhões) é bancada pelos acionistas das instituições financeiras que se empenham em repassar os recursos, mas recebem do governo um pagamento que não cobre todos os *custos de oportunidades* envolvidos, e finalmente uma parte um pouco maior

que esta última (R\$ 488 milhões) é paga pelos proprietários do fundo que são sub-remunerados.

5 QUESTÕES SOBRE ALCANCE E PROFUNDIDADE

A ideia subjacente à fundação do PRONAF era a de oferecer um meio de vencer as enormes dificuldades pelas quais passava o segmento dito familiar da agricultura nacional. Problemas que tinham sido fielmente retratados nos estudos da época patrocinados pela Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura – Food and Agriculture Organization (FAO). Pretendia-se que o segmento familiar dos trabalhadores do campo também fosse contemplado com o crédito agrícola oficial subsidiado, amplamente distribuído aos agricultores ditos patronais. Mas também era desejo dos mentores do programa amparar a agricultura de pequena escala, de base tradicionalmente familiar no Brasil, com diversas outras formas de apoio, além das facilidades de financiamento barato.

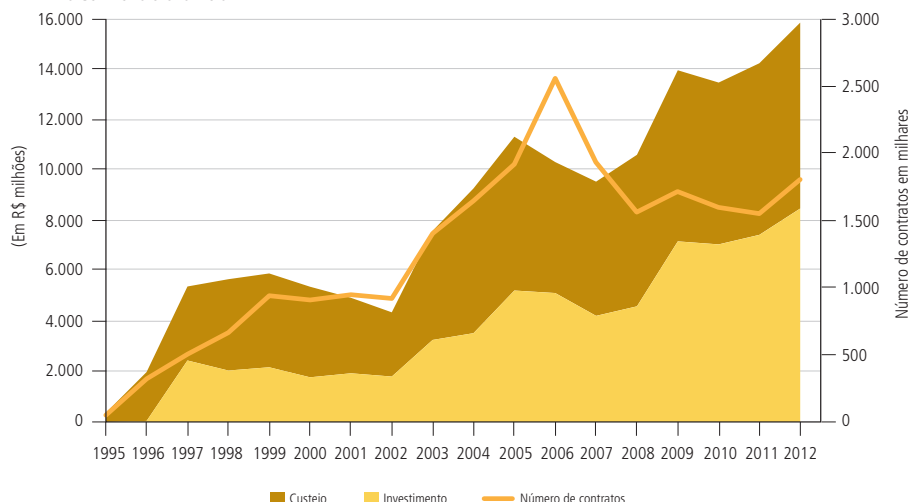
É evidente que a concessão de todas essas facilidades seria onerosa para a sociedade. Porém, tinha-se em mente, na época, que os agricultores familiares teriam de deslanchar após o apoio inicial, passando a partir de certo ponto a caminhar por conta própria, tornando seu negócio realmente rentável e a estrutura de apoio que lhe é oferecida, autossuficiente ou dependente apenas de aportes razoáveis da sociedade. Além disso, esperava-se favorecer um público específico, que realmente necessitasse da ajuda oficial, que eram os agricultores mais pobres e desamparados do país. Veja-se, então, como se desenvolveu este enredo em dezoito anos. Para tanto, serão aplicados agora os treze indicadores de resultados discutidos na seção 3. Não se considera que esses indicadores ou parâmetros sejam suficientes para tal investigação, mas eles permitem um exame preliminar dos resultados alcançados pelo PRONAF e uma reflexão inicial quanto à adequação do programa, se valer a pena para a sociedade. Novamente volta-se a frisar que uma avaliação completa dos resultados obtidos foge ao escopo desta seção. Quer-se, no entanto, motivar os pesquisadores para um estudo bem mais trabalhoso e demorado dos impactos do programa, sociais e produtivos.

O gráfico 6 mostra a evolução dos empréstimos do programa de 1995 a 2012. De fato, o volume de recursos desembolsado pela rede PRONAF cresceu bastante neste período.²¹

21. Mesmo analisando a série em reais constantes.

GRÁFICO 6

Evolução do volume de empréstimos do PRONAF crédito nas modalidades de custeio e investimento, e número anual de contratos: 1995 a 2012. Valores em reais de dezembro de 2012 calculados com base no índice de inflação IGP-M, acumulado anual



Fonte: 1995: Schneider, Mattei, Ademir (2004); 1996-1998: Silva (1999); 1999-2005: Nunes (2007); 2006-2012: *Anuário Estatístico do Crédito Rural* (de 2006 a 2012). Valores transformados em reais constantes de dezembro de 2012.

Elaboração do autor.

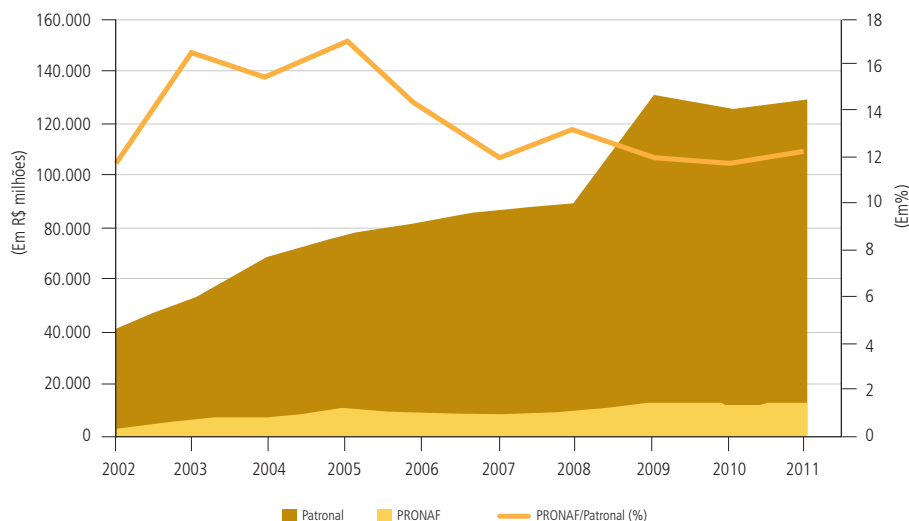
O volume de financiamento, em reais de dezembro de 2012, na gestão atual (Lula e Dilma) cresceu, portanto, 269%. Um crescimento bastante expressivo, não se pode negar, mas que ficou abaixo do verificado na expansão dos recursos creditícios oferecidos no crédito oficial rural como um todo, considerando-se também o segmento agrícola patronal. É verdade que se a participação da agricultura familiar no total do valor da produção estivesse aumentando muito, a estagnação na proporção do crédito aos familiares seria ainda mais preocupante. E que o fraco desempenho do crédito aos rurais familiares seria menos grave se estivesse declinando, ao longo do tempo, a participação da produção familiar no total da produção agrícola. No entanto, comparando-se os dois últimos Censos Agropecuários, um feito bem no início do programa, e outro mais recente, de 2006, nota-se que a participação da agricultura familiar no valor bruto da produção agrícola nacional aumentou de 38% para 40%. Em área, cresceu de 31% para 32%. O único dado que justificaria o fraco desempenho comparativo do crédito aos rurais familiares seria a diminuição da população dedicada à agricultura familiar, que conta, no último Censo, com pouco mais de 1 milhão de

agricultores a menos. Mas há que se analisar a evolução comparativa das finalidades de crédito rural à luz de objetivos sociais e ambientais, além dos econômicos. De fato, não é necessariamente trágica a estagnação da participação do crédito do PRONAF no crédito agrícola total.

O gráfico 7 espelha esta crua realidade. Aqui se pode ver a expansão do crédito do PRONAF *vis-à-vis* o volume das linhas patronais. O mais preocupante é que a relação entre um e outro não foi nada favorável ao primeiro. Em 2002, o programa de crédito familiar representava algo como 12% do crédito agrícola no Brasil. E hoje, conquistada a maioria de anos do programa, mantém-se nesse mesmo patamar.

GRÁFICO 7

Evolução dos recursos disponibilizados pelo crédito rural oficial no Brasil. Comparação entre o PRONAF e as linhas de crédito voltadas à agricultura patronal. Valores em reais de dezembro de 2012 calculados com base no índice de inflação IGP-M acumulado anual



Fonte: Saron e Hespanhol (2012).

Elaboração do autor.

A expansão dos financiamentos no âmbito do PRONAF deu-se com alguma qualidade, mas com problemas. De positivo, assinala-se inicialmente, o programa conseguiu expandir as linhas de crédito para investimento, que estavam em desvantagem nos anos iniciais, no qual as operações ficaram muito concentradas em custeio (gráfico 6). Contudo, nota-se o dado preocupante de que o tamanho médio dos contratos não decaiu, nem ao menos se manteve,

com a expansão. Pelo contrário, esse tamanho cresceu bastante, principalmente a partir de 2006 quando os desembolsos, em reais constantes, aceleraram-se, mas o número de contratos precipitou-se de um patamar de mais de 2,5 milhões para algo pouco acima de 1,5 milhão de contratos anuais (gráfico 6).

De positivo, ressalta-se, teve-se o aumento da participação do grupo dos pronafricanos mais pobres (Grupo B), que foi de um patamar acima de 20% dos contratos para um nível superior a 30%. No entanto, em termos de valor, a proporção desse público na clientela geral do PRONAF é ainda deveras pequena: mesmo no pico de 2009 permaneceu em apenas 10% dos valores emprestados (Maia, Bastos e Conti, 2012).

A fraca participação dos pronafricanos pobres preocupa por se tratar de uma iniciativa social que deveria, em tese, amparar os rurais pobres. Mas é claro que um julgamento definitivo dependeria de uma avaliação mais ampla, pois é preciso examinar, em detalhes, a evolução dos estratos de renda dos agricultores familiares, e ainda examinar outras variáveis, parâmetros e indicativos que justifiquem essa modesta participação. Até 2002, constata-se um problema na expansão das concessões de crédito do PRONAF associado ao fato de os gerentes das instituições financeiras responsáveis pelas operações não estarem encontrando garantias suficientes do tomador.²²

Cabe aqui uma breve digressão sobre a estrutura e o funcionamento do programa. Ele fora concebido para operar de modo descentralizado. De um lado, alocaram-se diversas fontes de recursos, criaram-se conselhos de acompanhamento e execução do programa em três níveis (ministerial, estadual e local), e áreas de atuação distintas, nas quais além da parte de crédito vicejam as iniciativas de infraestrutura, formação técnica e capacitação do produtor. Por outro lado, nas ações propriamente de crédito, contou-se com a participação de bancos (e depois cooperativas rurais a partir de 1999).²³ Ou seja, o programa não criou um banco para si. Saiu-se com a ideia de cooptar a rede bancária preexistente no país para a operacionalização do crédito. Em especial, com um poderoso banco público (BB). Cabia aos

22. Para os primeiros anos do programa, até 1999, ver Belik (2000).

23. O PRONAF mantém-se basicamente com a mesma estrutura da concepção original, apenas com mudanças nos grupos de tomadores e a criação de um número impressionante de novas linhas de ação. Destaca-se a formalização recente de modalidades de ações que não estavam sistematizadas na concepção original: modalidade de monitoramento e administração do programa; de capacitação de assentados; de disponibilização de insumos; de fomento a projetos de diversificação econômica e agregação de valor na agricultura; de operacionalização da aquisição, armazenagem e revenda de produtos; de fomento à participação na cadeia do biodiesel, no apoio a quilombolas. Além das modalidades de gestão de riscos e seguro, e apoio à diversificação dos até então produtores exclusivos de tabaco.

gerentes das agências bancárias em questão a efetivação do crédito mediante a observação de uma série de requisitos formais típicos de uma operação de empréstimo. Na medida em que o agricultor pobre, normalmente, é incapaz de oferecer garantias sólidas, os gerentes tiveram de se valer da tecnologia de microcrédito para a concretização dos pequenos contratos de crédito.

Para obter financiamento do PRONAF, nas modalidades de custeio, investimento e comercialização, o agricultor primeiramente precisa se enquadrar nas normas de seleção do público do programa. Na concepção delas, estabeleceu-se um teto financeiro para a concessão de crédito, a fim de evitar que os recursos fossem captados pelos agricultores mais abonados do segmento familiar. Ou seja, além das condições gerais exigidas para o acesso ao financiamento do PRONAF, estabeleceram-se faixas ou grupos de tomadores por limite de renda bruta anual. Os assentados da reforma agrária ou beneficiários do crédito fundiário foram enquadrados no Grupo A. Agricultores familiares muito pobres, cujas rendas brutas anuais não ultrapassam valores correntes que evoluíram de R\$ 1,5 mil, em 1999, para R\$ 10 mil em 2012, estão no Grupo B. Familiares pobres, com renda bruta anual em reais correntes indo de R\$ 8 mil em 1999 a R\$ 18 mil em 2007, ano em que o grupo foi realocado em outras linhas, participam do Grupo C. Rurais de produção familiar em melhor situação, com renda bruta anual de 27,5 mil em 1999 a R\$ 50 mil em 2007, ficaram no Grupo D e, por fim, os mais ricos, com renda anual indo de um limite inexistente a R\$ 110 mil nos anos considerados, foram enquadrados no chamado Grupo E. Para cada grupo, estabeleceu-se um limite de crédito e de operações. Além da criação de grupos, o programa passou a incorporar as chamadas “linhas de ação”, que foram sendo adicionadas a cada ano. Atualmente existem onze linhas de financiamento, as quais abrangem públicos diversos, como mulheres, jovens, agricultores que trabalham com agroecologia, em reflorestamento, entre outros.²⁴

Identificado o público potencial em cada grupo, cabe ao gerente do banco buscar a efetivação do contrato de crédito. Para tanto, esse profissional tem de encontrar um meio de efetivar o controle (*enforcement*) para o

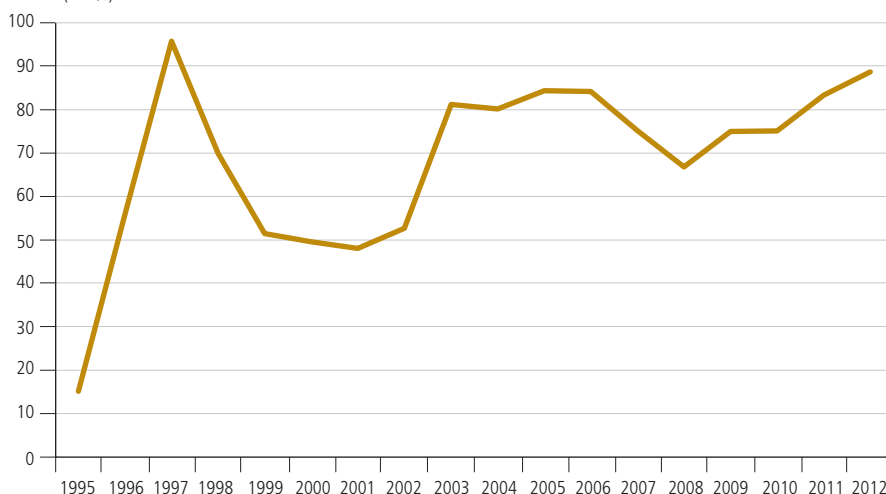
24. Tais linhas aparecem na tabela 5. As condições gerais de admissão no programa são as de que o agricultor explore a terra como proprietário, posseiro, arrendatário ou parceiro, que possua no máximo dois empregados permanentes, que obtenha no mínimo 70% da renda proveniente do estabelecimento rural e que a área dele não ultrapasse a quatro módulos fiscais. Em 2004, ocorreu uma redução nos limites mínimos exigidos para a renda que deve ser obtida da própria produção do estabelecimento, o qual se manteve em 70% apenas para o Grupo D, ficando assim: Grupo B – 30%, Grupo C – 60%, Grupo E – 80%.

recolhimento do valor emprestado mais o respectivo montante de juros. Naturalmente as exigências dos bancos dependem da natureza e do prazo do crédito. A escolha das garantias é de livre acordo entre o financiado e o financiador. Quando o tomador potencial enquadra-se nos grupos de renda mais baixa e quando as operações são realizadas com o risco do erário público e dos chamados Fundos Constitucionais, o gerente não pode exigir mais do que a garantia pessoal do agricultor, sem registro em cartório. Nos demais casos, pode-se envolver algum tipo de aval, inclusive *colaterais*. Para a clientela mais pobre, uma das saídas encontradas pelos bancos operadores foi a concessão do crédito de forma coletiva, situação em que são formalizados com grupo de produtores, normalmente associados em cooperativas, para finalidades coletivas.

O gráfico 8 mostra a trajetória temporal da razão entre o montante de recursos efetivamente emprestados e o total disponibilizado ao PRONAF. A razão é menos que 100%, justamente porque os gerentes encontram dificuldade em efetivar contratos de crédito com um público desprovido de garantias a oferecer. Nos primeiros anos do programa, até 1997, as operações caminharam para a plena realização, pois, contavam com o papel do BNDES que distribuía os recursos a uma gama bastante diversificada de bancos que operavam a concessão do crédito sem muita preocupação com garantias do tomador. Faziam-no principalmente com o propósito de cooperar com uma iniciativa, tida de cunho social, que permitia aos bancos acumular uma espécie de ativo intangível: propaganda institucional e fortalecimento de posição para futuras barganhas com o governo federal. Mas logo começaram as preocupações com a coleta, principalmente porque, na origem dos recursos, escasseou a participação dos chamados Recursos Obrigatórios do MCR 6-2, a parte dos depósitos à vista dos bancos compulsoriamente destinada ao crédito rural. A alimentação do programa pelos recursos do MCR 6-2 não era remunerada, mas a nova fonte principal, o dinheiro do FAT exigia a reposição com o pagamento mínimo de juros equivalente à TJLP. Por conta disso, os emprestadores passaram a exigir mais garantias dos tomadores e a taxa de efetivação das operações caiu para um patamar em torno de 50%. Esse foi o motivo principal de as concessões de financiamento não terem crescido ainda mais na administração “tucana”: recursos sobravam, mas havia dificuldade do banco em emprestar.

GRÁFICO 8

Relação percentual anual entre o volume de recursos efetivamente emprestados pelo PRONAF e o volume de recursos disponibilizados ao programa (1995-2012)
(Em %)



Fonte: 1995-1999: Corrêa e Cabral (2001); 2000-2004: Silva (2006); 2005: Nunes (2007); 2006-2007: *Evolução histórica do PRONAF*, disponível em: <<http://portal.mda.gov.br/portal/saf/programas/pronaf/2259286>>; 2008-2012: MDA (2008-2012) – Plano de Safra da Agricultura Familiar.

Em 2003, na nova gestão do governo federal, as taxas de efetivação dos fundos disponibilizados cresceram astronomicamente, ultrapassando a barreira dos 80% (gráfico 8). Não se conhece bem o conteúdo desta revolução de microcrédito que permitiu o salto fantástico na eficiência da concessão dos financiamentos, até porque a estrutura de funcionamento do programa permaneceu a mesma. Sabe-se que a participação de recursos da União cresceu sensivelmente até o ano de 2004, bem como a da verba oriunda dos Fundos Constitucionais, com consequente retração da importância do FAT. Além disso, o percentual dos beneficiários enquadrado no Grupo B, em valor, mais do que dobrou no período em tela (Maia, Bastos e Conti, 2012). Desconfia-se, portanto, de que o aumento na eficiência da concessão de financiamentos PRONAF, que ocorrera nestes anos, deva-se ao maior aporte de recursos essencialmente públicos que não são remunerados pelos bancos. Sublinha-se ainda que na operação do Grupo B o risco das operações de crédito é por conta da União. É claro que a desoneração do risco de crédito para os bancos iria impulsionar a realização das operações. Isso ocorrera, entretanto, à custa do Tesouro, transferindo o ônus da inadimplência dos próprios bancos envolvidos para os “pagadores de impostos”. Evidentemente isso só poderia resultar em problemas nessa classe de concessão de créditos, como de fato se verificou.

6 OUTROS RESULTADOS DO PROGRAMA

6.1 Quanto à inadimplência

Os níveis de inadimplência do PRONAF costumam ser baixos; o que seria de se esperar em programa de crédito com taxas ao tomador final extremamente baixas, e que inclui ainda uma série de incentivos (*rebates*, taxas ainda menores etc.) para o devedor pontual. A inadimplência não passa de 5%. Contudo, as operações no Grupo B, por conta do nível baixo de renda bruta anual deste segmento e da precipitação dos bancos na confecção dos contratos (estimulados pela não remuneração dos fundos governamentais), começaram a preocupar, com índices de *default* (inadimplência) bem acima da média dos outros grupos. Por conta dessas dificuldades, aquele grupo foi extinto em 2010 e no seu lugar criou-se uma nova faixa de operações de crédito denominada microcrédito rural. A nova ênfase era de que as operações nesta linha de crédito seriam acompanhadas por constante monitoramento. Instou-se para que os agentes envolvidos na operacionalização desse crédito adotassem medidas que qualifiquem efetivamente o acesso por parte dos agricultores familiares aptos. Foram tomadas ações visando reabilitar o crédito do público do antigo Grupo B que estava em situação de inadimplência. De acordo com a Portaria nº 19 do MDA, em municípios nos quais 15% ou mais dos financiamentos desse Grupo estiverem em atraso (ou que fossem registrados cinquenta ou mais contratos nesta condição), todas as operações visando a novos contratos de microcrédito estariam suspensas. As operações nesse segmento só seriam retomadas quando o município registrasse uma taxa de inadimplência inferior a 15% (ou um número inferior a cinquenta contratos em atraso na linha). Mesmo o maior rigor na concessão do financiamento não impediu que o programa alcançasse, nos últimos três anos, altos índices de execução. E ainda com baixa taxa de inadimplência, um dos aspectos positivos da iniciativa de crédito. Mas há de se ter em conta que esse aparente sucesso deve-se ao fato de o programa ter mantido o foco nos segmentos de agricultores familiares de maior renda e mais bem conectados na cadeia do agronegócio, conforme será visto adiante.

6.2 Número de municípios, de famílias e de mulheres atendidas. Participação das lavouras

A tabela 8 permite que se examinem questões de profundidade. Por profundidade, entende-se o grau de precisão em que o público almejado é efetivamente beneficiado pela iniciativa do programa em questão. O PRONAF não se saiu bem neste quesito de avaliação. Nos anos de comando

da atual gestão no plano federal, de 2003 para cá, pouco se fez na expansão do número de municípios atendidos pelo programa. Pois, até hoje não foram contemplados todos os municípios do país, sendo que já em 2002 mais de 80% deles eram atendidos pela iniciativa. Faltava, portanto, completar o alcance (e, no caso, também a profundidade) e ainda hoje não se chegou a isso. Quanto ao número de famílias beneficiadas pelas ações de crédito, um item fundamental em qualquer avaliação de profundidade em programa de microcrédito, o resultado do PRONAF é bastante desabonador. Pois, o número de famílias atendidas, que chegou a 100 mil em 2000, e manteve-se próximo a isso na gestão anterior, foi caindo progressivamente ano a ano, até atingir o magro número de apenas 19 mil famílias em 2005. Nos anos subsequentes, houve uma recuperação (nossa série é interrompida em 2007).

TABELA 8

Número de municípios com financiamento PRONAF. Famílias beneficiadas pelo programa. Participação em % das mulheres no montante de crédito. Participação em % das mulheres no número de contratos

	Municípios	Famílias beneficiadas	% de mulheres no crédito	% de mulheres nos contratos
1998		41.190		
1999	3.403	63.433		
2000	4.539	100.543		
2001	4.640	93.433		
2002	4.868	91.788	11,00	10,5
2003	5.228	27.000	12,7	16,4
2004	5.343	20.500	14,3	16,6
2005	5.362	19.000	16,3	25,5
2006	5.387	28.000	17,00	29,6
2007	5.379	31.100		
2008	5.393			
2009	5.400			
2010	5.410			

Fonte: Municípios – 1999-2008: Sá (2009), 2009-2010: Dieese (2011). Famílias beneficiadas – Ferreira e Righi (2008). % de mulheres no crédito e % de mulheres nos contratos – Dieese (2011).

Outro aspecto desejável num programa de apoio ao pobre rural recai na questão das mulheres. As mulheres ainda representam um segmento importante da força de trabalho rural, muito embora não se possa negar o fenômeno da masculinização do campo, com crescente predomínio numérico de varões nesse meio. De fato, o PRONAF vem progredindo quanto ao número de mulheres beneficiadas por iniciativas de crédito.

No entanto, as mulheres se saem bem apenas quanto ao número de contratos, pois quase alcançam o patamar de 30% em 2006. Todavia, em que tange à participação delas nos valores emprestados, o percentual é bem menor: limitou-se a 17% em 2006. Então nota-se que os contratos oferecidos às mulheres têm um valor bem menor que a média de contratos no âmbito do programa.

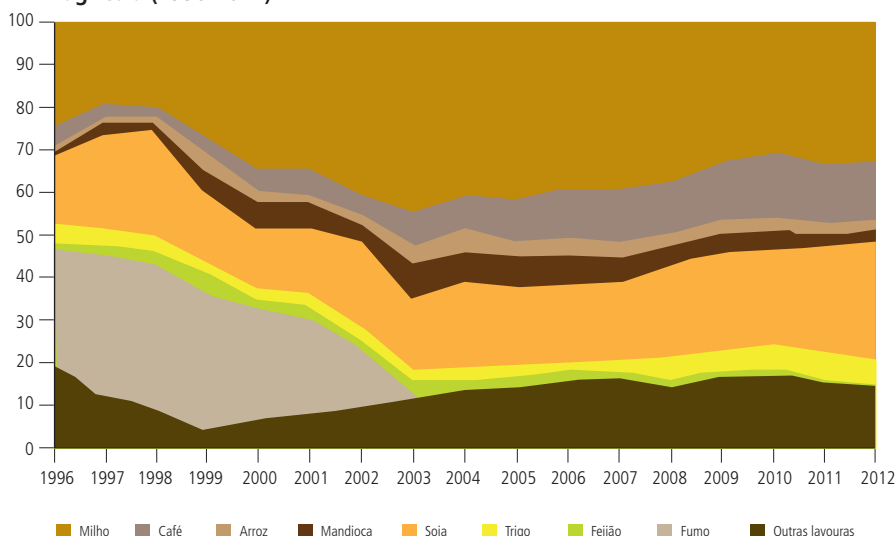
De fato, não há como saber se 30% de participação das mulheres no número de contratos e 17% nos valores emprestados são números razoáveis, desejáveis ou medíocres, sem se conhecer a participação das mulheres no total dos agricultores familiares nem a sua participação no valor da produção. Se apenas 20% dos chefes de domicílios, ou principal provedor de renda, ou de pessoas no domicílio, forem do sexo feminino, seria desejável ter 30% de participação das mulheres no número de contratos? No começo da década passada, quando o programa ainda estava em seus primeiros anos, nas avaliações do desempenho do PRONAF os críticos apontavam para duas deficiências principais na iniciativa de crédito conforme descrito a seguir (Corrêa e Cabral, 2001).

- 1) A liberação de recursos estava indo em direção aos produtores e produtos mais integrados na cadeia do agronegócio.
- 2) Os financiamentos estavam excessivamente concentrados na região Sul.

Verifica-se que até hoje essas distorções mantêm-se. O gráfico 9 ilustra a participação das principais lavouras no crédito de custeio do programa. Os financiamentos estão muito concentrados em milho e soja, que são *commodities*, inclusive com grande participação do segmento patronal na oferta deles. Produtos como arroz, feijão e trigo, cultivos diretamente voltados ao consumo interno, apresentam uma participação secundária no programa.

GRÁFICO 9

Participação percentual das culturas nos financiamentos do PRONAF em custeio agrícola (1996-2012)



Fonte: 1996-1999: Corrêa e Cabral (2001); 2000-2012: BCB (de 2000 a 2012).

Elaboração do autor.

É fácil entender por que as operações se concentram no financiamento da produção de *commodities* agrícolas: o sistema de exigibilidade dos bancos reforça a concentração de crédito nas atividades mais rentáveis e nos agricultores familiares mais capitalizados, os quais resultam em melhores retornos para a instituição financeira, pois, possuem menor custo operacional e menores riscos de inadimplência. O que é difícil de entender, no entanto, é por que os gestores do PRONAF não se empenharam, na década passada, na aplicação da vasta tecnologia de microcrédito a fim de direcionar os recursos do programa aos produtos realmente essenciais na mesa do brasileiro.

Mas é preciso também se comparar o crédito pronafiano alocado em cada cultura com a respectiva participação no valor total da produção da agricultura familiar. Necessita-se, portanto, de informações complementares sobre a composição do valor da produção, ou da origem da renda, ou da distribuição da área por cultura para a agricultura familiar a fim de que a análise da adequação do crédito por produto torne-se completa.

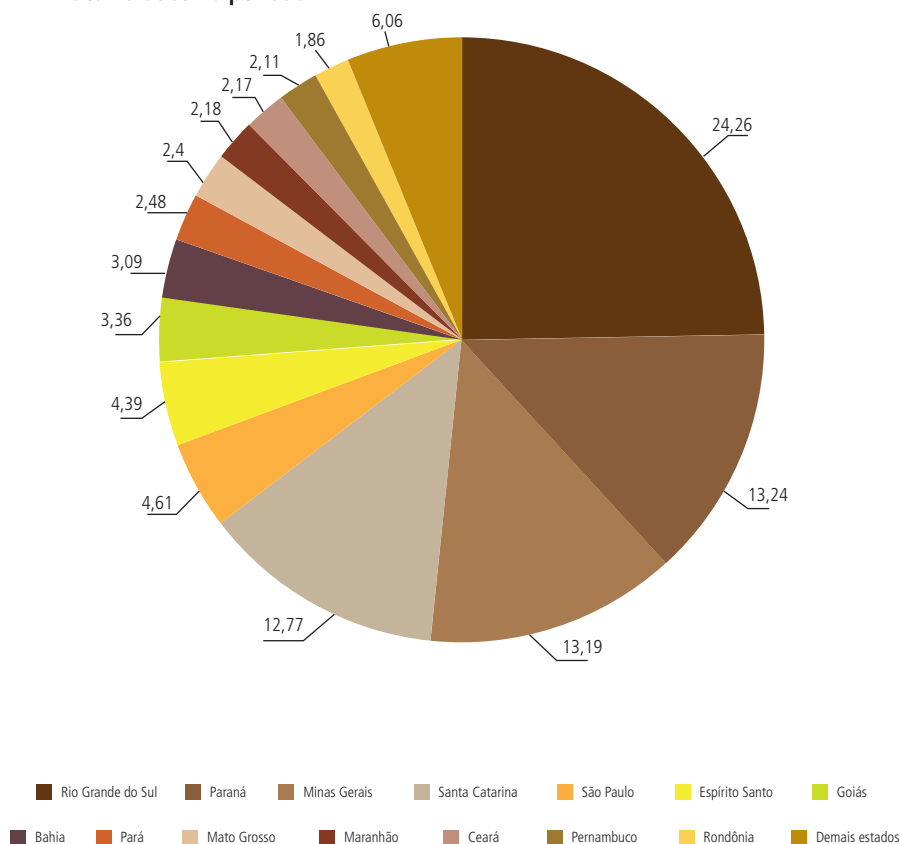
6.3 Concentração regional, participação de grupos e linhas do programa

O gráfico 10 toca no nervo da outra questão: a concentração excessiva na região Sul. Tomando-se a média dos financiamentos de 2007 a 2011,

vemos que o *share* dos sulistas ultrapassa 50%. Do ponto de vista desta crítica, a situação só vem piorando. A região Nordeste, que até 2007 era a segunda região que mais concentrava recursos alocados pelo PRONAF, foi ultrapassada depois pelo Sudeste. Ou seja, o programa tem contribuído para acentuar as desigualdades regionais no país.

GRÁFICO 10

Participação percentual de cada estado da Federação no total de empréstimos concedidos pelo PRONAF (2007-2011). Estimativa em termos dos valores acumulados no período



Fonte: Martins (2012).

Elaboração do autor.

A concentração nos estados do Sul traduz uma distorção do programa ainda não devidamente enfrentada: ele se concentra na agricultura familiar mais capitalizada e com forte integração no mercado, característica dos familiares do centro-sul do país. Também reflexo desta concentração nos

mais capitalizados, nota-se a presença forte das linhas dos agricultores mais ricos na distribuição do crédito; conforme se pode aferir pela participação majoritária dos grupos C e E, os quais, até a extinção deles em 2008 em troca de outra linha para os mais endinheirados, ficavam com aproximadamente 75% do crédito.

A tabela 9 mostra a participação percentual de cada um dos grupos e das linhas especiais do programa. Os empréstimos para o Grupo A são destinados à estruturação dos lotes dos assentados. Este grupo conheceu uma forte queda na participação em 2004 e 2007. Atualmente não ocupam nem 7% no valor das operações. O chamado Grupo A/C engloba os recém-assentados que já tenham contratado a primeira operação no Grupo A e que passam a contar com o crédito de custeio das atividades agropecuárias.

TABELA 9

Participação percentual de grupos e linhas especiais do PRONAF no total de crédito concedido pelo programa (1998-2012)

Grupos	A	B	A/C	C	D	E	Linhas especiais
1998	8,90			4,20	62,40		24,40
1999	14,66			13,78	62,14		9,42
2000	21,30	1,09	0,09	21,96	47,58		7,98
2001	15,33	2,47	0,37	26,72	41,26		13,85
2002	17,35	3,51	1,00	28,97	43,09		6,08
2003	14,22	3,53	1,29	27,62	45,55	6,95	0,84
2004	7,83	6,79	0,83	25,16	37,30	11,59	10,50
2005	8,00	7,30	0,60	24,30	37,60	13,30	8,90
2006	6,84	7,72	0,43	20,72	39,28	16,77	8,24
2007	3,72	6,22	0,34	15,19	39,84	19,99	14,69
2008	3,87	5,74	0,36	14,55	32,44	16,61	26,43
2009	4,41	4,33	0,24	3,10	8,66	2,23	77,03
2010	6,39	9,54	0,19	1,60	5,92	1,42	74,95
2011	6,39	9,54	0,19				83,88
2012	6,39	9,54	0,19				83,88

Fonte: 1998 – Nunes (2007); 1999-2007 – Aquino e Schneider (2010); 2008-2010 – Dieese (2011); 2011-2012 – Mantém-se a participação percentual de 2010 para efeito de cálculo, zerando-se as linhas extintas C, D e E. Embora extintas em 2008, estas linhas mantêm participação em razão das renovações de contratos já firmados.

Seria de se esperar que a tendência deste grupo fosse a de superar em volume os montantes do Grupo A na medida em que os assentados vão sendo progressivamente beneficiados pelo apoio na estruturação dos lotes.

No entanto, apenas até 2003 crescera a participação dos A/C, com um impressionante decréscimo subsequente desse grupo, chegando próximo a zerar em 2010. No Grupo B, já apresentado, estão os familiares tradicionais, porém pobres. Os mais pobres! Recebem crédito de investimento e de custeio. Os primeiros destinam-se a atividades agropecuárias e não agropecuárias desenvolvidas no meio rural. As operações de custeio para o grupo limitam-se ao plantio de mamona ou a atividades não agropecuárias. Em que pesem os percalços já apontados, o grupo conheceu alguma expansão e em 2010 já participa com quase 10% do valor dos contratos. Percentual modesto em se tratando de um programa de crédito de cunho social e fortemente subsidiado. O Grupo C, até seu desaparecimento, vinha oscilando a participação entre 21% e 29%. A participação do Grupo D oscilou de 62,4%, em 1998, para 39,8% em 2007. O Grupo E, criado em 2003, alcançou 20% em 2007. Todos os três destinam-se aos familiares mais capitalizados e oferecem crédito de investimento e de custeio para produção agropecuária, turismo rural, artesanato e outras atividades do meio rural. As linhas especiais estão listadas nas tabelas 5 e 6.

7 CONCLUSÃO

A seção anterior mostrou que o objetivo (1) do PRONAF foi bem atendido, pois, os desembolsos cresceram muito nesses dezoito anos. Muito embora em termos de reais constantes o crescimento não tenha sido tão extraordinário. Também está cumprido o objetivo (2), pois o destino do financiamento está bem distribuído entre custeio e investimento. O objetivo (3) preocupa, pois o tamanho médio dos contratos nos parece relativamente grande. Quanto ao objeto (4) o programa não direcionou uma fração maior do crédito rural do país, como um todo, para o segmento familiar. Mas há de se considerar que o crédito geral se expandiu muito. O objetivo (5), de uma participação equilibrada de todas as faixas de renda de mutuários, também preocupa, pois, os contratos de valor maior estão mais presentes que os pequenos contratos. De fato, os pobres rurais não possuem uma participação significativa e crescente nas iniciativas de crédito. O objetivo (6) parece bem atendido, pois o programa tem conseguido repassar os recursos disponíveis, os contratos estão sendo feitos num volume adequado. O objetivo (7) é bem contemplado, com os baixos níveis de inadimplência entre os tomadores de crédito. O objetivo (8) é atendido apenas parcialmente, pois, o programa ainda não atende a todos os municípios do Brasil. O alcance do objetivo (9)

preocupa, pois, o número de famílias beneficiadas pelas ações de crédito vem caindo bastante nos últimos anos. Quanto ao objetivo (10) de integrar as mulheres, aumentando-se a presença delas entre os mutuários do programa, vem-se conseguindo algum progresso. Embora a participação delas ainda seja modesta. O objetivo (11) não é atendido, pois, o crédito pronafiano mantém uma distribuição desproporcional entre as lavouras familiares. O objetivo (12) também não foi conquistado devido à excessiva concentração das operações nos estados do Sul do Brasil. E finalmente quanto ao objetivo (13), da participação equilibrada dos grupos e das linhas especiais do PRONAF no total de crédito concedido pelo programa, parece haver uma expressiva concentração do crédito em atender aos mais ricos em detrimento do público dos mais necessitados.

O PRONAF se tornaria uma iniciativa de crédito rural popular financeiramente autossustentável caso se passasse a cobrar do mutuário do programa taxas anuais de juros médias de 16,25%, ou 1,26% ao mês. Esta taxa é bem menor que a taxa do crédito consignado ou de qualquer operação de empréstimo tradicional junto ao sistema bancário. O fato de o programa cobrar, em média, apenas 1,88% de juros anuais ao mutuário do crédito rural familiar *custou para a sociedade mais de 4,1 bilhões de reais em 2012*.

É claro que toda avaliação de programa deveria terminar com a apresentação de claras recomendações para o futuro. Em vez de fazer recomendações pontais, no entanto, recomenda-se que se pense no que a sociedade deseja para o programa nos próximos anos. Quais são os objetivos fundamentais a serem alcançados com a iniciativa de crédito e outras formas de apoio associadas ao agricultor familiar brasileiro? Qual a prioridade? Qual é o aumento da renda da agricultura familiar? E o aumento da produção da agricultura familiar? O aumento do nível tecnológico da agricultura familiar? Deram-se condições para que a agricultura familiar se torne comercial ou não familiar? Para fixar o homem no campo e diminuir a chance de êxodo rural? Sem uma discussão desses critérios, fica muito difícil fazer recomendações. Não se pode dizer que o programa está dando errado, mas o alto custo do subsídio, implícito nas taxas de juros cobradas ao tomador final, de fato, deveria preocupar a sociedade.

Por fim, chama-se a atenção para a necessidade de estudos capazes de mensurar os benefícios do PRONAF, de forma a permitir análises de custo-benefício da política, ou ainda, de estudos capazes de investigar custos

de políticas alternativas que permitam atingir os mesmos objetivos esperados para o PRONAF, de forma a permitir análises de custos *versus* efetividade das políticas, comuns quando se reconhece a impossibilidade ou extrema dificuldade de se avaliar os benefícios.

ABSTRACT

The paper makes a detailed measure of the costs associated with subsidies to loans from the National Program for Strengthening Family Farming (PRONAF). Thus, critically examines the issue of costs, direct and indirect, associated with the initiative to provide cheap credit to a specific segment of the rural people. It concludes with an assessment that highlights the high level of subsidies involved in. It also discusses some indicators for assessing the benefits of the program and impact assessment. The discussion centers on issues of scope and depth of a rural credit program.

Keywords: family farming; PRONAF; subsidies; cost; benefits

REFERÊNCIAS

AGRICULTURA FAMILIAR. Disponível em: <<http://www.leite.pr.gov.br/arquivos/File/3sem/pronaf.pdf>>. Acesso em: mar. 2013.

AQUINO, J. R.; SCHNEIDER, S. (Des)caminhos da política de crédito do PRONAF na luta contra a pobreza e a desigualdade social no Brasil rural. In: I CONFERÊNCIA NACIONAL DE POLÍTICAS PÚBLICAS CONTRA A POBREZA E A DESIGUALDADE, Natal-RN, 2010. **Anais...** Natal: UFRN, 10-12 nov. 2010.

BB – BANCO DO BRASIL. **Relatório da Administração 2007**. Brasília, 2008.

_____. **Demonstrações contábeis**, 1T07-1T12. Brasília, 2012a.

_____. **Relatório anual**, 2005-2011. Brasília, 2012b.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Anuário estatístico do crédito rural** – vários anos. Brasília, de 2000 a 2012.

_____. **Relatório da administração** – vários anos. Brasília: de 1998 a 2013.

_____. Boletim do Banco Central do Brasil. **Relatório mensal**. Brasília, DF: BCB, dez. 1996-dez. 2012.

BANCOOB – BANCO COOPERATIVO DO BRASIL S.A. **Relatório anual**. Brasília: BANCOOB, de 2008 a 2010.

_____. **Demonstrações contábeis**. Brasília: BANCOOB, 31 dez. 2012.

BASA – BANCO DA AMAZÔNIA S.A. **Prestação de contas**, 2006-2007. Brasília, 2008.

_____. **Relatório da administração**. Exercícios. Brasília, de 2008 a 2012.

BELIK, W. Pronaf: avaliação da operacionalização do programa. *In*: CAMPANHOLA, C.; SILVA, J. G. (Ed.). **O novo rural brasileiro**: políticas públicas. Jaguariúna: Embrapa, 2000. v. 4.

BITTENCOURT, G. A. **Abrindo a caixa preta**: o financiamento da agricultura familiar no Brasil. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2003.

BNB – BANCO DO NORDESTE DO BRASIL. **Balanço social 2011**, 2012.

BNDES – BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. **Evolução do desembolso**, 2009-2012. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/bndes/bndes_pt/Institucional/Relacao_Com_Investidores/Desempenho/>. Acesso em: mar. 2013.

CONTI, B. M.; ROITMAN, F. B. PRONAF: uma análise da evolução das fontes de recursos utilizados no programa. **Revista do BNDES**, n. 35, jun. 2011.

CORRÊA, V. P.; CABRAL, M. S. PRONAFcrédito: programa de crédito compensatório para a agricultura familiar? Algumas indicações de distorções. **Revista econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, p. 898-920, n. especial, nov. 2001.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS; NEAD – NÚCLEO DE ESTUDO AGRÁRIO E DESENVOLVIMENTO RURAL; MDA – MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO AGRÁRIO. **Estatísticas do Meio Rural 2010-2011**. 4. ed., São Paulo: Dieese/NEAD/MDA, 2011.

EMATER/RS. **Crédito rural – PRONAF**: plano de safra 2008/2009.

_____. Relatório PRONAF. Resultados da etapa Paraná. Instituto Brasileiro de Análises Sociais e Econômicas, out. 2006.

FEIJÓ, R. L. C. **O programa nacional de apoio à agricultura familiar**: um estudo sobre seus custos, benefícios e em questões de desenho institucional. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Ribeirão Preto, 2004.

_____. Programa nacional de fortalecimento da agricultura familiar: um estudo sobre seus custos e benefícios. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 35, n. 3, p. 379-416, dez. 2005.

FERREIRA, C. H.; RIGHI, G. M. **Crédito rural – PRONAF**: plano de safra 2008/2009. Porto Alegre: Emater, 2008.

MAIA, G. B. S.; BASTOS, V. D.; CONTI, B. B. O PRONAF B e o financiamento agropecuário nos territórios da cidadania do semiárido. **Revista do BNDES**, v. 37, p. 177-216, jun. 2012.

MARTINS, T. O cooperativismo de crédito e o financiamento da agricultura familiar do município de Crissiumal. Monografia (Graduação) – Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul (Unijuí), Santa Rosa, 2012.

MDA – MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO AGRÁRIO. **Plano de safra da agricultura familiar**: 2008-2012. Brasília, DF: Mapa, 2008-2012.

_____. **Evolução histórica do PRONAF**. Disponível em: <<http://portal.mda.gov.br/portal/saf/programas/pronaf/2259286>>. Acesso em: mar. 2013.

_____. **Plano de safra da agricultura familiar**, 2004-2005. Disponível em: <http://www.fetraece.org.br/download/ps_20042005.pdf>. Acesso em: mar. 2013.

_____. **Plano de safra da agricultura familiar** – vários anos: 2006-2007, 2008-2009, 2009-2010, 2011-2012, 2012-2013. Disponível em: <<http://www.faespsenar.com.br/faesp/pagina/exibe/%20assuntos/politica-agricola/157-58>>. Acesso em: jun. 2014.

NUNES, S. P. O crédito rural do PRONAF e os recentes instrumentos de política agrícola para a agricultura familiar. **Conjuntura agrícola** (boletim eletrônico), n. 156, fev. 2007. Disponível em: <<http://www.deser.org.br/documentos/imagem/Pronaf.pdf>>.

PORTAL DO COOPERATIVISMO DE CRÉDITO. **Cooperativas de crédito no Brasil**. Disponível em: <<http://cooperativismodecredito.com.br/news/category/cooperativas-de-credito-no-brasil/resultados-divulgados/>>. Acesso em: mar. 2013.

_____. **SICOOB vai liberar cerca de R\$ 5 bilhões para safra 2012/2013**. Disponível em: <<http://cooperativismodecredito.com.br/news/tag/credito-rural/>>. Acesso em: mar. 2013.

SÁ, H. D. F. **Engenharia financeira do PRONAF**: reflexões sobre os arranjos adotados. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2009.

SAF – SECRETARIA DA AGRICULTURA FAMILIAR; MDA – MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO AGRÁRIO. **Relatório de gestão**. Brasília: SAF/MDA, abr. 2009.

_____. **Relatório de Gestão**. Brasília: mar./abr. 2010.

SARON, F. A.; HESPANHOL, A. N. O PRONAF e as políticas de desenvolvimento rural no Brasil: o desafio da (re)construção das políticas de apoio à agricultura familiar. **Geo UERJ**, Rio de Janeiro, ano 14, v. 2, n. 23, 2012.

SCHNEIDER, S.; MATTEI, L.; ADEMIR, A. C. Histórico, caracterização e dinâmica recente do PRONAF. In: SCHNEIDER, S.; SILVA, M. K.; MARQUES, P. E. M. (Org.). **Políticas públicas e participação social no Brasil rural**. Porto Alegre: UGRGS, 2004. p. 21-50.

SICREDI – SISTEMA DE CRÉDITO COOPERATIVO. Relatório anual. **Demonstrações financeiras consolidadas em IFRS** – vários anos, de 2009 a 2011.

Sicredi projeta liberar R\$ 3,8 bilhões aos produtores. Disponível em: <<http://www.eamambai.com.br/site/eamambai/news/3719.html>>. Acesso em: mar. 2013.

SILVA, E. R. A. **Programa nacional de fortalecimento da agricultura familiar:** relatório técnico das ações desenvolvidas no período 1995/1998. Brasília: Ipea, ago. 1999 (Texto para Discussão, n. 664).

SILVA, F. F. **Distribuição de crédito para a agricultura familiar:** um estudo do PRONAF a partir de um indicador de desenvolvimento rural. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2006.

SOUZA, J. M. P.; VALENTE JÚNIOR, A. S. Análise das liberações dos recursos do PRONAF – descentralização das aplicações do crédito rural? *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL (Sober). Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza: Sober, 2005.

STEFANELLO, E.; FREITAS, C. A.; STADUTO, J. A. R. **Avaliação do desempenho financeiro dos bancos cooperativos no Brasil.** [s.d.]. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/12/06O341.pdf>>.

YARON, J.; BENJAMIN, M.; PIPREK, G. L. Rural finance: issues, design, and best practices. **Environmentally and socially sustainable development studies and monographs series**, Washington, D.C, n. 14, 1997.

(Originais submetidos em agosto de 2013. Última versão recebida em junho de 2014. Aprovada em julho de 2014.)

APÊNDICE A

TABELA A.1

Empréstimos globais de bancos e cooperativas que operam no PRONAF. Inclui todas as operações, dentro e fora do programa

(Em R\$ mil)

Ano	BCB	BANCOOB	Bansicredi	Basa	BB	BNB	BNDES
1995	32.322.712				33.966.000	4.896.000	
1996	32.742.833				25.717.000	6.558.800	
1997	33.162.954		10.000		26.081.000	8.389.400	13.836.735
1998	31.413.333	18.000	20.000		28.544.000	10.900.800	19.416.603
1999	36.366.899	89.000	85.000	2.332.000	29.006.000	13.442.300	20.000.000
2000	36.205.134	146.000	255.000	2.970.700	36.013.000	14.185.900	23.400.000
2001	32.867.657	230.000	345.000	3.609.400	40.225.000	14.405.400	25.700.000
2002	28.650.868	435.000	414.500	3.932.500	51.470.000	15.679.000	38.200.000
2003	23.971.181	540.000	505.000	4.949.400	65.591.000	15.866.000	35.100.000
2004	19.827.997	597.000	595.500	6.504.400	74.823.000	18.454.000	40.000.000
2005	21.036.295	732.000	686.000	7.578.900	85.942.000	22.247.000	47.100.000
2006	21.615.930	1.064.000	776.500	3.358.900	113.858.000	19.967.000	52.300.000
2007	23.803.245	1.419.000	867.000	3.035.200	138.817.000	22.999.000	64.900.000
2008	29.910.234	1.622.000	957.500	3.983.800	209.693.000	28.935.000	92.200.000
2009	28.964.668	2.418.000	3.755.189	6.159.200	283.560.000	20.847.300	137.400.000
2010	39.073.828	3.330.000	5.376.704	3.838.800	341.051.022	21.392.400	168.400.000
2011	45.309.796	2.534.773	7.266.586	4.446.300	403.973.596	21.054.000	139.700.000
2012	58.263.747	3.235.762	8.977.557	8.674.100	454.725.025	21.223.200	156.000.000

Fonte: BCB – 1995-1997: estimativas do autor, 1998-2012: BCB (1998-2012). Item empréstimos e recebíveis dos ativos financeiros do BCB/créditos a receber. BANCOOB – 1995-2012: BANCOOB (2012). Bansicredi – 1997-2001: Stefanello, Freitas e Staduto (s.d.), 2002-2008 e 2012: estimativa do autor, 2009-2011: Sicredi (de 2009 a 2011). Basa – 1999: estimativa do autor, 2000-2012: Basa (exercícios de 1996 a 2012). BB – 1995-2007: BB (2007), 2008-2012: BB (2012a). BNB – 1995-2011: BNB (2012). 2012: estimativa do autor. BNDES: 1997-2012: Evolução do desembolso do BNDES 2009-2012. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/bndes/bndes_pt/Institucional/Relacao_Com_Investidores/Desempenho/>. Acesso em: mar. 2013.

TABELA A.2

Lucro líquido anual dos bancos (*patrimônio líquido* multiplicado pela taxa de certificado de depósito interbancário (CDI) para o BCB)

(Em R\$ mil)

Ano	BCB	BANCOOB	Bansicredi	Basa	BB	BNB	BNDES
1995	1.415.378					21.100	982.358
1996	757.627			40.700	-7.526.000	42.000	912.079
1997	727.489			18.800	574.000	67.000	822.559
1998	901.116	350	385	24.600	870.000	74.000	810.000
1999	796.917	699	769	74.300	843.000	75.000	682.000
2000	601.386	2.082	2.290	51.000	974.000	57.000	867.000
2001	909.130	3.191	3.510	40.500	1.082.000	-2.543.000	802.000
2002	1.003.629	5.329	5.862	170.600	2.028.000	161.000	550.000
2003	1.638.574	7.100	7.810	292.900	2.381.000	85.000	1.038.000
2004	1.647.038	9.295	10.225	114.800	3.024.000	152.000	1.498.000
2005	1.672.475	8.804	9.684	252.400	4.154.000	157.400	3.202.000
2006	1.044.148	16.504	18.154	167.100	6.044.000	202.700	6.331.000
2007	118.935	13.504	14.854	37.751	5.058.000	220.000	7.314.000
2008	1.761.158	-11.085	19.993	84.518	8.803.000	421.000	5.313.000
2009	1.984.976	19.088	25.131	26.300	10.148.000	459.000	6.735.000
2010	1.556.039	31.109	33.530	142.200	11.703.000	313.600	9.913.000
2011	2.183.322	31.085	53.819	78.600	12.126.000	314.800	9.000.000
2012	1.807.354	53.040	34.900	165.900	12.205.000	316.000	8.183.000

Fonte: BCB – Para *patrimônio líquido*: 1995-1997: estimativas do autor, 1998-2012: BCB (1998-2012). Item empréstimos e recebíveis dos ativos financeiros do BCB/créditos a receber. Para as *taxas CDI*, ver tabela 5. BANCOOB – 1998-2004: BANCOOB (2008-2010). Bansicredi – 1998-2008: estimativas do autor, 2009-2011: Stefanello, Freitas e Staduto (s.d), 2012: Portal do Cooperativismo de Crédito. Disponível em: <<http://cooperativismodecredito.com.br/news/category/cooperativas-de-credito-no-brasil/resultados-divulgados/>>. Basa – 1999: estimativa do autor, 2000-2012: Basa (exercícios de 1996 a 2012). BB – 1996-2007: BB (2007), 2008-2012: BB (2012a). BNB – 1995-2011: BNB (2012). 2012: estimativa do autor. BNDES: 1995-1996: estimativas do autor, 1997-2012: Evolução do desembolso do BNDES 2009-2012. Disponível em: <http://www.bnades.gov.br/SiteBNDES/bndes/bndes_pt/Institucional/Relacao_Com_Investidores/Desempenho/>. Acesso em: mar. 2013.

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.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Luciana Bastos Dias

Luciana Nogueira Duarte

Miriam Nunes da Fonseca

Vivian Barros Volotão Santos (estagiária)

Editoração eletrônica

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Nathália de Andrade Dias Gonçalves (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than
Portuguese published herein have not been proofread.*

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond 11/13,2 (texto)
Frutiger 47 (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso off-set 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro - RJ

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de
Assuntos Estratégicos