

NÚMERO ESPECIAL: 40 ANOS DA PPE

APRESENTAÇÃO

40 ANOS DA PPE

Octavio Augusto Fontes Tourinho

NOTA DOS EDITORES

UMA ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO DOS ARTIGOS PUBLICADOS NA PPE POR ÁREA DE ESTUDO DA ECONOMIA

IMPACTOS MACROECONÔMICOS DA COBRANÇA PELO USO DA INFRAESTRUTURA PÚBLICA NO BRASIL

Ricardo A. de Castro Pereira
Pedro Cavalcanti Ferreira

UMA AVALIAÇÃO DO IMPACTO DA QUALIDADE DA CRECHE NO DESENVOLVIMENTO INFANTIL

Ricardo Paes de Barros
Mirela de Carvalho
Samuel Franco
Rosane Mendonça
Andrezza Rosalém

RESULTADO ESTRUTURAL E IMPULSO FISCAL: UMA APLICAÇÃO PARA AS ADMINISTRAÇÕES PÚBLICAS NO BRASIL – 1997-2010

Bernardo Patta Schettini
Raphael Rocha Gouvêa
Rodrigo Octávio Orair
Sérgio Wulff Gobetti

FLUTUAÇÕES E PERSISTÊNCIA NA POBREZA: UMA ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO TRANSITÓRIA-CRÔNICA PARA O BRASIL

Rafael Perez Ribas
Ana Flavia Machado
André Braz Gogher

IMPACTOS DA POLÍTICA DE DESENVOLVIMENTO PRODUTIVO NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL

Daniel Arruda Coronel
Antônio Carvalho Campos
André Filipe Zago de Azevedo
Fátima Marília Andrade de Carvalho

pesquisa e planejamento econômico - ppe

ipea

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

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

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

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

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

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

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

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

NÚMERO ESPECIAL: 40 ANOS DA PPE

SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO 163

40 ANOS DA PPE 165

Octavio Augusto Fontes Tourinho

Nota dos Editores

UMA ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO DOS ARTIGOS

PUBLICADOS NA PPE POR ÁREA DE ESTUDO DA ECONOMIA 171

IMPACTOS MACROECONÔMICOS DA COBRANÇA

PELO USO DA INFRAESTRUTURA PÚBLICA NO BRASIL 181

Ricardo A. de Castro Pereira

Pedro Cavalcanti Ferreira

UMA AVALIAÇÃO DO IMPACTO DA QUALIDADE

DA CRECHE NO DESENVOLVIMENTO INFANTIL 211

Ricardo Paes de Barros

Mirela de Carvalho

Samuel Franco

Rosane Mendonça

Andreza Rosalém

RESULTADO ESTRUTURAL E IMPULSO FISCAL:

UMA APLICAÇÃO PARA AS ADMINISTRAÇÕES

PÚBLICAS NO BRASIL – 1997-2010 231

Bernardo Patta Schettini

Raphael Rocha Gouvêa

Rodrigo Octávio Orair

Sérgio Wulff Gobetti

FLUTUAÇÕES E PERSISTÊNCIA NA POBREZA:

UMA ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO

TRANSITÓRIA-CRÔNICA PARA O BRASIL 285

Rafael Perez Ribas

Ana Flavia Machado

André Braz Gogher

IMPACTOS DA POLÍTICA DE DESENVOLVIMENTO

PRODUTIVO NA ECONOMIA BRASILEIRA:

UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL 335

Daniel Arruda Coronel

Antônio Carvalho Campos

André Filipe Zago de Azevedo

Fátima Marília Andrade de Carvalho

APRESENTAÇÃO

Em 2011, *Pesquisa e Planejamento Econômico* (PPE) completa 40 anos de existência. Para celebrar essa data, estamos publicando um número especial da revista com cinco artigos selecionados após chamada divulgada pelo Corpo Editorial, que estimulava a submissão de trabalhos sobre temas de destaque na história da publicação que permanecessem relevantes nos dias atuais. Agradecemos a todos os autores que nos deram a honra de receber seus trabalhos para apreciação, e parabenizamos aqueles cujos artigos foram selecionados para compor o número especial.

Na abertura deste número especial, apresentamos também duas notas que discorrem sobre a história da PPE. Na primeira, o mais longo editor de nossa revista, Octavio Augusto Fontes Tourinho, nos honra com seu depoimento sobre o funcionamento e a contribuição da PPE para o desenvolvimento do conhecimento científico em economia no Brasil. Na segunda nota, os editores da PPE apresentam a evolução histórica da distribuição dos artigos publicados na revista entre as principais áreas da economia, procurando relacioná-la com os principais acontecimentos da economia brasileira.

Aproveitamos esta oportunidade para expressar nossos agradecimentos e homenagens a todos aqueles que, ao longo dessas quatro décadas, contribuíram para fazer da PPE um dos principais veículos de divulgação de pesquisas teóricas e empíricas sobre os problemas socioeconômicos brasileiros. Em particular, agradecemos a inestimável colaboração de nossos autores e pareceristas e o empenho e dedicação dos editores que nos precederam à frente de PPE: Hamilton Carvalho Tolosa, Carlos von Doellinger, Claudio Roberto Contador, Paulo Vieira da Cunha, Pedro Sampaio Malan, Régis Bonelli, Claudio Monteiro Considera, Gervásio Castro de Rezende, Eustáquio José Reis, Elcyon Caiado Rocha Lima, Lauro Roberto Albrecht Ramos e Octavio Augusto Fontes Tourinho. Estendemos também nossos agradecimentos e parabéns a todos os colaboradores que, com seu esforço e capacidade, têm permitido manter o alto padrão editorial de nossa revista, em particular à equipe do Setor Editorial do Ipea e a Francisca Angélica Ferreira de Barros, que durante tantos anos serviu à PPE com dedicação e eficiência.

Marco Antônio F. de H. Cavalcanti
Maurício Cortez Reis

Editores

40 ANOS DA PPE

Octavio Augusto Fontes Tourinho*

Em 2011, a revista *Pesquisa e Planejamento Econômico* (PPE) completa 40 anos de existência. Durante essas quatro décadas ela vem dando uma contribuição de valor inestimável ao desenvolvimento do conhecimento científico em economia no Brasil, atuando como um dos principais veículos de disseminação de estudos acadêmicos na área. Indexada pelas mais importantes publicações de referência internacionais,¹ a PPE é reconhecida como um dos mais respeitados canais de divulgação da profissão no Brasil, pois ocupa o nível A na classificação da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) (Qualis) para as revistas brasileiras de economia.

A revista atingiu esse nível graças a um processo sistemático e consistente de exame, feito por membros da comunidade acadêmica com reputação estabelecida na área, dos artigos que recebe para publicação. Como nas outras principais revistas técnicas, a revisão acadêmica não visa apenas selecionar os artigos, mas melhorá-los. A maioria dos pareceres incluiu sugestões aos autores no sentido de esclarecer, corrigir, estender ou eliminar partes dos artigos, visando aprimorá-los.

Desde 1971 foram publicados mais de 800 estudos teóricos ou empíricos sobre uma ampla gama de temas referentes aos problemas econômicos brasileiros. Com periodicidade quadrimestral, cada edição é composta de cinco ou seis artigos, perfazendo cerca de 200 páginas impressas.

O impacto da PPE no desenvolvimento da literatura técnica em economia no Brasil tem sido grande. Isto se constata em Azzoni (2001), que avalia o desempenho das revistas técnicas brasileiras de economia no período 1970-2001 usando como métrica o número de citações recebidas pelos artigos saídos em cada uma nos cinco anos seguintes à publicação. Lá se verifica que a PPE recebeu o maior número de citações naquele período, correspondentes a 34,9% do total. Considerando dados apenas até 1998, Azzoni (2000) mostra que o número médio de citações dos artigos publicados na PPE nas décadas de 1970 e 1980 foi superior a 1, bem maior que qualquer outra revista, passando para cerca de metade disto no início da década de 1990. Desde meados da década de 1990, entretanto, a proeminência da PPE relativamente às outras revistas se diluiu, e seus índices de impacto se aproximaram daqueles das outras principais revistas nacionais.

* Professor titular da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ).

1. *Journal of Economic Literature Index, Social Sciences Index, American Political Science Review, EconLit e Social Science Research Network (SSRN).*

Em 1995, quando a PPE completou 25 anos, Edmar Bacha fez uma síntese dos aspectos principais que marcaram sua evolução até então. Apontou o seu papel na consolidação do rigor científico na discussão de temas econômicos no Brasil, e como canal de divulgação dos estudos dos economistas do Ipea. Sua característica de canal preferencial para a pesquisa empírica, que encontrasse aplicação na melhora da realidade econômica do país, se desenvolveu neste período. A seguir são sintetizados os principais aspectos do desenvolvimento da PPE a partir do seu 25º aniversário.

1 O FUNCIONAMENTO DA REVISTA

O funcionamento da revista é regulado por um regimento. O primeiro foi editado em abril de 1991 e vigorou até maio de 2003, quando foi revisto. Apesar de a PPE ser editada pelo Ipea, é o seu Corpo Editorial que se responsabiliza por todas as decisões quanto ao conteúdo. Portanto, ele atua também como Conselho Científico da revista. Até a reforma do regimento, em 2003, não havia membros externos ao Ipea entre os integrantes do Corpo Editorial. Eles foram introduzidos naquela ocasião para aumentar a representação da comunidade acadêmica na direção da revista e atender a uma recomendação da Capes/CNPq.

Os textos submetidos para publicação são inicialmente avaliados pelo editor quanto à sua inserção na política editorial da revista. Aqueles aceitos para apreciação são submetidos a pelo menos dois pareceristas de conhecimento amplamente reconhecido no tema no qual o artigo se insere. Tanto o autor permanece anônimo para os pareceristas, como aqueles para este.

As contribuições dos pesquisadores do Ipea são processadas exatamente do mesmo modo que aquelas de pesquisadores da comunidade acadêmica, não se oferecendo nenhum privilégio aos economistas “da casa”. No conjunto dos artigos publicados nos últimos 15 anos, apenas cerca de 16% contavam com pesquisadores do Ipea entre os autores. Verifica-se portanto que, apesar de conservar sua característica de veículo preferencial para divulgação da produção do Ipea, a PPE é de fato um patrimônio da academia brasileira em economia como um todo.

Os artigos podem ser submetidos em português ou inglês, mas são publicados apenas em português. O Corpo Editorial debateu em várias ocasiões a conveniência de publicar artigos também em inglês, mas optou por não fazê-lo. Pesou aí o fato de a PPE ser editada por um órgão do governo brasileiro, e a percepção de que isto facilitaria a divulgação do tipo de artigo que representa a marca registrada da revista: os estudos aplicados sobre a economia brasileira. Outro aspecto que pesou naquela decisão diz respeito à qualidade editorial, que seria muito difícil de assegurar numa língua estrangeira. Contudo, essa questão vem sendo novamente discutida no âmbito do Corpo Editorial e, diante da crescente necessidade de diálogo com

a comunidade acadêmica internacional e das maiores facilidades para revisão de textos em língua estrangeira propiciadas pela internet, é possível que a PPE passe a publicar artigos também em inglês.

Em abril de 2004 a revista solicitou ao CNPq apoio para o seu projeto de informatização, no âmbito do Programa de Apoio a Publicações Científicas daquele órgão, e recebeu em dezembro do mesmo ano recursos para aquisição de equipamentos e implantação do sistema para disponibilizar a revista na *web* e acompanhamento de sua editoria *on-line*. Adotou-se um *software* livre de editoração eletrônica de revistas denominado *Open Journal Systems*.² Sua implementação ocorreu ao longo do ano de 1995 e ficou a cargo do Serviço de Informática do Ipea. A PPE foi pioneira entre as revistas de economia do Brasil nesta iniciativa, depois adotada pela maioria de suas congêneres.

O projeto de informatização se revelou um sucesso, na medida em que agilizou o processamento dos artigos e aumentou em muito a divulgação dos artigos publicados na PPE. Atualmente, todos os artigos publicados desde o início da PPE estão disponíveis sem restrições na *web-page* da revista.

2 CONTEÚDO E POLÍTICA EDITORIAL

A revista só analisa, com vistas à eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior, que contribuam de modo significativo para o avanço do conhecimento científico do tema a que se refere. Cabe ressaltar que as contribuições não precisam ser metodológicas; a replicação para o Brasil de metodologia usada no exterior pode ser aceita, desde que contribua para a melhor compreensão da realidade econômica brasileira.

Deve-se destacar que a revista nunca rejeitou ou aceitou artigos tendo a ideologia como critério. Sempre foi uma revista plural, e frequentemente publicou artigos cujas conclusões colocavam em questão a visão oficial do governo, ou aquela dominante na profissão. O elemento fundamental na avaliação dos artigos submetidos sempre foi a argumentação lógica, a consistência metodológica, e o embasamento da sua abordagem no estado da arte da literatura econômica da área. O único compromisso sempre foi a qualidade, avaliada através da escolha de pareceristas competentes e compromissados com a excelência acadêmica.

Os artigos, em sua maioria, focaram a experiência brasileira e, de modo geral, tiveram uma preocupação aplicada. Os principais temas abordados e a quantidade dos artigos sobre cada um são mostrados no quadro 1.³

2. Disponível em: <<http://pkp.sfu.ca/?q=ojs>>

3. Há alguma subjetividade na classificação dos artigos, e o quadro em questão visa apenas dar uma ideia geral da sua distribuição por temas.

QUADRO 1

Distribuição dos artigos por tema

Código JEL	Tema	% do total
E	Macroeconomia e economia monetária	16,9
F	Economia internacional	15,1
J	Economia do trabalho e demografia	12,4
L	Organização industrial	9,5
I	Economia da saúde, educação e bem-estar	8,4
Q	Economia agrícola e meio ambiente	8,0
H	Economia do setor público	7,4
O	Desenvolvimento econômico e crescimento	6,9
R	Economia urbana, rural e regional	4,5
B	História do pensamento econômico	2,8
N	História econômica	2,8
G	Finanças	2,0
C	Métodos matemáticos e quantitativos	1,6
D	Microeconomia	0,7
Y	Categorias diversas	0,5
A	Economia e ensino	0,3
K	Direito e economia	0,1
P	Sistemas econômicos	0,1
M	Administração de empresas	0,0

Fonte: Elaboração própria.

Faria (2010) calcula o número de citações dos artigos no Google Scholar (GS). O GS captura diferentes tipos de citações, que incluem aquelas em revistas acadêmicas, em textos para discussão, livros e muitos outros veículos, como artigos apresentados em conferências, revistas, relatórios etc. Segundo ele, a estatística do número de citações no GS dá uma ideia do impacto no público em geral, e não apenas na academia de um campo estreito de pesquisa, capturado pela número de citações em revistas acadêmicas. Portanto, aquele estudo complementa e estende a análise de Azzoni (2000, 2001), pois considera um indicador de impacto mais abrangente, e porque sua amostra inclui dados mais recentes.

Segundo ele, os dez artigos publicados na PPE mais citados desde 1990 são:⁴

- Bonelli, R.; Fonseca, R. *Ganhos de produtividade e de eficiência*, v. 28, 1998;
- Varsano, R. *A evolução do sistema tributário brasileiro*, v. 27, 1997;

4. Para mais detalhes, ver Faria (2010).

- Rossi, J.; Ferreira, P. *Evolução da produtividade industrial brasileira*, v. 29, 1999;
- Gomes, V.; Pessoa, S.; Veloso, F. *Evolução da produtividade total dos fatores*, v. 33, 2003;
- Rocha, S. *Do consumo observado à linha de pobreza*, v. 27, 1997;
- Pinheiro, A. *Impactos microeconômicos da privatização no Brasil*, v. 26, 1996;
- Saboia, J. *Desconcentração industrial no Brasil*, v. 30, 2000;
- Baumann, R. *Uma avaliação das exportações intrafirma do Brasil*, v. 23, 1993;
- Albernaz, A.; Ferreira, F.; Franco, C. *Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro*, v. 32, 2002;
- Moreira, M.; Najberg, S. *Abertura comercial: criando ou exportando empregos?*, v. 28, 1998.

Verifica-se na lista acima a prevalência de estudos aplicados à economia brasileira, a variedade de tópicos já observada no quadro 1, e a presença de alguns dos artigos mais citados (segundo o critério baseado no GS) dentre todos os publicados nas principais revistas acadêmicas brasileiras em economia (ver FARIA, 2010).⁵ Usando como métrica a proporção de citações totais em revistas acadêmicas, os artigos publicados pela PPE que atingiram maior penetração entre os economistas foram os de Rossi e Ferreira (1999) e Moreira e Najberg (1998), com 24%.

A lista seria diferente se fossem consideradas apenas as citações em revistas acadêmicas e, especialmente, se fosse levado em conta o fator de impacto delas, como em Issler e Pilar (2002). Uma indicação do peso das citações não acadêmicas é a proporção das citações totais do GS que ocorreram em revistas acadêmicas que, na PPE, foi de cerca de 16%, se excluídas as autocitações.⁶ No entanto, deve-se apontar que o índice de citações baseado no GS caminha no sentido da ampliação de escopo que se observa ao comparar Issler e Pilar (2002) e Issler e Ferreira (2004), pois este último trabalho considera teses, livros, capítulos de livros e documentos de trabalho ainda não publicados, além de artigos em periódicos com corpo editorial e pareceristas, para construir o seu índice de produtividade acadêmica.

5. *Economia Aplicada (EA)*, *Estudos Econômicos (EE)*, *Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)*, *Revista Brasileira de Economia (RBE)*, *Revista de Econometria (RE)*, e *Revista de Economia Política (REP)*.

6. Segundo Faria (2010), apenas 21% das citações no GS se referem a revistas acadêmicas, proporção que cai para 17% excluídas as autocitações, e apenas 5,5% são em revistas acadêmicas internacionais.

3 CONCLUSÃO

Ao longo dos últimos 40 anos, a PPE vem desempenhando um importante papel para o desenvolvimento da ciência econômica no Brasil, divulgando muitos dos principais trabalhos da produção acadêmica nacional e contribuindo para a consolidação do rigor metodológico como base para o debate de políticas públicas no país.

REFERÊNCIAS

AZZONI, C. R. Desempenho das revistas e dos departamentos de economia brasileiros segundo publicações e citações recebidas no Brasil. **Revista de Economia Aplicada**, São Paulo, v. 4, n. 4, p. 786-822, 2000.

_____. Onde vender o peixe? Repercussão das principais revistas brasileiras de economia na virada do século. **Revista de Economia Aplicada**, São Paulo, v. 5, n. 4, p. 884-894, 2001.

BACHA, E. 25 anos de PPE. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 1, p. 3-6, abr. 1995.

FARIA, J. R. Most cited articles published in Brazilian Journals of economics: Google Scholar rankings. **Revista Economia**, v. 11, p. 1-25, 2010.

ISSLER, J. V.; FERREIRA, R. C. Avaliando pesquisadores e departamentos de economia no Brasil a partir de citações internacionais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 34, p. 491-538, 2004.

_____; PILLAR, T. Mensurando a produção científica internacional em economia de pesquisadores e departamentos brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, p. 323-381, 2002.

NOTA DOS EDITORES

UMA ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO DOS ARTIGOS PUBLICADOS NA PPE POR ÁREA DE ESTUDO DA ECONOMIA

1 INTRODUÇÃO

Entre 1971 e 2010, foram publicados na revista *Pesquisa e Planejamento Econômico* (PPE) 888 artigos, na maioria estudos empíricos, cobrindo as mais diversas áreas da economia. Ao longo desses 40 anos, acreditamos que os trabalhos publicados na PPE tenham contribuído para o melhor entendimento dos problemas econômicos brasileiros, oferecendo subsídios para a formulação de políticas públicas mais eficientes, ou mesmo apresentando propostas para a implantação dessas políticas.

Ao longo desse período, o perfil dos artigos publicados mudou de maneira significativa, não apenas do ponto de vista metodológico, dada a incorporação de sucessivos avanços nas técnicas de investigação empírica adotadas, mas também no que se refere à distribuição dos temas estudados por área de conhecimento. Essas mudanças na composição dos temas por área de estudo refletem, em grande medida, os interesses despertados no país por cada assunto, tanto por motivos acadêmicos, quanto por demandas ligadas à discussão de políticas públicas. Neste texto, apresentamos um panorama histórico das mudanças na composição dos artigos publicados na revista entre as principais áreas da economia, procurando relacioná-las com os principais acontecimentos da economia brasileira.

2 CLASSIFICAÇÃO DOS ARTIGOS

Para analisar as alterações nas características dos trabalhos publicados na PPE nos últimos 40 anos, cada artigo foi classificado em uma das grandes áreas definidas a partir do código do *Journal of Economic Literature* (JEL), mostrado no quadro 1. A análise das alterações na composição dos artigos por área ao longo do tempo é feita através da divisão do período analisado em quatro décadas: 1971-1980, 1981-1990, 1991-2000 e 2001-2010.

Em muitas situações a área na qual o artigo deve ser classificado é razoavelmente clara. Outras vezes, porém, um mesmo artigo pode se enquadrar em mais de uma das grandes áreas definidas pelo código JEL. Optou-se, nesses casos, por atribuir a cada estudo uma única classificação, procurando escolher a categoria que melhor o representasse. Essa classificação exibe inevitavelmente algum grau de arbitrariedade, podendo refletir o julgamento dos autores deste texto quanto à área atribuída a artigos que abordam diferentes temas. Esse critério, no entanto, é importante para oferecer maior clareza na análise descritiva aqui apresentada. Pelo mesmo motivo,

são mostrados apenas resultados baseados na classificação mais agregada do código JEL, embora fosse possível classificar os artigos usando áreas mais específicas.

QUADRO 1

Classificação do código JEL

Código	Área
A	Economia e ensino
B	História do pensamento econômico e abordagens heterodoxas
C	Métodos matemáticos e quantitativos
D	Microeconomia
E	Macroeconomia e economia monetária
F	Economia internacional
G	Finanças
H	Economia do setor público
I	Economia da saúde, educação e bem-estar
J	Economia do trabalho e demografia
K	Direito e economia
L	Organização industrial
M	Administração de empresas, <i>marketing</i> e contabilidade
N	História econômica
O	Desenvolvimento econômico, tecnologia e crescimento
P	Sistemas econômicos
Q	Economia agrícola e economia do meio ambiente
R	Economia urbana, rural e regional
Y	Categorias diversas

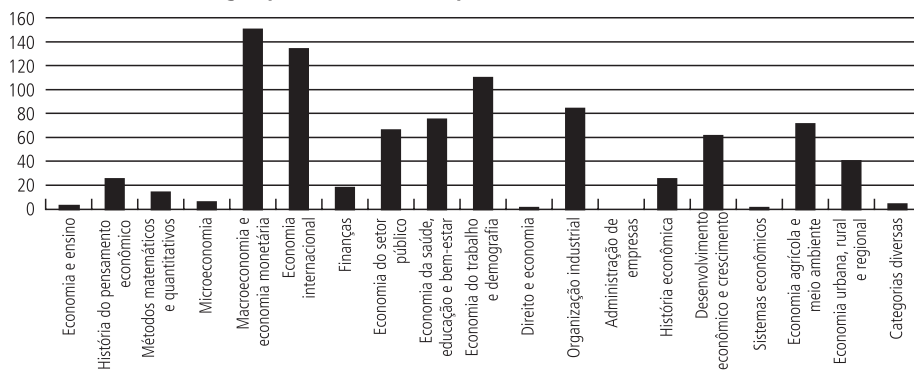
Fonte: Elaboração própria.

3 RESULTADOS

Antes de analisarmos as mudanças por período de tempo, o gráfico 1 mostra a distribuição por área de todos os artigos publicados na PPE ao longo dos últimos 40 anos, entre junho de 1971 e dezembro de 2010. Nesse período, dos 888 artigos publicados, 150 podem ser classificados na área de Macroeconomia e economia monetária, o que corresponde a 17% do total. A segunda área com mais estudos é Economia internacional, com 134 artigos publicados, 15% do total. Em terceiro lugar aparece a área de Economia do trabalho e demografia, com 110 artigos, 12,5% do total de artigos publicados nessas quatro décadas. Outras áreas de destaque são Organização industrial (9,5%), Economia da saúde, educação e bem-estar (8,5%), Economia agrícola e meio ambiente (8%) e Economia do setor público (7,4%). A predominância de estudos nas áreas de Macroeconomia e Economia internacional reflete naturalmente a importância dos fenômenos e eventos que moldaram a evolução da economia brasileira no período: de um lado, inflação crescente, desembocando em hiperinflação e sucessivos planos de estabilização

fracassados, até finalmente chegarmos ao Plano Real; de outro lado, sucessivas crises do balanço de pagamentos, choques externos e os processos de liberalização comercial e financeira. Essa distribuição de artigos por área de conhecimento, entretanto, não é constante ao longo do tempo. Como mostra a análise separada por décadas, as composições por área apresentam diferenças significativas entre os subperíodos considerados, com uma determinada década concentrando as análises em certos temas, enquanto outros períodos são dominados por assuntos distintos.

GRÁFICO 1
Número de artigos publicados na PPE por área – 1971-2010



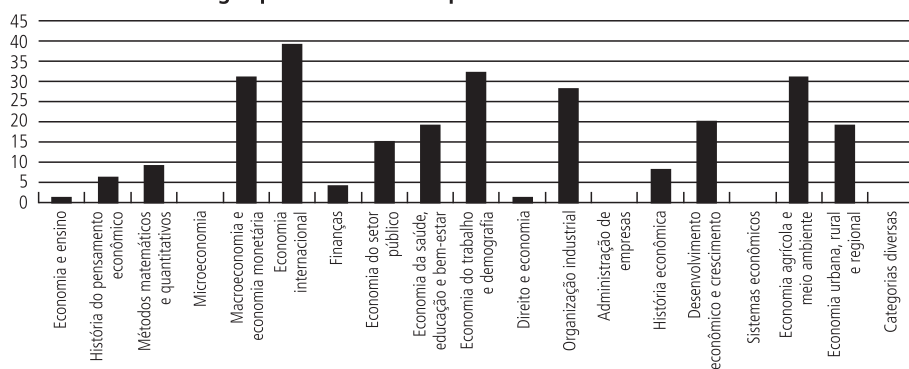
Fonte: Elaboração própria.

O gráfico 2 mostra a distribuição por área dos artigos publicados entre 1971 e 1980. Nesse período, se destacam exatamente os estudos sobre as três áreas com maior representatividade para o período total, além de trabalhos sobre Economia agrícola e meio ambiente. Entre 1971 e 1980, 15% dos artigos publicados (39) foram na área de Economia internacional, com destaque para estudos sobre taxa de câmbio. Em segundo lugar aparecem os estudos sobre Economia do trabalho e demografia, com uma parcela correspondente a 12% do total (32), em que análises sobre salário mínimo (SM) e sobre salários no Brasil apresentam papel relevante. Em seguida, aparecem os artigos relacionados à Macroeconomia e economia monetária e à Economia agrícola e meio ambiente, com 11,8% do total cada um (31 artigos publicados em cada uma dessas áreas). Outra área que merece destaque é Organização industrial, com 10,7% dos artigos publicados.

No período 1981-1990, foram publicados na PPE 60 artigos relacionados à Macroeconomia e economia monetária (22,4% do total). Nesse período, marcado por taxas de inflação extremamente elevadas no Brasil, diversos artigos procuraram analisar essa questão. Os 43 artigos sobre Economia internacional, grande parte sobre finanças internacionais e aspectos macroeconômicos, foram responsáveis por 16% do total de trabalhos publicados no período. A crise da dívida externa

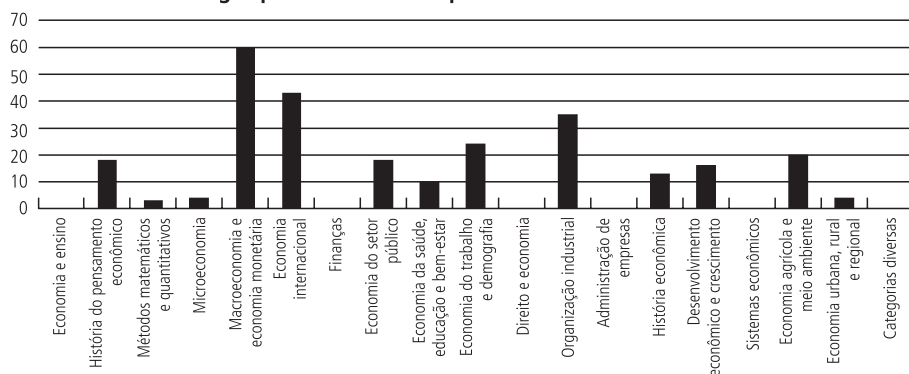
no início da década motivou diversos estudos sobre o ajustamento do balanço de pagamentos, com foco nos determinantes das exportações brasileiras e nas políticas voltadas para o aumento dos saldos da balança comercial. Vale notar que apenas essas duas áreas, Macroeconomia e Economia internacional, foram responsáveis por quase 40% dos artigos publicados na PPE entre 1981 e 1990. Nesse mesmo período, 13,1% dos artigos podem ser classificados na área de Economia industrial, enquanto a participação dos estudos sobre Economia do trabalho diminuiu para cerca de 9%. Muitos dos artigos sobre Economia industrial se dedicavam a investigar setores ou mercados específicos. Entre os artigos sobre Economia do trabalho, deve-se destacar a presença de análises sobre salários, tendência já observada no período anterior.

GRÁFICO 2
Número de artigos publicados na PPE por área – 1971-1980



Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 3
Número de artigos publicados na PPE por área – 1981-1990



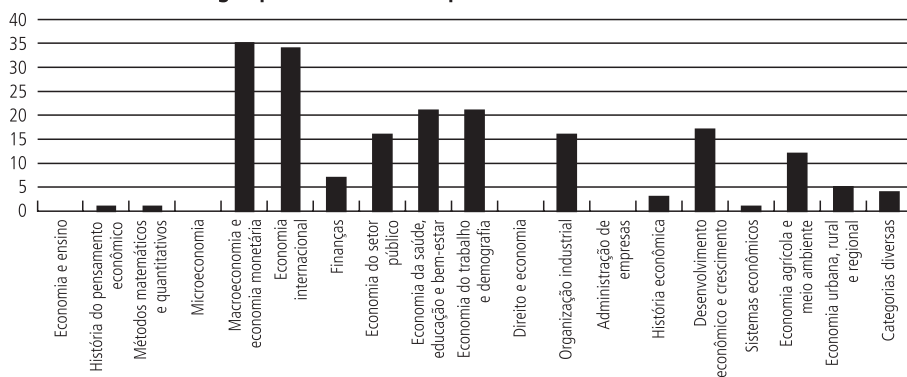
Fonte: Elaboração própria.

O problema da alta inflação, finalmente debelada com a implementação do Plano Real em 1994, continuou ocupando papel de destaque nas páginas da

PPE no período 1991-2000, mantendo a área de Macroeconomia e economia monetária no topo da lista, com 35 artigos publicados, correspondentes a 18% do total (gráfico 4). Em seguida, aparece a área de Economia internacional, com 34 artigos, correspondendo a 17,5% do total. É interessante destacar que a composição dos artigos por tema dentro dessa área mudou significativamente ao longo do tempo: com a liberalização comercial, intensificada no início dos anos 1990, e o desenvolvimento do Mercado Comum do Sul (Mercosul), os artigos sobre taxa de câmbio passaram a dar lugar a estudos relacionados ao comércio internacional.

GRÁFICO 4

Número de artigos publicados na PPE por área – 1991-2000

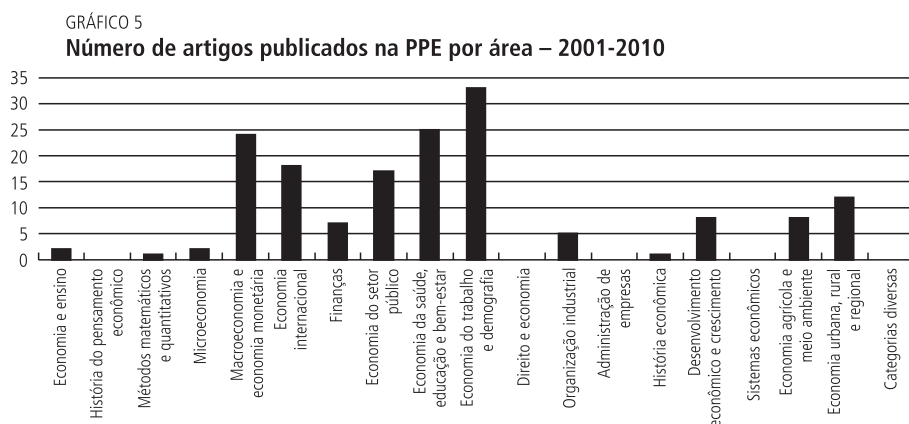


Fonte: Elaboração própria.

Artigos relacionados à Economia do trabalho e demografia, assim como à área de Saúde, educação e bem-estar também aparecem com destaque nesse período, cada um com uma parcela de 10,8% do total, ou seja, 21 artigos publicados em cada uma dessas áreas. Os artigos sobre Economia do trabalho publicados no período 1991-2000 abordaram temas bastante diversos, como demanda por trabalho, SM, oferta de trabalho, desemprego e efeitos da educação sobre os salários. Já na área de Saúde, educação e bem-estar, se destacam os trabalhos sobre pobreza e distribuição de renda. Economia do setor público, Economia industrial e Desenvolvimento econômico e crescimento também tiveram papel importante no período. Cada uma dessas três áreas teve um número de artigos publicados correspondente a mais de 8% do total.

No gráfico 5, são apresentados os resultados para o período 2001-2010. Percebe-se uma mudança significativa em relação ao padrão de períodos anteriores, principalmente em comparação com as décadas de 1970 e 1980: em contraste com as análises macroeconômicas dos anos 1970 e 1980, o enfoque dos artigos publicados entre 2001 e 2010 passou a ser muito mais microeconômico. Essa mudança reflete a redução do grau de incerteza macroeconômica e a passagem para uma nova fase no desenvolvimento econômico do país, na qual ganham destaque políticas

de regulação e coordenação das atividades econômicas, redução das desigualdades sociais e investimentos em infraestrutura, tecnologia e capital humano. No período 2001-2010, de fato, observa-se o aumento dos estudos sobre temas mais diretamente relacionados às questões sociais, como mercado de trabalho e bem-estar social, como mostra o gráfico 5. Vinte por cento dos artigos publicados nesse período (33) estão relacionados à Economia do trabalho e demografia. Embora esses artigos tratem de diversos assuntos, como determinantes dos salários, desemprego, distribuição setorial do emprego e demanda por trabalho, há um predomínio de estudos relacionados à oferta de trabalho. A área de Economia da saúde, educação e bem-estar aparece como a segunda mais importante, com 25 trabalhos publicados, 15,3% do total. Mais da metade dos artigos nessa área aborda questões relacionadas à educação. Estudos sobre pobreza também apresentam uma representatividade elevada.

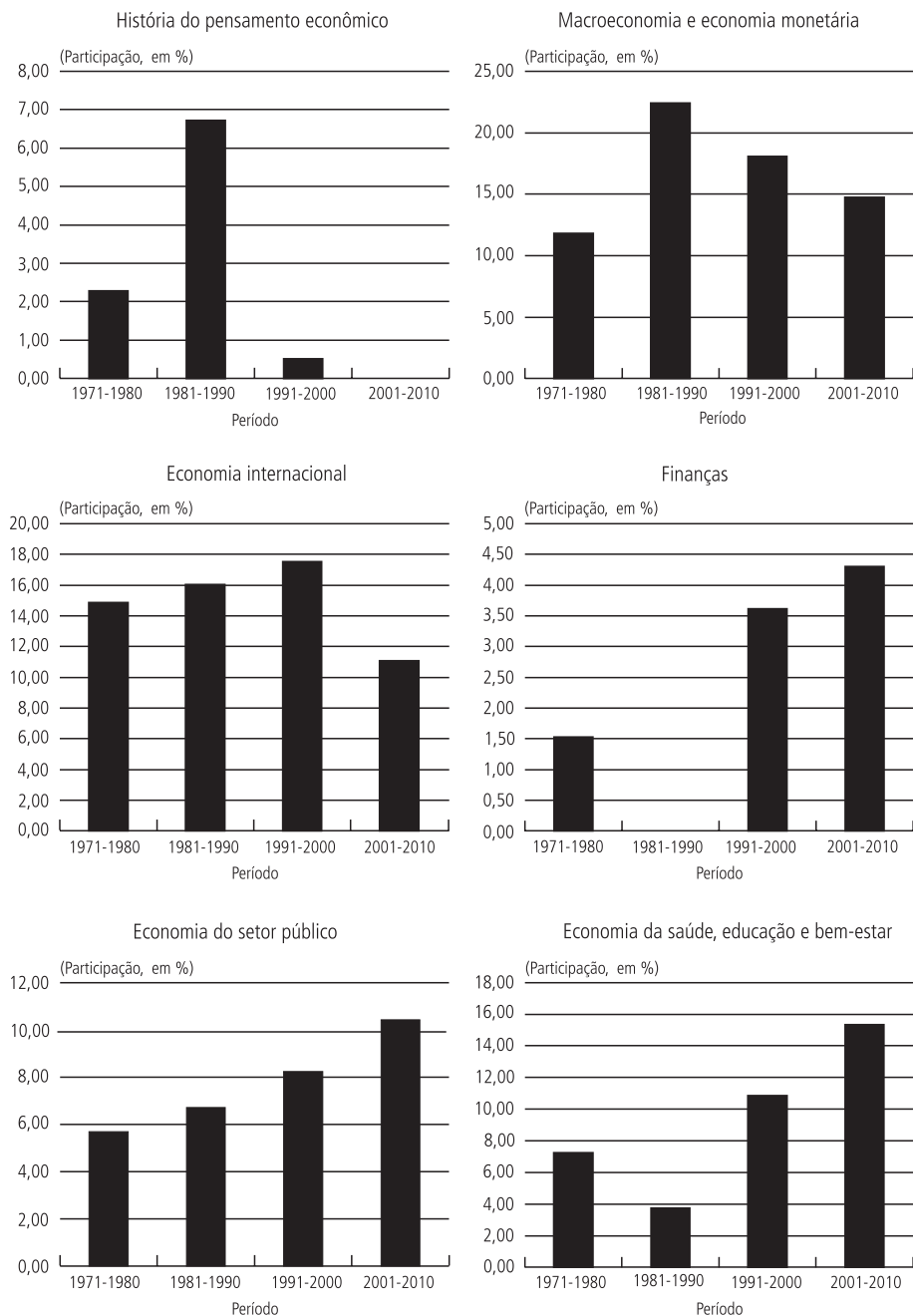


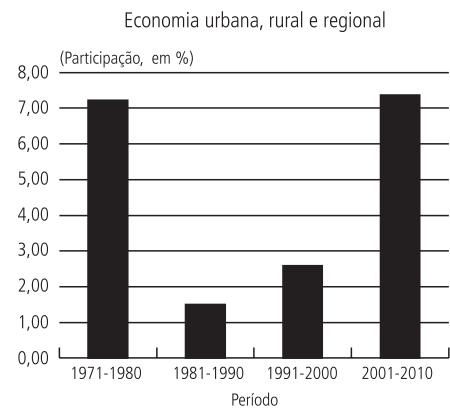
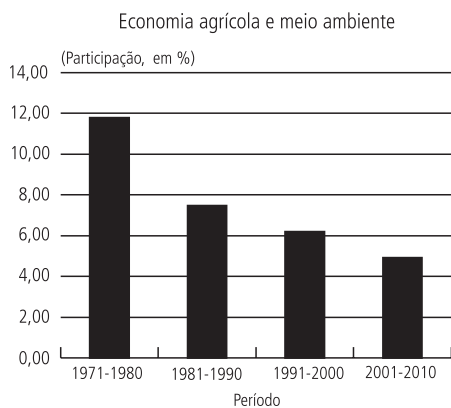
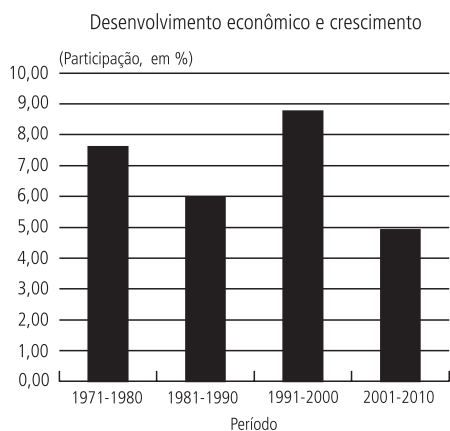
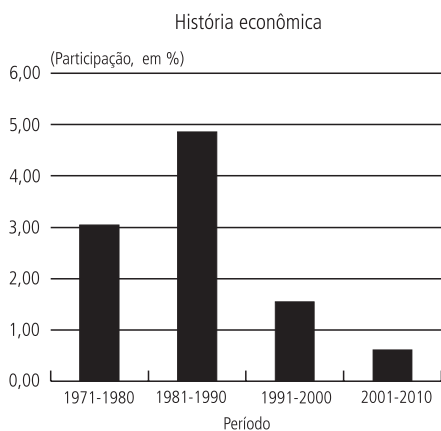
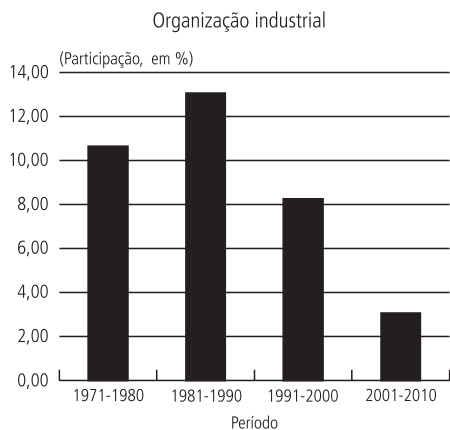
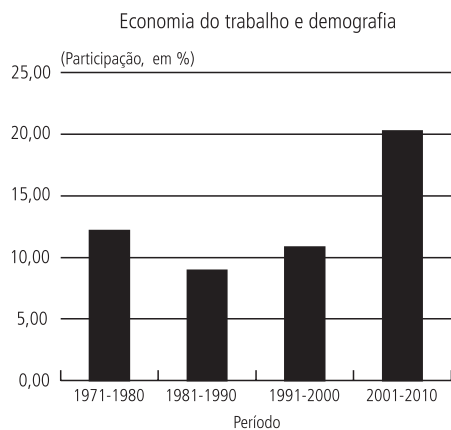
Fonte: Elaboração própria.

A área de Macroeconomia e economia monetária contribuiu com 14,7% dos artigos publicados entre 2001 e 2010, enquanto a participação de Economia internacional foi igual a 11% nesse período, a maior parte contendo análises sobre o Mercosul e a liberalização comercial. Deve-se destacar, também, a contribuição de artigos sobre Economia do setor público, área que foi responsável por 10,4% do total de trabalhos publicados no período, com análises sobre a situação fiscal brasileira.

O gráfico 6 permite visualizar com maior clareza a evolução da participação de cada área no total de artigos publicados na PPE ao longo do tempo. Observa-se que várias áreas atingiram o auge na segunda década analisada, apresentando tendência declinante desde então: História do pensamento econômico, História econômica, Organização industrial e Macroeconomia e economia monetária – sendo que, apesar da queda relativa, esta última área ainda permanecia entre as mais populares no final do período.

GRÁFICO 6





Fonte: Elaboração própria.

Inversamente, outras áreas tiveram suas menores participações no total de artigos justamente na segunda década, caracterizando-se por tendência de crescimento nas décadas seguintes: Finanças, Economia do trabalho e demografia, Economia da saúde, educação e bem-estar e Economia urbana, rural e regional. No período 1971-1980, as áreas de Economia do trabalho e demografia e Economia da saúde, educação e bem-estar contribuíram, juntas, com 19,4% dos artigos publicados na revista. A participação conjunta dessas áreas diminuiu para 12,7% no período 1981-1990, mas, nas décadas seguintes, aumentou para 21,7% e 31,6% dos trabalhos publicados.

Uma área que apresentou, ao longo de todo o período, tendência de redução na participação de artigos publicados foi Economia agrícola e meio ambiente. Essa, que foi uma das áreas de maior destaque no período 1971-1980, com 11,8% dos artigos publicados, iniciou uma tendência de queda no período 1981-1990, que teve prosseguimento nos anos seguintes, acompanhando o próprio processo de redução da importância da agricultura na economia brasileira. Entre 2001 e 2010, a representatividade dessa área diminuiu para apenas 4,9%. Além disso, pode-se notar também uma mudança na composição dos artigos dentro dessa área ao longo do tempo, com a diminuição na participação de artigos sobre Economia agrícola e aumento na importância de estudos relacionados à Economia do meio ambiente.

Por sua vez, a área de Economia do setor público viu sua participação relativa na PPE crescer monotonamente ao longo do tempo, passando de 5,7% entre 1971 e 1980 para 10,4% entre 2001 e 2010.

4 CONCLUSÕES

Procuramos oferecer nesta nota um panorama da evolução da composição por área dos artigos publicados na PPE nos últimos 40 anos. Durante esse período, as flutuações na participação de cada tema no total de artigos da PPE guardaram estreita relação com as mudanças em sua importância relativa para a economia brasileira e para as discussões de política no país – refletindo o papel da revista no debate econômico e no melhor entendimento sobre diversas questões importantes para o bem-estar da sociedade brasileira.

IMPACTOS MACROECONÔMICOS DA COBRANÇA PELO USO DA INFRAESTRUTURA PÚBLICA NO BRASIL*

Ricardo A. de Castro Pereira**

Pedro Cavalcanti Ferreira***

Este artigo utiliza um modelo dinâmico de equilíbrio geral, calibrado para a economia brasileira, para quantificar os ganhos de produto e bem-estar associados à cobrança direta pelo uso da infraestrutura pública, considerando que esta forma alternativa de financiamento dos gastos públicos não distorce as decisões dos agentes econômicos, ao contrário do tradicional financiamento através da arrecadação de impostos. De acordo com as simulações realizadas, impondo-se a restrição de não haver reduções nas transferências às famílias, elevar a receita proveniente de pagamentos pelo uso da infraestrutura pública pode implicar consideráveis ganhos de bem-estar, caso esta seja direcionada à redução de alíquotas de impostos sobre a renda do capital privado. Adicionalmente, ganhos de bem-estar ainda maiores podem ser obtidos a partir de uma política de subsídios à oferta privada de infraestrutura, financiada a partir de receitas oriundas da infraestrutura pública.

1 INTRODUÇÃO

As crises sofridas pela economia brasileira nos anos 1990 provocaram mudanças significativas na condução das políticas públicas. Em particular, o comprometimento com a austeridade fiscal tornou-se um dos pilares fundamentais para reversão de expectativas pessimistas por parte dos agentes econômicos e manutenção da estabilidade macroeconômica.

No percalço dos ajustes fiscais no Brasil, expressivas mudanças estruturais foram sentidas, provocando grandes alterações tanto na extensão como nas funções do Estado. Vale destacar, a partir de meados da década de 1990, a forte onda de privatizações de empresas públicas em setores produtivos e financeiros; o total rearranjo das contas públicas através da chamada Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) (Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000); e o expressivo declínio dos investimentos públicos como proporção do Produto Interno Bruto (PIB).

Entre 1995 e 2003, a queda no total dos investimentos públicos, medidos em relação ao PIB, atinge cerca de 38%, enquanto o declínio no investimento privado é

* Os autores gostariam de agradecer as sugestões e críticas dos pareceristas anônimos, além dos indispensáveis comentários e sugestões de Samuel Pessoa, Ricardo Cavalcanti, Arilton Teixeira e Sérgio Ferreira, sendo de nossa inteira responsabilidade as eventuais falhas remanescentes. Os autores agradecem, ainda, o financiamento do Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (INCT/CNPq). Ricardo A. de Castro Pereira, adicionalmente, agradece o financiamento do Programa de Educação Tutorial do Ministério da Educação (PET/MEC).

** Professor adjunto do Departamento de Teoria Econômica e Curso de Pós-Graduação em Economia (Caen) da Universidade Federal do Ceará (UFC).

*** Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV).

de apenas 6%. Em parte, pode-se atribuir a diminuição dos investimentos públicos à privatização de empresas públicas. De fato, o declínio nos investimentos destas empresas foi de 43%, valor superior ao declínio de 33% nos investimentos realizados pelo restante do setor público – a administração pública. Entretanto, segundo Afonso, Araújo e Biasoto Jr. (2005), entre 1995 e 2003 somente metade do declínio nas taxas de investimento público pode ser atribuída ao processo de privatização, a outra metade é explicada pelo severo ajuste fiscal ocorrido no período.

A relação existente entre ajuste fiscal e retração dos investimentos públicos não é exclusiva da economia brasileira, na verdade, existe evidência sugerindo que ajustes fiscais têm recaído desproporcionalmente sobre investimentos públicos tanto em países da América Latina como da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), inclusive países pertencentes à Comunidade Europeia (CE) (CALDERÓN; EASTERLY; SERVÉN, 2003a; BLANCHARD; GIAVAZZI, 2003; ROUBINI; SACHS, 1989; MINTZ; SMART, 2004).

Uma particularidade nesta redução dos investimentos públicos, no caso da economia brasileira, é o fato de esta ter sido acentuadamente concentrada em investimentos de infraestrutura, como destaca Souza, Kannebley Jr. e Diniz (2010). De acordo com Afonso, Araújo e Biasoto Jr. (2005), este viés foi devido não apenas às restrições orçamentárias impostas, mas, também, aos setores escolhidos pelo governo no processo de privatização (todo o setor de telecomunicações, grande parte da distribuição e um pouco da geração de energia elétrica, além de algumas concessões no setor de transportes). Segundo estimativas destes autores, os investimentos públicos, em proporção ao PIB, nas áreas de energia, comunicações, transporte e saneamento, entre 1995 e 2003, foram deprimidos, respectivamente, em 56%, 95%, 33% e 31%, o que implica uma queda no agregado dos investimentos públicos em infraestrutura acima de 58%.

Não apenas entre 1995 e 2003, mas ao longo das últimas décadas, observa-se uma clara tendência de queda nos investimentos públicos em infraestrutura no Brasil.

A preocupação com a inequívoca insuficiência de investimentos públicos em infraestrutura no Brasil deve-se à relevância desta sobre o crescimento econômico. Estudos empíricos focados neste tipo de investimento mostram seu forte impacto sobre o crescimento. Calderón, Easterly e Servén (2003b) estimam que as compressões exercidas sobre a infraestrutura, ao longo dos anos 1990, reduziram o crescimento de longo prazo em cerca de 3 pontos percentuais (p.p.) ao ano (a.a.) na Argentina, Bolívia e Brasil, e em 1,5 p.p., -2% a.a., no Chile, México e Peru.

À semelhança do Brasil, ao longo dos anos 1990, diversos outros países da América Latina apresentaram tendência de queda nos investimentos públicos em infraestrutura em consequência do encolhimento do setor público, submetido a pressões de disciplina fiscal (CALDERÓN; SERVÉN, 2004).

Vale destacar, ainda, que apesar de em certos países da América Latina a participação privada em setores de infraestrutura, medida em relação ao PIB, ter crescido, segundo Fay e Morrison (2005) este incremento não foi suficiente para compensar a queda nos investimentos públicos entre os períodos 1980-1985 e 1996-2001.

De acordo com Frischtak (2008), comparado aos investimentos de outras economias emergentes e desenvolvidas, o modesto investimento público e privado em infraestrutura observado nos últimos anos no Brasil deve-se a falhas de Estado no planejamento, financiamento e execução de investimentos, além da fragilidade institucional e incerteza do ambiente regulatório.

No sentido de compensar o baixo interesse do setor privado em investimentos de infraestrutura, ao longo da última década, diversos países criaram incentivos, dentre os quais se destaca o mecanismo das parcerias público-privadas (PPPs). Entretanto, segundo Harris (2003), a participação do setor privado na oferta de infraestrutura, nos chamados países em desenvolvimento, após uma contundente inserção entre 1990 e 1997 foi, significativamente, arrefecida entre 1997 e 2001, mesmo diante do crescente uso de PPPs neste segundo período.

A Lei nº 11.079, de 30 de dezembro de 2004, instituiu as PPPs no Brasil, as quais, segundo Afonso, Araújo e Biasoto Jr. (2005) e Ferreira e Araújo (2007), muito provavelmente seriam incapazes de reverter os atuais gargalos de infraestrutura devidos, principalmente, às incertezas quanto ao cumprimento dos contratos firmados entre os setores público e privado no Brasil. Destaca-se, ainda, de acordo com simulações de Pereira e Ferreira (2007), que, mesmo quando incertezas são desconsideradas, os impactos de crescimento e bem-estar promovidos pela Lei das PPPs podem não ser extraordinários, concluindo-se que somente com uma contundente elevação dos investimentos em infraestrutura seria possível se verificar um expressivo crescimento do produto.

O cenário de insuficiência de investimentos em infraestrutura, atrelado à incapacidade do setor público de ter estes gastos financiados através de um aumento da dívida pública, tem motivado diversas sugestões de solução para este problema. Dentre estas, destaca-se a simples realocação de parte dos gastos correntes do governo para investimentos (FERREIRA; NASCIMENTO, 2005; AFONSO; ARAÚJO; BIASOTO JÚNIOR, 2005; FERREIRA; ARAÚJO, 2004). Esta proposta, entretanto, apesar de seu atrativo efeito positivo sobre a eficiência econômica, provavelmente, enfrentaria resistências políticas à sua implementação, uma vez que implica redução de gastos correntes no curto prazo. Obviamente, existe sempre a possibilidade de financiamento de investimentos públicos através do aumento de impostos, apesar de esta alternativa, além de seus conhecidos efeitos negativos sobre a eficiência econômica, implicar, certamente, forte rejeição diante da elevada carga de impostos no Brasil.

Contudo, uma alternativa adicional, não considerada explicitamente nos artigos anteriores, seria o financiamento de investimentos através de uma oferta maior de serviços públicos pagos segundo o seu uso. É óbvia a impossibilidade de implementar tal proposta para serviços públicos não excludíveis, como segurança pública. Entretanto, ainda existe no Brasil um largo conjunto de serviços públicos gratuitos, porém perfeitamente excludíveis, como, por exemplo, grande parte da rede rodoviária brasileira, uma vez que, de acordo com Lacerda (2005), somente 10% de seu total geram receitas provenientes de seu uso.

Esta proposta de financiamento, como as demais mencionadas, sofre, indubitavelmente, das mesmas dificuldades de implementação, porque, do ponto de vista da sociedade, seria equivalente a uma redução das transferências públicas às famílias ou a um aumento de impostos. Entretanto, caso fossem impostas a esta política condições sobre uma equivalente redução de impostos e a manutenção do nível de transferências, provavelmente, os empecilhos à sua implantação poderiam ser sensivelmente arrefecidos. Resta saber, entretanto, se a política, nestes termos, seria relevante em promover ganhos de bem-estar e crescimento econômico.

A relevância da eficácia de tal política depende do grau de distorção exercido pela carga tributária *vis-à-vis* o pagamento direto pelos serviços públicos de infraestrutura. Na hipótese de as distorções geradas na arrecadação de impostos serem excessivas, em princípio, é possível que pequenas alterações nos mecanismos de financiamento do setor público exerçam significativos ganhos de eficiência. Particularmente, levando-se em conta possibilidades tecnológicas de obtenção de receitas geradas pelo uso da infraestrutura pública a baixos custos. Como, por exemplo, através do uso de pedágios eletrônicos, mecanismo amplamente utilizado em diversos países europeus.

O objetivo deste trabalho é quantificar os ganhos de produto e bem-estar associados à cobrança direta pelo uso da infraestrutura pública, considerando que esta forma alternativa de financiamento dos gastos públicos não distorce as decisões dos agentes econômicos, ao contrário do que ocorre no tradicional financiamento através da arrecadação de impostos. Especificamente, procura-se investigar os efeitos de uma nova política fiscal de financiamento dos investimentos em infraestrutura e demais gastos públicos que reduza o peso dos impostos e eleve a participação da renda do governo proveniente do pagamento direto de parte dos serviços públicos prestados, particularmente, serviços de infraestrutura.

O modelo para investigar os efeitos potenciais desta nova proposta de política sobre o crescimento econômico e o nível de bem-estar social é uma variante do modelo neoclássico de crescimento. No modelo, pressupõe-se a existência de dois tipos de capital; um inerentemente privado, cujo retorno é, plenamente, apropriado privadamente e outro, denominado infraestrutura, de propriedade do setor

público ou privado, cujo retorno, devido às suas características de bem público, apenas parcialmente pode ser apropriado pelo detentor de sua propriedade. Mais especificamente, admite-se a possibilidade de a infraestrutura gerar efeitos externos positivos sobre o conjunto da economia, seja sua propriedade pública ou privada. Adicionalmente, é suposto um governo que, além de investir, arrecada impostos, recebe renda de seus serviços e transfere renda aos indivíduos. O modelo será calibrado para a economia brasileira utilizando metodologia-padrão e buscando reproduzir as principais relações existentes entre as variáveis macroeconômicas. Na solução do modelo serão usadas técnicas de simulação na linha de Kydland e Prescott (1982), embora o modelo em questão não seja estocástico.

O trabalho está organizado da seguinte maneira: na seção 2 apresenta-se o modelo e em seguida, na seção 3, descreve-se a calibragem de seus parâmetros. Na seção 4 apresentam-se os principais resultados. E, finalmente, na seção 5, destacam-se as principais conclusões.

2 O MODELO

Supõe-se um bem final (correspondente ao agregado de bens e serviços oferecidos pelos setores privado e público em economias reais) produzido a partir da oferta total de trabalho e dos diferentes estoques de capital (privados ou público). Os estoques de capital são diferenciados e agrupados de acordo com suas capacidades de promover *efeitos* externos sobre o global da economia. Denomina-se estoque de capital de infraestrutura, ou apenas “infraestrutura”, àquele estoque de capital capaz de gerar externalidades positivas. A oferta agregada restante de capital da economia é denominada apenas “capital” e não promove nenhum efeito externo sobre a economia.

A função de produção agregada *per capita* desta economia é supostamente expressa por:

$$Y = AK^\theta G^\varphi H^{1-\theta-\varphi} \bar{G}^\gamma \quad (1)$$

onde A é um parâmetro de escala; θ , φ e γ são parâmetros não negativos, tais que $\theta + \varphi + \gamma < 1$; as variáveis agregadas *per capita* Y , H , K e G são, respectivamente, o produto ou renda total, o número de horas trabalhadas, o estoque de capital e o estoque de infraestrutura e, por fim, a expressão \bar{G}^γ representa o efeito externo positivo (sobre a produtividade total dos fatores) promovido pelo estoque de infraestrutura *per capita* G , cuja intensidade é determinada pelo parâmetro γ . Esta especificação segue de perto Turnovsky e Fisher (1995) e Glomm e Ravikumar (1994, 1997) que assumem retornos constantes de escala aos fatores privados.

A equação (1) é a função de produção com que se depara a firma representativa, a qual, em cada instante t , escolhe os níveis de trabalho (H), capital (K) e infraestrutura (G) de forma a maximizar seu lucro, tomando como dados os preços e o efeito externo positivo, promovido pela oferta de infraestrutura *per capita* da economia, expresso por \bar{G}^γ .¹

Portanto, o problema da firma representativa, para cada período t , é:

$$\max_{H_t, K_t, G_t} AK_t^\theta G_t^\phi H_t^{1-\theta-\phi} \bar{G}_t^\gamma - w_t H_t - r_t K_t - ro_t G_t \quad (2)$$

onde w_t é o salário por hora trabalhada e r_t e ro_t , respectivamente, são as taxas de aluguel do capital e da infraestrutura.

Quanto à propriedade dos fatores de produção, supõe-se que K seja pertencente ao setor privado, mas a oferta de infraestrutura (G) seja compartilhada entre famílias e o setor público. Note-se a suposição, simplificadora, de que todo o estoque de capital do setor público é, unicamente, infraestrutura, o que, segundo a definição deste artigo, implica admitir que todo o estoque público de capital seja capaz de gerar efeitos externos positivos. Obviamente, isto pode não corresponder, exatamente, aos fatos em economias reais, mas parece ser uma suposição bastante razoável, na medida em que grande parte da oferta de capital público é composta de bens promotores de efeitos externos positivos, como portos, aeroportos, ferrovias, ruas, estradas, autoestradas, pontes, setores elétrico e de telecomunicações, sistemas de água e esgoto etc.

Além disso, supõe-se que a propriedade da oferta de infraestrutura (oferta pertencente ao setor privado ou público) não seja capaz de afetar a sua produtividade, ou seja, supõe-se que os estoques de infraestrutura privada (Gp) e pública (Gg) sejam substitutos perfeitos. Neste caso a função de produção agregada poderia ser reescrita da seguinte forma:

$$Y = AK^\theta (Gp + Gg)^\phi H^{1-\theta-\phi} \bar{G}^\gamma \quad (3)$$

Supõe-se uma família ou consumidor representativo, que vive infinitos períodos e, em cada período t , é dotado de uma unidade de tempo disponível para o trabalho (h_t) e lazer ($1 - h_t$), extrai utilidade do consumo (c_t), além do lazer, e

1. Supõe-se um único bem produzido através de um único processo produtivo. Com efeito, a firma representativa descreve a média das atividades produtivas em curso na economia, incluindo, portanto, processos produtivos públicos e privados. Assim, a hipótese de maximização de lucros é, na verdade, uma hipótese simplificadora, na medida em que o setor público nem sempre persegue este objetivo.

desconta o futuro a um fator β pertencente ao intervalo (0,1) de acordo com a seguinte expressão:²

$$U[c_0, c_1, \dots, h_0, h_1, \dots] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t [\ln c_t + \psi \ln(1 - h_t)]$$

onde ψ é uma constante expressando a importância relativa do lazer *vis-à-vis* o consumo.

Supõe-se, ainda, que a família representativa seja dotada no período t de estoques acumulados de capital (k_t) e infraestrutura privada (gp_t) e que suas rendas sejam compostas de renda do trabalho ofertado às firmas ($w_t h_t$), renda obtida pelo aluguel às firmas dos estoques de capital ($r_t k_t$) e infraestrutura privada ($ro_t gp_t$) e renda auferida no recebimento de transferências do governo (Ω_t). Supõe-se, também, que todas estas fontes de renda, exceto transferências, sejam taxadas pelo governo e que a renda disponível em cada instante t seja gasta em consumo (c_t) e investimentos em bens de capital (i_t) e infraestrutura privada (jp_t). Assim, a restrição orçamentária da família representativa em t é:

$$c_t + i_t + jp_t \leq (1 - \tau h_t) w_t h_t + (1 - \tau k_t) r_t k_t + (1 - \tau g_t) ro_t gp_t + \Omega_t \quad (4)$$

onde τh_t , τk_t e τg_t são taxas impostas pelo governo.

Admite-se que o consumidor conhece as leis de movimento, individuais e agregadas, dos estoques de capital e infraestrutura:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \quad (5)$$

$$gp_{t+1} = (1 - \delta g)gp_t + jp_t \quad (6)$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (7)$$

$$G_{t+1} = (1 - \delta g)G_t + Jp_t + Jg_t \quad (8)$$

2. Neste artigo usam-se letras maiúsculas para variáveis agregadas, tomadas como dadas pelo consumidor representativo, e letras minúsculas para variáveis sobre as quais ele possui controle; a exceção são os preços que são supostos, tomados como dados, apesar de estarem expressos em letras minúsculas.

onde δ e δg são, respectivamente, as taxas de depreciação dos estoques de capital e infraestrutura e Jp_t e Jg_t , respectivamente, os investimentos agregados *per capita* privado e público em infraestrutura.

Por fim, supõe-se que o consumidor toma todas as ações do governo como dadas e impõe-se que o governo esteja restrito a manter seu orçamento equilibrado para todo período t , ou seja, desconsidera-se, aqui, a possibilidade de endividamento público. Assim, a restrição orçamentária *per capita* do governo em t pode ser expressa por:

$$\Omega_t + Jg_t = T_t + r_o_t Gg_t, \forall_t \quad (9)$$

onde $r_o_t Gg_t$ corresponde à receita proveniente do aluguel da infraestrutura pública às firmas e T_t ao total da receita corrente *per capita* de impostos determinada por:

$$T_t = \tau h_t(w_t H_t) + \tau k_t + (r_t K_t) + \tau g_t(r_o_t Gp_t) \quad (10)$$

onde τh_t , τk_t e τg_t , respectivamente, são as alíquotas de impostos sobre as rendas do trabalho, do capital e da infraestrutura privada.

Note-se que, se todos os serviços públicos fossem pagos de acordo com seus custos de produção, a formulação acima seria compatível com as contas públicas reais. No entanto, isto, em geral, não é observado devido à substancial parcela de serviços públicos ofertados gratuitamente. Contudo, todos os serviços públicos, gratuitos ou não, como qualquer outro bem ou serviço, são produzidos a partir de trabalho, capital e infraestrutura, organizados segundo algum processo produtivo específico (função de produção) e, portanto, existe um custo de oportunidade nesta produção que é pago ou pelos consumidores destes bens ou pelas firmas que os produzem (as firmas públicas no caso dos serviços públicos gratuitos).

Porém, neste artigo, por simplicidade, um único processo produtivo é suposto, e, portanto, a separação entre firmas públicas e privadas não é possível. Diante disto, optou-se pela suposição de que todas as firmas se comportem como maximizadoras de lucro e cobrem o valor de mercado pela sua oferta de produção. Por esta razão, na restrição orçamentária do governo, aparece a renda do aluguel da infraestrutura pública às firmas ($r_o Gg$) e, no problema do consumidor, todos os bens e serviços privados ou públicos são pagos. Entretanto, como em economias do mundo real, grande parte da oferta de serviços públicos é gratuita ou subsidiada (como os serviços de transporte, por exemplo), a solução encontrada foi compensar as famílias pelo pagamento destes serviços através de uma transferência de renda correspondente

a estes gastos. Com efeito, o termo Ω_t nas equações (9) e (4) incorpora o total das despesas do governo com a oferta gratuita destes bens e serviços públicos, além das transferências propriamente ditas de recursos financeiros às famílias, ou seja:

$$\Omega_t = TR_t + \alpha(ro_t Gg_t)$$

onde a expressão $\alpha(ro_t Gg_t)$, com $\alpha \in [0,1]$, corresponde ao custo de oportunidade incorrido pelo governo por abrir mão de parte, mas não completamente, da receita do aluguel da infraestrutura pública às firmas em favor das famílias. TR_t seria o restante das transferências públicas *per capita* às famílias ou o que, em economias reais, poderia se chamar gastos correntes *per capita* do setor público.

Uma formulação mais próxima das efetivas despesas e receitas do governo em economias reais seria alcançada com:

$$TR_t + Jg_t = T_t + (1 - \alpha)ro_t Gg_t, \quad \forall_t \quad (11)$$

onde $(1 - \alpha)$ interpreta-se como a parcela do custo de capital da infraestrutura pública que é efetivamente paga pelas famílias. O lado direito da equação (11) perfaz o que se conhece como total da receita líquida do governo ou setor público.³

A partir da restrição orçamentária do governo (11), um passo final para caracterizar uma política fiscal seria especificar uma regra para distribuição das receitas do governo entre transferências e investimentos públicos, a qual se supõe dada por:

$$TR_t = \alpha_0 T_t + (1 - \alpha_1)(1 - \alpha)ro_t Gg_t \quad (12)$$

$$Jg_t = (1 - \alpha_0)T_t + \alpha_1(1 - \alpha)ro_t Gg_t \quad (13)$$

onde α_0 é fração da receita corrente de impostos dedicada aos gastos correntes do setor público e α_1 a fração da receita auferida pelo efetivo aluguel da infraestrutura pública dedicada ao financiamento do investimento público.

3. Admitindo-se a hipótese simplificadora de que todos os serviços ofertados pela administração pública são gratuitos, enquanto os serviços prestados pelas empresas públicas são pagos de acordo com seu valor de mercado, pode-se concluir que, dado o significado do parâmetro α , a parcela $(1 - \alpha)roGg$ do total da renda do setor público pode ser interpretada como receita gerada pelo excedente das empresas públicas.

Define-se o vetor $\tau_t = \{\alpha, \alpha_0, \alpha_1, \tau h_t, \tau k_t, \tau g_t\} \forall t$ como uma política fiscal do governo.

Assim, o problema do consumidor na sua forma recursiva pode ser descrito através das seguintes equações de otimalidade:⁴

$$v(K, k, G, gp, \tau) = \max_{c, h, i, jp} [\ln c + \psi \ln(1 - h) + \beta v(K', k', G', gp', \tau')] \quad (14)$$

sujeito a:

$$c + i + jp = (1 - \tau h)w(K, G, \tau)h + (1 - \tau k)r(K, G, \tau)k + \\ + (1 - \tau g)ro(K, G, \tau)gp + \Omega(K, G, \tau)$$

$$k' = (1 - \delta)k + i$$

$$gp' = (1 - \delta g)gp + jp$$

$$K' = (1 - \delta)K + I(K, G, \tau)$$

$$G' = (1 - \delta g)G + Jp(K, G, \tau) + Jg(K, G, \tau)$$

dados os preços, k_0 e $gp_0 > 0$, $c \geq 0$ e $0 \leq h \leq 1$.

Dados os estados individuais $s = (K, k, G, gp, \tau)$, estados agregados $S = (K, G, \tau)$, $G = Gp + Gg$ e $\bar{G} = G$ um *Equilíbrio Competitivo Recursivo* para esta economia é um conjunto de regras individuais de decisão, $c(s)$, $i(s)$, $jp(s)$, $h(s)$, um conjunto de regras agregadas de decisão *per capita* $C(S)$, $I(S)$, $Jp(S)$, $H(S)$, funções para os preços dos fatores $w(S)$, $r(S)$, $ro(S)$ e uma função valor $v(s)$ tais que satisfazem: *i*) o problema do consumidor (14); *ii*) o problema das firmas (2); *iii*) a consistência entre as decisões individuais e agregadas *per capita*, isto é, $C(S) = c(s)$, $I(S) = i(s)$, $Jp(S) = jp(s)$ e $H(S) = h(s)$ quando $k = K$, $gp = Gp$; *iv*) o orçamento equilibrado do governo; e *v*) a restrição de recursos da economia, $C(S) + I(S) + Jp(S) + Jg(S) = Y(S) = AK^{\theta}G^{\varphi}H(S)^{1-\theta-\varphi}\bar{G}^{\gamma}$, $\forall S$.

4. Usa-se x' para indicar a variável no próximo período.

3 CALIBRAÇÃO

A calibragem dos parâmetros é feita de forma a haver uma correspondência entre a solução estacionária do modelo e os dados observados para a economia real, supondo-se que esta economia esteja em trajetória estacionária. A solução estacionária do modelo caracteriza-se por uma política fiscal estacionária, $\tau_{t+1} = \tau_t = \tau^*$ para todo t , acompanhada de estoques de capital e infraestrutura *per capita*, tal como níveis de consumo, horas trabalhadas e produto *per capita*, igualmente, invariantes ao longo do tempo. Neste sentido, o primeiro passo do processo de calibragem seria fazer um mapeamento entre os dados da contabilidade nacional do Brasil e as variáveis do modelo; e o segundo passo, a partir desta contabilidade do modelo, determinar o seu conjunto de parâmetros, o qual se divide em: *i*) parâmetros de preferência (β e ψ); *ii*) parâmetros de tecnologia (δ , δ_g , θ , φ , A e γ); e *iii*) parâmetros da política estacionária básica ou atual do governo (α , α_0 , α_1 , τ_g , τ_k e τ_h).⁵

O mapeamento entre variáveis artificiais e dados, em geral, não é imediato. Devido à forma como determinados agregados são conceituados e medidos na contabilidade nacional (CN), necessita-se de um procedimento de ajuste entre as informações disponíveis e as variáveis do modelo.

A primeira grande diferença entre a CN e o modelo é que, na primeira, o consumo de bens duráveis é contabilizado como gastos de consumo das famílias, enquanto no modelo, dado o caráter de capital fixo destes bens, estes são considerados parte do investimento e somente os serviços gerados por estes bens de capital são considerados consumo. Implicitamente, na função de produção agregada do modelo, existe um setor que oferta serviços domésticos às famílias. No modelo, as famílias investem em bens de consumo duráveis com a finalidade de alugá-los às firmas, as quais vendem seus serviços de volta às famílias. Este problema, além de exigir uma realocação entre os gastos de consumo e investimento, provoca uma subestimação no cálculo do produto da economia, na medida em que existem serviços domésticos que não estão sendo devidamente contabilizados. Portanto, o valor do produto total da economia deve sofrer um ajuste para cima.

Um ajuste semelhante deve ser feito considerando-se a forma como a oferta de serviços públicos é contabilizada. No modelo, devido à hipótese simplificadora de um único setor produtivo, todos os serviços privados ou públicos são produzidos pela firma representativa e, portanto, vendidos pelo valor de mercado. Na CN, entretanto, a mensuração da oferta dos serviços públicos, particularmente aqueles serviços para os quais não existe um valor de mercado, é feita, em geral, a partir de seus custos de produção, entre os quais está a depreciação do capital envolvido neste processo de produção.

5. A solução estacionária para as variáveis *per capita*, como função dos parâmetros do modelo, é obtida aplicando-se sobre o conjunto de condições de primeira ordem do problema do consumidor e firmas, leis de movimento dos capitais, além da restrição orçamentária do governo, a condição de uma política fiscal estacionária e variáveis *per capita* inalteradas ao longo do tempo.

Contudo, haveria também a necessidade de imputar, nestes custos de produção, o custo de oportunidade do retorno líquido deste capital, apesar de este custo não ser contabilizado. Portanto, novamente, observa-se uma subestimação no cálculo do produto da economia, o qual, para que se torne compatível com o valor relativo ao modelo, deve sofrer um ajuste para cima. Levando-se em conta estes dois aspectos, pode-se verificar que o nível de produto estimado, no caso da economia americana, em média para a década de 1990, eleva-se em torno de 10% acima daquele medido pela contabilidade nacional dos Estados Unidos National Income and Product Accounts (NIPA).⁶

Diante destas observações, apesar da inexistência de dados apropriados para se verificar a correta dimensão destas distorções no caso da economia brasileira, considerou-se que, diante da possibilidade de estas subestimações não serem desprezíveis, talvez fosse adequado encontrar alguma forma de ajuste. No processo de calibragem, os valores atribuídos às relações consumo–produto e investimento–produto público e privado correspondem aos seus respectivos valores observados na CN do Brasil, porém, ajustados por fatores de correção obtidos no efetivo ajuste destas variáveis para a economia americana, utilizando-se informações da NIPA.⁷ Por exemplo, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a média do agregado do consumo das famílias e governo, medido em relação ao PIB, entre 1999 e 2003, corresponde a 0,792. Ajustando-se este valor, para a calibragem do modelo, de acordo com o procedimento anteriormente descrito, obtém-se: $C/Y = 0,733$. A redução procura eliminar, em parte, a superestimação do valor deste agregado na CN, devido ao fato de o consumo de bens duráveis estar a ele sendo adicionado.

Devido às limitações de informações para a economia brasileira, decidiu-se o seguinte procedimento geral para calibragem do modelo: para os parâmetros de tecnologia (δ , δg , θ e φ) e preferência (β e ψ) utilizar informações anuais da NIPA, supondo que tais parâmetros sejam os mesmos entre as economias brasileira e americana. Entretanto, para o conjunto de parâmetros de política do governo, utilizar, além dos demais parâmetros, somente informações anuais relativas à CN do Brasil.

Na solução estacionária do modelo $\delta g = Jg/Gg$, como, segundo dados anuais da NIPA, o investimento bruto e o estoque de capital do governo, como proporção do produto, em média para os anos 1990, correspondem, respectivamente, a 0,033 e 0,604, admite-se $\delta g = 0,054$.

Na solução estacionária do modelo $\delta = I/K$, onde tanto o investimento (I) como o estoque de capital (K) não incluem bens de capital em infraestrutura. Para

6. Esta subestimação nos valores da NIPA, neste mesmo período, também pode ser verificada em McGrattan e Prescott (2005).

7. Um completo detalhamento dos ajustes entre as informações da NIPA e as variáveis do modelo apresentado na seção anterior está presente em Pereira (2006).

o cálculo de δ , portanto, deve-se fazer a dicotomia dos agregados do investimento bruto privado ($I + Jp$) e estoque de capital privado ($K + Gp$) da economia.

O valor agregado do estoque total de capital privado, como proporção do produto, $(K + Gp)/Y$, segundo dados anuais da NIPA, em média para os anos 1990, é 2,452. Portanto, obtém-se $K/Y = 2,199$, arbitrando-se o valor agregado do estoque de capital de infraestrutura, como proporção do produto, Gp/Y , em média para os anos 1990, igual a 0,253.⁸

De acordo com o modelo, o produto total da economia destina-se, unicamente, ao consumo (C), investimento público (Jg) e investimentos privados ($I + Jp$). O investimento bruto do governo corresponde àquele informado na NIPA. O consumo é contabilizado incluindo gastos do governo, excluindo consumo de bens duráveis e imputando-se a ele os devidos serviços, anteriormente mencionados. Por consequência, a soma dos investimentos privados inclui, além do consumo de bens duráveis, as exportações líquidas de bens e serviços. Medido desta maneira, o valor total do investimento privado, em proporção ao produto, $(I + Jp)/Y$, em média para os anos 1990, segundo a NIPA é 0,223. Admitindo-se que na solução estacionária do modelo $Jp/Y = \delta g(Gp/Y)$, obtém-se $I/Y = 0,210$ e, portanto, $\delta = 0,095$.

Como já foi mencionado, uma vez imputados os serviços relativos aos bens de consumo duráveis e capital do governo, o produto da economia americana, em média para os anos 1990, eleva-se em torno de 10%. Levando-se em conta estes ajustes nos dados da NIPA, neste período a participação média da renda do capital equivale a 0,433. Portanto, segundo o modelo, este valor deve corresponder à soma dos parâmetros θ e φ . A separação entre as rendas do capital (K) e infraestrutura (G) é obtida dada a relação $G/Y = 0,773$ (soma de Gp/Y e Gg/Y , ajustada para o novo nível de produto), supondo a taxa de juros líquida anual (i) para a economia americana em torno de 4% e admitindo-se $ro = i + \delta g$. Como, de acordo com o modelo, $\varphi = roG/Y$, obtém-se $\varphi = 0,074$ e, conseqüentemente, $\theta = 0,359$.

O valor para o parâmetro $\beta = 0,961$ é obtido a partir da hipótese de uma taxa de juros líquida anual para a economia americana em torno de 4%. O parâmetro $\psi = 1,056$ obtém-se, na calibragem do modelo para a economia americana, admitindo-se que as famílias alocam ao trabalho cerca de um terço de suas horas disponíveis.⁹

8. O valor para $Gp/Y = 0,253$ foi extraído da contabilidade da Bureau of Economic Analysis (BEA), table 2.1, *Current-cost net stock of private fixed assets, equipment and software, and structures by type*, disponível em: <<http://www.bea.gov/bea/dn/FA2004/SelectTable.asp>> e corresponde à média para os anos 1990 dos valores, em relação ao produto, dos seguintes tipos de capital: " i) equipment and software: computers and peripheral equipment, software, communication equipment, transportation equipment, e ii) structures: communication, educational, railroads and other structures (consisting primarily of streets, dams and reservoirs, sewer and water facilities, parks, and airfields)".

9. O procedimento completo da calibragem do modelo para a economia americana é apresentado em detalhes em Pereira (2006).

Partindo-se para a calibragem dos parâmetros de política do modelo, deve-se lembrar que α representa a fração gratuita do total dos serviços públicos ofertados. O total de serviços públicos divide-se entre serviços ofertados pelas empresas públicas e administração pública e, por simplicidade, supõe-se que os serviços públicos gratuitos correspondam àqueles ofertados pela administração pública. Assim, admitindo-se a divisão da oferta total de capital público (Gg) em capital das empresas públicas (GEg) e administração pública (GGg) e considerando-se a proporcionalidade entre a oferta de serviços públicos e o seu respectivo estoque de capital, de acordo com o modelo, obtém-se: $\alpha/(1 - \alpha) = GGg/GEg$. Uma vez que se admitam taxas de depreciação idênticas para ambos os estoques de capital, determina-se: $\alpha/(1 - \alpha) = JGg/JEg$ ou $\alpha = JGg/(JGg + JEg)$, onde JGg são os investimentos da administração pública e JEg os investimentos das empresas públicas. Tomando-se $JGg/(JGg + JEg)$ como a média do período 1999-2003 para a participação da formação bruta de capital da administração pública no investimento total do setor público no Brasil, calculada a partir de dados divulgados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), obtém-se $\alpha = 0,602$.

Através das condições de primeira ordem do problema do consumidor e firmas e leis de movimento dos capitais, em estado estacionário, obtém-se expressões para os parâmetros de política (τ_g , τ_k e τ_h) em função dos parâmetros de tecnologia (δ , δ_g , θ e φ) e preferência (β e ψ) e valores estacionários para as relações consumo-produto (C/Y) e investimento-produto (Jg/Y , Jp/Y e I/Y), além do número de horas trabalhadas (H).

Considerando-se a necessidade de realocação do consumo de bens duráveis para investimento e a incorporação no consumo e produto dos serviços relativos a estes bens, tal como de parte do capital do governo, obtém-se, após os devidos ajustes: *i*) $C/Y = 0,733$ a partir da média entre 1999 e 2003 da soma do consumo das famílias e do governo, medidos em relação ao produto, correspondente a 0,792, segundo informações do IBGE; *ii*) $Jg/Y = 0,029$ através da média entre 1999 e 2003 do total do investimento público, medido em relação ao produto, igual a 0,032, de acordo com dados divulgados pelo Ipea; *iii*) $Jp/Y = 0,010$, admitindo-se como investimento privado total em infraestrutura os investimentos privados médios do período 1990-1998, medidos em relação ao produto, em estradas, ferrovias, setores elétrico, de água e de telecomunicações, divulgados pelo Banco Mundial, equivalentes a 0,0107;¹⁰ *iv*) $H = 0,3$, seguindo Cooley e Prescott (1995); e *v*) $I/Y = 0,228$ dado que, de acordo com o modelo em equilíbrio, tem-se $Y = C + I + Jp + Jg$.

Os valores encontrados para τ_g , τ_k e τ_h foram, respectivamente, 0,073, 0,091 e 0,416.

10. O dado mencionado foi obtido no site do Banco Mundial: <<http://wbln1018.worldbank.org/LAC/LAC.nsf/ECADocByUnid/9A886DFD517053A885256D44002B206?OpenDocument>>.

Por simplicidade, admite-se $\alpha_1 = 1 - \alpha_0$ – ver equações (12) e (13) –, o que significa que as duas fontes de receita do governo distribuem-se na mesma proporção entre investimentos e gastos correntes. Aplicando-se sobre a equação (13), que descreve os investimentos públicos, as condições de primeira ordem do problema das firmas e supondo-se a economia em trajetória estacionária, obtém-se α_0 como função dos parâmetros de tecnologia (θ e φ), parâmetros de política (α , τ_g , τ_k e τ_h) e relações investimento-produto (Jg/Y e Jp/Y). Dados os valores acima para estes parâmetros e relações, encontra-se $\alpha_0 = 0,900$.

Obtidos os valores para os parâmetros de política pública, restam, ainda, dois últimos parâmetros a serem calibrados, ambos relacionados à função de produção (1). O primeiro deles, o parâmetro de escala A utiliza-se para ajustar o valor do produto de forma a torná-lo unitário.

O segundo parâmetro, γ , não pode ser obtido diretamente através da contabilidade nacional. Em geral, seu valor é estimado econometricamente, mas não há consenso aqui, embora se aceitem na maioria dos casos valores positivos e significativos para este. As estimativas conjuntas de γ e φ variam, em sua maioria, entre zero, (HOLTZ-EAKIN, 1992), algo em torno de 0,10 (DUFFY-DENO; EBERTS, 1991) ou 0,16 (CALDERÓN; SERVÉN, 2003; AI; CASSOU; 1995), embora alguns poucos trabalhos tenham estimado valores superiores. Em linha com Ferreira e Issler (1998), Ferreira e Araújo (2007) encontram uma média das estimações, com dados brasileiros, de 0,12. Dado o valor de φ ($= 0,074$), decidiu-se utilizar um valor intermediário para γ como valor básico, $\gamma = 0,05$, apesar de simulações para $\gamma = 0$ e $\gamma = 0,10$, também, serem reportadas para a análise de sensibilidade dos resultados aos valores do parâmetro.

Os valores de todos os parâmetros do modelo encontram-se indicados na tabela 1.

TABELA 1
Parâmetros calibrados

Preferência		Tecnologia				
β	Ψ	Δ	δg	θ	φ	γ
0,961	1,056	0,095	0,054	0,359	0,074	0,05
Política básica ou atual do governo						
α	α_0	α_1	τ_g	τ_k	τ_h	
0,602	0,900	0,100	0,073	0,091	0,416	

Fonte: Elaboração própria.

4 RESULTADOS

O principal objetivo desta seção é verificar os efeitos alocativos e de bem-estar social desencadeados por eventuais mudanças na política fiscal ou política básica do

governo (BP), definida por $(\alpha, \alpha_0, \alpha_1, \tau g, \tau k \text{ e } \tau h)$, onde os valores dos parâmetros correspondem aos do equilíbrio estacionário do modelo expressos na tabela 1. Mais precisamente, esta seção busca determinar como mudanças particulares na política atual afetariam os valores de longo prazo do modelo e como as trajetórias de transição das principais variáveis do modelo modificariam os níveis de bem-estar das famílias.

A medida de bem-estar equivale ao percentual constante de mudança no consumo, x , relativo aos níveis correspondentes à política atual ou básica (BP) para todos os momentos do tempo, t , mantidas as horas de trabalho em seus níveis de política básica, requerido para manter o nível de utilidade igual àquele obtido no experimento da política alternativa (AP).

Portanto, a medida de bem-estar x deve satisfazer a seguinte equação:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln(C_t^{BP}(1+x)) + A \ln(1 - H_t^{BP})] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln C_t^{AP} + A \ln(1 - H_t^{AP})]$$

onde, H_t^{BP} e H_t^{AP} são as horas de trabalho e C_t^{BP} e C_t^{AP} são os níveis de consumo escolhidos em cada instante do tempo t , supondo-se, respectivamente, a BP e a AP. Esta medida é tradicional na literatura e segue, entre muitos, Lucas (1987) e Cooley e Hansen (1992).

4.1 Políticas alternativas

Em geral, impostos deprimem o bem-estar econômico por distorcerem as decisões dos agentes econômicos e provocarem algum tipo de peso morto para a sociedade, entretanto, receitas de impostos costumam ser a principal fonte de financiamento dos gastos públicos, apesar de existirem, em princípio, outras formas de financiamento, como o endividamento e, em muito menor proporção, a receita gerada pelo pagamento de serviços públicos ofertados.

Os experimentos, aqui realizados, simulam modificações no padrão de financiamento público, no sentido de determinar alternativas eficazes para o aumento da eficiência econômica ou nível de bem-estar social. Em particular, pretende-se investigar os efeitos de uma política de aumento na cobrança direta pelo uso da infraestrutura pública em conjunto com reduções nas alíquotas médias de impostos.¹¹

A modificação sugerida na política atual ou BP do governo corresponde a reduções nas alíquotas médias de impostos sobre as rendas dos capitais privados

11. Por simplicidade, o modelo descarta o endividamento público como forma de financiamento. Entretanto, deve-se salientar que, para o caso da economia brasileira, segundo Afonso, Araújo e Biasoto Jr. (2005) e Ferreira e Araújo (2007) esta forma de financiamento é, de fato, limitada.

(τk e τg), financiadas a partir do aumento da receita pública proveniente do pagamento ou aluguel de serviços da infraestrutura pública (proporção correspondente ao parâmetro $(1 - \alpha)$ do modelo, – ver equação (11) –, de forma a não permitir reduções no nível de TR determinado pela política atual – ver equação (12)).¹²

A restrição de não redução de TR procura, mesmo que de maneira imperfeita, refletir o seguinte fato: em economias reais, estas transferências resultam de forças exógenas ao governo ou são o resultado de alguma política pública em busca de equidade. Consequentemente, reconhecida a limitação do modelo em avaliar apenas a eficiência econômica de políticas do governo, considera-se apropriada a imposição de tal restrição.

Uma última questão a ser esclarecida é a extensão de variação no parâmetro $(1 - \alpha)$ que irá caracterizar a AP. Em outras palavras, identificar o ainda restante potencial de serviços de infraestrutura pública que poderia ser efetivamente pago de acordo com o seu uso. Em princípio, o modelo não restringe a extensão do intervalo de variação deste parâmetro, entretanto, admite-se a possibilidade de haver limites para sua variação em economias reais, considerando-se que nem todos os serviços gerados pelo capital público seriam passíveis de remuneração, dado o seu caráter de bem público. O exemplo mais contundente seria o serviço gerado pelo estoque de capital relacionado à defesa nacional, o qual, admitida a sua completa impossibilidade de exclusão, não poderia gerar renda de aluguel pelo uso que fosse passível de ser apropriada pelo governo.

Diante da diversidade de tipos de capital do governo e da possibilidade de discordâncias quanto ao grau de excludibilidade dos serviços gerados por estes estoques, para tornar as coisas simples, considera-se uma razoável *proxy* para o intervalo de variação do parâmetro $(1 - \alpha)$, o que seria correspondente ao estoque de estradas, ruas e demais estruturas públicas afins passíveis de cobrança por seu uso no total do capital público.

A escolha dos estoques mencionados para compor uma *proxy* da parcela do capital público passível de ter o seu uso remunerado deve-se a dois fatores: primeiramente, ao reconhecimento de que somente uma ínfima parcela destes estoques gera serviços, efetivamente, pagos de acordo com o seu uso (ver LACERDA, 2005); e, em segundo lugar, à concreta possibilidade de o governo poder extrair renda a partir destes, uma vez que existem mecanismos efetivos para esta extração – além de cancelas de pedágios, existe, ainda, a possibilidade do uso de dispositivos eletrônicos para a cobrança destes pedágios a baixos custos, tanto em autoestradas

12. A escolha de modificar, unicamente, alíquotas de impostos sobre os estoques de capital, mantendo-se inalterada a alíquota de imposto sobre a renda do trabalho, é motivada pela simplicidade, dado que impostos sobre o trabalho, mesmo que em menor escala, também são distortivos.

como em ruas de grandes cidades. Cingapura e Londres, por exemplo, utilizam pedágios eletrônicos em áreas urbanas há vários anos.

Provavelmente, em economias reais, os fatores que determinam a grande parcela observada de oferta pública gratuita de infraestrutura são outros que não a inexistência de mecanismos capazes de gerar remuneração pelo seu uso. Os ganhos de eficiência de uma política focada no aumento da participação deste tipo de receita para o governo podem ser interpretados como o custo de oportunidade pago pela sociedade devido à não implementação de tal política.

Definindo-se α^* como a fração do estoque de estradas, ruas e demais estruturas públicas afins passíveis de cobrança por seu uso (EER) no total do capital público (Gg), $\alpha^* = \text{EER}/Gg$, a extensão de variação do parâmetro $(1 - \alpha)$, nas APs, poderia pertencer ao intervalo $(1 - \alpha, 1 - \alpha + \alpha^*)$.

Entretanto, infelizmente, EER e Gg não são diretamente observáveis na contabilidade nacional brasileira. Pegando-se, como exemplo, o caso da economia americana, verifica-se que esta proporção é extremamente estável ao longo do tempo. O valor médio para α^* , entre 1950 e 2004, é 0,24, com desvio-padrão de 0,02. Obviamente, não seria adequado considerar este mesmo valor para o caso da economia brasileira, porém, na hipótese de as composições dos estoques de capital público, entre estas economias, apresentarem mínima semelhança, considera-se parcimonioso arbitrar um limite superior para α^* de 0,15. Indicando que até 15% do capital de infraestrutura pública no Brasil poderiam ser remunerados de acordo com o seu uso.¹³

Dado o limite superior para α^* , para tornar os resultados mais robustos, decidiu-se simular três diferentes possibilidades de aumentos em $(1 - \alpha)$, supondo-se políticas em que o governo decidiria elevar em 5%, 10% e 15% a cobrança pela sua oferta de serviços de infraestrutura. Em termos dos parâmetros do modelo, dada a política atual (tabela 1), onde $(1 - \alpha) = 0,398$, isto equivaleria supor, respectivamente, uma redução inesperada em α para 0,552, 0,502 e 0,452. Estas variações nos parâmetros serão denominadas, respectivamente, cenários de reduzido, moderado e elevado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública.

4.2 Efeitos alocativos e de bem-estar

A primeira simulação, denominada AP 1 trata do aumento da cobrança dos serviços de infraestrutura pública $(1 - \alpha)$ acompanhado de redução na alíquota média de imposto sobre a renda do capital privado (τk), tal que, em nenhum momento do tempo ocorra reduções no nível de TR.

13. Os valores mencionados foram obtidos através da contabilidade da BEA, table 7.1. A e B. *Current-cost net stock of government fixed assets*. Disponível em: <<http://www.bea.gov/bea/dn/FA2004/SelectTable.asp>>. Os dados mostram estabilidade na razão α^* não apenas a partir da Segunda Guerra Mundial. A média para a série completa entre 1925 e 2004 é 0,276, com desvio-padrão de 0,07.

Na tabela 2 são apresentados os efeitos macroeconômicos desta política supondo-se um cenário de moderado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública. No ano zero (ano anterior à implementação da política) os níveis das variáveis reais são normalizados em 1,00. Portanto, uma maneira de interpretar os resultados é considerá-los como variações no crescimento das variáveis em relação ao que seria observado na ausência da AP. Por exemplo, quatro anos após a implementação da AP 1, o produto seria 2% maior do que aquele vigente no caso de a política não ter sido implementada.

TABELA 2

Efeitos macroeconômicos: AP 1 – moderado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública – efeito de bem-estar (x%) = 0,96

Número de anos após a reforma	0	1	4	8	12	100
Variáveis reais ¹						
Produto (Y)	1,00	1,01	1,02	1,03	1,04	1,06
Consumo (C)	1,00	0,98	0,99	1,00	1,01	1,04
Capital privado (K)	1,00	1,02	1,04	1,06	1,07	1,12
Infraestrutura privada (Gp)	1,00	0,90	0,96	1,02	1,07	1,24
Infraestrutura pública (Gg)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Horas trabalhadas (H)	1,00	1,02	1,02	1,02	1,02	1,01
Composição do produto ²						
Consumo (C/Y)	73,3	71,3	71,4	71,5	71,6	71,8
Investimento em capital privado (I/Y)	22,8	26,6	24,5	24,5	24,4	24,3
Investimento em infraestrutura ($(Ip + Jg)/Y$)	3,88	2,09	4,08	4,04	4,00	3,88
Transferências às famílias (TR/Y)	26,2	26,7	25,7	25,5	25,3	24,8
Tributação (T/Y)	27,0	27,0	25,8	25,6	25,4	24,9

Fonte: Elaboração própria.

Notas ¹ Normalizadas pelos valores estacionários anteriores à AP.

² Variáveis selecionadas como porcentagem do produto.

De acordo com a tabela 2, a simulação da política indica efeitos de longo prazo positivos sobre o produto, consumo das famílias, oferta privada de capital, infraestrutura e trabalho. Além disso, exceto para consumo e infraestrutura privada, verificam-se expansões já nos primeiros anos após a implementação da reforma. Metade do crescimento de longo prazo do produto já seria observada nos primeiros oito anos após a implementação da política. Crescimento que se explica pelo aumento da oferta de trabalho no curto prazo e a contundente expansão da fração do produto destinada aos investimentos privados em capital, o que seria esperado já que a política reduz as distorções nas decisões desse tipo de investimento, levando os agentes a preferirem, no curto prazo, reduzir seus níveis de consumo e investimento em infraestrutura, deslocando esta poupança adicional para investimentos em capital, os quais tornaram-se mais rentáveis devido às menores alíquotas de imposto.

Apesar das reduções de curto prazo nos níveis de consumo e aumento da oferta de trabalho, o crescimento futuro do consumo é suficiente para gerar um efeito de bem-estar da ordem de 1%, o que significa que os benefícios promovidos pela AP 1 seriam equivalentes a um aumento permanente de 1% nos níveis de consumo que seriam observados na ausência da política. Em termos comparativos, este ganho de bem-estar é significativo levando-se em conta os efeitos de outras políticas para a economia brasileira. Araújo e Ferreira (1999) estimam que uma reforma tributária que reduzisse taxaçaõ sobre investimento e renda dos fatores, aumentando compensatoriamente impostos sobre o consumo, geraria um ganho de bem-estar de 0,6% ou 1,1%, com uma proposta mais agressiva. Pereira e Ferreira (2008) determinam que uma política de PPP para o Brasil implicaria ganhos da ordem de 1,8%. Entretanto, segundo Pereira e Ferreira (2010), a recente proposta de reforma tributária do Ministério da Fazenda (MF) poderia gerar ganhos de bem-estar bem mais significativos, da ordem de 3,6% ou 4,2%.

Ganhos mais expressivos poderiam ser obtidos através da AP 1. Nas tabelas A.1 e A.2 do apêndice apresentam-se as simulações desta política nos casos de elevado e reduzido aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública. Verifica-se que, enquanto os ganhos reduzem-se para 0,5% neste segundo caso, no primeiro caso os ganhos de bem-estar alcançam 1,3%.

Na perspectiva de obtenção de ganhos de bem-estar ainda maiores, propõe-se a simulação da AP 2, caracterizada por um aumento da cobrança dos serviços de infraestrutura pública $(1 - \alpha)$ acompanhado de redução na alíquota média de imposto ou subsídios sobre a renda gerada pelo estoque privado de infraestrutura (τg) , impondo-se, da mesma maneira que antes, a condição de que em nenhum momento do tempo ocorram reduções no nível de TR.

Na tabela 3 são apresentados os efeitos macroeconômicos desta política supondo-se um cenário de moderado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública e, tal como antes, no ano zero os níveis das variáveis reais são normalizados em 1,00. Como anteriormente anunciado, o ganho de bem-estar obtido é expressivamente superior aos demais apresentados. Os benefícios promovidos pela AP 2 seriam equivalentes a um aumento permanente acima de 5% nos níveis de consumo que seriam observados na ausência desta política. A razão é que, apesar de o consumo cair no curto prazo de maneira mais acentuada que no caso da política anterior, no oitavo ano a sua expansão já alcançaria 3% e no longo prazo seria cerca de 16% superior àquela vigente no caso de a política não ter sido implementada. Quanto ao produto, os efeitos de crescimento seriam muito mais relevantes que antes, qualquer que seja o período considerado. A simulação indica expansão de 8% após o quarto ano de implementação da política e crescimento de 22%, acima da trajetória atual do produto, no longo prazo.

TABELA 3

Efeitos macroeconômicos: AP 2: moderado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública – efeito de bem-estar (x%) = 5,04

Número de anos após a reforma	0	1	4	8	12	100
Variáveis reais ¹						
Produto (Y)	1,00	1,05	1,08	1,12	1,15	1,22
Consumo (C)	1,00	0,93	0,98	1,03	1,06	1,16
Capital privado (K)	1,00	0,94	0,99	1,05	1,10	1,22
Infraestrutura privada (Gp)	1,00	2,40	3,24	4,12	4,79	6,57
Infraestrutura pública (Gg)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Horas trabalhadas (H)	1,00	1,08	1,07	1,07	1,06	1,04
Composição do produto ²						
Consumo (C/Y)	73,3	65,1	66,0	66,8	67,5	69,6
Investimento em capital privado (I/Y)	22,8	7,1	24,4	24,0	23,7	22,8
Investimento em infraestrutura ($(Ip + Jg)/Y$)	3,88	27,8	9,64	9,13	8,73	7,60
Transferências às famílias (TR/Y)	26,2	26,7	24,2	23,3	22,8	21,5
Tributação (T/Y)	27,0	27,0	25,0	24,3	23,9	22,7

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Normalizadas pelos valores estacionários anteriores à AP.

² Variáveis selecionadas como porcentagem do produto.

A contundência dos efeitos positivos sobre o crescimento, além da expansão da oferta de trabalho e do forte crescimento do estoque de capital no longo prazo, deve-se à estrondosa expansão da oferta privada de infraestrutura. Expansão esta que se explica pela preferência dos agentes em elevarem expressivamente seus esforços de poupança no curto prazo e direcionarem seus investimentos para infraestrutura, motivados pelo aumento do retorno nestes investimentos proporcionado pelos subsídios.

Para fins de comparação, nas tabelas A.3 e A.4 do apêndice apresentam-se as simulações desta política nos casos de elevado e reduzido aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública, os quais, respectivamente, equivalem a 5,1% e 4,9%. Portanto, tal como na simulação da AP 1, pode-se verificar que os ganhos de bem-estar, entre os três casos simulados, crescem com o aumento da cobrança destes serviços. Nota-se, entretanto, o quão próximos estão estes ganhos no caso da AP 2, relativamente, àqueles determinados pela política anterior. Em outras palavras, nas simulações realizadas a política de subsídios é menos sensível à intensidade de cobrança dos serviços de infraestrutura pública.

Considerando-se que não há consenso quanto ao valor do parâmetro γ , com a finalidade de realizar uma análise de sensibilidade dos resultados em relação ao valor deste parâmetro, simulações adicionais são propostas levando-se em conta $\gamma = 0$ e $\gamma = 0,10$. Nas tabelas A.5 e A.6 do apêndice são apresentados os efeitos macroeconômicos da AP 1 supondo-se um cenário de moderado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública.

Destaque-se que os resultados dependem do parâmetro, e que a política é tanto mais relevante para o bem-estar social quanto maiores forem as externalidades positivas do estoque de infraestrutura. Na simulação em que não há qualquer externalidade, $\gamma = 0$ (tabela A.5), o efeito de bem-estar da política é 0,70%, enquanto para $\gamma = 0,10$ obtém-se um ganho de 1,34% (tabela A.6). Quanto aos efeitos sobre o crescimento do produto verifica-se que no caso $\gamma = 0$, o nível do produto no longo prazo seria 4% superior ao que seria observado seguindo a tendência atual ou 8% superior assumindo-se $\gamma = 0,10$.

Simulando-se os efeitos macroeconômicos da AP 2 em um cenário de moderado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública, de acordo com a tabela A.7 do apêndice o crescimento do produto no longo prazo seria de 7% e o ganho de bem-estar de apenas 0,55%, caso o estoque de infraestrutura não promova efeitos externos positivos ($\gamma = 0$). Entretanto, supondo-se $\gamma = 0,10$ (ver tabela A.8 do apêndice), o ganho de bem-estar saltaria para 14,24% e o nível do produto no longo prazo estaria 54% acima daquele que seria observado na ausência desta política, indicando que seus resultados são fortemente sensíveis ao valor do parâmetro γ . Deve-se destacar, porém, que supor $\gamma = 0,10$ implica assumir um grau de importância dos efeitos externos do estoque de infraestrutura sobre o produto demasiadamente elevado, considerando-se estimativas para a economia brasileira obtidas por Ferreira e Issler (1998) e Ferreira e Araújo (2007), que indicam efeitos próximos à simulação-padrão, onde se assume $\gamma = 0,05$.

5 CONCLUSÕES

A principal motivação deste artigo foi quantificar os ganhos de produto e bem-estar associados à cobrança direta pelo uso da infraestrutura pública. Ao contrário do tradicional financiamento dos gastos públicos através de arrecadações de impostos que, em geral, distorcem as decisões dos agentes econômicos, a cobrança direta pelo uso da infraestrutura pública não provoca nenhum tipo de peso morto para a economia, particularmente quando se levam em conta as possibilidades tecnológicas de obtenção de receitas geradas pelo uso da infraestrutura a baixos custos. Como, por exemplo, através de pedágios eletrônicos, em uso em diversos países há vários anos.

Especificamente, impondo-se a condição de não haver reduções no nível de Transferências às famílias ao longo do tempo, uma vez que tais transferências podem representar alguma política em busca de equidade, são realizadas simulações dos efeitos alocativos e de bem-estar de um aumento da receita proveniente do pagamento pelo uso da infraestrutura pública com o objetivo de financiar dois tipos de políticas alternativas. Na AP 1 esta receita adicional é direcionada para o financiamento de reduções na alíquota de imposto sobre a renda do capital privado. O que poderia ser interpretado como reduções em alíquotas sobre: Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (Cide)-Combustíveis, Imposto sobre a Propriedade de

Veículos Automotores (IPVA), e Imposto de Renda (IR). Na AP 2 o objetivo da receita adicional é reduzir alíquotas ou subsidiar a renda gerada pelo estoque privado de infraestrutura. O que pode ser interpretado como receitas adicionais para expandir PPPs no Brasil.

A partir de um modelo dinâmico de equilíbrio geral, calibrado para a economia brasileira, os resultados indicam que a AP 1 é relevante para o crescimento de longo prazo da economia e proporciona efeitos de bem-estar significativos, comparados aos efeitos de políticas obtidos por outros autores. Além disso, nos casos simulados, elevando-se a intensidade de cobrança pelo uso dos serviços de infraestrutura pública elevam-se os ganhos de bem-estar desta política.

Quanto à política de subsídios à oferta privada de infraestrutura, as simulações igualmente indicam efeitos alocativos e de bem-estar positivos, sendo estes muito mais expressivos que aqueles obtidos através da AP 1. Entretanto, apesar de os ganhos de bem-estar, nas principais simulações realizadas, também estarem positivamente relacionados à intensidade de cobrança dos serviços de infraestrutura pública, estes expandem-se relativamente menos que no caso da política anterior.

Deve-se destacar, ainda, que os resultados obtidos dependem da importância do estoque de infraestrutura na promoção de efeitos externos positivos sobre a economia, sendo os efeitos da AP 2, particularmente, sensíveis ao grau desta externalidade.

Por fim, apesar dos significativos incrementos de bem-estar das políticas fiscais aqui propostas, deve-se destacar que este artigo não lidou com questões distributivas. A imposição de não haver reduções no nível de Transferências às famílias, ao longo do tempo, apesar de manter intacta a porção de gastos públicos com esta finalidade, certamente, não exclui a possibilidade de estas políticas afetarem negativamente algum agente econômico. Obviamente, a distribuição de ganhos e perdas entre agentes ou classes sociais não pode ser desconsiderada como essencial, na medida em que, na prática, é o fator primordial de inibição de certas políticas públicas. Entretanto, levando-se em conta os ganhos agregados que as simulações indicam, percebe-se que existe um amplo espaço para transferências que compensem potenciais perdas provocadas a algum agente econômico.

ABSTRACT

This paper analyzes in a recursive macroeconomic model, calibrated to the Brazilian economy, the growth and welfare effects of public expenditures under two alternative modes of financing: the traditional tax-collection mechanism and a user fee for public infrastructure. According to the model-based simulations, when public transfers to household are not allowed to decrease, there might exist substantial welfare net gains if the government increases its revenue by charging a higher user fee for public infrastructure, as long as this policy comes with a reduction in private capital taxes or tax incentives to private infrastructure.

REFERÊNCIAS

- AI, C.; CASSOU, S. A normative analysis of public capital. **Applied Economics**, v. 27, p. 1.201-1.209, 1995.
- AFONSO, J. R. R.; ARAÚJO, E.; BIASOTO JÚNIOR, G. **Fiscal space and public sector investments in infrastructure**: a Brazilian case study. Ipea, dez. 2005 (Texto para Discussão, n. 114).
- ARAÚJO, C. H. V.; FERREIRA, P. C. Reformas tributárias no Brasil: efeitos alocativos e impactos de bem-estar. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 2, p.133-166, 1999.
- BLANCHARD, O. J.; GIAVAZZI, F. **Improving the SGP through a proper accounting of public investment**. Departamento de Economia, MIT, 2003. Mimeografado.
- CALDERÓN, C.; EASTERLY, W.; SERVÉN, L. Latin America's infrastructure in the era of macroeconomic crises. In: EASTERLY, W.; SERVÉN, L. (Ed.). **The limits of stabilization: infrastructure, public deficits, and growth in Latin America**. Stanford University Press e World Bank. 2003a. p. 21-94.
- _____. Infrastructure compression and public sector solvency in Latin America. In: EASTERLY, W.; SERVÉN, L. (Ed.). **The limits of stabilization: infrastructure, public deficits, and growth in Latin America**. Stanford University Press and World Bank, 2003b.
- CALDERÓN, C.; SERVÉN, L. The output cost of Latin America's infrastructure gap. In: EASTERLY, W.; SERVÉN, L. (Ed.). **The limits of stabilization: infrastructure, public deficits, and growth in Latin America**. Stanford University Press and World Bank, 2003.
- _____. **Trends in infrastructure in Latin America, 1980-2001**. Central Bank of Chile, Sept, 2004 (Working Papers, n. 269).
- COOLEY, T. F.; HANSEN, G. Tax distortion in a neoclassical monetary economy. **Journal of Economic Theory**, v. 58, p. 290-316, 1992.
- _____. PRESCOTT, E. Economic growth and business cycles. In: COOLEY, T. (Ed.). **Frontiers of business cycles research**. Princeton Press, 1995.
- DUFFY-DENO, K.; EBERTS, R. W. Public infrastructure and regional economic development: a simultaneous equations approach. **Journal of Urban Economics**, v. 30, p. 329-343, 1991.
- FAY, M.; MORRISON, M. **Infrastructure in Latin America & the Caribbean: recent developments and key challenges**, a report in two volumes of the finance, private sector and infrastructure unit, Latin America & the Caribbean Region, v. 1. The World Bank, Washington D.C., USA, 2005 (Report, n. 32640-LCR).
- FERREIRA, P. C.; ARAÚJO, C. H. V. **Fiscal space for infrastructure investment in Brazil**. Pesquisa para o Banco Mundial, Rio de Janeiro, 2004. Mimeografado.
- _____. Growth and fiscal effects of infrastructure investment in Brazil. In: PERRY, G.; SERVÉN, L.; SUESCÚN, R. (Org.). **Fiscal policy, stabilization, and growth**. Washington: The World Bank, 2007.
- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V. Time series properties and empirical evidence of growth and infrastructure. **Revista de Econometria**, v. 18, p. 31-71, 1998.
- _____. NASCIMENTO, L. G. Welfare and growth effects of alternative fiscal rules for infrastructure investment in Brazil. **Ensaios Econômicos**, EPGE 604, Fundação Getulio Vargas, 2005.

- FRISCHTAK, C. R. O investimento em infra-estrutura no Brasil: histórico recente e perspectivas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 2, p. 307-348, ago. 2008.
- GLOMM, G.; RAVIKUMAR, B. Public investment in infrastructure in a simple growth model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 18, p. 1.173-1.187, 1994.
- _____. Productive government expenditures and long-run growth. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 21, p. 183-204, 1997.
- HARRIS, C. **Private participation in infrastructure in developing countries: trends, impacts, and policy lessons**. Washington: World Bank, 2003 (Working Paper, n. 5).
- HOLTZ-EAKIN, D. Public sector capital and productivity puzzle. NBER, 1992 (Working Paper, n. 4.122).
- KYDLAND, F.; PRESCOTT E. C. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, v. 50, p. 173-208, 1982.
- LACERDA, S. M. O financiamento da infra-estrutura rodoviária através de contribuintes e usuários. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 21, p. 141-159, mar. 2005.
- LUCAS, R. **Models of business cycles**. Cambridge, MA: Basil Blackwell, 1987.
- MCGRATTAN, E. R.; PRESCOTT, E. C. Productivity and the post-1990 U.S. Economy. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 87, n. 4, p. 537-549, july/aug. 2005.
- MINTZ, J.; SMART, M. **Incentives for public investment under fiscal rules**. University of Toronto, 2004. Mimeografado.
- PEREIRA, R. A. de C. **Políticas públicas para a infra-estrutura**. Tese (Doutorado) – Escola de Pós Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2006.
- _____; FERREIRA, P. C. **Efeitos de crescimento e bem-estar da Lei de Parceria Público-Privada no Brasil**. Fundação Getúlio Vargas, 2007 (Ensaio Econômico EPGE, n. 648).
- _____. Efeitos de crescimento e bem-estar da Lei de Parceria Público-Privada no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 207-219, abr.-jun. 2008.
- _____. Avaliação dos impactos macroeconômicos e de bem-estar da reforma tributária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, p. 191-208, 2010.
- ROUBINI, N.; SACHS J. Government spending and budget deficits in the industrial countries. **Economic Policy**, v. 4, p. 99-132, Apr. 1989.
- SOUZA, G. S.; KANNEBLEY JÚNIOR, S.; DINIZ, E. M. Política fiscal e crescimento de longo prazo no Brasil: evidências para dados do orçamento função. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 1, p. 41-84, abr. 2010.
- TURNOVSKY, S. J.; FISHER W. H. The composition of government expenditure and its consequences for macroeconomic performance. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 19, n. 4, p. 747-786, 1995.

(Originais submetidos em abril de 2011. Última versão recebida em junho de 2011. Aprovada em junho de 2011.)

APÊNDICE

TABELA A.1

Efeitos macroeconômicos: AP 1 – elevado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública – efeito de bem-estar (x%) = 1,31

Número de anos após a reforma	0	1	4	8	12	100
Variáveis reais ¹						
Produto (<i>Y</i>)	1,00	1,02	1,03	1,04	1,05	1,08
Consumo (<i>C</i>)	1,00	0,98	0,99	1,01	1,02	1,05
Capital privado (<i>K</i>)	1,00	1,03	1,05	1,08	1,11	1,18
Infraestrutura privada (<i>Gp</i>)	1,00	0,85	0,94	1,03	1,11	1,33
Infraestrutura pública (<i>Gg</i>)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Horas trabalhadas (<i>H</i>)	1,00	1,03	1,03	1,03	1,02	1,02
Composição do produto ²						
Consumo (<i>C/Y</i>)	73,3	70,3	70,5	70,7	70,8	71,3
Investimento em capital privado (<i>I/Y</i>)	22,8	28,4	25,3	25,2	25,1	24,8
Investimento em infraestrutura (<i>(Ip + Jg)/Y</i>)	3,88	1,25	4,18	4,11	4,05	3,88
Transferências às famílias (<i>TR/Y</i>)	26,2	27,0	25,5	25,2	24,9	24,2
Tributação (<i>T/Y</i>)	27,0	27,0	25,2	25,0	24,7	24,1

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Normalizadas pelos valores estacionários anteriores à AP.

² Variáveis selecionadas como porcentagem do produto.

TABELA A.2

Efeitos macroeconômicos: AP 1 – reduzido aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública – efeito de bem-estar (x%) = 0,53

Número de anos após a reforma	0	1	4	8	12	100
Variáveis reais ¹						
Produto (<i>Y</i>)	1,00	1,01	1,01	1,02	1,02	1,03
Consumo (<i>C</i>)	1,00	0,99	1,00	1,00	1,01	1,02
Capital privado (<i>K</i>)	1,00	1,01	1,02	1,03	1,04	1,07
Infraestrutura privada (<i>Gp</i>)	1,00	0,95	0,98	1,01	1,04	1,13
Infraestrutura pública (<i>Gg</i>)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Horas trabalhadas (<i>H</i>)	1,00	1,01	1,01	1,01	1,01	1,01
Composição do produto ²						
Consumo (<i>C/Y</i>)	73,3	72,2	72,3	72,3	72,4	72,5
Investimento em capital privado (<i>I/Y</i>)	22,8	24,8	23,7	23,7	23,7	23,6
Investimento em infraestrutura (<i>(Ip + Jg)/Y</i>)	3,88	2,97	3,99	3,96	3,95	3,88
Transferências às famílias (<i>TR/Y</i>)	26,2	26,5	26,0	25,9	25,8	25,4
Tributação (<i>T/Y</i>)	27,0	27,0	26,4	26,3	26,2	25,9

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Normalizadas pelos valores estacionários anteriores à AP.

² Variáveis selecionadas como porcentagem do produto.

TABELA A.3

Efeitos macroeconômicos: AP 2 – elevado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública – Efeito de bem-estar (x%) = 5,14

Número de anos após a reforma	0	1	4	8	12	100
Variáveis reais ¹						
Produto (<i>Y</i>)	1,00	1,05	1,09	1,13	1,16	1,23
Consumo (<i>C</i>)	1,00	0,92	0,97	1,03	1,07	1,16
Capital privado (<i>K</i>)	1,00	0,93	0,99	1,05	1,10	1,23
Infraestrutura privada (<i>Gp</i>)	1,00	2,55	3,43	4,34	5,03	6,83
Infraestrutura pública (<i>Gg</i>)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Horas trabalhadas (<i>H</i>)	1,00	1,09	1,08	1,07	1,06	1,04
Composição do produto ²						
Consumo (<i>C/Y</i>)	73,3	64,4	65,5	66,5	67,3	69,4
Investimento em capital privado (<i>I/Y</i>)	22,8	5,2	24,6	24,1	23,8	22,8
Investimento em infraestrutura (<i>(Ip + Jg) / Y</i>)	3,88	30,31	9,93	9,37	8,95	7,75
Transferências às famílias (<i>TR/Y</i>)	26,2	27,0	24,1	23,2	22,6	21,3
Tributação (<i>T/Y</i>)	27,0	27,0	24,8	24,1	23,6	22,5

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Normalizadas pelos valores estacionários anteriores à AP.

² Variáveis selecionadas como porcentagem do produto.

TABELA A.4

Efeitos macroeconômicos: AP 2 – reduzido aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública – efeito de bem-estar (x%) = 4,90

Número de anos após a reforma	0	1	4	8	12	100
Variáveis reais ¹						
Produto (<i>Y</i>)	1,00	1,04	1,08	1,12	1,14	1,21
Consumo (<i>C</i>)	1,00	0,94	0,98	1,02	1,06	1,15
Capital privado (<i>K</i>)	1,00	0,94	0,99	1,05	1,09	1,21
Infraestrutura privada (<i>Gp</i>)	1,00	2,22	3,02	3,87	4,51	6,29
Infraestrutura pública (<i>Gg</i>)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Horas trabalhadas (<i>H</i>)	1,00	1,08	1,07	1,06	1,05	1,04
Composição do produto ²						
Consumo (<i>C/Y</i>)	73,3	65,9	66,5	67,2	67,8	69,7
Investimento em capital privado (<i>I/Y</i>)	22,8	9,2	24,2	23,9	23,7	22,8
Investimento em infraestrutura (<i>(Ip + Jg) / Y</i>)	3,88	24,83	9,31	8,86	8,50	7,43
Transferências às famílias (<i>TR/Y</i>)	26,2	26,5	24,3	23,5	22,9	21,6
Tributação (<i>T/Y</i>)	27,0	27,0	25,3	24,6	24,2	23,0

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Normalizadas pelos valores estacionários anteriores à AP.

² Variáveis selecionadas como porcentagem do produto.

TABELA A.5

Efeitos macroeconômicos: AP 1, supondo $\gamma = 0$ – moderado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública – efeito de bem-estar (x%) = 0,70

Número de anos após a reforma	0	1	4	8	12	100
Variáveis reais ¹						
Produto (Y)	1,00	1,01	1,02	1,03	1,03	1,04
Consumo (C)	1,00	0,98	0,99	1,00	1,01	1,03
Capital privado (K)	1,00	1,02	1,04	1,06	1,07	1,10
Infraestrutura privada (Gp)	1,00	0,89	0,96	1,02	1,07	1,18
Infraestrutura pública (Gg)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Horas trabalhadas (H)	1,00	1,02	1,02	1,02	1,01	1,01
Composição do produto ²						
Consumo (C/Y)	73,3	71,3	71,4	71,6	71,8	72,1
Investimento em capital privado (I/Y)	22,8	26,8	24,5	24,3	24,2	24,0
Investimento em infraestrutura ($(Ip + Jg)/Y$)	3,88	1,94	4,12	4,04	4,00	3,88
Transferências às famílias (TR/Y)	26,2	26,7	25,7	25,5	25,4	25,1
Tributação (T/Y)	27,0	27,0	25,8	25,6	25,5	25,3

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Normalizadas pelos valores estacionários anteriores à AP.

² Variáveis selecionadas como porcentagem do produto.

TABELA A.6

Efeitos macroeconômicos: AP 1, supondo $\gamma = 0,10$ – moderado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública – efeito de bem-estar (x%) = 1,34

Número de anos após a reforma	0	1	4	8	12	100
Variáveis reais ¹						
Produto (Y)	1,00	1,01	1,02	1,03	1,04	1,08
Consumo (C)	1,00	0,98	0,99	1,00	1,01	1,06
Capital privado (K)	1,00	1,02	1,04	1,06	1,08	1,17
Infraestrutura privada (Gp)	1,00	0,90	0,96	1,02	1,07	1,34
Infraestrutura pública (Gg)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Horas trabalhadas (H)	1,00	1,02	1,02	1,02	1,02	1,02
Composição do produto ²						
Consumo (C/Y)	73,3	71,2	71,4	71,3	71,3	71,4
Investimento em capital privado (I/Y)	22,8	26,6	24,6	24,6	24,6	24,7
Investimento em infraestrutura ($(Ip + Jg)/Y$)	3,88	2,22	4,06	4,03	4,01	3,89
Transferências às famílias (TR/Y)	26,2	26,7	25,8	25,5	25,2	24,2
Tributação (T/Y)	27,0	27,0	25,8	25,6	25,3	24,3

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Normalizadas pelos valores estacionários anteriores à AP.

² Variáveis selecionadas como porcentagem do produto.

TABELA A.7

Efeitos macroeconômicos: AP 2, supondo $\gamma = 0$ – moderado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública – efeito de bem-estar (x%) = 0,55

Número de anos após a reforma	0	1	4	8	12	100
Variáveis reais ¹						
Produto (Y)	1,00	1,03	1,03	1,04	1,05	1,07
Consumo (C)	1,00	0,96	0,98	1,00	1,02	1,04
Capital privado (K)	1,00	0,96	0,99	1,01	1,03	1,07
Infraestrutura privada (Gp)	1,00	1,85	2,20	2,52	2,74	3,15
Infraestrutura pública (Gg)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Horas trabalhadas (H)	1,00	1,05	1,04	1,03	1,02	1,02
Composição do produto ²						
Consumo (C/Y)	73,3	68,4	69,7	70,3	70,8	71,6
Investimento em capital privado (I/Y)	22,8	13,0	23,7	23,4	23,2	22,8
Investimento em infraestrutura ($(Ip + Jg)/Y$)	3,88	18,63	6,60	6,26	6,04	5,60
Transferências às famílias (TR/Y)	26,2	26,7	25,5	25,2	25,0	24,6
Tributação (T/Y)	27,0	27,0	26,1	25,9	25,8	25,6

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Normalizadas pelos valores estacionários anteriores à AP.

² Variáveis selecionadas como porcentagem do produto.

TABELA A.8

Efeitos macroeconômicos: AP 2, supondo $\gamma = 0,10$ – moderado aumento na cobrança dos serviços de infraestrutura pública – efeito de bem-estar (x%) = 14,24

Número de anos após a reforma	0	1	4	8	12	100
Variáveis reais ¹						
Produto (Y)	1,00	1,07	1,17	1,26	1,33	1,54
Consumo (C)	1,00	0,90	0,98	1,07	1,15	1,41
Capital privado (K)	1,00	0,91	1,00	1,12	1,21	1,54
Infraestrutura privada (Gp)	1,00	3,04	4,57	6,37	7,88	13,29
Infraestrutura pública (Gg)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Horas trabalhadas (H)	1,00	1,12	1,13	1,12	1,11	1,06
Composição do produto ²						
Consumo (C/Y)	73,3	61,7	61,3	62,3	63,2	66,9
Investimento em capital privado (I/Y)	22,8	0,5	25,3	24,9	24,4	22,8
Investimento em infraestrutura ($(Ip + Jg)/Y$)	3,88	37,88	13,40	12,86	12,36	10,22
Transferências às famílias (TR/Y)	26,2	26,7	22,4	20,8	19,7	17,0
Tributação (T/Y)	27,0	27,0	23,4	21,9	20,8	18,2

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Normalizadas pelos valores estacionários anteriores à AP.

² Variáveis selecionadas como porcentagem do produto.

UMA AVALIAÇÃO DO IMPACTO DA QUALIDADE DA CRECHE NO DESENVOLVIMENTO INFANTIL*

Ricardo Paes de Barros**

Mirela de Carvalho***

Samuel Franco****

Rosane Mendonça*****

Andreza Rosalém*****

Estudos para países em desenvolvimento relacionados aos efeitos de programas pré-escolares sobre o desenvolvimento infantil normalmente encontram um impacto limitado. Este artigo foi conduzido para conciliar a importância das creches para o desenvolvimento infantil com os resultados empíricos que mostram efeitos pequenos. Usando uma amostra aleatória de 500 crianças em 100 creches no município do Rio de Janeiro, este trabalho procurou associar o desenvolvimento infantil com a qualidade das creches através de uma função custo hedônica, permitindo uma avaliação do custo e da efetividade das creches de melhor qualidade. De acordo com os resultados encontrados, o desenvolvimento das crianças que frequentam creches de alta qualidade é maior do que o das crianças que frequentam creches de baixa qualidade. Os resultados também mostram que a qualidade da creche pode ser medida de diversas maneiras, e que cada uma dessas medidas pode ter diferentes custos e impactos também distintos para o desenvolvimento infantil.

1 INTRODUÇÃO

Vários estudos têm mostrado que embora a pré-escola (crianças entre 4 e 6 anos) tenha efeitos importantes e duradouros no desenvolvimento da criança (ver, por exemplo, BARROS; MENDONÇA, 1996; YOUNG, 2002; BARNETT, 1992; BERLINSKI; GALIANI; MANACORDA, 2008; BERLINSKI; GALIANI; GERTLER 2009; MAGNUSON *et al.*, 2004), as avaliações em larga escala de creches (crianças entre 0 e 3 anos) tendem a encontrar impactos menores e transitórios (ver BARROS; MENDONÇA, 1996). Como a literatura tem reconhecido, existem muitas explicações alternativas empíricas e substantivas para o impacto limitado das creches encontrado nestes estudos. As explicações empíricas variam desde uma fraca estratégia de identificação até limitações e má qualidade dos dados.

* Os autores gostariam de agradecer os preciosos comentários, críticas e sugestões de Raquel Tsukada.

** Subsecretário de Ações Estratégicas da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República (SAE/PR).

*** Assessora para Estudos e Avaliação da Secretaria de Estado de Educação do Rio de Janeiro (SEEDUC-RJ).

**** Pesquisador associado do Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS-RJ).

***** Diretora da Subsecretaria de Ações Estratégicas da SAE/PR.

***** Pesquisadora associada do IETS-RJ.

Dentre as interpretações substantivas, especial atenção deve ser dada à sensibilidade da eficácia das creches à qualidade dos serviços prestados (ver BELSKY, 2008, 2009; NICHD EARLY CHILD CARE RESEARCH NETWORK; DUNCAN, 2003; GILLIAM; ZIGLER, 2001; HOWES, 2003; PEISNER-FEINBERG *et al.*, 2001; VANDELL; WOLFE, 2000; NICHD EARLY CHILD CARE RESEARCH NETWORK, 1999). Segundo essa interpretação, creches de alta qualidade e bem concebidas têm impacto substancial, mas esse impacto pode ser bastante sensível à qualidade dos serviços prestados. Como nos países em desenvolvimento a maioria das avaliações mede o impacto de serviços mal concebidos e de baixa qualidade, não é surpreendente que apenas impactos muito pequenos sejam encontrados. Assim, para conciliar a importância teórica da creche para o desenvolvimento da criança com os pequenos efeitos estimados, é imprescindível lançar alguma luz empírica sobre a relação entre eficácia e qualidade dos serviços de creche.

Neste estudo, duas relações básicas são estimadas. Primeiro, uma função flexível que relaciona o desenvolvimento da criança à qualidade da creche, controlando para as características familiares e características pessoais da criança. A relação estimada indicará quão importante é a qualidade para a eficácia da creche na promoção do desenvolvimento infantil. Em segundo lugar, estimamos a função de custo hedônica relacionando qualidade das creches e custos. Ao combinar as duas relações é possível, então, avaliar o custo-eficácia das creches de mais alta qualidade.

Para estimar estas duas relações utilizamos um conjunto de dados muito especial e subutilizado,¹ que abrange uma amostra de 100 creches financiadas publicamente na cidade do Rio de Janeiro. Este conjunto de dados contém informações sobre a qualidade e o custo das creches, bem como medidas de desenvolvimento da criança e do ambiente familiar.

2 FONTE DE DADOS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Tradicionalmente, o município do Rio de Janeiro provê serviços de creche gratuitos através de dois canais: *i*) creches do município (administração do município); e *ii*) creches conveniadas – organizações não governamentais (ONGs) e serviços comunitários – parcialmente financiadas pelo município. Em 2001 o sistema era composto por cerca de 200 creches municipais e 200 creches conveniadas que recebiam recursos públicos.

Desse total, cerca de 25% (100 creches) foram selecionadas aleatoriamente para a avaliação. Em cada uma das creches do Rio de Janeiro na amostra foi realizada uma avaliação abrangente de custos e de qualidade. Foram organizadas visitas de cinco dias a cada creche com o objetivo de preencher um questionário objetivo e bastante detalhado, envolvendo tanto informação observacional como também entrevistas com atores-chave (diretores, coordenadores pedagógicos, educadores, entre outros).

1. Exceções são os estudos de Pacheco *et al.* (2002), Pacheco e Dupret (2004), Pacheco, Meller e Teixeira (2004) e Pacheco (2009).

Para avaliar o custo econômico dos serviços foi realizada uma pesquisa de preços complementar para todos os principais insumos utilizados na produção dos serviços.

Por fim, o custo econômico anual de cada creche na amostra foi estimado, bem como um conjunto de quase 500 indicadores individuais de qualidade estruturados em cinco macrodimensões, 15 dimensões e 63 subdimensões.² Com base nestas informações foi possível estimar uma função de custo relacionando os custos unitários com a qualidade das creches.

Além disso, para cada creche na pesquisa uma amostra de dez crianças foi aleatoriamente selecionada e submetida a um teste psicológico com o objetivo de avaliar o seu estágio de desenvolvimento.³ Mais especificamente, este teste fornece informações sobre a idade de desenvolvimento de cada criança, em meses, ao longo de três dimensões (mental, física e social), produzindo uma medida global da sua idade de desenvolvimento. A diferença entre a idade de desenvolvimento e a idade cronológica é uma medida apropriada de desenvolvimento da criança.

Dada a natureza observacional do estudo, para subsidiar a avaliação realizamos entrevistas complementares com as famílias de cada criança na amostra, a fim de coletar informações detalhadas sobre suas condições de vida (como renda familiar, escolaridade dos pais e sua inserção no mercado de trabalho, acesso a bens duráveis, condições habitacionais e acesso a serviços públicos como eletricidade e água encanada, entre outros). Adicionalmente, como medida secundária de qualidade, coletamos informações sobre a percepção subjetiva dos pais em relação à qualidade dos serviços de creche.

Com base nas informações disponíveis sobre o desenvolvimento infantil, por um lado, e a qualidade das creches, antecedentes familiares e as características da criança, por outro, é possível estimar, sob certas hipóteses,⁴ o impacto da qualidade no desenvolvimento da criança regredindo o indicador de desenvolvimento infantil na qualidade de creches, controlando para a situação familiar e características individuais das crianças (idade, raça e sexo). Combinando a função de custo hedônica com a relação entre a qualidade e o desenvolvimento da criança é possível, então, avaliar a relação custo-benefício de uma melhor qualidade das creches (ver diagrama 1).

A riqueza das informações disponíveis na base de dados, entretanto, contrasta fortemente com o pequeno tamanho da amostra. Por exemplo, há mais indicadores de qualidade (perto de 500) do que creches na amostra (aproximadamente 100). Como consequência, reduções na dimensionalidade de todos os conceitos

2. Ver apêndice ao final deste artigo.

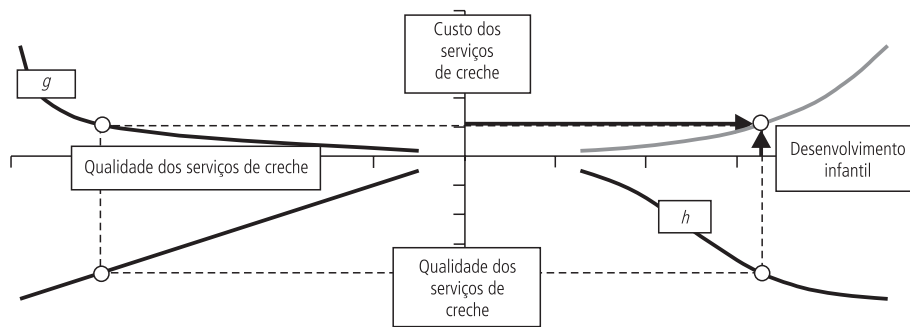
3. A escala utilizada foi o *Cartão da Criança*, instrumento desenvolvido pelo Instituto de Pesquisas Heloísa Marinho (Iphem) para acompanhar o crescimento e o desenvolvimento infantil de crianças de zero a seis anos.

4. Condicionada às características da criança e da família, a qualidade das creches e outros fatores que influenciam o desenvolvimento da criança são independentes. Em resumo, nos referimos a essa hipótese como *exogeneidade condicional da qualidade*.

empíricos do estudo são pré-requisitos para qualquer estimação significativa. O principal desafio, portanto, é reduzir a dimensionalidade de qualidade de creches.

DIAGRAMA 1

Relação entre qualidade e custo dos serviços de creche e desenvolvimento infantil



Fonte: Elaboração própria.

Este estudo segue quatro passos empíricos básicos: *i*) reduz as dimensões de qualidade das creches através da construção de uma medida sintética; *ii*) avalia a hipótese de identificação (*exogeneidade condicional da qualidade*) através da análise da relação entre qualidade da creche e ambiente familiar; *iii*) estima o impacto da qualidade da creche no desenvolvimento da criança; e *iv*) estima o impacto da qualidade sobre os custos dos serviços de creche.

3 REDUZINDO A DIMENSIONALIDADE DA QUALIDADE

Como o número de indicadores básicos de qualidade (500) excede em muito o número de creches na amostra (100), é imprescindível obter medidas sintéticas de qualidade. Uma vez que os indicadores básicos de qualidade estão naturalmente estruturados em 5 macrodimensões, 15 dimensões e 63 subdimensões, procedemos em quatro passos. Primeiro obtivemos uma medida sintética de qualidade para cada subdimensão agregando todos os indicadores básicos em cada subdimensão. Em seguida, agregamos essas medidas sintéticas de cada subdimensão em indicadores para cada dimensão. Em terceiro lugar, prosseguimos com o processo de agregação ainda mais para obter uma medida escalar para cada macrodimensão. Por fim, agregamos todas as cinco macrodimensões em um índice global sintético.

Idealmente, os pesos atribuídos aos diferentes indicadores de qualidade deveriam ter uma explicação teórica. Na medida em que a qualidade é um insumo para melhorar o desenvolvimento da criança, seria natural atribuir pesos aos indicadores de qualidade de acordo com a sua importância para o desenvolvimento da criança, com os pesos sendo obtidos a partir do conhecimento teórico sobre o tema ou com base em evidências empíricas. Um procedimento simples para obter estes pesos

empiricamente seria regredir uma medida do desenvolvimento da criança nos indicadores de qualidade, controlando para as características da criança, do ambiente familiar e sua exposição aos serviços (meses na creche desde o seu nascimento).

Para representar cada uma das cinco macrodimensões temos, em média, 100 medidas de qualidade tipicamente estruturadas em 3 dimensões e 15 subdimensões. Dado o número limitado de creches na amostra (aproximadamente 100), é inviável a obtenção de pesos para todos estes indicadores a partir de sua associação condicional com o desenvolvimento da criança.

Assim, para agregar os indicadores dentro de cada subdimensão, subdimensões em dimensões, dimensões em macrodimensões e as cinco macrodimensões em uma medida escalar global de qualidade utilizamos dois procedimentos alternativos. Primeiro, construímos medidas sintéticas simplesmente dando pesos iguais para todos os indicadores básicos considerados. Em segundo lugar, usamos procedimentos estatísticos (componentes principais, análise de correspondência e análise fatorial) para encontrar a melhor combinação linear, no sentido de responder pela maior parcela da variação total nos dados. Apesar de esses procedimentos certamente terem um maior apelo estatístico do que médias simples, eles acabaram gerando empiricamente pesos perto de uma média simples. Por esta razão optamos por usar a abordagem mais simples, qual seja, atribuir pesos iguais para todos os indicadores básicos considerados. Devemos ter em mente, no entanto, que o peso atribuído a cada indicador a partir desse procedimento não está necessariamente relacionado à sua importância para o desenvolvimento da criança.

Como resultado final obtivemos, para cada creche na amostra, uma medida global sintética de qualidade e um conjunto de indicadores específicos que medem qualidade ao longo de cinco categorias: *i*) infraestrutura; *ii*) saúde e saneamento; *iii*) atividades e estrutura do programa; *iv*) recursos humanos; e *v*) pais e relações comunitárias.

A tabela 1 apresenta para cada uma dessas medidas de qualidade a média global e a média para creches de alta qualidade (20% superior) e de baixa qualidade (20% inferior). Como essa tabela revela, em nosso universo de análise a qualidade média é cerca de 0,43, variando de 0,28 para o grupo de baixa qualidade a 0,57 para o grupo de alta qualidade. Estes resultados indicam a existência de um elevado grau de heterogeneidade na qualidade em creches. Mas, por outro lado, sem este considerável grau de variação seria empiricamente impossível estimar com precisão o impacto da qualidade da creche no desenvolvimento infantil.

A heterogeneidade também é bastante grande em todas as cinco macrodimensões. No entanto, a heterogeneidade é relativamente menor para infraestrutura e, em particular, maior para os pais e as relações comunitárias. Uma análise da correlação entre as macrodimensões da qualidade revela um elevado grau de associação. Este elevado grau de correlação torna difícil isolar o impacto de cada macrodimensão da qualidade no desenvolvimento da criança.

TABELA 1

Município do Rio de Janeiro: qualidade média de creches financiadas publicamente – 2001

Dimensão	Média global	Baixa qualidade (piores 20%)	Alta qualidade (melhores 20%)	Hiato de qualidade
Medida sintética global	0,43	0,28	0,57	0,29
Infraestrutura	0,39	0,27	0,51	0,24
Saúde e saneamento	0,45	0,27	0,62	0,34
Atividades e estrutura do programa	0,46	0,26	0,68	0,42
Recursos humanos	0,30	0,16	0,51	0,35
Pais e relações comunitárias	0,60	0,33	0,83	0,49

Fonte: Estimativas produzidas com base em Ipea/Universidade Estácio de Sá (Unesa) (2001).

4 AVALIANDO A EXOGENEIDADE DA QUALIDADE

Para avaliar o impacto da qualidade da creche no desenvolvimento da criança, o ideal seria que a distribuição das creches não estivesse relacionada a outros fatores que também determinam o desenvolvimento da criança. Para avaliar a força desta relação regredimos o *logit* do indicador de qualidade global da creche em um conjunto de características da criança e da família (ver tabela 2). Apesar da grande variação de qualidade entre as creches públicas, a qualidade não está relacionada a nenhuma característica observada da criança ou do ambiente familiar.

TABELA 2

Município do Rio de Janeiro: relação entre o *logit* do indicador da qualidade global das creches, características da criança e do ambiente familiar – 2001

Variável	Coefficiente	Valor-p (%)
Intercepto	-0,272	6
Características da criança		
Gênero (masculino)	-0,039	21
Raça (branco)	-0,018	59
Ambiente familiar		
Presença da mãe	-0,109	15
Anos de escolaridade do responsável pela criança	0,002	68
Logaritmo da renda familiar <i>per capita</i> (R\$/mês)	0,017	50
Número de observações		752
R^2 ajustado		-0,001

Fonte: Estimativas produzidas com base em Ipea/Unesa (2001).

Em grande medida, essa falta de correlação decorre de três fatores. Em primeiro lugar, ela resulta do fato de que na cidade do Rio de Janeiro as creches de melhor qualidade não estão particularmente localizadas em bairros pobres. Creches de alta e de baixa qualidade encontram-se, de fato, bastante dispersas por todas as áreas pobres da cidade. Em princípio, mesmo que as creches estejam distribuídas aleatoriamente por toda a cidade, dentro de cada bairro um mecanismo de autosseleção ainda poderia levar a vieses. Se creches de maior qualidade são demandadas por todos, enquanto

creches de pior qualidade são deixadas para uso exclusivamente dos mais pobres, qualidade e ambiente familiar poderiam ainda estar correlacionados, mesmo que a distribuição geográfica das creches não estivesse relacionada às condições socioeconômicas da comunidade. Os resultados apresentados na tabela 2, no entanto, são uma evidência clara contra esta conjectura.

Em segundo lugar, existem evidências claras de que as famílias tendem a usar o serviço mais próximo. De fato, o tempo médio gasto pelas famílias no trajeto casa-creche que seus filhos frequentam é de 14 minutos, com quase três quartos declarando levar menos de 15 minutos (ver tabela 3). Além disso, as fichas de inscrição das crianças do município indicam que 84% de todos os novos candidatos moram no bairro onde se localiza a creche para a qual eles se candidataram.

TABELA 3

Município do Rio de Janeiro: distância da casa à creche

Indicador	Valor
Tempo médio gasto até a creche (minutos)	14
Porcentagem de crianças que levam de casa até a creche no máximo	
15 minutos	73
30 minutos	96
Porcentagem de crianças que se candidatam à creche e que vivem no mesmo bairro onde a creche está localizada	84

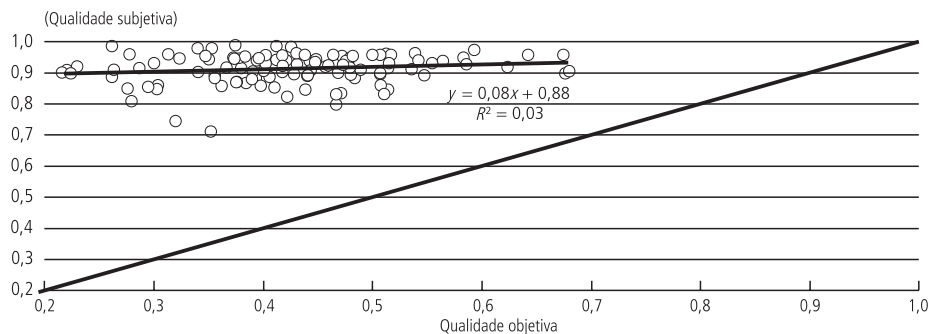
Fonte: Os dois primeiros indicadores têm como fonte Ipea/Unesa (2001). O terceiro indicador tem como fonte o cadastro da pré-matricula das creches municipais da Secretaria Municipal de Educação (SME) da cidade do Rio de Janeiro de 2009.

Por fim, a fraca relação entre a qualidade das creches e as características das crianças e do ambiente familiar também segue da falta de conhecimento das famílias sobre a real qualidade das creches. De fato, uma comparação entre a percepção das famílias sobre a qualidade e a medida objetiva de qualidade indica que a percepção das famílias não está correlacionada com a sua real qualidade. Como o gráfico 1 indica, a percepção subjetiva da família sobre a qualidade é completamente independente e exagera, em muito, a nossa medida objetiva sintética. Sem o conhecimento adequado da qualidade dos serviços de creche, as famílias, em geral, e as famílias em melhor situação, em particular, não poderiam escolher propositadamente creches de melhor qualidade. Assim, segue a inexistência de qualquer relação clara entre a qualidade da creche e as características das crianças e do ambiente familiar.

Como consequência, não há grande necessidade de controlar para as disparidades no ambiente familiar ao se estimar o impacto da qualidade da creche no desenvolvimento infantil. Além disso, uma vez que a qualidade da creche não está relacionada com o ambiente familiar, ela pode também não estar relacionada a outros fatores não observáveis responsáveis pelo desenvolvimento da criança. Essa é uma indicação clara de que os indicadores de qualidade são possivelmente exógenos, um pressuposto central necessário para a consistência das nossas estimativas de impacto da qualidade da creche no desenvolvimento infantil.

GRÁFICO 1

Relação entre qualidade objetiva e subjetiva das creches municipais do Rio de Janeiro – 2001



Fonte: Estimativas produzidas com base em Ipea/Unesa (2001).

5 ESTIMANDO O IMPACTO DA QUALIDADE DE CRECHES NO DESENVOLVIMENTO DA CRIANÇA

O impacto da qualidade de creches no desenvolvimento da criança foi estimado considerando-se duas abordagens. Em ambos os casos consideramos que, entre as crianças com características pessoais e ambientes familiares idênticos, a qualidade da creche que frequentavam não estava relacionada com qualquer outra variável que pudesse determinar o seu desenvolvimento. As duas abordagens diferem apenas na forma como se mede a qualidade das creches.

5.1 Metodologia

Consideramos, em primeiro lugar, apenas o impacto da medida global de qualidade. Neste caso, deixamos a relação entre desenvolvimento infantil e qualidade ter uma forma flexível. Mais especificamente, estimamos a seguinte regressão:

$$f(y_i) = a + b \cdot h(Q_{j(i)}) + c \cdot x_i + e_i$$

onde y_i denota um indicador de desenvolvimento infantil, x_i um vetor de características da criança e da família e $Q_{j(i)}$ a qualidade da creche j que a criança i frequenta; a , b , e c são parâmetros a serem estimados, e f e h são funções conhecidas. Consideramos duas formas funcionais alternativas para f (linear e logarítmica) e três para h (linear, logarítmica e logística). Portanto, um total de seis especificações alternativas foi estimado. Os resultados estão apresentados na tabela 4. Ao avaliar o impacto da qualidade dos serviços de creche no desenvolvimento da criança, consideramos tanto o impacto sobre o desenvolvimento infantil global como os impactos sobre cada um dos seus três componentes principais: social, físico e mental.

TABELA 4
Município do Rio de Janeiro: impacto da qualidade global da creche no desenvolvimento infantil – 2001

Especificação	Global			Social			Físico			Mental						
	Coeficiente da regressão	Impacto de frequentar creches de alta qualidade em oposição a creches de baixa qualidade em	Valor-p (%)	Coeficiente da regressão	Impacto de frequentar creches de alta qualidade em oposição a creches de baixa qualidade em	Valor-p (%)	Coeficiente da regressão	Impacto de frequentar creches de alta qualidade em oposição a creches de baixa qualidade em	Valor-p (%)	Coeficiente da regressão	Impacto de frequentar creches de alta qualidade em oposição a creches de baixa qualidade em	Valor-p (%)				
													Meses	Desvio-padrão	Meses	Desvio-padrão
Idade do desenvolvimento																
Qualidade	4,13	1,2	0,17	11	7,92	2,3	0,23	3	1,03	0,3	0,04	70	6,06	1,8	0,18	9
Logaritmo da qualidade	1,78	1,3	0,18	9	3,11	2,2	0,22	4	0,00	0,0	0,00	100	2,54	1,8	0,18	9
Logit da qualidade	0,97	1,2	0,17	11	1,82	2,2	0,22	3	0,17	0,2	0,03	78	1,44	1,7	0,18	9
Log da idade do desenvolvimento																
Qualidade	0,103	1,3	0,18	17	0,206	1,1	0,11	7	-0,009	1,3	0,18	92	0,109	1,5	0,16	30
Logaritmo da qualidade	0,043	1,3	0,18	16	0,079	1,1	0,11	9	-0,017	1,4	0,19	65	0,045	1,6	0,16	30
Logit da qualidade	0,024	1,2	0,18	17	0,047	1,1	0,11	7	-0,004	1,3	0,18	85	0,026	1,5	0,15	30

Fonte: Estimativas produzidas com base Ipea/Unesa (2001).

Notas: O modelo inclui controles para a idade da criança, gênero e raça, presença dos pais, escolaridade do chefe do domicílio e renda *per capita*.

Tamanho da amostra: 752 crianças.

O R^2 varia de 0,64 a 0,66.

Como uma segunda abordagem, estimamos o impacto individual de cada dimensão da qualidade no desenvolvimento da criança. Neste caso, assumimos linearidade e, portanto,

$$y_i = \alpha + \sum_k \beta_k \cdot q_{k,j(i)} + \delta \cdot x_i + \varepsilon_i$$

onde $q_{k,j(i)}$ é um indicador da macrodimensão k da qualidade da creche j que a criança i frequenta. Neste caso, β_k é uma estimativa do impacto da macrodimensão k de qualidade no desenvolvimento da criança. Como já mencionado, agrupamos todos os indicadores de qualidade em cinco categorias: *i*) infraestrutura; *ii*) saúde e saneamento; *iii*) atividades e estrutura do programa; *iv*) recursos humanos; e *v*) pais e relações comunitárias. As estimativas obtidas estão apresentadas na tabela 5.

5.2 O impacto da qualidade global da creche no desenvolvimento da criança

Uma vez que as seis especificações apresentadas na tabela 4 produziram resultados muito similares, centramos a nossa atenção sobre a especificação linear mais simples. No nosso universo de análise, quando as creches estão ordenadas por seu nível global de qualidade, a média das creches de baixa qualidade (20% inferiores) é 0,28 e a média correspondente das creches de alta qualidade (20% superiores) é 0,57 (ver tabela 1). Assim, tomamos como meta para melhorar a qualidade das creches a diferença – 29 pontos percentuais (p.p.) – entre os dois grupos: baixa qualidade e alta qualidade. Na medida em que 1 p.p. de aumento na qualidade levaria a uma melhoria de 0,04 mês no desenvolvimento da criança, o correspondente a 29 p.p. levaria a uma melhoria de 1,2 mês (ver tabela 4), estimativa marginalmente significativa (valor- p igual a 11%). Em outras palavras, estima-se que crianças que frequentam creches de alta qualidade terão uma idade de desenvolvimento 1,2 mês superior àquelas que frequentam creches de baixa qualidade. Uma vez que o desvio-padrão da idade de desenvolvimento entre crianças da mesma idade está perto de 7,0 meses, estima-se que frequentar uma creche de alta qualidade em oposição a uma creche de baixa qualidade aumentaria a idade de desenvolvimento da criança em quase 0,17 desvio-padrão, o que pode ser considerado um impacto modesto.⁵

Pode-se considerar o impacto estimado de 1,2 mês ou 0,17 desvio-padrão como modesto, embora não esteja claro quanto seria o esperado para este impacto. Vale ressaltar, no entanto, que essa magnitude não é muito diferente das estimativas tradicionais obtidas para o impacto da qualidade da escola na aprendizagem. Na verdade, as melhores estimativas disponíveis para o impacto sobre a aprendizagem de se ter um professor de alta qualidade (as 20% superiores), em oposição a um professor de baixa qualidade (as 20% inferiores), também é 0,17 desvio-padrão.

5. A magnitude desse impacto não é muito diferente das estimativas tradicionais obtidas para o impacto da qualidade da escola na aprendizagem. As melhores estimativas disponíveis para o impacto de um professor de alta qualidade (os 20% superiores) sobre a aprendizagem, em oposição a um professor de baixa qualidade (os 20% inferiores), também são aproximadamente 0,2 desvio-padrão (ver BARROS, s/d).

TABELA 5
Município do Rio de Janeiro: impacto de dimensões da qualidade da creche no desenvolvimento infantil – 2001

Dimensão	Global			Social			Físico			Mental						
	Coeficiente da regressão	Impacto de frequentar creches de alta qualidade em oposição a creches de baixa qualidade em		Coeficiente da regressão	Impacto de frequentar creches de alta qualidade em oposição a creches de baixa qualidade em		Coeficiente da regressão	Impacto de frequentar creches de alta qualidade em oposição a creches de baixa qualidade em		Coeficiente da regressão	Impacto de frequentar creches de alta qualidade em oposição a creches de baixa qualidade em					
		Valor-p (%)	Meses		Desvio-padrão	Valor-p (%)		Meses	Desvio-padrão		Valor-p (%)	Meses	Desvio-padrão			
Infraestrutura	-3,74	-0,9	-0,13	36	15,71	3,8	0,38	1	9,76	2,4	0,33	2	4,92	1,2	0,12	39
Saúde e saneamento	-4,97	-1,7	-0,24	17	-8,11	-2,8	-0,28	11	-8,66	-3,0	-0,41	2	-8,55	-2,9	-0,30	9
Atividades e estrutura do programa	5,86	2,5	0,35	3	7,60	3,2	0,32	4	-0,04	0,0	0,00	99	7,49	3,1	0,32	5
Recursos humanos	4,78	1,7	0,24	6	-2,07	-0,7	-0,07	55	5,74	2,0	0,28	3	3,28	1,2	0,12	35
País e relações comunitárias	-0,37	-0,2	-0,03	84	-1,83	-0,9	-0,09	47	-1,29	-0,6	-0,09	50	-1,04	-0,5	-0,05	68

Fonte: Estimativas produzidas com base em Ipea/Unesa (2001).

Notas: O modelo inclui controles para idade da criança, gênero e raça, presença dos pais, escolaridade do chefe do domicílio e renda *per capita*.

Tamanho da amostra: 752 crianças.

O R² varia de 0,64 a 0,66.

5.3 O impacto da qualidade global da creche nos três componentes (social, físico e mental) do desenvolvimento da criança

Na tabela 4 apresentamos também estimativas do impacto da qualidade global das creches em cada componente do desenvolvimento da criança (social, físico e mental). Esta tabela revela que os efeitos variam consideravelmente entre os componentes.

Nossas estimativas indicam que a qualidade da creche tem um impacto considerável e estatisticamente significativo sobre o desenvolvimento mental e, particularmente, sobre o desenvolvimento social da criança. Estimamos que crianças que frequentam creches de alta qualidade (as 20% superiores) terão uma idade mental e social de desenvolvimento entre 1,8 e 2,3 meses (0,18 e 0,23 desvios-padrão) maior do que aquelas que frequentam creches de baixa qualidade (as 20% inferiores).

O desenvolvimento físico das crianças, por outro lado, revelou-se bastante insensível à qualidade das creches, com nossas estimativas de impacto sendo estatisticamente insignificantes (valor-p de 70%) e de magnitude muito pequena.

Em suma, encontramos evidências de que a qualidade das creches tem um impacto substancial no desenvolvimento social e mental das crianças, embora não apresente impacto em seu desenvolvimento físico.

5.4 O impacto específico das dimensões de qualidade da creche no desenvolvimento da criança

Na tabela 5 apresentamos as estimativas do impacto da qualidade no desenvolvimento global, bem como em cada um dos seus componentes desagregados por macrodimensões de qualidade. Os resultados indicam que a significância estatística e a magnitude dos impactos variam consideravelmente entre as dimensões da qualidade.

De todas as cinco macrodimensões consideradas apenas *atividades e estrutura do programa* tem um impacto significativo, de magnitude elevada e consistente sobre o desenvolvimento global, social e mental das crianças. Neste caso, nossas estimativas indicam que crianças que frequentam creches de alta qualidade (as 20% superiores) terão uma idade mental e social cerca de 3,0 meses (0,32 desvio-padrão) maior do que aqueles que frequentam creches de baixa qualidade (as 20% inferiores). O impacto sobre a medida global do desenvolvimento é cerca de 2,5 meses ou 0,35 desvio-padrão.

A qualidade da *infraestrutura* parece ter um impacto considerável e estatisticamente significativo sobre o desenvolvimento social e físico, mas não sobre o desenvolvimento mental. Nem os *recursos humanos*, nem a dimensão *país e relações comunitárias* revelaram um impacto estatisticamente significativo sobre o desenvolvimento social ou mental. Os *recursos humanos*, no entanto, parecem ter um impacto importante e significativo no desenvolvimento físico. Contrariando o senso comum, também não

encontramos evidências de que melhorias na dimensão *saúde e saneamento* tenham um impacto positivo em qualquer uma das três dimensões do desenvolvimento infantil que investigamos.

6 ESTIMANDO O IMPACTO DA QUALIDADE DAS CRECHES SOBRE O CUSTO DOS SERVIÇOS

Como para cada creche j na pesquisa temos também informações sobre seu custo anual, C_j , foi possível estimar a relação entre custo e qualidade. Como na seção anterior, duas abordagens foram utilizadas. Na primeira abordagem estimamos uma relação flexível através da seguinte regressão:

$$\ln(C_j) = \kappa + \phi \cdot g(Q_j) + \lambda \ln(s_j) + v_j$$

onde s_j é uma medida da dimensão da creche, como número de crianças que frequentam o centro. Essa dimensão é incluída para capturar todas as possíveis economias ou deseconomias de escala presentes. Nesta expressão g é uma função conhecida e o parâmetro ϕ indica o impacto da qualidade de creches em custos unitários; κ e λ são parâmetros adicionais a serem estimados. As estimativas obtidas estão apresentadas na tabela 6.

TABELA 6
Município do Rio de Janeiro: relação entre custo anual por criança e qualidade da creche – 2001

Variáveis explicativas	Qualidade da creche (especificação)					
	Linear		Logaritmo		Logit	
	Coefficiente	Valor-p (%)	Coefficiente	Valor-p (%)	Coefficiente	Valor-p (%)
Intercepto	8,6	0	10,09	0	9,56	0
Tamanho da creche						
Logaritmo do tamanho da creche (número de crianças equivalentes em tempo integral)	-0,4	0	-0,37	0	-0,37	0
Qualidade da creche						
Função da medida de qualidade global	1,9	0	0,73	0	0,44	0
Impacto sobre os custos de oferecer um serviço de alta qualidade em oposição a um de baixa qualidade	72		68		72	
Número de observações	109		109		109	
R^2 ajustado	0,33		0,31		0,32	

Fonte: Estimativas produzidas com base em Ipea/Unesa (2001).

Nota: Variável dependente: logaritmo do custo unitário.

Como na seção anterior, nossa segunda abordagem tenta medir o impacto individual de cada macrodimensão de qualidade sobre o custo das creches. Neste caso assumimos linearidade, o que nos conduziu à seguinte regressão:

$$\ln(C_j) = \theta + \sum_k \phi_k \cdot q_{k,j} + \pi \cdot \ln(s_j) + \eta_j$$

onde ϕ_k é uma estimativa de impacto da dimensão k da qualidade nos custos da creche. Nesta expressão, θ e π são parâmetros adicionais a serem estimados. As estimativas obtidas estão apresentadas na tabela 6.

A tabela 6 revela que o custo unitário declina com o tamanho. Portanto, temos evidências de economias de escala. Também encontramos evidências claras de que maior qualidade tem um custo. Cada p.p. adicional na qualidade da creche aumenta o custo unitário do serviço em 1,9%. Uma vez que a diferença nos serviços entre creches de alta qualidade (as 20% superiores) e de baixa qualidade (as 20% inferiores) é de 29 p.p. na escala de qualidade, o custo unitário dos serviços de alta qualidade é 72% maior que o custo unitário correspondente para serviços de baixa qualidade.

Entretanto, nem todas as dimensões de qualidade são igualmente caras. Conforme mostra a tabela 7, apenas *infraestrutura* (espaço físico adicional) e melhores *recursos humanos* têm um impacto estatisticamente significativo sobre os custos unitários. Um p.p. de melhoria na qualidade dos *recursos humanos* na escala que usamos aumentaria os custos unitários em 1,6%, e um p.p. correspondente de melhoria na *infraestrutura* aumentaria os custos unitários em 1,4%.

A diferença de qualidade em *recursos humanos* e *infraestrutura* entre as piores (as 20% inferiores) e as melhores creches (as 20% superiores) é, segundo a nossa escala, de 35 p.p. e 24 p.p., respectivamente. Portanto, o custo unitário de uma creche de alto nível na qualidade de *recursos humanos* seria 72% maior que o custo correspondente de uma creche com baixa qualidade nessa dimensão. A diferença correspondente aos custos de disponibilidade de *infraestrutura* é de 40%.

TABELA 7

Município do Rio de Janeiro: relação entre custo anual por criança e qualidade da creche – 2001

Variáveis explicativas	Coefficiente	Impacto sobre os custos de oferecer um serviços de alta qualidade em oposição a um de baixa qualidade (%)	Valor-p (%)
Intercepto	8,6		0
Tamanho da creche			
Logaritmo do tamanho da creche (número de crianças equivalentes em tempo integral)	-0,3		0
Qualidade da creche			
Infraestrutura	1,4	40	1
Saúde e saneamento	-0,5	-15	27
Atividades e estrutura do programa	0,4	19	21
Recursos humanos	1,6	72	0
Pais e relações comunitárias	-0,4	-19	6
Número de observações		109	
R^2 ajustado		0,48	

Fonte: Estimativas produzidas com base em Ipea/Unesa (2001).

Nota: Variável dependente: logaritmo do custo unitário.

7 CONCLUSÕES

Neste estudo utilizamos um rico conjunto de dados contendo informações sobre o custo e a qualidade dos serviços de creche, por um lado, e medidas de desenvolvimento da criança e do ambiente familiar, por outro. Com base nessas informações, estimamos o impacto da qualidade dos serviços de creche sobre o desenvolvimento da criança e os custos destes serviços.

Comparamos os impactos sobre o desenvolvimento infantil e sobre os custos da creche de aumentarmos a qualidade dos serviços da média das 20% inferiores (creches de baixa qualidade) para a média das 20% superiores (creches de alta qualidade). No que diz respeito à medida da qualidade global esta diferença é de 29 p.p. em nossa escala.

Os resultados encontrados mostram, por um lado, que o custo de prover serviços de alta qualidade é 72% maior que o de prover sua contraparte de baixa qualidade. Por outro lado, também constatamos que a idade de desenvolvimento das crianças (de 0 a 3 anos) que frequentam creches de alta qualidade é em média 1,2 mês maior do que o desenvolvimento que alcançariam se frequentassem uma creche de baixa qualidade.

Como consequência, a fim de aumentar o impacto de uma creche sobre a idade de desenvolvimento da criança em um mês através de uma melhoria na qualidade,

é necessário aumentar a qualidade dos serviços em 26 p.p. e, conseqüentemente, seu custo unitário em 60%. Esta é, portanto, a relação custo-efetividade que obtivemos para melhorias na qualidade das creches: um aumento de 60% nos custos por cada mês adicional na idade de desenvolvimento da criança.

A qualidade das creches, no entanto, poderia ser melhorada em muitas dimensões e nem todas têm o mesmo custo ou impacto no desenvolvimento infantil. Na verdade, poucas dimensões, mais especificamente a qualidade das *atividades e estrutura do programa*, têm um impacto considerável no desenvolvimento da criança. E, de maior importância, em geral as dimensões com maior impacto no desenvolvimento da criança são aquelas com menor impacto sobre os custos.

Assim, quando a melhoria da qualidade pode ser implementada escolhendo-se cuidadosamente as dimensões, o seu custo-efetividade pode ser muito maior.

Por exemplo, como já mencionado, um aumento global da qualidade aumentaria a idade de desenvolvimento infantil em 1,2 mês e exigiria um aumento de 72% nos custos. No entanto, se o aumento da qualidade focar na melhoria das *atividades e estrutura do programa*, a idade de desenvolvimento da criança aumentaria em 3,0 meses, e isso exigiria apenas um aumento de 6% nos custos. Como consequência, com 1/12 dos recursos pode-se conseguir um impacto cerca de duas vezes e meia maior. Comparado a um aumento geral na qualidade, o custo-efetividade de melhorias na qualidade das *atividades e estrutura do programa* é 36 vezes mais favorável. Por fim, vale mencionar que a melhoria na qualidade das creches não afeta igualmente todos os domínios do desenvolvimento da criança. De fato, os resultados encontrados indicam que a qualidade tem efeitos consideráveis sobre o desenvolvimento social e mental das crianças, mas nenhum sobre o seu desenvolvimento físico.

ABSTRACT

Studies of the effects of pre-school programs on child development in developing countries have found scant impact. This study was conducted to reconcile the importance of daycare for child development with the empirical estimates of small effects. Using a random sample of 500 children from 100 daycare centers in the Municipality of Rio de Janeiro, the study combined a flexible function relating child development to daycare center quality with a hedonic cost function, enabling an evaluation of the cost-effectiveness of better-quality daycare centers. Among the study's findings are that the developmental age of children attending high-quality services is greater than that of children attending low-quality centers, that quality improvement can be measured in a number of ways, not all of which have the same cost implications or impact on child development.

REFERÊNCIAS

- BARNETT, S. Benefits of compensatory preschool education. **The Journal of Human Resources**, v. 27, n. 2, p. 279-312, 1992.
- BARROS, R. P. de. **O que importa para o aprendizado escolar. Qualidade do professor**. Nota técnica. [s/d]. Disponível em: <<http://www.paramelhoraroaprendizado.org.br>>
- _____; MENDONÇA, R. **Uma avaliação dos custos e benefícios da educação pré-escolar no Brasil**. Ipea, 1996. Mimeografado.
- BELSKY, J. Quality, quantity and type of child care: effects on child development in the USA. **Occasional Paper**, Liberal Institute, n. 37, 2008.
- _____. **Effects of child care on child development: give parents real choice**. Institute for the Study of Children, Families and Social Issues, Birkbeck University of London, 2009.
- BERLINSKI, S.; GALIANI, S.; GERTLER, P. The effect of pre-primary education on primary school performance. **Journal of Public Economics**, v. 93, Issues 1-2, p. 219-234, Feb. 2009.
- _____; _____.; MANACORDA, M. Giving children a better start: preschool attendance and school-age profile. **Journal of Public Economics**, v. 92, p. 1.416-1.440, 2008.
- GILLIAM, W. S.; ZIGLER, E. F. A critical meta-analysis of all evaluations of State-Funded preschool from 1977 to 1998: implications for policy, service delivery and program evaluation. **Early Childhood Research Quarterly**, v. 15, p. 441-473, 2001.
- HOWES, C. The impact of child care on young children (0-2). **Encyclopedia on Early Childhood Development**, University of California at Los Angeles, United States, 2003.
- IPEA/UNESA. **Pesquisa Avaliação dos Serviços de Creche no Município do Rio de Janeiro**. 2001.
- MAGNUSON, K. A. *et al.* Inequality in preschool education and school readiness. **American Educational Research Journal**, v. 41, n. 1, p. 115-157, 2004.
- NICHD EARLY CHILD CARE RESEARCH NETWORK. Child outcomes when child care center classes meet recommended standards for quality. **American Journal of Public Health**, v. 89, n. 7, July 1999.
- _____.; DUNCAN, G. J.; Modeling the impacts of child care quality on children's preschool cognitive development. **Child Development**, v. 74, n. 5, p. 1.454-1.475, Sep./Oct. 2003.
- PACHECO, A. L. P. B. Creche e pobreza. In: BARROS, R. M. M. (Org.). **Subjetividade e educação: conexões contemporâneas**. Parte II Pesquisa em subjetividade. Rio de Janeiro: Contracapa 2009.
- _____.; DUPRET, L. Creche: desenvolvimento ou sobrevivência? **Psicologia USP**, v. 15, n. 3, p. 103-116, 2004.
- _____.; MELLER, A.; TEIXEIRA, C. G. M. Metodologia de avaliação: relato de uma experiência de pesquisa. In: COELHO, R. C.; BARRETO, A. R. (Org.). **Financiamento da educação infantil: perspectivas em debate**, Parte I: o que mostram as pesquisas. Unesco, 2004. 262 p.
- _____. *et al.* Avaliação dos serviços oferecidos às crianças de 0 a 6 anos: relato de uma experiência. In: REUNIÃO ANUAL DE PSICOLOGIA, 32., 2002, Florianópolis. Sociedade Brasileira de Psicologia, **Resumos de Comunicações Científicas**, 2002, p. 377.
- PEISNER-FEINBERG, E. S. *et al.* The relation of preschool child-care quality to children's cognitive and social developmental trajectories through second grade. **Child Development**, v. 72, n. 5, p. 1.534-1.553, Sept./Oct. 2001.

VANDELL, D. L.; WOLFE, B. Child care quality: does it matter and does it need to be improved? **Special Report**, Institute for Research on Poverty, n. 78, Nov. 2000.

YOUNG, M. E. (Ed.). **From early childhood development to human development**. Washington, D.C.: World Bank, 2002.

(Originais submetidos em abril de 2011. Última versão recebida em julho de 2011. Aprovada em julho de 2011.)

APÊNDICE

Cidade do Rio de Janeiro: composição do indicador de qualidade das creches – 2001

Macrodimensões	Dimensões	Subdimensões
1. Infraestrutura	1. Espaço físico	1. Área total
		2. Área externa
		3. Área de cômodos
		4. Área de cômodos com crianças
		5. Área total do terreno
	2. Estrutura da construção e do terreno	6. Áreas de acesso da creche
		7. Área de uso comum das crianças
		8. Áreas existentes no pátio da creche
		9. Áreas de uso exclusivo das crianças do berçário
		10. Áreas de uso exclusivo das crianças do maternal
		11. Áreas administrativas
		12. Disposição das salas/áreas
		13. Áreas de serviço
		14. Especificações das áreas de recreação ao ar livre
	3. Condições materiais de segurança e saúde ambiental	15. Condições de segurança e prevenção de acidentes
		16. Condições de saúde ambiental
	4. Material e mobiliário para as crianças	17. Mobiliário para cuidados de rotina
		18. Uso do material para atividades de aprendizagem
		19. Arranjo da sala
		20. Exposição de materiais para as crianças

(continua)

(continuação)

Macrodimensões	Dimensões	Subdimensões
2. Saúde e saneamento	5. Higiene e cuidados com a limpeza	21. Higiene dos funcionários
		22. Higiene das crianças
		23. Higiene do berçário
		24. Higiene do maternal
		25. Higiene nas demais áreas da creche
		26. Higiene dos brinquedos
		27. Higienização das roupas
	6. Rotinas com os cuidados pessoais	28. Organização da chegada/saída
		29. Período de adaptação da criança na creche
		30. Acompanhamento de cada criança
		31. Refeições
32. Sono		
33. Formação de hábitos		
7. Práticas de condições de saúde e segurança	34. Práticas de condições de saúde	
	35. Práticas de condições de segurança	
8. Experiência de linguagem oral e compreensão	36. Uso informal da linguagem	
	37. Livros e figuras	
9. Atividades de psicomotricidade	38. Coordenação visomotora	
	39. Atividade física	
3. Atividades e estrutura do programa	10. Atividades criativas	40. Arte
		41. Música e movimento
		42. Blocos/materiais de construção
		43. Faz-de-conta
		44. Areia/água
	45. Perspectiva multicultural	
11. Desenvolvimento social	46. Interação criança-criança	
	47. Interação adulto-criança	
	48. Disciplina	

(continua)

(continuação)

Macrodimensões	Dimensões	Subdimensões
3. Atividades e estrutura do programa	12. Estrutura do programa	49. Programa de atividade diária
		50. Supervisão de atividades diárias
		51. Cooperação entre a equipe
		52. Adequação para crianças com necessidades especiais
4. Recursos humanos	13. Recursos humanos	53. Escolaridade dos funcionários
		54. Escolaridade dos funcionários ligados às crianças
		55. Número de funcionários
		56. Número de funcionários ligados às crianças
		57. Habilitação para a função exercida
		58. Especialização para a função exercida
5. Pais e relações comunitárias	14. Necessidades do educador	59. Satisfação com o salário
	15. Relação da creche com a família e a comunidade	60. Ambiente
		61. Oportunidade para crescimento profissional
		62. Medidas para envolvimento dos pais
		63. Integração entre a creche e a comunidade

Fonte: Indicadores construídos com base em Ipea/Unesa (2001).

RESULTADO ESTRUTURAL E IMPULSO FISCAL: UMA APLICAÇÃO PARA AS ADMINISTRAÇÕES PÚBLICAS NO BRASIL – 1997-2010*

Bernardo Patta Schettini**

Raphael Rocha Gouvêa**

Rodrigo Octávio Orair**

Sérgio Wulff Gobetti**

Este artigo estima o resultado primário estrutural e o impulso fiscal das administrações públicas brasileiras de 1997 a 2010. Foram realizados dois ajustes: *i)* inicialmente, foram identificadas receitas não recorrentes (incluindo as resultantes de contabilidade criativa); e *ii)* após essa primeira correção, ajustaram-se as receitas para os efeitos cíclicos do produto e do preço do petróleo (no caso dos *royalties* e participações especiais). As elasticidades e a trajetória de longo prazo das séries de referência foram estimadas pelo filtro de Kalman. Os resultados mostram a relevância do resultado estrutural no contexto do atual debate sobre credibilidade e rigidez das regras fiscais, bem como sua importância para análises da orientação da política fiscal brasileira.

1 INTRODUÇÃO

Este artigo apresenta estimativas inéditas do superávit primário estrutural e do impulso fiscal (IF) exercido pelas administrações públicas brasileiras entre 1997 e 2010, procurando distinguir o componente transitório dos resultados fiscais, que exibe comovimentos com as oscilações no nível de atividade econômica e flutuações no preço do petróleo, e analisar a orientação da política fiscal no período. Tal aplicação justifica-se por sua relevância teórica e empírica no período recente de consolidação fiscal, caracterizado por um renovado interesse na busca de indicadores mais apropriados de monitoramento da política fiscal e por um maior grau de flexibilidade dos regimes fiscais. No caso brasileiro, em especial, a situação fiscal melhorou substancialmente nos últimos 12 anos, desde a introdução do regime de metas, mas a transparência e a credibilidade do regime fiscal têm sido questionadas nos últimos dois anos devido a procedimentos contábeis adotados pelo Tesouro Nacional e que contribuíram no cumprimento das metas de superávit primário.

Sobre este último ponto deve-se reconhecer, antes de mais nada, que convenções contábeis normalmente deixam margem para julgamento. Sobretudo nas

* Os autores gostariam de agradecer os comentários dos pareceristas anônimos desta revista, bem como dos participantes do XXIII Seminário Regional de Política Fiscal da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (Cepal), realizado entre os dias 18 e 23 de janeiro de 2011 em Santiago – CL, e do Seminário da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea, realizado no dia 18 de maio de 2011 em Brasília – DF. Eventuais equívocos e omissões ficam a cargo dos autores.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

situações em que o cumprimento das metas fiscais se torna mais difícil, os governos podem ser tentados a tomar vantagem deste grau de liberdade e recorrer aos artifícios contábeis que modificam as estatísticas fiscais oficiais e contornam a regra fiscal. De fato, a conclusão geral da pouco extensa literatura sobre o tema é a de que as restrições fiscais induzem tais procedimentos, sendo que sua probabilidade de ocorrência aumenta quando os regimes fiscais são baseados em metas numéricas e rígidas, sob determinadas condições pouco transparentes do processo orçamentário e quando as receitas são afetadas pelas forças cíclicas (KOEN; NOORD, 2005, p. 13-14; MILESI-FERRETTI, 2004; VON HAGEN; WOLFF, 2006). Também se deve ressaltar que o uso de tais artifícios não se restringe ao governo federal do Brasil, como atestam os estudos sobre os países da União Europeia (UE) (KOEN; NOORD, 2005; VON HAGEN; WOLFF, 2006) e sobre os governos subnacionais norte-americanos (PETERSEN, 2003) e brasileiros (GOBETTI, 2010a).

Antes de prosseguir, devem-se esclarecer alguns conceitos que serão utilizados neste trabalho. É possível identificar na literatura três principais conceitos relacionados aos artifícios contábeis que inflam as estatísticas fiscais e não possuem relação com o fortalecimento permanente da posição fiscal do governo, compreendendo-se esta última como a ampliação do patrimônio líquido do setor público. O primeiro diz respeito às denominadas “trapaças fiscais” (*fiscal gimmicks*) que apenas modificam as estatísticas fiscais de maneira “fictícia” e/ou são compensadas por um efeito contrário no exercício fiscal seguinte. Entre estas se podem destacar a superestimação e antecipação de receitas, contabilização equivocada de receitas na forma de primárias e despesas em não primárias, postergação do pagamento de despesas para o início do ano fiscal seguinte e atraso das restituições.

Um segundo conceito relevante é o de contabilidade criativa que, quando aplicado à contabilidade governamental, normalmente diz respeito à situação em que se utilizam das flexibilidades e omissões existentes nas normas contábeis para conferir tratamento pouco usual a operações intrasetor público, incluindo-se as empresas estatais, que geram fluxos de receitas sem modificar seu patrimônio líquido ou mesmo a renda disponível do setor privado. Para citar alguns exemplos, a receita primária do governo federal foi incrementada no final de 2009 por operações com empresas estatais como a recuperação de depósitos judiciais há muito tempo retidos na Caixa Econômica Federal (CAIXA) e a antecipação do pagamento de dividendos das Centrais Elétricas Brasileiras (Eletrobras) junto ao Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Cumpre notar que a contabilidade criativa pode refletir ou não uma contabilização oportunista, sendo que o primeiro caso pode-se considerar um caso particular de “trapaça fiscal”.

Por fim, as medidas extraordinárias (*one-off measures*) são decisões governamentais atípicas que afetam a posição fiscal do governo contemporânea, mas este

efeito é apenas temporário e não se mantém no futuro. Em outras palavras, seus efeitos geralmente de aumentar as estatísticas fiscais são exclusivos de um dado ano ou no máximo poucos anos e desaparecem nos anos seguintes ou até mesmo podem estar associados a efeitos contrários de redução destas estatísticas. Para exemplificar, as receitas de concessões de telefonia celular e a operação de cessão onerosa de barris de petróleo (líquida da capitalização) à Petróleo Brasileiro S/A (Petrobras) contribuíram para um saldo primário extraordinário superior a 0,9 ponto percentual (p.p.) do Produto Interno Bruto (PIB) nos anos de 1998 e 2010, respectivamente. Uma medida extraordinária no sentido contrário foi a capitalização do Fundo Soberano do Brasil no ano de 2008, contabilizada como uma despesa primária, o que fez com que o resultado primário reportado oficialmente nas estatísticas do Tesouro fosse reduzido em algo próximo a 0,5% do PIB, o qual poderá ser utilizado no futuro pelo governo para cobrir despesas primárias e, quando isto ocorrer, terá o efeito de aumentar o resultado primário.

É claro que as medidas extraordinárias, assim como a contabilidade criativa, nem sempre são inapropriadas ou guiadas exclusivamente pelo objetivo de contornar a restrição fiscal. Sem entrar na questão do seu mérito, o ponto fundamental a ser destacado é que tais medidas refletem fatores de caráter temporário (não cíclico) e/ou dissociados de modificações efetivas na posição fiscal do governo. Por isto, o presente artigo realiza um esforço de identificação destas principais medidas que tornam as estatísticas oficiais do resultado fiscal pouco adequadas para a análise da política fiscal e para o cálculo do resultado estrutural. Neste trabalho, utiliza-se o conceito de “receitas não recorrentes” que corresponde a um subconjunto identificado na subseção 3.1 de medidas extraordinárias e de contabilidade criativa que exercem influência significativa, de caráter temporário e/ou dissociada da posição fiscal do governo, sobre o indicador de resultado primário. O trabalho de estimação do resultado estrutural das administrações públicas parte, portanto, de um pré-ajuste contábil dos dados, que consiste em expurgar as receitas não recorrentes registradas nas séries estatísticas desde 1997.

A partir desse pré-ajuste, realizam-se as estimações econométricas para distinguir o componente cíclico dos resultados fiscais. As estimativas baseiam-se na metodologia do Fundo Monetário Internacional (FMI), mas com desagregação de receitas tributárias por base de incidência, a exemplo do proposto pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o que permite identificar diferenças de elasticidade entre os agrupamentos e, com isso, tornar os ajustes ao ciclo mais precisos. Além disso, permitem-se formas bastante gerais de não linearidades nos dados por meio da estimação via filtro de Kalman de modelos na forma de espaço de estados.

A fim de sistematizar os objetivos e resultados do estudo, este texto foi organizado em seis seções, incluindo esta breve introdução. A seção 2 apresenta, de uma perspectiva cronológica, a literatura sobre as medidas utilizadas para se ajustar o resultado fiscal com relação ao ciclo econômico, assim como as técnicas atualmente aplicadas por governos e entidades multilaterais. A seção 3 apresenta, além das técnicas de estimação, um detalhamento dos dados e do ajuste contábil realizado nas séries fiscais. Os resultados econométricos das regressões de espaço de estados para as séries de receitas fiscais e a modelagem estrutural empregada para se extrair a tendência de longo prazo das séries do PIB e do preço de petróleo são apresentados na seção 4. A seção 5 analisa os resultados e a orientação da política fiscal no Brasil. Por fim, na seção 6 são apresentadas as considerações finais do trabalho.

2 COMO AVALIAR A ORIENTAÇÃO DA POLÍTICA FISCAL? BALANÇO ESTRUTURAL, IMPULSO FISCAL (IF) E ESTABILIZADORES AUTOMÁTICOS (EAs)

As estatísticas fiscais convencionais pouco dizem sobre a orientação da política fiscal. O fato de o déficit de um país aumentar durante um episódio de crise não significa necessariamente que a política fiscal tenha sido expansionista, assim como a melhora do mesmo indicador na fase de recuperação também não pode ser considerada sinônimo de contenção fiscal. Isso porque parte importante das flutuações nos resultados fiscais de um país decorre dos EAs e, para se conhecer o IF associado às políticas governamentais, é preciso expurgar os movimentos nas receitas e despesas correlacionados com o ciclo econômico. O balanço estrutural representa, neste sentido, qual seria o resultado fiscal observado se as receitas e despesas do governo estivessem em seu nível tendencial.

2.1 Um breve histórico das técnicas aplicadas na literatura

Antes de detalhar a metodologia aplicada neste trabalho, apresenta-se nesta subseção a evolução das técnicas aplicadas para decompor o balanço fiscal entre seu componente cíclico e estrutural. Começa-se por distinguir duas partes básicas no balanço observado (B), quais sejam: o elemento discricionário da política fiscal (B^*) e a parte transitória correlacionada com o nível de atividade econômica (B^C):

$$B_t = B_t^* + B_t^C \quad (1)$$

Conquanto o ajuste no orçamento seja em geral realizado apenas com relação ao nível geral de atividade, é preciso ter claro que tanto a arrecadação como os gastos públicos são influenciados por um conjunto maior de covariáveis, notadamente a inflação, as taxas de juros e o câmbio, além do preço de determinados produtos primários. Assim, o componente discricionário não observável da política fiscal

torna-se realmente identificável apenas após levarmos em conta todos os fatores que influenciam o orçamento.

As variações na política fiscal discricionária mostram o impulso inicial exercido pela política fiscal (IF),¹ enquanto a diferença da parte cíclica do orçamento retrata a magnitude dos EAs :

$$IF_t = -(B_t^* - B_{t-1}^*), EA_t = -(B_t^C - B_{t-1}^C) \quad (2)$$

A seguir serão mostradas as quatro principais técnicas aplicadas para se estimar B^C (e, por resíduo, $B^* -$ ou vice-versa) que foram amplamente utilizadas até a década de 1990.

2.1.1 Full-employment balance (FEB)

O balanço de pleno emprego, também conhecido como balanço de “emprego elevado”, tornou-se difundido em análises sobre a política fiscal americana desde pelo menos a década de 1960. Até o fim da década de 1970, as estimativas oficiais para a economia americana eram fornecidas pelo Council of Economic Advisers (CEA). Mas, há também séries produzidas pelo Federal Reserve Bank of St. Louis para o mesmo período. A partir da década de 1980, o Bureau of Economic Analysis (BEA) passa a fornecer essas estimativas com algumas mudanças metodológicas.

O superávit ou déficit de pleno emprego (FEB) procura mostrar qual seria a situação orçamentária do governo caso a economia estivesse operando sem ociosidade dos fatores de produção. Note-se que o FEB subestima o déficit neutro ao ciclo uma vez que o ajuste é realizado com base no pleno emprego e a produção fica em média abaixo deste nível de referência.

As etapas básicas na elaboração do FEB são as seguintes: *i*) definir um nível para o produto de pleno emprego; *ii*) estimar as principais parcelas do produto pela ótica da renda (renda pessoal, salários e ordenados, além de lucros das empresas) para este nível de produção; *iii*) aplicar as taxas de tributação de pleno emprego para essas parcelas, usadas como *proxies* das bases de tributação; e *iv*) realizar, pelo lado da despesa, o ajuste para os gastos com seguro-desemprego levando em conta os desvios do desemprego com relação ao seu nível de referência (CARLSON, 1977).

Na prática, a série do FEB é construída a partir da seguinte equação básica:

$$FEB_t = \sum_i T_{i,t}^{FE} - \left(UB_t^{FE} + \sum_j G_{j,t}^{d,FE} \right) + \bar{X} \quad (3)$$

1. É importante notar que as estatísticas de IF não devem ser interpretadas como sendo o impacto sobre a demanda agregada da política fiscal, dado que isso exige uma análise de multiplicadores (GRAMLICH, 1990; CHOURAQUI *et al.*, 1990).

em que os T_i são agrupamentos de receitas, UB são os benefícios de seguro-desemprego (e outros gastos relacionados ao desemprego), G_j^d os demais grupos de despesas, $\bar{X} = \bar{T} - \bar{G}$ a diferença entre receitas e gastos exógenos com relação ao nível de atividade e o sobrescrito FE denota os níveis, para cada variável, compatíveis com o pleno emprego.

O ajuste nas receitas é realizado tomando como referência o produto de pleno emprego. A seguinte expressão relaciona mudanças nos grupos de receitas (T_i) a alterações nas suas respectivas bases de tributação (TB_i):

$$\log T_{i,t}^{FE} - \log T_{i,t} = \alpha_{i,t} (\log TB_{i,t}^{FE} - \log TB_{i,t}) \quad (4)$$

em que os α_i são as elasticidades.

A correção das despesas, por outro lado, é feita com base no nível (U) ou na taxa (UR) de desemprego compatível com o pleno emprego (U^{FE} e UR^{FE} , respectivamente). O procedimento é bastante parecido com aquele aplicado nas receitas.

Os gastos com seguro-desemprego (UB) são ajustados com base na seguinte relação que requer uma estimativa para a elasticidade β :

$$\log UB_t^{FE} - \log UB_t = \beta_t (\log U_t^{FE} - \log U_t) \quad (5)$$

De Leeuw *et al.* (1980) mostram o procedimento aplicado pelo BEA nos Estados Unidos, sendo que este se diferencia principalmente por introduzir uma técnica de extrapolação (ou *gross-ups*) para se chegar às parcelas da renda compatíveis com o pleno emprego e, adicionalmente, realizar o ajuste para várias categorias de gasto.

Para as demais despesas (G^d), partindo-se de medidas de sensibilidade δ_j , a seguinte relação se aplica:

$$\left(\frac{G_j^d}{G_j^{d,FE}} \right)_t = 1 - \sum_{j=0}^n \delta_{j,t} (UR_{t-j}^{FE} - UR_{t-j}) \quad (6)$$

As elasticidades α_i e β , assim como as demais medidas de sensibilidade δ_j , são estimadas por meio de procedimentos não triviais que envolvem informações detalhadas sobre o sistema de tributação e gastos americanos, além de técnicas econométricas.²

2. Para uma exposição detalhada, ver De Leeuw *et al.* (1980, p. 31-43).

Desenvolvimentos posteriores em De Leeuw e Holloway (1982) procuraram dar conta, adicionalmente, da influência da inflação sobre o balanço orçamentário.

2.1.2 *Cyclically neutral balance (CNB)*

O balanço neutro ao ciclo (CNB) foi a medida adotada pelo FMI durante a década de 1980. A grande vantagem desta estatística é a sua simplicidade, posto que não exige a estimação de qualquer elasticidade. Mas, por outro lado, seus pressupostos não são intuitivos e, aparentemente, pouco razoáveis.

Para a construção do CNB, é preciso definir um ano-base em que o produto efetivo encontra-se próximo de seu nível potencial, sendo este definido como a *média* no ciclo e não o *pico*. Adicionalmente, tal medida pressupõe: *i*) elasticidade unitária das receitas tributárias com relação ao produto efetivo; e *ii*) elasticidade unitária das despesas do governo com relação ao produto potencial (HELLER *et al.*, 1986).

Ou seja, o FMI define as receitas e despesas como sendo ciclicamente neutras quando as variações na arrecadação e nos gastos, com relação ao ano-base, são proporcionais ao produto efetivo e potencial, respectivamente. Adicionalmente, destaca-se que o FMI assume que os benefícios de seguro-desemprego são ciclicamente neutros ao não incluir essa grandeza no parâmetro dos gastos. Na prática, essas premissas implicam:

$$CNB_t = t_0 Y_t - \tilde{g}_0 Y_t^* \quad (7)$$

em que $t_0 = T_0/Y_0$, $\tilde{g}_0 = (G_0 - UB_0)/Y_0$, Y^* é o produto potencial e o subscrito 0 denota grandezas para o ano-base. É importante notar também que $Y_0 \approx Y_0^*$.

Note-se que, devido à utilização dos parâmetros t_0 e \tilde{g}_0 , é desejável que a estrutura da economia não tenha mudado dramaticamente com relação ao ano-base. Com relação à interpretação do indicador, é importante observar que $B_t > CNB_t$ implica que a política fiscal é expansionista com relação ao ano-base.

Uma propriedade importante do CNB, conforme nota Schinasi (1986), é a de que esta medida não inclui a parte tendencial do orçamento, isto é, a evolução autônoma do resultado fiscal ao longo da trajetória de crescimento potencial (*fiscal drag*) devido, por exemplo, ao envelhecimento populacional. Isso fica claro pela seguinte decomposição:

$$CNB_t = (t_0 Y_t - \tilde{g}_0 Y_t^*) \equiv (t_0 Y_t^* - \tilde{g}_0 Y_t^*) - t_0 (Y_t^* - Y_t) \quad (8)$$

em que o primeiro termo do lado direito corresponde ao componente tendencial (isto é, o superávit no ano-base) e o segundo elemento é o componente cíclico. É importante notar que todas as demais medidas apresentadas ao longo desta seção interpretam o componente tendencial como sendo parte estrutural do orçamento.

2.1.3 *Cyclically adjusted balance (CAB)*

O balanço ciclicamente ajustado (CAB) foi a medida utilizada pela OCDE durante a década de 1980, sendo que esta exige, além de dados desagregados, um modelo macroeconômico estrutural para computar as elasticidades relevantes, dado que não parte de hipóteses sobre esses parâmetros (MULLER; PRICE, 1984; SCHINASI, 1986).

O CAB é construído de modo a excluir o componente cíclico do orçamento a partir de estimativas para a sensibilidade ϕ do balanço fiscal com relação ao nível de atividade:³

$$CAB_t = B_t - \phi(Y_t - Y_t^*) \quad (9)$$

em que $\phi = \phi^T - \phi^G$, sendo que ϕ^T e ϕ^G denotam as taxas marginais das receitas e despesas, respectivamente, com relação ao produto efetivo.

Apenas a conta *UB* do orçamento é considerada sensível ao ciclo econômico pelo lado das despesas, sendo esta uma hipótese aparentemente razoável e compartilhada por grande parte da literatura.

O CAB buscava mostrar qual seria o resultado fiscal livre das vicissitudes no nível de atividade, tomando como referência o nível médio de produção ao longo da trajetória de crescimento. Com isso, o balanço observado deveria ser igual ao ciclicamente ajustado se o produto estivesse em seu nível potencial.

A resposta do balanço fiscal diante de variações no nível de atividade é metodologicamente abordada como sendo uma questão empírica. Na prática, as sensibilidades das receitas e despesas com relação ao produto são obtidas a partir de simulações realizadas por meio de modelos macroestruturais que incluem um bloco desagregado do setor público e onde as taxas marginais são diretamente especificadas (*interlink system*). Muito embora o uso de modelos estruturais seja considerado uma virtude por possuírem consistência interna, a crítica usualmente feita a esse procedimento é a de que as estatísticas de superávit estrutural tornam-se dependentes do modelo utilizado. Idealmente, as elasticidades relevantes devem ser estimadas por técnicas *data-driven* em vez de *model-dependent*.

3. É importante notar que $\phi Y_t = \phi Y_t^* + \phi(Y_t - Y_t^*)$ e apenas a parte cíclica do orçamento $\phi(Y_t - Y_t^*)$ é subtraída do orçamento, sendo que o resíduo ϕY_t^* fica embutido nessa estatística e no IF dela resultante (SCHINASI, 1986).

2.1.4 O CAB de base móvel controlando para covariáveis

Ao fim da década de 1980 existia, por um lado, grande interesse em medidas de superávit ou déficit estrutural e, por outro, sérias limitações metodológicas e pouca clareza na forma correta de se interpretar cada uma das medidas já existentes. O mesmo era válido para um conjunto maior de indicadores fiscais, por exemplo, de sustentabilidade da dívida pública. Uma série de três trabalhos realizados de forma independente (OECD, 1990) foi então publicada pela OCDE em 1990 com o objetivo de investigar questões relacionadas a interpretação e construção de tais *indicadores*.

Destaca-se a contribuição de Blanchard (1990) que propõe uma nova medida para avaliar a situação orçamentária do governo, visando contornar as duas principais fraquezas comuns aos indicadores mais amplamente utilizados na época. Primeiramente, argumenta-se não existir um bom motivo para se restringir o ajuste a mudanças no nível de produto ou emprego e desconsiderar, por exemplo, o impacto de variações nas taxas de juros e na inflação. Em segundo lugar, recomenda-se fortemente contra a utilização do produto potencial ou de pleno emprego como referência para se calcular tais indicadores fiscais, porque o resultado torna-se sensível à escolha de tais medidas, o que envolve problemas teóricos e práticos que nada têm a ver com a questão inicial, sendo por isso preferível partir para um *benchmark* “mecânico”.

A proposta consiste em se realizar o ajuste com base em um conjunto mais amplo de variáveis, a depender do caso em análise, e utilizar como referência uma base móvel, por exemplo, os níveis observados para essas variáveis no ano anterior ou a média dos últimos anos. Isso exige, na prática, um procedimento bastante simples de ajuste tanto para as receitas quanto para as despesas do governo.

Basicamente, faz-se necessário estimar relações entre, de um lado, receitas e despesas e, de outro, o produto e outras variáveis macroeconômicas que afetam o orçamento público. Tomando-se os níveis preditos para as receitas e despesas a partir do nível das covariáveis no período de referência, obtém-se uma medida para o superávit ou déficit ajustado.

Assim, o balanço ajustado ao ciclo proposto por Blanchard (CAB^{BL}) mostra qual seria o nível do déficit orçamentário se as variáveis tivessem permanecido no nível do período de referência $t - k$:

$$CAB_t^{BL} = \left(\sum_i \hat{T}_{i,t} - \sum_j \hat{G}_{j,t} \right) + \bar{X} \quad (10)$$

em que $\hat{T}_{i,t}$ e $\hat{G}_{j,t}$ são os níveis ajustados para as categorias de receitas e despesas i e j , respectivamente.

O fato de se fundamentar em uma base móvel torna a interpretação da série no mínimo complicada. Ademais, as relações utilizadas para se avaliar a magnitude do IF e dos EAs tornam-se inválidas.

Contudo, após serem feitas algumas adaptações, a análise do IF permanece a mesma:

$$FI_t = \left(\sum_j \hat{G}_{j,t} - \sum_i \hat{T}_{i,t} \right) - \left(\sum_j G_{j,t-k} - \sum_i T_{i,t-k} \right) \quad (11)$$

em que $k = 4$ no caso de dados trimestrais, se a referência é o ano imediatamente anterior.

Essa metodologia serviu como base para análises sobre a política fiscal brasileira durante o período de alta inflação, em que mudanças no nível de preços impactavam de forma bastante significativa a situação orçamentária do governo (BELIVAQUA; WERNECK, 1997; PEREIRA, 1999). Fernandes (2003) aplica, adicionalmente, as metodologias de ajuste ao ciclo e do déficit ciclicamente neutro aos dados brasileiros.

2.2 Análise das técnicas atualmente aplicadas

Existe, atualmente, um procedimento básico bastante difundido para se ajustar o orçamento público às flutuações no nível de atividade (FEDELINO *et al.*, 2009; ESCOLANO, 2010). Entre os principais organismos que divulgam tais estatísticas, destacam-se o FMI e a OCDE, sendo que a principal diferença entre os dois reside no método aplicado para se estimar as elasticidades relevantes (HAGEMANN, 1999; GIORNO *et al.*, 1995).

No entanto, tais metodologias têm sido adaptadas por outros organismos e governos para dar conta de particularidades locais e orientar análises sobre a política fiscal (RINCÓN *et al.*, 2004; GAY; ESCUDERO, 2011). Adicionalmente, regras fiscais baseadas no balanço estrutural são uma realidade na UE (LARCH; TURRINI, 2009), mas têm também ganhado força na América Latina, possivelmente devido à experiência chilena aparentemente bem-sucedida (FFRENCH-DAVIS, 2010; DABÁN, 2011).

O ajuste no balanço observado é feito subtraindo-se a parte cíclica obtida a partir de estimativas para as elasticidades das receitas e despesas com relação ao ciclo econômico. Esta subseção apresenta tal procedimento, o que inclui uma exposição sobre as técnicas adotadas para estimação das elasticidades, além do produto potencial e demais trajetórias tendenciais.

2.2.1 Uma visão geral do procedimento

Para se computar o balanço estrutural, parte-se da seguinte relação:

$$B_t^* = \sum_i T_{i,t}^* - UB_t^* + \bar{X} \quad (12)$$

em que os asteriscos denotam variáveis que se encontram sobre sua trajetória de longo prazo ou tendencial.

Note-se que, pelo lado das despesas, apenas os gastos relacionados ao desemprego são submetidos ao ajuste. Para o FMI, a referência é a taxa de desemprego que não acelera a inflação – *non accelerating inflation rate of unemployment* (NAIRU) – e, para a OCDE, o nível de desemprego estrutural. Formalmente, uma das seguintes relações de proporcionalidade é usada:

$$UB_t^{FMI^*} = UB_t \left(\frac{UR_t^*}{UR_t} \right)^\gamma, \quad UB_t^{OCDE^*} = UB_t \left(\frac{U_t^*}{U_t} \right)^\lambda \quad (13)$$

em que $\gamma < 0$ e $\lambda < 0$.

Para as receitas, parte-se de uma relação de proporcionalidade entre, de um lado, o quociente entre receitas observadas e estruturais e, de outro, o produto efetivo e tendencial:

$$T_{i,t}^* = T_{i,t} \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^{\eta_{T_i}} \quad (14)$$

em que as elasticidades $\eta_{T_i} > 0$ precisam ser estimadas.

Adicionalmente, é importante destacar que essa relação de proporcionalidade é, em alguns casos, também aplicada para as receitas provenientes de recursos naturais (NR) (petróleo ou cobre, *inter alia*), mas partindo de uma estimativa para o preço tendencial da *commodity* em questão (RINCÓN *et al.*, 2004):

$$T_{NR,t}^* = T_{NR,t} \left(\frac{P_{NR,t}^*}{P_{NR,t}} \right)^{\eta_{T_{NR}}} \quad (15)$$

Alternativamente, o ajuste para desvios do preço com relação à sua trajetória de longo prazo pode ser feito com base em relações determinísticas (MARCEL *et al.*, 2001).

2.2.2 Estimação das elasticidades

Conceitualmente, a OCDE utiliza quatro classificações para as receitas – *personal income tax* (PIT), *social security contributions* (SS), *corporate income tax* (CIT) e *indirect tax* (IT) –, além de um grupo único para as despesas – *unemployment-related expenditures* (UB). Adicionalmente, decompõe as elasticidades entre um termo que denota a sensibilidade do agrupamento T_i ou UB com relação à sua base de incidência TB_i ou U e um componente que representa a elasticidade da base com relação ao ciclo, indicados, respectivamente por:

$$\eta_{T_i} = \eta_{T_i, TB_i} \eta_{TB_i, Y}, \quad \lambda = \lambda_{UB, U} \lambda_{U, Y} \quad (16)$$

As elasticidades com relação às bases de incidência são obtidas por meio da aplicação dos critérios vigentes na legislação e dos dados fiscais relacionados. Destaca-se que, para impostos proporcionais, a elasticidade com relação à base é igual à unidade. No entanto, quando há vários níveis de alíquotas, a elasticidade pode ser maior (progressiva) ou menor (regressiva) do que a unidade (GIROUARD; ANDRÉ, 2005).

Regularmente, considera-se a massa de salários como sendo a base de incidência para *PIT* e *SS*, enquanto a base de *CIT* é a massa de lucros. A despesa de consumo é considerada a variável relevante no caso de *IT* e para as despesas *UB* utiliza-se o nível de desemprego.

Em geral, pressupõe-se uma relação de proporcionalidade para a sensibilidade de *CIT* e *IT* com relação às suas respectivas bases de incidência, impondo-se uma elasticidade unitária. O mesmo é feito para as despesas *UB* que, por hipótese, mantêm uma relação de proporcionalidade com o nível de desemprego.

Para o cálculo das elasticidades de *PIT* e *SS* com relação à base de incidência, inicialmente computam-se as taxas médias (*AV*) e marginais (*MA*) de uma família representativa em k pontos da distribuição pessoal da renda, sendo esta aproximada por uma *log-normal* usando os quocientes entre, de um lado, os níveis de renda no primeiro e nono decis e, de outro, a mediana da distribuição. Isto posto, pesos ω são obtidos da distribuição de frequência de unidades monetárias recebidas, classificada como a distribuição do “primeiro momento”:

$$\lambda_{T, TB} = \frac{\sum_{i=1}^k \omega_i MA_i}{\sum_{i=1}^k \omega_i AV_i} \quad (17)$$

As elasticidades com relação ao indicador cíclico são obtidas através de técnicas econométricas, mas, devido à limitação de dados, muitas vezes adotam-se pressupostos adicionais. Por exemplo, é comum supor elasticidade unitária de *IT* com relação ao ciclo e não apenas com relação à base.

Além disso, é importante notar que, uma vez estimada a relação entre a base de *PIT*, a massa de salários (*WL*), e o produto, não é preciso estimar essa mesma relação para a base de *CIT*, a massa de lucros (*Z*), dado que:

$$\eta_{tb,Y} = \frac{\partial Z}{\partial Y} \frac{Y}{Z} = \frac{\partial(1-WL)}{\partial Y} \frac{Y}{Z} = \left(1 - \left(1 - \left(\frac{Z}{Y}\right)\right)\left(\left(\frac{\partial WL}{\partial Y}\right) \frac{Y}{WL}\right)\right) \frac{Y}{Z}$$

$$\eta_{tb,Y} = \frac{(1 - (1 - PS)\eta_{WL,Y})}{PS} \quad (18)$$

em que $\eta_{WL,Y}$ é a elasticidade da massa de lucros com relação ao produto e *PS* é a parcela dos lucros na renda. Para o Brasil, há resultados com base na metodologia da OCDE (DE MELLO; MOCCERO, 2006).

No entanto, a técnica de estimação mais difundida na atualidade é a do FMI, que não pressupõe agrupamentos específicos de receitas. Com isso, as estimações podem ser feitas de forma agregada via modelos de regressão. Se, por um lado, as análises desagregadas permitem captar a existência de grandes diferenças de sensibilidade ao ciclo entre os grupos de receitas e despesas, por outro, as dificuldades operacionais e o número de erros crescem com a necessidade de se estimar mais informações. Algumas das vantagens da abordagem agregada são a sua simplicidade e a não exigência de informações detalhadas sobre arrecadação, despesas e distribuição de renda.

Talvez por esses motivos a maior parte das aplicações para as economias latino-americanas – que, em geral, apresentam problemas relacionados às bases de dados – segue a técnica do FMI para estimação das elasticidades (MARCEL *et al.*, 2001; RINCÓN *et al.*, 2004; SIGELMANN, 2003; MACIEL, 2006; GOBETTI *et al.*, 2010; GAY; ESCUDERO, 2011). Conforme será visto mais adiante, neste trabalho será utilizada uma abordagem híbrida em que as elasticidades são estimadas econometricamente seguindo o FMI, mas se faz uso da desagregação dos dados por base de incidência referenciada na metodologia da OCDE.

Mais especificamente, o resultado fiscal ajustado da administração pública será obtido por resíduo, subtraindo-se a parte cíclica do orçamento:

$$SP_{APU}^* = SP_{GC} + SP_{E\&M} - \sum_i^n (R_{GC}^* - R_{GC}) - \sum_i^n (R_{E\&M}^* - R_{E\&M}) \quad (19)$$

em que os subscritos *APU*, *GC* e *E&M* significam, respectivamente, administrações públicas, governo central e estados e municípios. Os asteriscos sobrescritos em superávit primário (*SP*) e receitas tributárias (*R*) indicam as variáveis ajustadas ao ciclo. Já os resultados ajustados do governo central e dos governos subnacionais serão, respectivamente:

$$SP_{GC}^* = SP_{GC} - (1 - \alpha) \sum_i^n (R_{GC}^* - R_{GC}) \quad (20)$$

e:

$$SP_{E\&M}^* = SP_{E\&M} - \alpha \sum_i^n (R_{GC}^* - R_{GC}) - \sum_i^n (R_{E\&M}^* - R_{E\&M}) \quad (21)$$

sendo que α é a parcela dos tributos transferida pelo governo central aos governos subnacionais.

2.2.3 Trajetórias de longo prazo

As estimativas para o balanço estrutural – e, por conseguinte, para o IF e os EAs – são diretamente influenciadas não apenas pela medida adotada para o produto tendencial, mas também pela trajetória tendencial do nível ou da taxa de desemprego. Além disso, quando as receitas provenientes da tributação sobre a produção e comercialização de determinada *commodity* mostram-se relevantes, a trajetória de longo prazo para o preço deste recurso natural torna-se também importante.

Existem basicamente duas técnicas atualmente bastante difundidas para se estimar o produto tendencial. A primeira consiste em se ajustar uma função de produção, em geral partindo-se de uma especificação Cobb-Douglas ou com elasticidade de substituição constante – Constant Elasticity Substitution (CES). A segunda é a aplicação de filtros estatísticos, também amplamente utilizados para se estimar trajetórias de longo prazo para as séries de desemprego e preço de *commodities*.

Essas técnicas apresentam limitações sérias, principalmente para se produzir estimativas “em tempo real” do produto potencial. A função de produção apresenta a vantagem de viabilizar projeções para o hiato do produto com base em estimativas das covariáveis. No caso da economia brasileira, deve-se destacar que a estimação com dados trimestrais é, em princípio, inviabilizada devido à indisponibilidade de uma série para o estoque de capital em frequência compatível. Ademais, a função de produção assenta-se em pressupostos pouco consensuais.

Os filtros estatísticos são procedimentos baseados exclusivamente em dados transparentes e facilmente replicáveis, atributos desejáveis diante da possibilidade de se guiar a regra fiscal com base na estimativa do resultado estrutural. Mas em geral sofrem de um problema relacionado à incerteza quanto à localização dos extremos iniciais e finais das séries. Por exemplo, uma observação adicional pode provocar um deslocamento na série estimada para a tendência de longo prazo. Este trabalho utiliza a modelagem estrutural e a estimação via filtro de Kalman para obter as trajetórias de longo prazo para as séries de referência.

3 DADOS E METODOLOGIA APLICADA AO BRASIL

Nesta seção são apresentados os dados e as metodologias utilizados para obtenção do balanço fiscal estrutural brasileiro no período 1997-2010. Em resumo, a estratégia adotada está referenciada na metodologia utilizada nos trabalhos do FMI, uma vez que as elasticidades das receitas em relação ao ciclo foram obtidas por modelos econométricos. Porém, os tributos foram agrupados por base de incidência, seguindo, portanto, a metodologia de desagregação da OCDE, o que parece ser mais adequado ao caso brasileiro devido à dinâmica diferenciada dos tributos sobre a folha salarial e sobre os lucros. Além disso, a exemplo das aplicações no Chile e na Colômbia, são realizadas algumas adaptações às particularidades do país, quais sejam: *i*) não se efetuam ajustes pelo ciclo econômico nos gastos, mas *ii*) introduz-se um ajuste específico para as receitas mais voláteis da atividade petrolífera, ou seja, os *royalties* e as participações especiais do petróleo.

No primeiro caso, a não realização do ajuste se justifica pelo fato de que o componente contracíclico das despesas atualmente é de difícil mensuração e, provavelmente, de pouca expressão no Brasil; diferentemente dos países desenvolvidos onde há uma relação contracíclica mais evidente nas despesas relacionadas ao desemprego. Isto porque o eventual componente contracíclico é de menor magnitude e obscurecido pela existência simultânea de um componente procíclico nos gastos com seguro-desemprego e demais transferências a pessoas – relacionado principalmente a uma rotatividade maior do mercado de trabalho nos períodos de aceleração –, e pela persistente expansão dessas despesas federais nos últimos anos – devido ao aumento do grau de formalização do mercado de trabalho e aos ganhos reais do salário mínimo, ao qual está vinculada a maior parte das transferências.⁴ Com efeito, as evidências descritivas mostram que os gastos relacionados ao desemprego, que em tese cumpririam o papel de EAs, têm crescido independentemente da fase do ciclo. No futuro, entretanto, é possível que essa situação se altere e seja apropriado

4. A relação entre rotatividade e ciclo econômico é analisada por Ramos e Carneiro (1997): a taxa de rotatividade aumenta quando o nível de atividade está aquecido (1985-1986 e 1994), reduzindo-se em períodos de desaceleração (1990-1992 e 1995). Segundo Pereira (1999), os principais itens da despesa pública federal também não apresentaram correlação negativa com o PIB durante a década de 1990.

estimar a relação entre as transferências e o ciclo econômico, incorporando seus efeitos no modelo aqui proposto.

No segundo caso, o ajuste ao ciclo do preço do petróleo se justifica pela crescente importância das receitas originadas da atividade petrolífera no orçamento fiscal brasileiro, sobretudo com as perspectivas colocadas pelo pré-sal. Como será visto mais adiante na subseção 3.1, as receitas mais voláteis da exploração de petróleo – *royalties* e participação especial – saíram de patamares insignificantes em 1997 até atingirem cerca de R\$ 21,4 bilhões em 2010. No futuro próximo, parte do lucro extraordinário da atividade petrolífera, sob a forma de *royalties* ou participação pública nos contratos de partilha, deve proporcionar um ganho adicional da ordem de 1,5% do PIB segundo estimativas bastante preliminares sobre o potencial das reservas e o regime de tributação (GOBETTI, 2010b). Além disso, a volatilidade do preço e das receitas petrolíferas tem sido extremamente pronunciada, impactando significativamente os resultados fiscais, o que, se não é devidamente tratado no modelo de resultado fiscal, pode induzir erros de avaliação e políticas fiscalmente insustentáveis (MEDAS; ZAKHAROVA, 2009).

Alguns países, como a Noruega, chegam a excluir totalmente as receitas da atividade petrolífera do cálculo do seu resultado fiscal. Nesse caso não é apenas o componente cíclico que é expurgado no cálculo do balanço estrutural, mas todas as receitas que têm origem na renda petrolífera, uma vez que esta renda é finita além de volátil e, portanto, não poderia fazer parte de uma regra fiscal permanente. Esta é uma alternativa que também pode estar colocada para o Brasil no médio prazo, mas que foi desconsiderada neste trabalho, dado o objetivo principal de, em primeiro lugar, aplicar os ajustes ao ciclo para indicar quão expansionista ou contracionista foi a política fiscal nos últimos anos e, em segundo lugar, oferecer uma metodologia bastante factível de ser incorporada no curto prazo pelo governo brasileiro.

Preliminarmente aos ajustes com base em métodos econométricos, também se adota um ajuste de caráter contábil com vista a expurgar do resultado fiscal brasileiro o efeito das receitas não recorrentes, que refletem fatores de caráter temporário (não cíclico) e/ou dissociados de modificações efetivas na posição fiscal do governo. Dessa forma, tem-se na prática três diferentes tipos de ajuste para obtenção do resultado estrutural: pré-ajuste contábil, ajuste ao ciclo do PIB e ajuste ao ciclo do petróleo. Na subseção 3.1, a partir da apresentação dos dados utilizados neste trabalho, já serão identificadas as receitas não recorrentes que fazem parte do ajuste contábil.

3.1 Descrição e fontes dos dados

Esta seção descreve brevemente os dados utilizados na estimação do resultado fiscal estrutural da administração pública no Brasil de 1997 a 2010. Optou-se pela

estimação tanto do resultado agregado da administração pública quanto pela sua desagregação entre resultado fiscal do governo central e dos governos subnacionais. Note-se que o conceito de administração pública não considera as empresas estatais. A fonte básica das informações dos resultados primários das administrações públicas – abaixo da linha sem desvalorização cambial – é a série temporal das necessidades de financiamento do setor público divulgada pelo Banco Central do Brasil (BCB) (BRASIL, 2011a).⁵

As informações sofreram um ajuste contábil preliminar com o intuito de expurgar a influência das receitas não recorrentes, conforme problematizado na introdução. Optou-se pelo conceito de receitas não recorrentes que corresponde ao subconjunto identificado no quadro 1 de medidas extraordinárias e de contabilidade criativa que exercem influência significativa, de caráter temporário e/ou dissociadas de modificações efetivas na posição fiscal do governo, sobre o indicador de resultado primário. Note-se que este conceito tem um caráter mais operacional, passível de ser atualizado pela identificação de novas medidas extraordinárias e de contabilidade criativa, e que não estão incluídas aquelas medidas sem impacto significativo sobre a estatística oficial de resultado fiscal. A realização de um grande inventário e análise do mérito de cada uma destas medidas está fora do escopo deste texto. Isto se justifica pelo fato de que uma definição mais precisa sempre será questionável quando se admite a existência de flexibilidades e omissões nas normas contábeis, mudanças nas convenções, medidas que sequer são de conhecimento público e de uma área nebulosa de difícil interpretação e identificação. As receitas não recorrentes consideradas no pré-ajuste contábil estão descritas no quadro 1 e seu montante total pode ser observado na tabela 1, junto às demais receitas desagregadas por base de incidência.

O segundo passo da metodologia envolve a estimação do componente cíclico das receitas da administração pública. Optou-se por decompor as receitas de acordo com suas bases de incidência, seguindo a classificação utilizada nos trabalhos da OCDE. As receitas foram agregadas nas seguintes categorias: tributos sobre a renda do trabalho (TRT), contribuições previdenciárias (CP), tributos sobre renda corporativa (TRC), tributos indiretos (TI) e receitas do petróleo (RPE). Os tributos que fazem parte de cada uma dessas categorias estão descritos no quadro 1.

Como usual na literatura, os ajustes aos ciclos do produto e do preço do petróleo são estimados para as receitas que mostram caráter cíclico acentuado, não se considerando os tributos sobre o patrimônio e operações financeiras, entre outras.⁶

5. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SERIETEMP>>

6. Adicionalmente, a série brasileira de tributos sobre operações financeiras exhibe um comportamento bastante irregular no período amostral, devido principalmente a mudanças na legislação tributária, o que torna bastante intrincada sua relação com o nível de atividade. Vale mencionar as mudanças nas alíquotas e o fim da Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF) e as recentes majorações de alíquotas do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF).

No caso do ajuste para as receitas do petróleo, foram consideradas somente aquelas mais voláteis da atividade de extração, isto é, os *royalties* e as participações especiais.

QUADRO 1

Categorias de receitas utilizadas no pré-ajuste contábil e na estimação do resultado estrutural

Categoria	Descrição
Ajuste contábil	Considera-se a soma das receitas não recorrentes – a cessão de direitos a dividendos futuros da Eletrobras para o BNDES (R\$ 3,5 bilhões em 2009, e R\$ 1,4 bilhão em 2010), a recuperação de depósitos judiciais junto à CAIXA (R\$ 6,1 bilhões em 2009), as concessões e a cessão onerosa à Petrobras pela exploração de petróleo (R\$ 74,8 bilhões em 2010) –, líquidas das despesas com a capitalização na Petrobras (R\$ 42,9 bilhões em 2010) e do Fundo Soberano do Brasil (R\$ 14,2 bilhões em 2008)
Tributos sobre a renda do trabalho	Arrecadação do Imposto de Renda da Pessoa Física (IRPF) e Imposto de Renda Retido na Fonte dos Rendimentos do Trabalho (IRRF Trabalho)
Contribuições previdenciárias	Receitas da Previdência Social – Regime Geral, do Salário Educação e do Regime Próprio de Previdência Social (RPPS)
Tributos sobre a renda corporativa (lucro)	Total do Imposto de Renda da Pessoa Jurídica (IRPJ) e Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL)
Tributos indiretos sob competência do governo federal	Impostos sobre Produtos Industrializados (IPI), Imposto de Importação (II), Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins), Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (Cide-Combustíveis), Programa de Integração Social (PIS) e Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PASEP)
Tributos indiretos sob competência dos governos subnacionais	Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e Imposto sobre Serviços (ISS)
Receitas do petróleo	<i>Royalties</i> e participação especial da exploração do petróleo

Fonte: Elaboração própria.

As informações sobre as receitas do governo central são advindas das séries do resultado primário do governo central e das receitas correntes e patrimoniais disponibilizadas pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN).⁷ A estimação do resultado estrutural também considerou os dois principais tributos sob competência dos governos estaduais e municipais, o ICMS e o ISS, respectivamente. Os dados primários sobre a arrecadação do ICMS foram obtidos no sítio do Conselho Nacional de Política Fazendária (Confaz) e complementados com os *Relatórios Resumidos de Execução Orçamentária* (RREOs) disponibilizados pelos estados.⁸

7. Disponíveis em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estatistica/est_resultado.asp> e <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estatistica/est_contabil.asp>, respectivamente.

8. Disponíveis em: <<http://www.fazenda.gov.br/confaz/boletim/>>. Infelizmente, a série do ICMS disponibilizada pelo Confaz apresenta valores muitas vezes nulos ou desatualizados. Daí a necessidade de complementá-la com as informações dos RREOs. Outro ajuste necessário é a inclusão da parcela da arrecadação do ICMS que é contabilizada pelos estados no Fundo Especial de Combate à Pobreza, como é o caso do Rio de Janeiro.

TABELA 1
Valor arrecadado por categorias de receitas utilizadas no pré-ajuste contábil e na estimação do resultado estrutural – 1997-2010
 (Em R\$ bilhões)

Categorias	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Tributos sobre a renda do trabalho	15,4	17,7	18,5	21,9	25,6	26,9	31,6	37,7	43,2	47,6	56,0	66,6	67,0	77,1
Contribuições previdenciárias	48,3	50,0	53,0	60,3	67,5	76,9	86,9	101,4	118,5	136,6	154,5	180,3	200,8	233,5
Tributos sobre a renda corporativa	20,5	20,2	21,1	26,9	26,4	47,3	50,6	59,5	77,5	83,8	104,3	128,7	128,8	135,0
Tributos indiretos sob competência do governo federal	48,7	49,1	66,4	77,3	86,3	100,1	112,2	139,0	153,1	161,2	183,2	215,0	201,3	249,1
Tributos indiretos sob competência dos governos subnacionais	59,6	60,9	67,9	82,3	94,3	105,4	120,2	151,0	170,2	190,0	208,5	247,5	256,8	303,0
Receitas do petróleo	0,0	0,1	0,3	3,0	4,0	5,8	9,4	10,5	13,3	16,6	14,8	22,5	16,9	21,4
Ajuste contábil	1,5	9,4	9,2	5,2	4,4	1,8	0,4	1,3	0,8	1,0	2,1	-8,2	12,7	34,4
Receitas não recorrentes	1,5	9,4	9,2	5,2	4,4	1,8	0,4	1,3	0,8	1,0	2,1	6,1	12,7	77,4
Fundo Soberano e a capitalização da Petrobras	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	14,2	0,0	42,9

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Fazenda (MF).

Infelizmente, a ausência de séries das finanças públicas municipais em alta frequência é um dos maiores obstáculos à realização das pesquisas aplicadas na área. Por isso, foi necessário recorrer à metodologia apresentada em Orair *et al.* (2010) para se construir uma estimativa da arrecadação do ISS em frequência trimestral. As fontes básicas são as informações anuais da arrecadação do ISS do banco de dados Finanças do Brasil – Dados Contábeis dos Municípios (Finbra), disponibilizado pela STN (BRASIL, 2011b),⁹ e as informações mensais de uma amostra dos RREOs dos municípios.

A metodologia de estimação da série trimestral do ISS se baseia em dois procedimentos básicos: *i*) técnicas de imputação para a complementação das informações anuais de referência do Finbra; e *ii*) técnicas de distribuição temporal e de amostragem aleatória hierárquica para formar índices de evolução mensal da arrecadação. A amostra de municípios utilizada é composta pelos 112 municípios com maior arrecadação do país e uma amostra aleatória de 188 municípios, divididos de acordo com grupos homogêneos formados por técnicas de agrupamento. Contudo, somente foi possível construir a série em alta frequência do ISS para o período posterior a 2003, quando os RREOs passaram a estar disponíveis de maneira mais regular.

As séries utilizadas para o ajuste das receitas em relação ao ciclo do produto e do petróleo são, respectivamente, o PIB a preços de mercado (em milhões de reais encadeados a preços de 1995) das Contas Nacionais Trimestrais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o preço do petróleo Brent divulgado pelo FMI. O preço do petróleo em dólar foi convertido em reais pela taxa de câmbio R\$/US\$ (de compra) média no período. O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE foi aplicado para converter o preço do petróleo a preços de 1995. O mesmo índice foi adotado para deflacionar as séries fiscais.

Por fim, a desagregação do resultado estrutural do governo central e dos governos subnacionais também exige o cálculo da parcela dos tributos (α) que é transferida do governo central para os governos subnacionais, como indicado anteriormente nas equações (20) e (21). Neste trabalho, o valor da parcela foi obtido aplicando-se a alíquota média vigente no período considerado, discriminando-se as parcelas referentes às respectivas categorias de tributos e aquela correspondente às receitas do petróleo.

3.2 Metodologia de estimação

Nesta subseção são apresentadas as técnicas utilizadas no trabalho para estimação das elasticidades das receitas e despesas em relação ao ciclo do produto e do preço

9. Disponíveis em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/index.asp>

do petróleo, bem como na obtenção das séries tendenciais. Destaca-se que essas estimações são essenciais, na medida em que o resultado estrutural pode ser bastante sensível a esses parâmetros.

Nesse sentido, as elasticidades foram obtidas por modelos na forma de espaço de estados estimados pelo filtro de Kalman, uma vez que admitem relações não lineares entre as variáveis. Este é um fator importante a ser considerado quando se trabalha com séries de tempo como as brasileiras, que são marcadamente caracterizadas pela presença de quebras estruturais e por mudanças de regime. De fato, Gobetti *et al.* (2010) aplicaram técnicas lineares e não lineares em séries semelhantes à deste trabalho e encontraram evidências de que os modelos de espaço-estado são os mais adequados ao tratamento dessas informações. O filtro de Kalman também foi aplicado na estimação das séries tendenciais (componentes não observáveis) por meio de especificações de espaço de estados com propriedades superiores aos filtros de *band-pass* tradicionais (HARVEY; TRIMBUR, 2003).

A seguir expomos sucintamente a representação geral de modelos de espaço-estado e o filtro de Kalman, baseados em Harvey (2006). Uma descrição teórica mais detalhada destas técnicas pode ser encontrada em Harvey (1989) e Hamilton (1994). Koopman *et al.* (2007) apresentam os detalhes técnicos da implementação dos modelos usando o *software Stamp*.

3.2.1 Representação espaço-estado

As equações (22) e (23), denominadas, respectivamente, equação de medida e equação de transição, expressam algebricamente a representação de espaço-estado. O vetor y_t de variáveis observáveis, composto por N elementos, relaciona-se com o vetor de estado α_t de dimensão $M \times 1$ por meio da equação de medida. Z_t é uma matriz $N \times M$ e ε_t é um vetor $N \times 1$ de distúrbios não correlacionados com média zero e matriz de covariância H_t , ou seja, $E(\varepsilon_t) = 0$ e $\text{Var}(\varepsilon_t) = H_t$.

$$y_t = Z_t \alpha_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (22)$$

No caso de modelagem univariada os elementos de α_t são os componentes não observáveis de nível, tendência, sazonalidade e ciclo. Nos modelos multivariados aplicados para estimar elasticidades de receitas em relação ao produto e ao preço do petróleo, α_t contém também estes parâmetros. Como se observa em (23), define-se que os elementos de α_t são gerados por um processo de Markov autorregressivo de primeira ordem:

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + R_t \eta_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (23)$$

em que T_t é uma matriz de dimensão $M \times M$, R_t é uma matriz $M \times G$ e η_t é um vetor $G \times 1$ de distúrbios aleatórios não correlacionados com média zero e matriz de covariância Q , isto é, $E(\eta_t) = 0$ e $\text{Var}(\eta_t) = Q$.

Para completar a especificação do sistema de espaço-estado define-se que o vetor de estado inicial tem média a_0 e matriz de covariância P_0 . Além disso, tem-se que os distúrbios ε_t e η_t são não correlacionados em qualquer momento do tempo.

3.2.2 Filtro de Kalman

O filtro de Kalman é um procedimento recursivo de cômputo do estimador ótimo do vetor de estado no período t , baseado nas informações disponíveis até este período. Em um modelo Guassiano, os distúrbios (ε_t e η_t) e o vetor de estado inicial são normalmente distribuídos. Como a distribuição normal é caracterizada por seus dois primeiros momentos, o filtro de Kalman pode ser interpretado como um procedimento de atualização das matrizes de média e covariância da distribuição condicional do vetor de estado à medida que novas observações tornam-se disponíveis. A média condicional é a estimativa do erro quadrático médio mínimo, e como a matriz do erro quadrático médio não depende das observações, tanto as estimativas da média condicional quanto da não condicional são também ótimas no sentido de que são obtidas por estimadores de minimização do erro quadrático médio.

Considere o modelo Gaussiano de espaço-estado com observações disponíveis até o período $t - 1$. Dado esse conjunto de informação, α_{t-1} será normalmente distribuído com média a_{t-1} e matriz de covariância P_{t-1} . Sendo assim, segue-se de (23) que α_{t-1} é normalmente distribuído com média

$$a_{t|t-1} = T_t a_{t-1} \quad (24)$$

e matriz de covariância

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + R_t Q_t R_t', \quad t = 1, \dots, T \quad (25)$$

Essas duas equações são conhecidas por equações de previsão. A distribuição da previsão para próxima observação, y_t , será, então, normal com média

$$\tilde{y}_{t|t-1} = Z_t a_{t|t-1} \quad (26)$$

e matriz de covariância

$$F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (27)$$

Uma vez que novas observações se tornem disponíveis, um resultado padrão da distribuição normal multivariada assegura que as equações de atualização (28) e (29) geram a distribuição condicional da média e variância de a_t :

$$a_t = a_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z' F_t^{-1} (y_t - Z_t a_{t|t-1}) \quad (28)$$

$$P_t = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1}, \quad t = 1, \dots, T \quad (29)$$

O filtro de Kalman é composto pelas equações (24) e (28). Os valores iniciais para o filtro devem ser especificados em termos de a_0 e P_0 ou $a_{1|0}$ e $P_{1|0}$. Dados os valores iniciais, o filtro retorna o estimador ótimo do vetor de estado a cada nova informação disponível. Quando todas as T observações forem processadas, o filtro produz o estimador ótimo do vetor de estado corrente e/ou o vetor de estado no período subsequente baseado no conjunto de informações completo.

4 RESULTADOS ECONÔMICOS

4.1 Elasticidades das receitas tributárias com relação ao nível de atividade e ao preço do petróleo

Como discutido anteriormente, para o cômputo do resultado fiscal estrutural é necessário obter boas estimativas para as elasticidades dos agrupamentos de receitas com relação ao PIB ou, no caso do grupo “*royalties* e participações especiais”, ao preço do petróleo. Devido ao fato de alguns trabalhos apontarem a presença de não linearidades significativas nas séries fiscais brasileiras (por exemplo, MENDONÇA *et al.*, 2011; GOBETTI *et al.*, 2010), as elasticidades foram estimadas por meio do uso das técnicas de espaço-estado descritas na seção anterior, que, ao tratar os parâmetros dos modelos como estocásticos, permitem no limite que estes variem a todo o momento do tempo.

Inicialmente, para cada grupo de receita, as estimações foram feitas de modo que todos os componentes não observáveis – nível, inclinação e sazonalidade – e as elasticidades fossem modelados como um passeio aleatório. Na sequência, para aquelas especificações que apresentaram componentes e/ou parâmetros com variância estimada igual a zero, os modelos foram estimados fixando-se estes termos. Além disso, utilizou-se o procedimento de identificação automática de intervenções para se checar a possibilidade de quebras no nível ou na inclinação e a presença de *outliers*.¹⁰

10. Para mais detalhes sobre o procedimento de identificação automática de intervenções, ver Koopman *et al.* (2007, p. 72).

Para todos os grupos de receita, iniciou-se com especificações *log-log* que continham tanto a variável explicativa contemporânea quanto sua primeira defasagem. Com isto procurou-se incorporar o fato de existirem defasagens entre a arrecadação efetiva e seu fato gerador. As especificações foram então selecionadas seguindo-se a seguinte estratégia. Primeiramente, foram desconsideradas todas as especificações com problemas de convergência no procedimento de maximização da função de máxima verossimilhança. Em seguida, foram utilizados testes para verificar se os resíduos atendiam às propriedades de independência, homocedasticidade e normalidade, listadas em ordem decrescente de importância (COMMANDEUR; KOOPMAN, 2007, p. 90). Por fim, foram escolhidas para cada grupo de receita as especificações que apresentaram o melhor desempenho em projeções fora da amostra. Nos casos de especificações com *performances* muito semelhantes, foram utilizados os critérios de informação para a seleção final das especificações.¹¹

Os resultados das especificações escolhidas para cada grupo de tributo federal são apresentados na tabela 2, enquanto os resultados para os tributos sob competência dos governos subnacionais são apresentados na tabela 3. No caso de componentes estocásticos, foram reportados os valores do vetor de estado final. O apêndice IA faz uma análise gráfica das propriedades dos resíduos dessas regressões por meio dos respectivos correlogramas, histogramas e densidades espectrais.

Como se pode ver nas tabelas 2 e 3, as especificações selecionadas não possuem o termo defasado somente nos casos das receitas tributárias sobre a renda do trabalho e sobre as contribuições previdenciárias. Além disso, em decorrência da inexistência de um padrão sazonal na série de preço do petróleo ou nas receitas com *royalties* e participações especiais, este foi o único grupo para o qual não foi preciso modelar a sazonalidade.

Em relação às propriedades dos resíduos, no caso das receitas sobre renda corporativa não foi possível encontrar uma especificação que eliminasse totalmente o problema de não independência, uma vez que o teste de Box-Ljung indica rejeição a 10% da hipótese nula de não autocorrelação. Mas o correlograma desses resíduos sugere que o problema da autocorrelação não é sério. Ademais, a densidade espectral é relativamente plana, ou seja, parecida com a de um ruído branco.

A normalidade dos resíduos é rejeitada em três casos: contribuições previdenciárias, tributos sobre renda corporativa e arrecadação de ICMS. Destaca-se que as densidades de probabilidade corroboram com estes testes de hipóteses, indicando existirem problemas com relação à simetria e curtose na distribuição desses resíduos. Nestes casos, fez-se uso dos resultados assintóticos dos estimadores de *quasi*-máxima verossimilhança para dar sustentação aos resultados (HARVEY, 1989, p. 221). Destaca-se, ainda, que nenhuma especificação apresentou problema de heterocedasticidade.

11. A avaliação dos modelos em projeções quatro trimestres fora da amostra não foi reportada no trabalho por questões de espaço, mas podem ser obtidas junto aos autores mediante solicitação. É por este motivo que as estimativas reportadas nas tabelas 2 e 3 foram feitas utilizando-se informações somente até 2009. Entretanto, ressalta-se que, caso os modelos sejam estimados até 2010, as elasticidades e os resultados do balanço estrutural não se alteram significativamente.

TABELA 2
Elasticidades das receitas tributárias com relação ao produto e ao preço do petróleo: governo central – 1997.I-2009.IV

Variável dependente	log_TRT	log_CP	log_TRC	log_TI	log_RPE
Parâmetros variáveis	Nível e sazonalidade	Nível e inclinação	Sazonalidade	Nível	Nível
$\log_{-} Y_t$	0,9654**	0,3119**	1,6801*	1,7181***	-
$\log_{-} Y_{t-1}$	-	-	1,7861*	1,4427***	-
$\log_{-} P_{oil,t}$	-	-	-	-	0,1842*
$\log_{-} P_{oil,t-1}$	-	-	-	-	0,8057***
Nível	-3,2802	6,0915***	-34,1407***	-29,7920***	0,8466*
Inclinação	0,0086*	0,0173***	-0,0083	-0,0123*	0,0394***
Outlier	2006.I	-	-	-	-
Quebra de nível	-	2003.I	2002.I	1999.I	1998.IV, 2000.I
Convergência	Muito forte	Muito forte	Muito forte	Muito forte	Muito forte
Teste de sazonalidade – χ^2	17,7433***	1361,9435***	20,7497***	21,5683***	-
Estatística de Box-Ljung – Q(8,5)	3,2962	2,9520	10,4920*	6,2922	2,8085
Teste de heterocedasticidade – H(h)	1,5000	1,2127	0,1855	0,7933	0,8098
Teste de normalidade – N(2)	1,6000	6,8053**	13,9480***	2,2128	3,5448

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *rejeita H_0 a 10%; ** rejeita H_0 a 5%; e *** rejeita H_0 a 1%.

O teste de sazonalidade é essencialmente um teste χ^2 para significância conjunta nas variáveis (3, no caso de dados trimestrais) que buscam captar efeitos sazonais. A estatística Q de Box-Ljung foi o teste aplicado para detectar autocorrelação. O teste de heterocedasticidade é baseado no quociente entre o quadrado das primeiras e últimas $h = 7/3$ observações. O teste de normalidade é a estatística de Bowman-Shenton com a correção de Doornik-Hansen, sendo baseado no terceiro e quarto momentos da distribuição. Em modelos de espaço-estado esses testes são realizados nos resíduos de previsão padronizados. Para maiores detalhes, ver Commandeur e Koopman (2007, cap. 8) e Koopman et al. (2007).

TABELA 3

Elasticidades das receitas tributárias com relação ao produto: governos regionais – 1997.I-2009.IV (ICMS) e 2004.I-2009.IV (ISS)

Variável dependente	log_ICMS	log_ISS
Parâmetros variáveis	Nível e sazonalidade	Inclinação, sazonalidade e elasticidade da covariável defasada
\log_Y_t	1,1023***	0,2557
\log_Y_{t-1}	0,3642	0,6571**
Nível	-8,2499**	-3,5158
Inclinação	0,0029	0,0176***
<i>Outlier</i>	2006.IV	-
Quebra de nível	-	-
Convergência	Forte	Muito forte
Teste de sazonalidade – Chi ²	16,8928***	20,9641***
Estatística de Box-Ljung – Q(8,5)	6,7748	4,3886
Teste de heterocedasticidade – H(<i>h</i>)	0,2342	0,8404
Teste de normalidade – N(2)	12,285***	0,1624

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *rejeita H_0 a 10%, ** rejeita H_0 a 5%, *** rejeita H_0 a 1%.

Analisando as elasticidades obtidas para as receitas do governo federal, tem-se que os tributos sobre renda corporativa e os tributos indiretos apresentam uma alta sensibilidade a variações no produto. Este resultado era esperado uma vez que, no período considerado, a base de incidência destes tributos – lucros e consumo – se mostrou mais volátil do que a base de incidência dos tributos sobre a renda do trabalho e das contribuições previdenciárias – massa salarial. Enquanto os lucros e o consumo agregados exibiram comovimentos mais claros com o nível de atividade, a evolução da massa salarial no período tem um componente permanente não desprezível.

Os tributos sobre renda do trabalho apresentam uma elasticidade próxima à unidade e a arrecadação de contribuições previdenciárias se mostrou pouco sensível ao produto, ainda que com uma elasticidade significativa. Refletindo as regras de tributação no setor, as receitas de *royalties* e participações especiais possuem elasticidades de aproximadamente 0,18 e 0,8 em relação ao preço do petróleo contemporâneo e defasado, respectivamente.

Nos casos da arrecadação de ICMS e ISS (tabela 3) as especificações selecionadas apresentam, em cada caso, uma elasticidade não significativa a níveis convencionais. Isto porque as especificações em que estas foram excluídas não apresentaram bons resultados nos testes de diagnóstico e nas avaliações fora da

amostra. Vale ressaltar que os resultados para o ISS devem ser tomados com cautela, dado o pequeno período amostral. A incorporação da série de arrecadação de ISS visa contribuir para um refinamento do cálculo do superávit ajustado para as administrações públicas, sem, entretanto, acrescentar um grande viés aos resultados dado o pequeno peso deste tributo na arrecadação como um todo.

4.2 Ciclo e tendência no produto e no preço do petróleo

A decomposição de séries macroeconômicas com o objetivo de isolar a tendência de longo prazo das vicissitudes de curto prazo (ciclo e sazonalidade) não é trivial. Isto porque existe, na literatura especializada, um grande debate sobre qual o procedimento mais apropriado. Neste trabalho, as estimativas obtidas resultam da aplicação de um filtro estatístico e, com efeito, são baseadas nos dados – em vez de dependentes de um modelo econômico específico para a trajetória de longo prazo das variáveis relevantes. Mais especificamente, optou-se por trabalhar com o filtro de Kalman para extrair séries suavizadas do produto e do preço do petróleo.¹² A modelagem estrutural exige que se defina uma especificação para extrair o componente não observável de interesse de cada uma dessas séries. Em ambos os casos, tal componente corresponde à tendência de longo prazo.

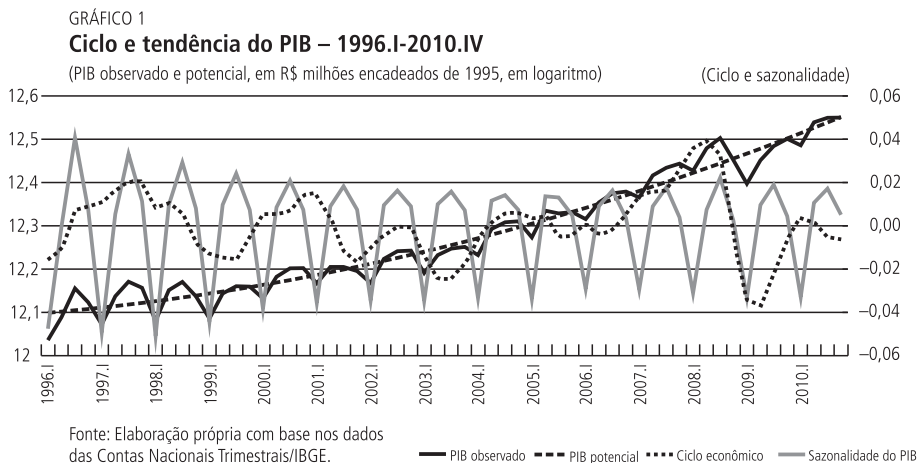
Partiu-se da especificação generalizada de *Butterworth* proposta por Harvey e Trimbur (2003), com nível fixo e inclinação estocástica e que admite ordens m e n superiores à unidade para, respectivamente, a tendência e o ciclo, além de um fator de amortecimento para o ciclo que permite que este seja estacionário. Na prática, à medida que m cresce, as frequências mais altas são eliminadas da tendência. Quando n aumenta, o ciclo fica mais suave e claramente definido com datação mais precisa. Com m e $n \rightarrow \infty$, o resultado se aproxima de um “filtro ideal” com “funções ganho” retangulares.¹³ Mas é importante notar que esta técnica permite contornar os possíveis efeitos espúrios criados pela aplicação de “filtros ideais” em séries não estacionárias.

Afora isso, destaca-se que a modelagem conjunta do ciclo e da tendência, ao invés da aplicação consecutiva de filtros *high-pass* e *low-pass*, implica consistência mútua entre ciclo e tendência, sem sobreposição. A modelagem estrutural para a série de produto inclui, adicionalmente, um termo de sazonalidade estocástica a fim de evitar a distorção da série com um procedimento de dessazonalização dos dados.

12. A estimação via filtro de Kalman fornece três *outputs* para o vetor de estados. Em cada período t , o “predito” é baseado apenas nas informações anteriores (até $t-1$); o “filtrado” inclui também a informação contemporânea (ou seja, o dado em t); e o “suavizado” usa a informação da série completa ($t = 1, 2, \dots, T$), sendo resultado do *backward pass* do filtro. Ver, por exemplo, Commandeur e Koopman (2007, p. 84-85).

13. Em análise espectral, a “função ganho” mostra como as frequências da série são transformadas pelo filtro de *band-pass*. Se a função ganho é retangular, isso significa que a transformação ocorre apenas na amplitude de frequências desejada.

O gráfico 1 mostra a decomposição do PIB.¹⁴ Foram utilizados dados desde 1996, porque existem distorções aparentemente não desprezíveis para o ano de 1995 nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE. A utilização desses dados com ruídos altos em pontos extremos da série provoca um deslocamento da trajetória tendencial.



Os resultados mostram uma gradual mudança no padrão sazonal da série com relativa estabilidade desde 2002. Com relação ao ciclo, nota-se aderência das estimativas aos principais fatos econômicos que marcaram o período, como o pico no fim de 1997 relacionado ao *boom* do período imediatamente após o Plano Real e desaceleração até o ano da crise cambial de 1999 e, no período mais recente, os indícios de uma aceleração em 2004 que foi interrompida em 2008, com o contágio da crise internacional no Brasil. Por conseguinte, o mesmo vale para a tendência de longo prazo.

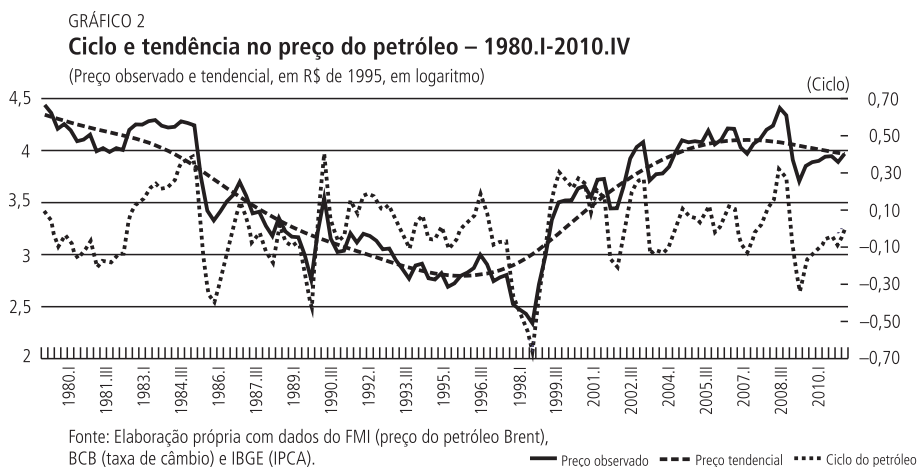
O gráfico 2 apresenta o preço do petróleo. Como o preço não exhibe sazonalidade, a decomposição de sua trajetória é feita apenas entre ciclo e tendência. Novamente, foi utilizada toda informação disponível, sendo que essa série se inicia em 1980.

É importante notar que, na comparação com o produto, essa série tem um comportamento bem mais errático, com volatilidade típica de séries financeiras.¹⁵

14. No caso do PIB, impôs-se $m = 2$ e $n = 3$. Impondo $m = 2$, segue-se, por exemplo, Koopman *et al.* (2007). Harvey e Trimbur (2003) destacam a importância prática de se impor $n > 1$, mas mostram que existe pouca sensibilidade a partir de $n = 4$. Com a série do PIB, constatou-se baixa sensibilidade a mudanças nesses parâmetros, entre $n = 3$ ou 4, por exemplo, em algumas experimentações com os dados.

15. O excesso de ruídos torna a extração do componente não observável mais complicada. Inicialmente, procurou-se modelar essa série pela especificação *local level*, com nível estocástico e sem inclinação, mas notou-se que a tendência de longo prazo era contaminada por variações em frequência superior à do ciclo econômico. Optou-se então por utilizar o filtro generalizado de *Butterworth*, novamente fixando $n = 3$. Destaca-se que, nesse caso, $n > 3$ implica uma periodicidade média do ciclo pouco plausível, superior ao período amostral. Por outro lado, optou-se por utilizar $m = 1$. Com $m > 1$, o preço tendencial se descola do observado, resultando em uma periodicidade ainda menos crível para o ciclo.

Mas a inspeção visual da série sugere a existência de um ciclo de menor frequência, com duração, digamos, de oito ou dez anos. Isso contrasta com a duração média dos ciclos de produção, tendo sido esta de quatro a cinco anos em média no período amostral. Mas a própria frequência é resultado do processo de estimação, sendo definida endogenamente no modelo estrutural de forma a garantir consistência entre ciclo e tendência.



Partiu-se de um valor inicial referente a um ciclo curto de cinco anos para as duas séries. Enquanto a duração média estimada para o ciclo do produto foi de cerca de 4,4 anos, para o preço do petróleo as estimativas sugerem um ciclo de 9,1 anos em média. O apêndice BII evidencia as diferenças entre as séries por meio da “função ganho” e dos “pesos” atribuídos a cada observação na estimação dos componentes não observáveis de alta (sazonalidade e ciclo) e baixa (tendência de longo prazo) frequência dessas séries temporais.

5 ANÁLISE DOS PRINCIPAIS RESULTADOS

O cálculo do resultado primário estrutural das administrações públicas envolveu, como mencionado nas seções anteriores, dois tipos de ajuste: um primeiro de natureza contábil sintetizado na tabela 4, restrito ao governo central; e outro de natureza econométrica, sintetizado na tabela 5, com o objetivo de expurgar os efeitos cíclicos do PIB e do preço do petróleo sobre as receitas das administrações públicas e as transferências intergovernamentais. No primeiro caso, o ajuste contábil permite que se obtenha o resultado primário efetivo, livre das receitas não recorrentes.

Como se pode verificar na tabela 4, o ajuste contábil é significativo no período recente devido a eventos bem conhecidos, como o Fundo Soberano (2008),

a recuperação de depósitos judiciais (2009) e a cessão onerosa/capitalização da Petrobras (2010), mas no passado, sobretudo entre 1998 e 2001, ele também o foi, devido ao peso das receitas de concessão. Em 1998, por exemplo, o expurgo de 0,96% do PIB de receitas de concessão transformou o superávit primário de 0,34% em um déficit primário de 0,62% do PIB.

TABELA 4

Resultado primário das administrações públicas, antes e após o ajuste contábil – 1997-2010

(Em % do PIB)

Ano	Governo central			Estados e municípios			Total – administrações públicas		
	Oficial	Ajuste	Efetivo	Oficial	Ajuste	Efetivo	Oficial	Ajuste	Efetivo
1997	-0,25	0,16	-0,41	-0,69	-	-0,69	-0,94	0,16	-1,10
1998	0,51	0,96	-0,44	-0,18	-	-0,18	0,34	0,96	-0,62
1999	2,13	0,86	1,27	0,20	-	0,20	2,33	0,86	1,47
2000	1,73	0,44	1,29	0,51	-	0,51	2,24	0,44	1,80
2001	1,69	0,34	1,35	0,80	-	0,80	2,49	0,34	2,16
2002	2,16	0,12	2,04	0,72	-	0,72	2,88	0,12	2,76
2003	2,28	0,02	2,26	0,81	-	0,81	3,09	0,02	3,07
2004	2,70	0,06	2,63	0,90	-	0,90	3,60	0,06	3,53
2005	2,60	0,04	2,56	0,99	-	0,99	3,59	0,04	3,55
2006	2,17	0,04	2,13	0,83	-	0,83	3,00	0,04	2,96
2007	2,23	0,08	2,16	1,12	-	1,12	3,36	0,08	3,28
2008	2,35	-0,27	2,62	1,01	-	1,01	3,36	-0,27	3,63
2009	1,33	0,40	0,93	0,66	-	0,66	1,99	0,40	1,59
2010	2,14	0,94	1,21	0,56	-	0,56	2,70	0,94	1,77

Fonte: Elaboração própria com dados do MF e do BCB.

A partir desses resultados efetivos, são realizados os ajustes ao ciclo econômico e do petróleo para se chegar aos resultados fiscais estruturais de cada ano. Feito isso, como se pode observar na tabela 5, as conclusões sobre quais são os anos de maior e menor superávit primário mudam substancialmente em relação às estatísticas oficiais ou mesmo em relação ao resultado efetivo. Pelo resultado efetivo, o maior superávit das administrações públicas desde 1997 foi verificado em 2008 (3,63% do PIB), ano em que o governo central chegou inclusive a transferir uma “poupança excedente” da ordem de 0,5% do PIB para o Fundo Soberano. Quando se analisa o resultado estrutural, entretanto, percebe-se que o superávit de 2008 é um dos menores desde a introdução do Regime de Metas (2,01% do PIB). Ou seja, o ajuste cíclico em 2008 indica que o superávit primário das administrações

públicas teria sido 1,62 p.p. do PIB menor se o PIB e o preço do petróleo não tivessem se desviado de suas tendências.

TABELA 5

Resultado primário das administrações públicas, antes e após ajuste ao ciclo – 1997-2010

(Em % do PIB)

Ano	Governo central			Estados e municípios			Total – Administrações públicas		
	Efetivo	Ajuste	Estrutural	Efetivo	Ajuste ¹	Estrutural	Efetivo	Ajuste	Estrutural
1997	-0,41	0,36	-0,77	-0,69	0,22	-0,91	-1,10	0,58	-1,68
1998	-0,44	0,15	-0,59	-0,18	0,08	-0,25	-0,62	0,23	-0,85
1999	1,27	-0,33	1,60	0,20	-0,18	0,38	1,47	-0,51	1,98
2000	1,29	0,18	1,11	0,51	0,14	0,37	1,80	0,32	1,48
2001	1,35	0,02	1,33	0,80	0,01	0,79	2,16	0,04	2,12
2002	2,04	-0,17	2,20	0,72	-0,08	0,80	2,76	-0,25	3,00
2003	2,26	-0,55	2,81	0,81	-0,30	1,11	3,07	-0,85	3,92
2004	2,63	-0,01	2,65	0,90	0,00	0,90	3,53	-0,01	3,55
2005	2,56	0,03	2,53	0,99	0,02	0,97	3,55	0,05	3,50
2006	2,13	-0,02	2,14	0,83	0,01	0,82	2,96	0,00	2,96
2007	2,16	0,52	1,64	1,12	0,28	0,85	3,28	0,79	2,49
2008	2,62	1,03	1,59	1,01	0,59	0,42	3,63	1,62	2,01
2009	0,93	-0,88	1,81	0,66	-0,52	1,18	1,59	-1,40	2,99
2010	1,21	-0,07	1,27	0,56	-0,05	0,61	1,77	-0,12	1,89

Fonte: Elaboração própria com dados do MF e do BCB.

Nota: ¹ Não inclui o ajuste do ISS antes de 2004.

É importante observar que os ajustes cíclicos também foram decompostos por esfera de governo, embora no caso dos municípios o ajuste tenha sido feito apenas desde 2004, ano a partir do qual estão disponíveis os dados do ISS em frequência trimestral. No entanto, como é possível constatar na tabela 5, o componente cíclico do ISS é muito pequeno, de modo que não considerá-lo no período anterior a 2004 pouco altera os resultados estruturais. Orair *et al.* (2010) mostram, ademais, que é justamente a partir de 2004 que a receita de ISS passa a registrar crescimento expressivo.

A decomposição por esfera de governo revela que o componente cíclico é claramente mais expressivo no âmbito do governo central, principalmente no período recente. Isso se deve não apenas à maior proporção de receitas federais na carga tributária sujeita às flutuações cíclicas, mas também às maiores elasticidades-renda dos tributos federais, especialmente os indiretos e aqueles incidentes sobre os lucros.

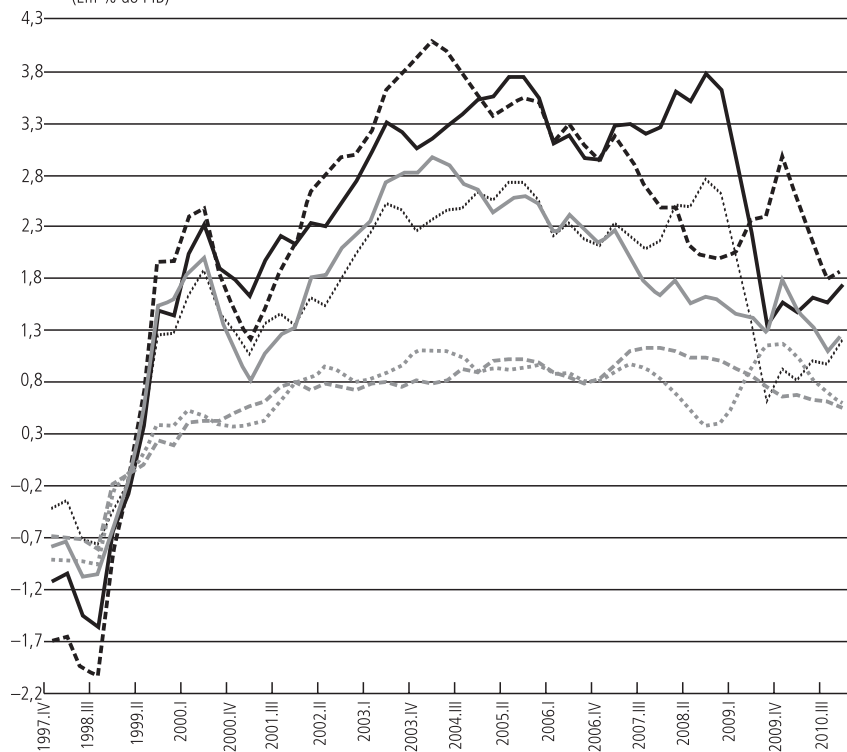
Complementarmente, o gráfico 3 mostra a trajetória do superávit estrutural no acumulado em quatro trimestres, o que permite identificar dois movimentos mais gerais na condução da política fiscal, após eliminadas as influências cíclicas e

as receitas não recorrentes. A fase inicial é contracionista e se estende do final de 1998 ao primeiro trimestre de 2004, marcando o período de ajuste fiscal. Destaca-se que, pela estatística oficial, a inflexão não teria ocorrido até meados de 2005.

GRÁFICO 3

Balanco fiscal observado e estrutural acumulado em quatro trimestres – 1997.IV-2010.IV

(Em % do PIB)



Fonte: Elaboração própria com dados do MF e do BCB.

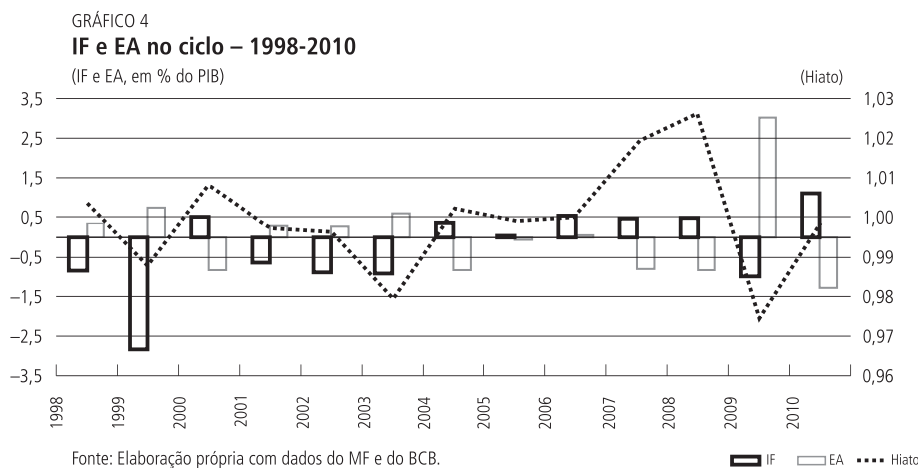
Nota: Os superávits estruturais dos governos regionais e das

administrações públicas não incluem o ajuste do ISS antes de 2004.

— Efetivo – administrações públicas - - - Estrutural – administrações públicas
 Efetivo – Governo central - - - Estrutural – Governo central
 Efetivo – Governos regionais - - - Estrutural – Governos regionais

A fase seguinte, expansionista e iniciada em 2004, sugere uma mudança de caráter permanente na condução da política fiscal, na medida em que o superávit primário estrutural tem sido gradualmente reduzido independentemente do ciclo econômico, movimento este que também não fica claro pelas estatísticas oficiais. Na prática, esse movimento de flexibilização fiscal parece ter deslocado o resultado estrutural ao patamar em que se situava no início do regime de metas, em 1999, sendo mais expressivo na esfera central, embora também perceptível entre os governos regionais.

Mas, afinal, qual foi a orientação da política fiscal no período? Ou, de maneira mais geral, o que é possível concluir com relação à política fiscal ao longo do ciclo econômico? O gráfico 4 mostra a magnitude dos IFs (primeira diferença do resultado estrutural, com sinal trocado) contra o hiato do produto (quociente entre o PIB efetivo e o potencial) em cada ano e não apenas o movimento geral de contração e expansão, o que pode dar evidências sobre a orientação da política fiscal. Adicionalmente, o mesmo gráfico retrata o tamanho dos EAs.



A princípio, a comparação entre os IFs e o hiato parece indicar um comportamento procíclico da política fiscal nos anos em que o PIB se encontra muito abaixo de sua trajetória tendencial (1999, 2003 e 2009), que são marcados por indícios de contenções fiscais.¹⁶ Inclusive o resultado de 2009 sugere uma contração fiscal que é contraintuitiva com as medidas que sabidamente foram adotadas pelo governo central para estimular a demanda agregada e evitar o contágio da crise internacional, seja pelo lado das receitas (desonerações tributárias), seja pelo lado das despesas (principalmente via ampliação de transferências).¹⁷ Por outro lado, não se pode fazer uma afirmação semelhante para os anos em que o PIB esteve acima da trajetória de crescimento tendencial, quando predominaram contrações fiscais no período anterior a 2004 – com exceção do ano de 2002 – e o período mais recente se caracterizou por sucessivas expansões fiscais procíclicas.

16. É importante ter claro que os IFs não mostram o impacto completo da política fiscal sobre a demanda agregada, mas apenas o estímulo inicial. As estimativas apresentadas não permitem afirmações sobre o efeito total e sua própria direção. Destaca-se, contudo, que as estimativas do IF em alta frequência podem ser utilizadas para se identificar choques exógenos oriundos da política fiscal.

17. Gobetti *et al.* (2010) também detectam uma contração fiscal em 2009 quando usam a mediana das elasticidades estimadas por vários modelos e com receitas mais agregadas. Ao utilizarem as elasticidades mínimas no ajuste ao ciclo, a contração de 2009 desaparece, tanto porque a receita estrutural de 2008 fica mais alta quanto porque a receita estrutural de 2009 fica mais baixa.

Deve-se observar, entretanto, que a interpretação de que teria havido contração fiscal por parte do governo central em 2009 pode ser enganosa. Sobre esta última afirmação devem ser feitas duas considerações. Em primeiro lugar, o resultado estrutural do governo central indica uma progressiva queda no período subsequente ao contágio da crise internacional na economia brasileira, quando passou de 1,63% do PIB no terceiro trimestre de 2008 – em valores acumulados em quatro trimestres – até o patamar de 1,26% do PIB no terceiro trimestre de 2009, como pode ser visualizado no gráfico 3. O resultado estrutural do último trimestre de 2009 é claramente um ponto atípico, mostrando súbita elevação para 1,81% do PIB, o que influenciou sobremaneira o resultado do ano. Nesse trimestre, já havia iniciado o desmonte do pacote de desonerações tributárias e a economia brasileira superado a crise, como sugere o gráfico 1, que mostra que a trajetória observada do PIB recuperou seu nível tendencial.

Em segundo lugar, o resultado estrutural está fortemente afetado por dois eventos atípicos que elevaram de modo extraordinário a receita do governo central em 2009, mas não entraram no pré-ajuste contábil das estatísticas. São eles: o chamado Refis da Crise e o aumento de dividendos pagos pelas estatais ao Tesouro Nacional, especialmente o BNDES.

No caso do Refis da Crise, a Lei nº 11.941, de 2009, alterou a legislação tributária de maneira a assegurar condições vantajosas para o pagamento ou parcelamento de débitos tributários com isenção, descontos e/ou parcelamento das multas e juros. Tais condições favoráveis, num momento em que os efeitos mais graves da crise já haviam passado, levaram muitas empresas a aderirem ao plano de refinanciamento e a saldarem suas dívidas tributárias, elevando extraordinariamente a arrecadação em 2009. Com isso, as receitas do governo central vinculadas à dívida ativa e às multas e juros de mora dos tributos e das contribuições alcançaram o montante de R\$ 7,2 bilhões no último trimestre de 2009, substancialmente superior às arrecadações dos trimestres equivalentes de 2007 (R\$ 4,2 bilhões), 2008 (R\$ 5,9 bilhões) e 2010 (R\$ 3,6 bilhões). Comparando-se os montantes totais arrecadados durante os anos de 2009 e 2010, houve uma queda dessas receitas da ordem de R\$ 7 bilhões, passando de R\$ 18,8 bilhões para R\$ 11,8 bilhões. Ou seja, nitidamente o Refis estimulou um pagamento antecipado e extraordinário de dívidas que distorce a apuração do nível estrutural de receitas.

Algo semelhante ocorreu com os dividendos das empresas estatais controladas pelo governo federal, que cresceram extraordinariamente em 2009. Em números, os dividendos das estatais federais saíram da média de R\$ 7,2 bilhões de 2005 a 2007 para R\$ 13,4 bilhões em 2008, até alcançar montantes de R\$ 23,2 bilhões

e R\$ 21,0 bilhões em 2009 e 2010, respectivamente.¹⁸ Mais particularmente, os dividendos pagos pelo BNDES aumentaram em R\$ 4,9 bilhões entre 2008 e 2009, do total de R\$ 6,0 bilhões para R\$ 11,0 bilhões, e se mantiveram em patamares ainda elevados de R\$ 8,7 bilhões em 2010. Este crescimento pode ser parcialmente explicado pela expansão das receitas operacionais e do lucro das empresas estatais, que expandiram suas atividades apesar da crise econômica, destacando-se os bancos públicos – BNDES, Banco do Brasil (BB) e CAIXA – e a Petrobras.

Contudo, há uma parcela que deve ser atribuída à distribuição de dividendos acumulados do período pré-crise e às operações de capitalização do Tesouro Nacional. Para exemplificar, a análise do balancete patrimonial do BNDES indica que o lucro líquido do banco aumentou de R\$ 1,2 bilhão em 2008 para R\$ 6,0 bilhões em 2009 e R\$ 6,3 bilhões em 2010. Nos mesmos anos, a conta patrimonial de lucros acumulados – que mostra o saldo da movimentação de lucros ainda não distribuídos aos sócios titulares ou aos acionistas – reduziu-se de R\$ 10,3 bilhões para R\$ 0,7 bilhão e R\$ 0,3 bilhão, respectivamente. Dessa maneira, o aumento dos dividendos pagos pelo BNDES não se relaciona exclusivamente aos maiores lucros em 2009 e 2010, mas também a lucros acumulados e não distribuídos no período anterior.

Paralelamente, o Tesouro Nacional realizou operações de capitalizações no BNDES que totalizaram R\$ 180 bilhões em 2009 e 2010. Estas capitalizações não somente injetaram liquidez e viabilizaram a ampliação da carteira de operações do banco, como em menor medida também permitiram a expansão dos pagamentos de dividendos ao próprio governo central. O que se deve destacar aqui é o possível uso das relações intrasetor público, que é o caso da política de administração dos dividendos das estatais, a exemplo das medidas de contabilidade criativa apresentadas anteriormente, como um mecanismo adicional para se alcançar as metas rígidas de superávit primário, em que o governo capitaliza as estatais através de uma despesa financeira, não contabilizada no resultado primário, e que tem como contrapartida a ampliação de uma receita primária (dividendos).

Em suma, o resultado estrutural do governo central em 2009 está influenciado por dois eventos extraordinários – o Refis da Crise e a política de administração de dividendos das estatais federais – que podem alcançar a magnitude de 0,53% do PIB, ajudando a explicar por que o resultado estrutural desse ano foi mais elevado do que o de 2008. É importante observar que as receitas totais relacionadas às dívidas tributárias e aos dividendos não podem ser classificadas integralmente como não recorrentes, uma vez que há uma parcela que não possui esse caráter e

18. Tais valores desconsideram as cessões ao BNDES de direitos a receber dividendos futuros da Eletrobras, que fizeram parte do pré-ajuste contábil. Incluindo-as, os dividendos de 2009 e 2010 seriam ainda mais elevados, respectivamente nos valores de R\$ 26,7 bilhões e R\$ 22,4 bilhões.

sua identificação é de difícil operacionalização, razão pela qual não foram incluídas no pré-ajuste contábil.

TABELA 6
IF e EAs nos governos central e regionais – 1998-2010
(Em % do PIB)

Ano	Impulso fiscal			Estabilizadores automáticos		
	Total ¹	Governo central	Estados e municípios ¹	Total ¹	Governo central	Estados e municípios ¹
1998	-0,84	-0,18	-0,66	0,35	0,21	0,15
1999	-2,83	-2,19	-0,64	0,74	0,48	0,26
2000	0,50	0,49	0,01	-0,83	-0,51	-0,32
2001	-0,64	-0,23	-0,42	0,29	0,16	0,12
2002	-0,88	-0,87	-0,01	0,28	0,19	0,09
2003	-0,91	-0,60	-0,31	0,60	0,38	0,22
2004	0,37	0,16	0,21	-0,84	-0,54	-0,30
2005	0,05	0,12	-0,07	-0,06	-0,04	-0,02
2006	0,54	0,39	0,15	0,05	0,04	0,01
2007	0,47	0,50	-0,03	-0,79	-0,53	-0,26
2008	0,48	0,05	0,43	-0,83	-0,52	-0,31
2009	-0,98	-0,22	-0,76	3,02	1,91	1,11
2010	1,10	0,54	0,57	-1,28	-0,81	-0,47

Fonte: Elaboração própria com dados do MF.

Nota: ¹ Não inclui o ajuste do ISS antes de 2004.

De qualquer maneira, se considerarmos que o efeito do Refis e dos dividendos sobre o incremento extraordinário da receita federal em 2009 é próximo destes 0,53 p.p. do PIB, então podemos concluir que, no âmbito do governo central, a estimativa de IF seria positiva em aproximadamente 0,31% do PIB, diferentemente dos 0,22% negativos indicados na tabela 6. Ou seja, esta estimativa mais refinada parece ser mais adequada à intuição de que a orientação da política fiscal do governo central em 2009 foi efetivamente contracíclica.

Por outro lado, a decomposição do IF por esfera de governo revela uma aparente contração fiscal procíclica por parte dos governos subnacionais em 2009, da ordem de -0,76% do PIB, como mostrado na tabela 6. Este resultado pode ser relacionado parcialmente ao ciclo eleitoral dos municípios – expansão dos investimentos no ano das eleições e redução no primeiro ano de mandato, como 2009 – e às restrições legais e contratuais que os governos regionais possuem para se endividar e expandir gastos em momentos de redução das receitas.

Em 2010, ao contrário, o IF tanto na esfera central quanto na regional é positivo, assumindo magnitudes semelhantes, de 0,54% e 0,57% do PIB, respectivamente. Ao considerar-se novamente o impacto de 0,53% do Refis e dos dividendos, entretanto, o IF de 2010 é reduzido para próximo de zero – orientação neutra da política fiscal – no âmbito do governo central, mantendo-se positivo apenas nos governos regionais – em magnitude pouco menor que a contração fiscal de 2009.

Por fim, é importante contextualizar que a ocorrência de expansão fiscal em 2009, em momento de recuperação da crise, não se restringiu apenas ao Brasil. As estatísticas fiscais do FMI reunidas no mais recente *Monitor Fiscal* mostram que, apesar de o déficit nominal das economias mais desenvolvidas ter caído em 2010, em termos ajustados ao ciclo econômico ele cresceu em média 0,25 p.p. do PIB (FMI, 2011). Ou seja, a recuperação dos resultados fiscais em 2010 se baseou fortemente na recuperação cíclica das receitas, e não na eliminação dos estímulos fiscais.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As estatísticas fiscais de superávit ou déficit primário atualmente divulgadas para a economia brasileira podem conduzir a análises imprecisas sobre a orientação da política fiscal por dois motivos. Em primeiro lugar, as estatísticas oficiais são afetadas por medidas extraordinárias e de contabilidade criativa que representam fatores temporários (não cíclicos) e/ou dissociados de modificações efetivas na posição fiscal do governo, sendo que aqueles identificados neste trabalho chegam a totalizar algo próximo a 1% do PIB em alguns anos. Em segundo lugar, os resultados fiscais estão condicionados à influência do nível de atividade sobre as receitas primárias e que obscurecem a análise do grau de discricionariedade da política fiscal. Destaca-se, adicionalmente, o potencial impacto que oscilações no preço do petróleo podem exercer no orçamento público quando a produção deste recurso natural ganhar as proporções esperadas em decorrência da exploração da camada pré-sal. A influência das variáveis cíclicas já chegou a representar mais de 1,5% do PIB no resultado primário, de acordo com as estimativas realizadas.

Este trabalho parte do resultado primário efetivo – isto é, livre de receitas não recorrentes – e apresenta estimativas inéditas do resultado estrutural e do IF das administrações públicas brasileiras entre 1997 e 2010. Dessa forma, procura-se expurgar os componentes contábil e cíclico das estatísticas oficiais e possibilitar uma análise mais precisa da orientação da política fiscal.

O agrupamento das receitas foi baseado na metodologia da OCDE, isto é, segundo a base de incidência. No entanto, seguiu-se o FMI ao estimar econometricamente as elasticidades. Tais estimações foram realizadas via filtro de Kalman, partindo da modelagem estrutural de espaço de estados. Conforme se procurou mostrar, as regressões apresentaram as propriedades desejáveis, fornecendo certa confiança acerca dos valores

estimados para tais parâmetros de interesse. Contudo, a análise da política fiscal com base no resultado estrutural exigiu também uma medida para a trajetória de longo prazo do PIB e do preço do petróleo. Optou-se, nesse caso, por trabalhar com o filtro de *band-pass* generalizado de *Butterworth*, estimado também via filtro de Kalman.

Os resultados sugerem que a política fiscal entre 1997 e 2010 apresenta um ciclo ou dois movimentos mais gerais. A primeira fase contracionista marca o período de ajuste fiscal após a introdução do regime de metas e se estende até o primeiro trimestre de 2004, quando se inicia a segunda fase, expansionista, caracterizada por reduções graduais no superávit primário estrutural das administrações públicas. Tanto as fases de contração quanto de expansão são mais pronunciadas na esfera central de governo. Por outro lado, os resultados sugerem, à primeira vista, que a política fiscal tem sido predominantemente procíclica nos momentos em que o PIB se encontra muito abaixo de sua trajetória tendencial, inclusive durante a crise de 2009. Uma análise complementar das receitas desse ano, entretanto, revelou a existência de fatores atípicos que influenciaram esse resultado e mostrou que o IF negativo verificado em 2009 se restringiu basicamente aos governos regionais. Um ponto final diz respeito à adoção do resultado estrutural como referência para as metas fiscais, mostrando-se neste artigo que sua metodologia de cálculo é operacional e pode ser incorporada pelas autoridades fiscais brasileiras, o que já é feito em vários países desenvolvidos e defendido no âmbito da América Latina por alguns economistas de organismos internacionais. Tal orientação pode representar um caminho factível para dar mais flexibilidade e, ao mesmo tempo, transparência ao regime de metas. Já que a literatura parece indicar que regras fiscais rígidas não necessariamente levam ao fortalecimento da posição fiscal, mas podem induzir um viés procíclico à política fiscal – devido aos ajustes desnecessários em momentos de crise, sem eliminar os excessos das fases expansivas – e a artifícios contábeis duvidosos, com a conseqüente ampliação da volatilidade macroeconômica e a perda de credibilidade da política fiscal.¹⁹

ABSTRACT

This paper estimates the primary structural balance and the fiscal impulse for the Brazilian public administrations from 1997 to 2010. We performed two adjustments: *i*) initially, one-off measures (including those resulting from creative accounting) were identified; and, *ii*) after this correction, revenues were adjusted for fluctuations in the level of economic activity and the oil price (in the case of royalties and special participations). The elasticities and the long-run path of the reference series were estimated via the Kalman filter. Our results underscore the relevance of the structural balance in the context of the current debate over credibility and rigidity of fiscal rules, as well as its importance for the monitoring and analysis of the Brazilian fiscal policy stance.

19. Sobre a prociclicidade da política fiscal em economias em desenvolvimento, ver Gavin *et al.* (1996) e Talvi e Vegh (2005); e para a relação entre regras fiscais, volatilidade macroeconômica e uso de metas referenciadas no resultado estrutural nos países da América Latina, ver Ter-Minassian (2010). Ver também Rocha (2009) para uma análise com base nos dados da economia brasileira. Por fim, Koen e Noord (2005) e von Hagen e Wolff (2006) abordam a relação entre os artifícios contábeis e as regras fiscais.

REFERÊNCIAS

- BEVILAQUA, A.; WERNECK, R. **Fiscal impulse in the Brazilian economy, 1989-1996**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, out. 1997. 34 p. (Texto para Discussão, n. 379).
- BRASIL. Banco Central do Brasil (BCB). **Séries temporais**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SERIETEMP>> Acessado em: 1 mar. 2011a.
- _____. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional (STN). **Estados e municípios**. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/index.asp>. Acessado em: 1 mar. 2011b.
- BLANCHARD, O. **Suggestions for a new set of fiscal indicators**. Paris: OECD, Apr. 1990. 37 p. (Working Paper, n. 79).
- CARLSON, K. Estimates of high-employment budget and changes in potential output. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 59, n. 8, p. 16-22, Aug. 1977.
- CHOURAQUI, J. *et al.* **Indicators of fiscal policy: a re-examination**. Paris: OECD, Apr. 1990. 100 p. (Working Paper, n. 78).
- COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. **An introduction to state space time series analysis**. Oxford: Oxford University Press, 2007. 174 p.
- DABÁN, T. **Strengthening Chile's rule-based fiscal framework**. Washington, D.C.: IMF, Jan. 2011. 27 p. (Working Paper, n. 11/17).
- DE LEEUW, F.; HOLLOWAY, T. The high-employment budget: revised estimates and automatic inflation effects. **Survey of Current Business**, v. 62, n. 4, p. 21-33, Apr. 1982.
- _____. *et al.* The high-employment budget: new estimates, 1955-80. **Survey of Current Business**, v. 60, n. 11, p. 13-43, Nov. 1980.
- DE MELLO, L.; MOCCERO, D. **Brazil's fiscal stance during 1995-2005: the effect of indebtedness on fiscal policy over the business cycle**. Paris: OECD, May 2006. 38 p. (Working Paper, n. 485).
- ESCOLANO, F. **A practical guide to public debt dynamics, fiscal sustainability, and cyclical adjustment of budgetary aggregates**. Washington, D.C.: Fiscal Affairs Department, Jan. 2010. 28 p. (Technical Notes and Manuals, n. 10/02).
- FEDELINO, A. *et al.* **Computing cyclically adjusted balances and automatic stabilizers**. Washington, D.C.: Fiscal Affairs Department, Nov. 2009. 15 p. (Technical Notes and Manuals, n. 09/05).
- FERNANDES, B. **Impulso fiscal: teoria e prática – o caso brasileiro: 1992-2002**. 2003. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003. 145 p.
- FFRENCH-DAVIS, R. Latin America: the structural fiscal balance policy in Chile – a move towards counter-cyclical macroeconomics. **Journal of Globalization and Development**, Symposium “The return of counter-cyclical policies”, v. 1, n. 1, art. 14, Jan. 2010. 14 p.
- FMI. **Government Financial Statistics Manual**. Washington: IMF, 2001. 206 p.
- _____. **Fiscal Monitor – Shifting gears: tackling challenges on the road to fiscal adjustment**. Washington: IMF, Apr. 2011. 140 p.
- GAVIN, M. *et al.* **Managing fiscal policy in Latin America and the Caribbean: volatility, procyclicality, and limited creditworthiness**. New York: IDB, 1996. 23 p. (RES Working Paper, n. 4.032).

GAY, A.; ESCUDERO, M. **El resultado fiscal estructural en la Argentina: 1983-2010**. In: SEMINÁRIO REGIONAL DE POLÍTICA FISCAL, 23. Santiago, CL: Cepal, jan. 2011. 35 p.

GIORNO, C. *et al.* Potential output, output gaps and structural budget balances. **OECD Economic Studies**, n. 24, p. 167-209, Oct. 1995.

GIROUARD, N.; ANDRÉ, C. **Measuring cyclically-adjusted budget balances for OECD countries**. Paris: OECD, July 2005. 43 p. (Working Paper, n. 434).

GOBETTI, S. Ajuste fiscal nos estados: uma análise do período 1998-2006. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, jan./abr. 2010a.

_____. **Política fiscal e pré-sal**: como gerir as rendas do petróleo e sustentar o equilíbrio macro-fiscal do Brasil. Secretaria do Tesouro Nacional – STN. Finanças Públicas. XIV Prêmio Tesouro Nacional de Monografias em 2009. Brasília: Editora da Universidade de Brasília, 2010b.

_____. *et al.* **Resultado fiscal estrutural**: um passo para a institucionalização de políticas anticíclicas no Brasil. Brasília: Ipea, dez. 2010. 78 p. (Texto para Discussão, n. 1.515).

GRAMLICH, E. **Fiscal indicators**. Paris: OECD, Apr. 1990. 39 p. (Working Paper, n. 80).

HAGEMANN, R. **The structural budget balance**: the IMF's methodology. Washington, D.C.: IMF, July 1999. 14 p. (Working Paper, n. 99/95).

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994. cap. 13.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and Kalman filter**. New York: Cambridge University Press, 1989.

_____. Forecasting with unobserved components time series models. In: ELIOTT, G.; GRANGER, C.; TIMMERMANN, A. (Ed.). **Handbook of economic forecasting**. Amsterdam: North-Holland, 2006. cap. 7.

_____.; TRIMBUR, T. M. General model-based filters for extracting cycles and trends in economic time series. **The Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 2, p. 244-255, Mar. 2003.

HELLER, P. *et al.* **A review of the fiscal impulse measure**. Washington, D.C.: IMF, May 1986. 53 p. (Occasional Paper, n. 44).

KOEN, V.; NOORD, P. van den. **Fiscal gimmickry in Europe**: one-off measures and creative accounting. OECD Economics Department, 2005 (Working Papers, n. 415).

KOOPMAN, S. J. *et al.* **STAMP 8.0**: structural time series analyser, modeller and predictor. London: Timberlake Consultants, 2007.

LARCH, M.; TURRINI, A. **The cyclically-adjusted budget balance in EU fiscal policy making**: a love at first sight turned into a mature relationship. Brussels: European Commission, Mar. 2009. 46 p. (Working Paper, n. 374).

MACIEL, P. **Proposta à regra fiscal brasileira**: orientação pelos ciclos econômicos. Brasília: ESAF, 2006. 32 p. Monografia premiada em 2º lugar no XI Prêmio Tesouro Nacional – 2006, Qualidade do Gasto Público, Brasília (DF).

MARCEL, M. *et al.* Balance estructural: la base de la nueva regla de política fiscal chilena. **Economía Chilena**, v. 4, n. 3, p. 5-27, Dec. 2001.

MEDAS, P.; ZAKHAROVA, D. **A primer on fiscal analysis in oil-producing countries**. Washington: FMI, 2009. 41 p. (Working Paper, n. 09/56).

MENDONÇA, M. J. C.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. A. Um modelo econométrico com parâmetros variáveis para carga tributária bruta brasileira trimestral. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 1, p. 133-162, abr. 2011.

MILESI-FERRETTI, G. Good, bad or ugly? On the effects of fiscal rules with creative accounting. **Journal of Public Economics**, v. 88, n. 1, p. 377-394, Jan. 2004.

MULLER, P.; PRICE, R. **Structural budget deficits and fiscal stance**. Paris: OECD, July 1984. 87 p. (Working Paper, n. 15).

OECD. Organization for economic Co-operation and Development. OECD **Economics Department Working Papers**, nºs 78, 79, 80, Abr. 1990.

ORAIR, R. *et al.* Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS (2007-2009). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., Salvador, **Anais...** Salvador: ANPEC, dec. 2010.

PEREIRA, R. **O ajuste cíclico dos gastos públicos federais brasileiros**. Brasília: Ipea, mar. 1999. 27 p. (Texto para Discussão, n. 632).

PETERSEN, J. Changing red to black: deficit closing alchemy. **National Tax Journal**, v. LVI, n. 3, 2003.

RAMOS, C.; CARNEIRO, F. **Rotatividade e instituições**: benefícios ao trabalhador desligado incentivam os afastamentos? Brasília: Ipea, ago. 1997. 59 p. (Texto para Discussão, n. 503).

RINCÓN, H. *et al.* Balance fiscal estructural y cíclico del gobierno nacional central de Colombia, 1980-2000. **Ensayos sobre Política Económica**, n. 44, p. 12-62, dic. 2004.

ROCHA, F. Política fiscal através do ciclo e operação dos estabilizadores fiscais. **Revista Economia**, v. 10, n. 3, 483-499, set./dez. 2009.

SCHINASI, G. **International comparisons of fiscal policy**: the OECD and the IMF measures of fiscal impulse. Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, Feb. 1986. 38 p. (International Finance Discussion Paper, n. 27).

SIGELMANN, D. **Resultado fiscal ajustado pelo ciclo**: conceito, metodologia e aplicação ao Brasil – 1999-2002. 2003. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2003. 108 p.

TALVI, E.; VEGH, C. Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries. **Journal of Development Economics**, v. 78, n. 1, p. 156-190, Mar. 2005.

VON HAGEN, J.; WOLFF, G. B. What do deficits tell us about debt? Empirical evidence on creative accounting with fiscal rules in the EU. **Journal of Banking and Finance**, v. 30, n. 12, 2006.

TER-MINASSIAN, T. **Preconditions for a successful introduction of structural fiscal balancebased rules in Latin America and the Caribbean**: a framework. Washington, D.C., EUA: BID, 2010 (Discussion Paper, n. 157).

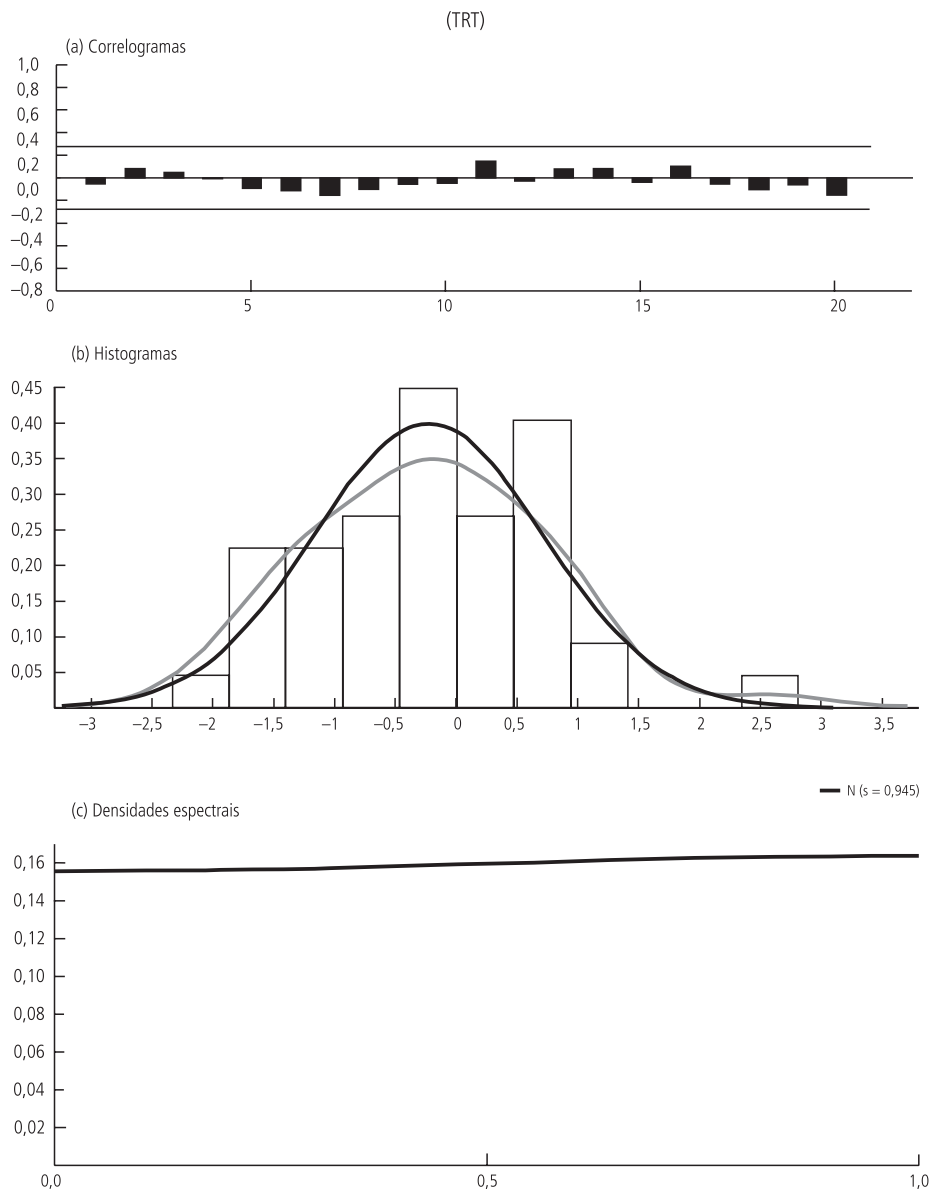
(Originais submetidos em abril de 2011. Última versão recebido em junho de 2011. Aprovada em junho de 2011.)

APÊNDICE A

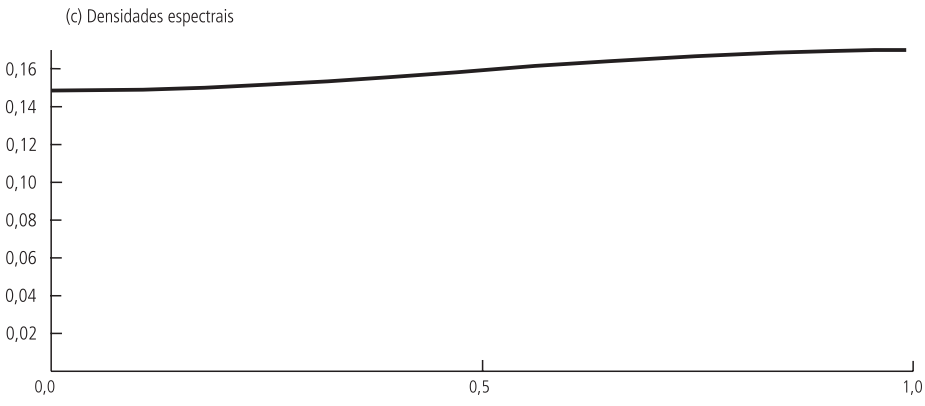
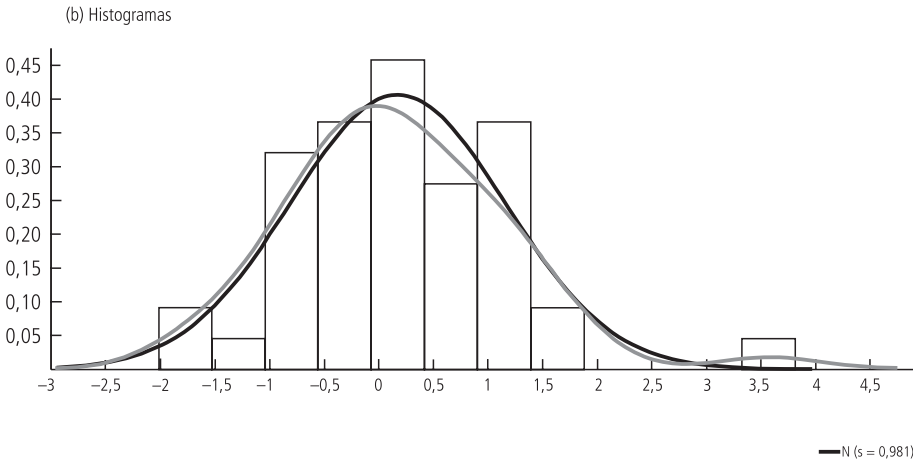
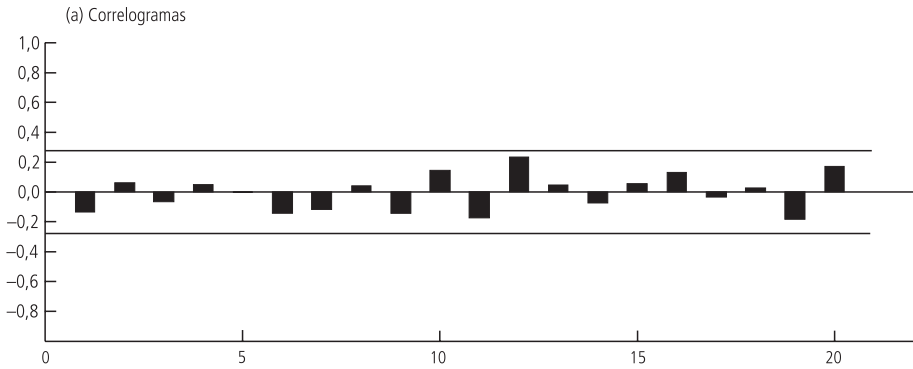
ANÁLISES DOS RESÍDUOS DAS REGRESSÕES DE ESPAÇO DE ESTADOS PARA AS RECEITAS TRIBUTÁRIAS

GRÁFICO A.1

Algumas propriedades dos resíduos das regressões para as receitas tributárias – 1997.I-2009.IV

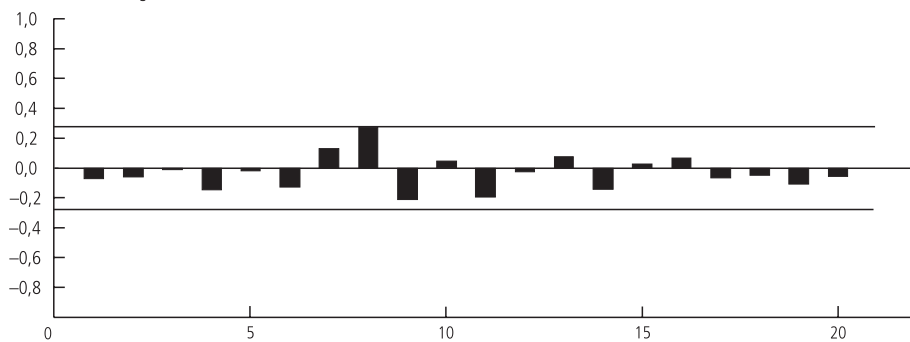


(CP)

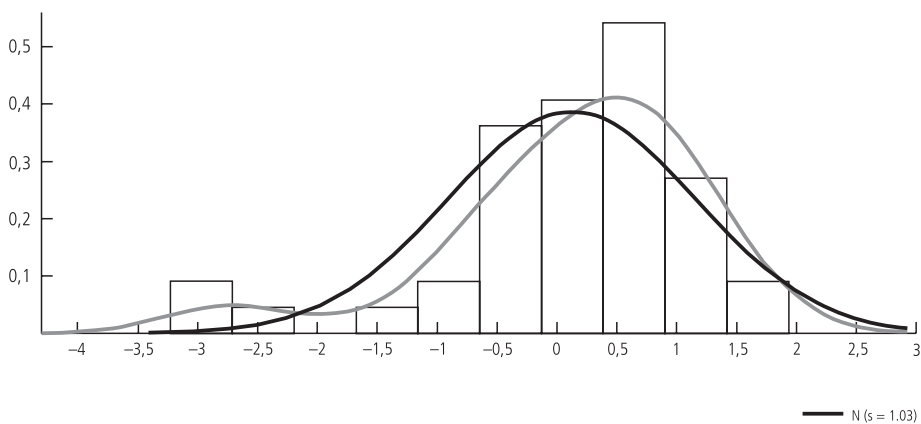


(TRC)

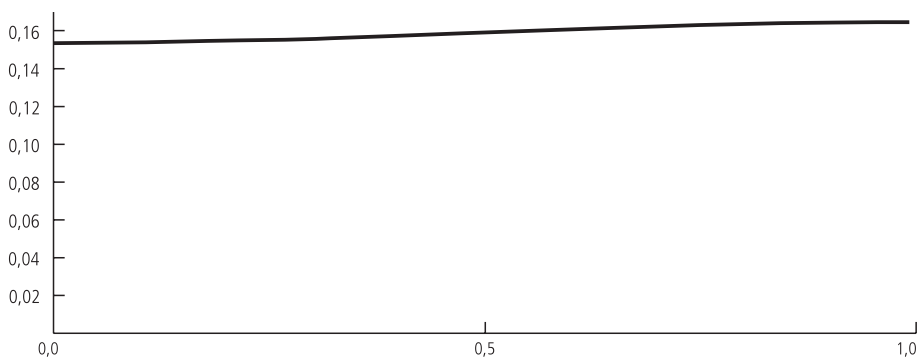
(a) Correlogramas



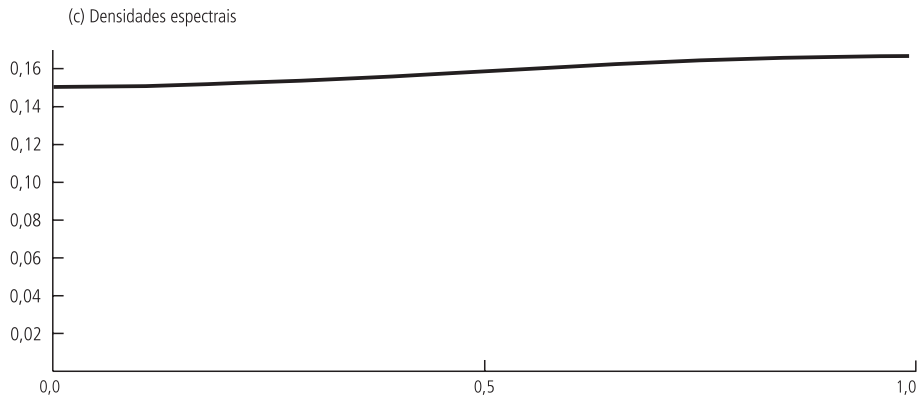
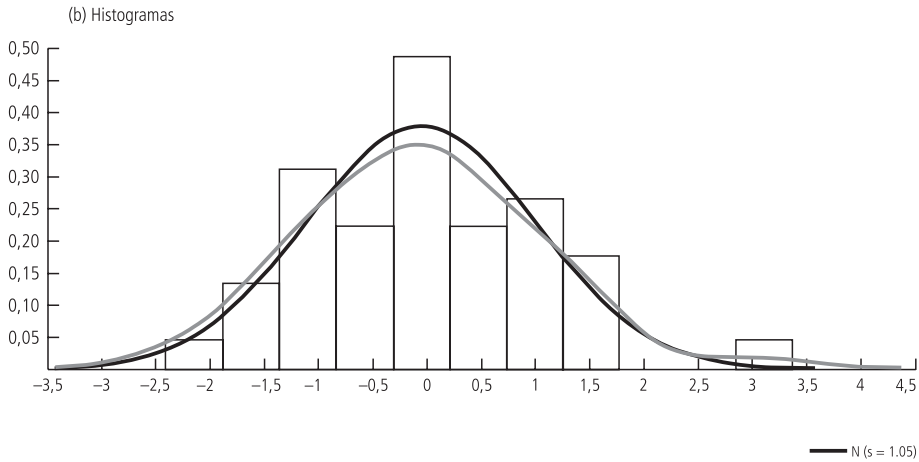
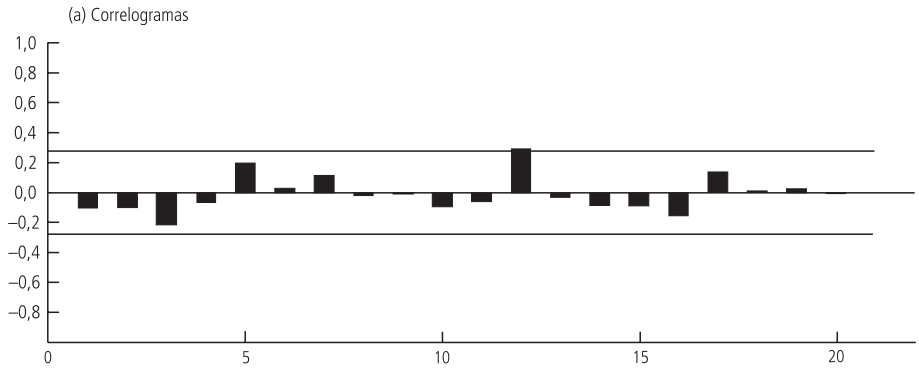
(b) Histogramas



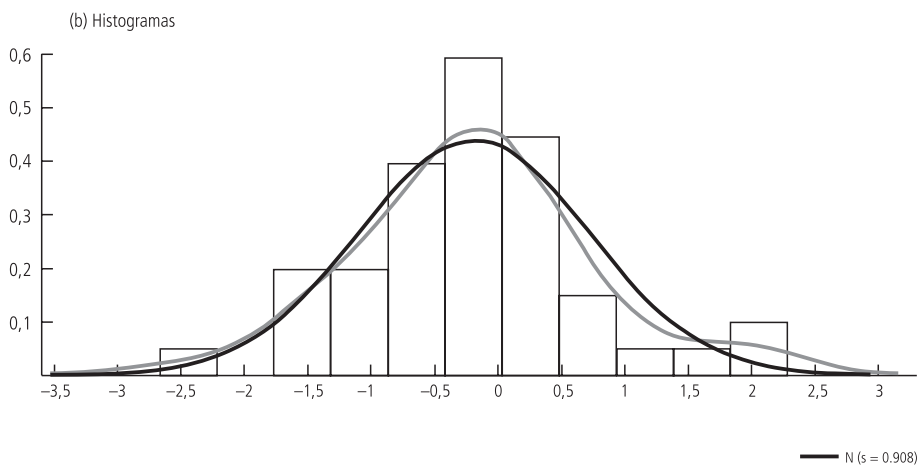
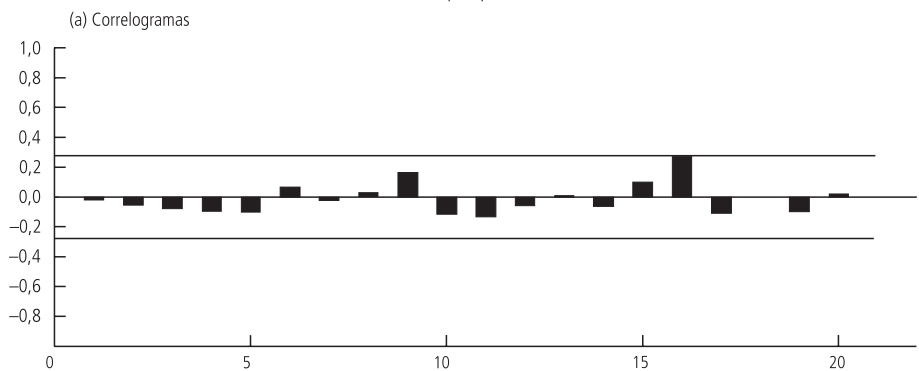
(c) Densidades espectrais



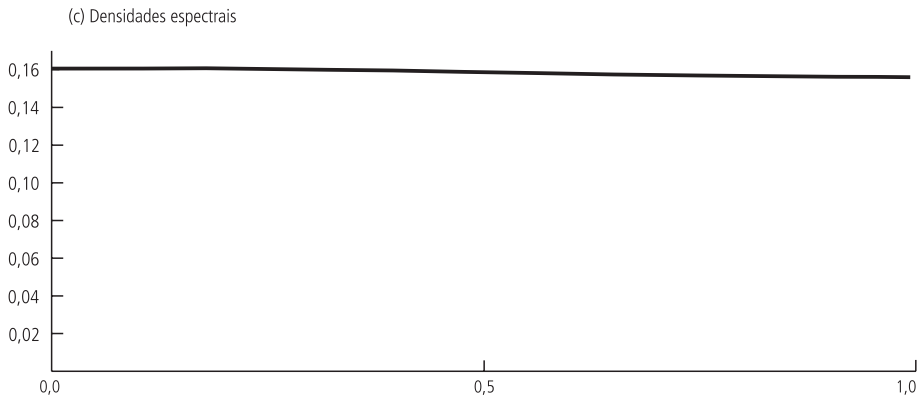
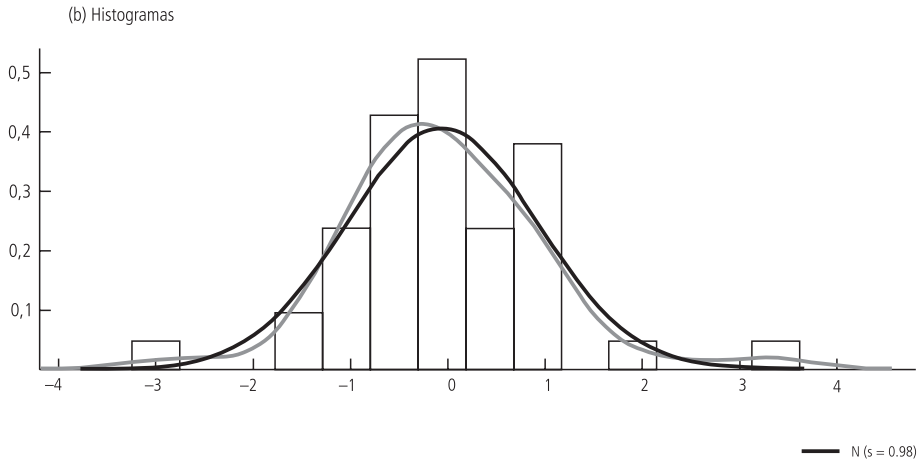
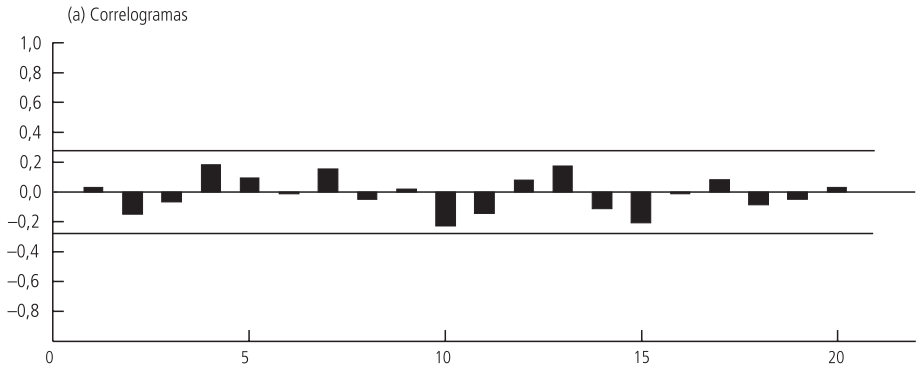
(TI)



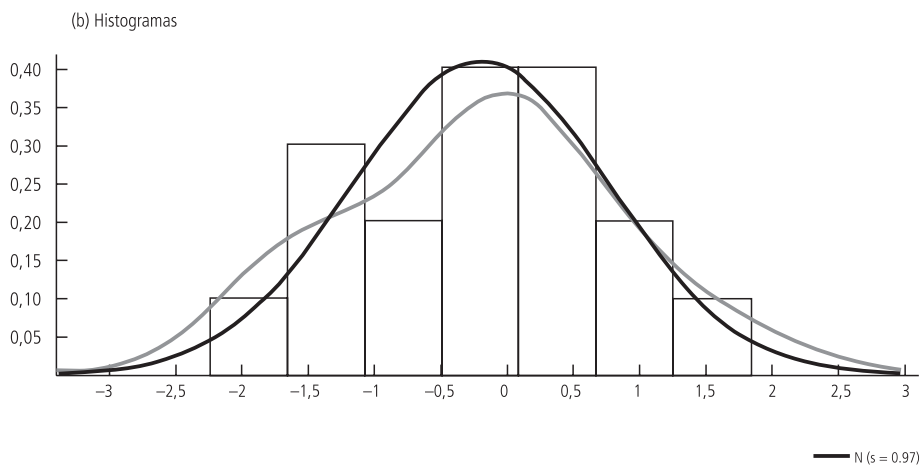
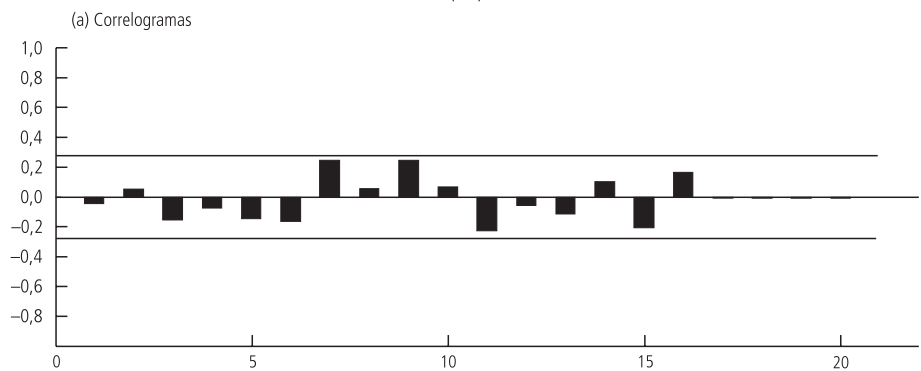
(RPE)



(ICME)



(ISS)



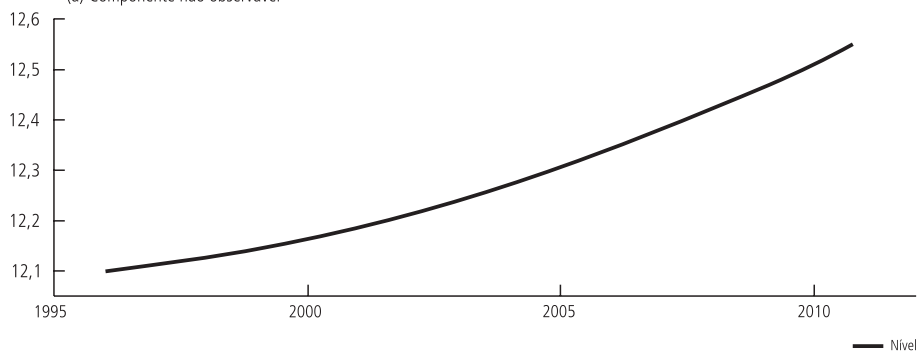
APÊNDICE B

ANÁLISES DOS COMPONENTES NÃO OBSERVÁVEIS DAS SÉRIES TEMPORAIS DO PIB E DO PREÇO DO PETRÓLEO

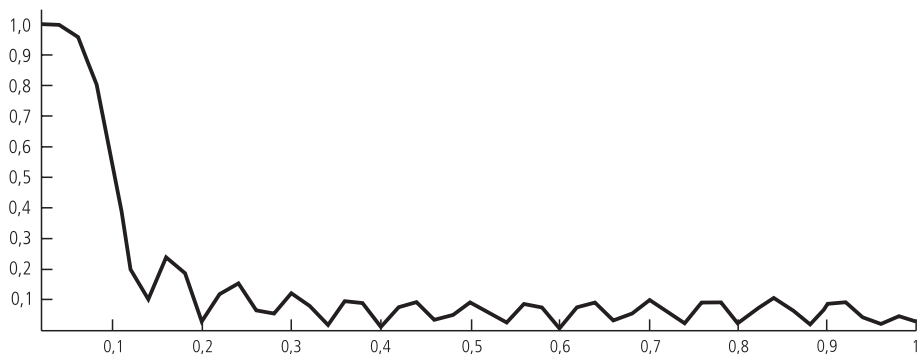
GRÁFICO B.1

Algumas propriedades dos componentes não observáveis do PIB – 1996.I-2010.IV

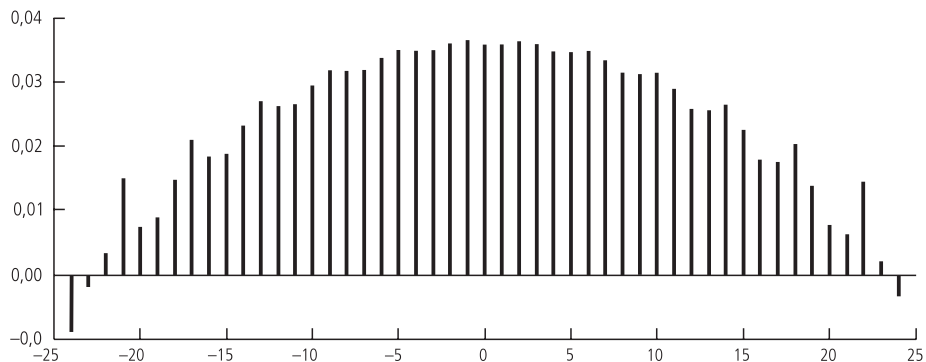
(a) Componente não observável



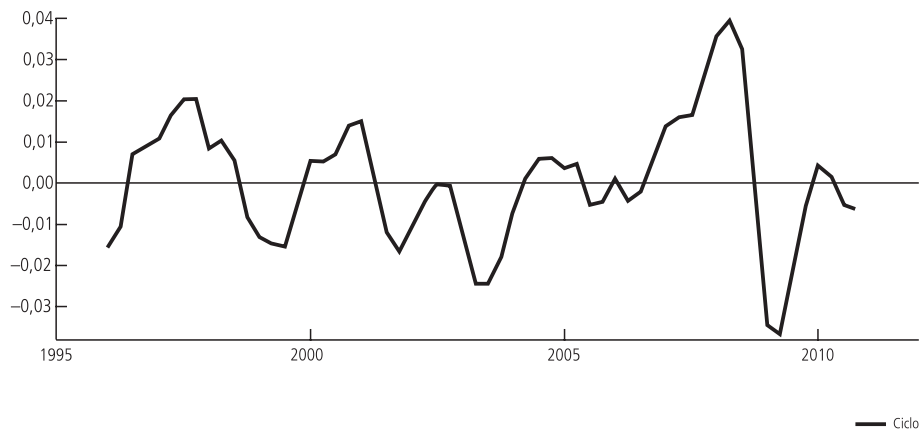
(b) Ganho versus ciclo por ano



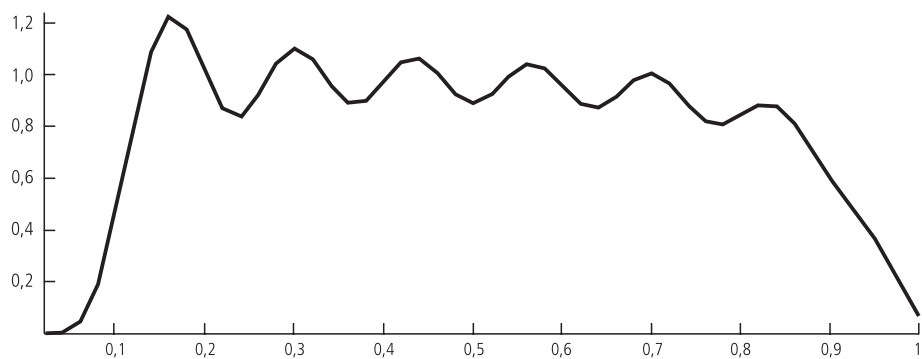
(c) Pesos em 2003.II



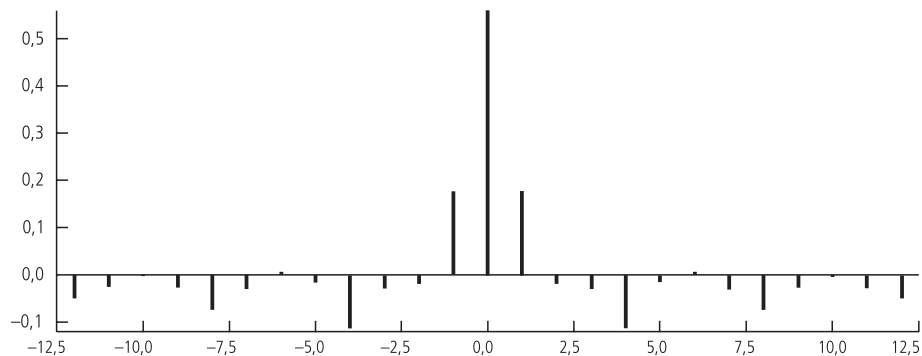
(a) Componente não observável



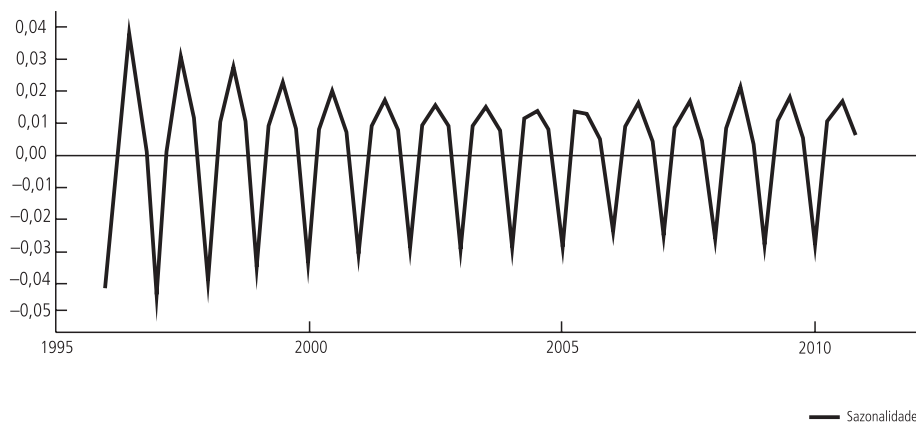
(b) Ganho versus ciclo por ano



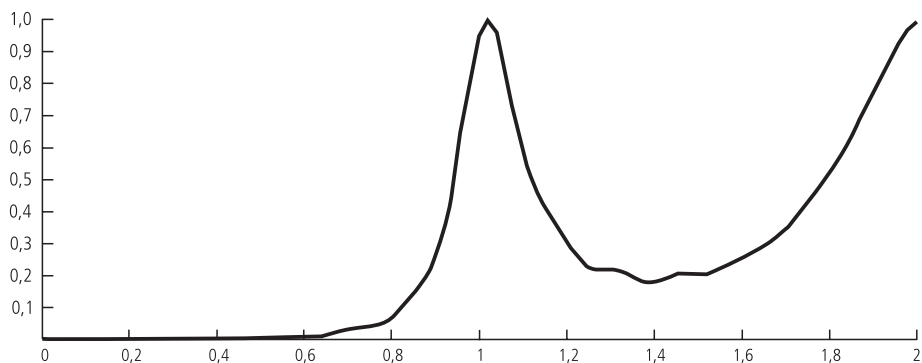
(c) Pesos em 2003.II



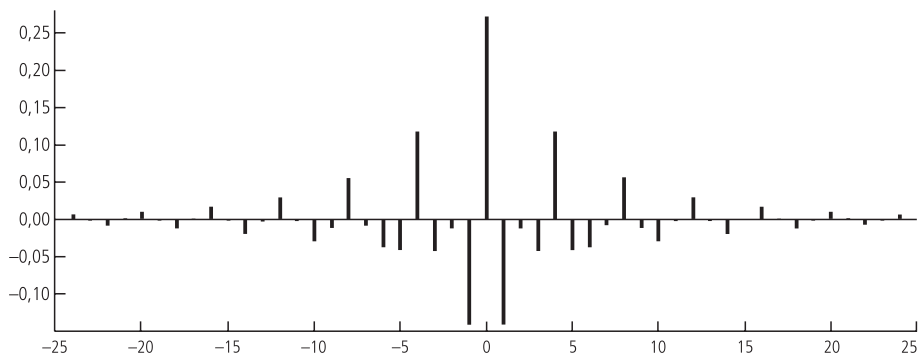
(a) Componente não observável



(b) Ganho versus ciclo por ano



(c) Pesos em 2003.II

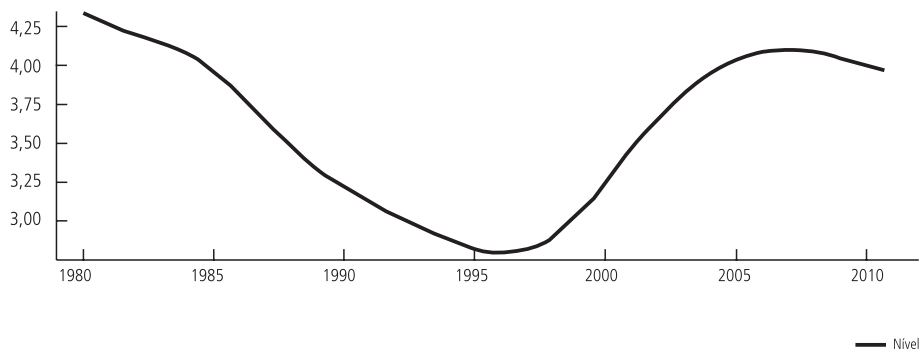


Fonte: Elaboração própria.

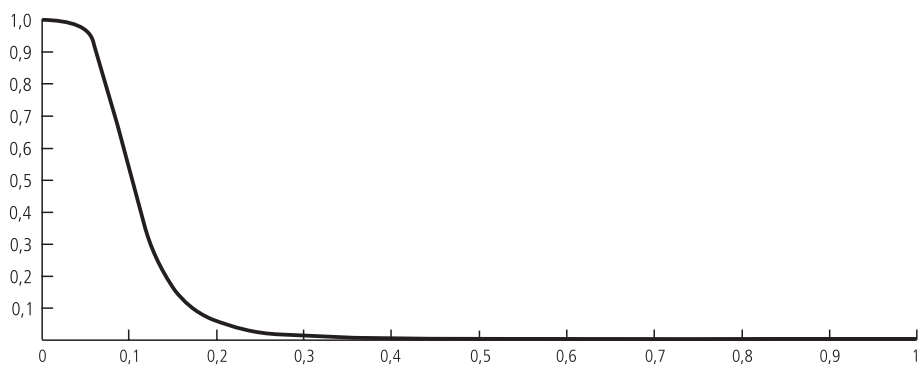
GRÁFICO B.2

Algumas propriedades dos componentes não observáveis do preço do petróleo – 1981.I-2010.IV

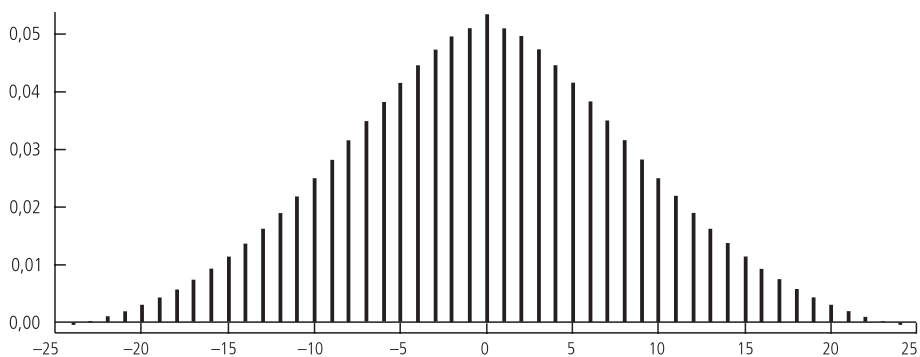
(a) Componente não observável



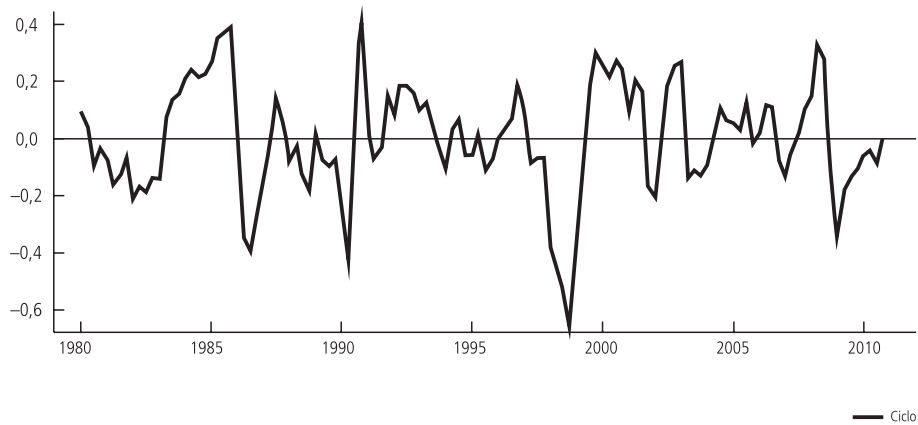
(b) Ganho versus ciclo por ano



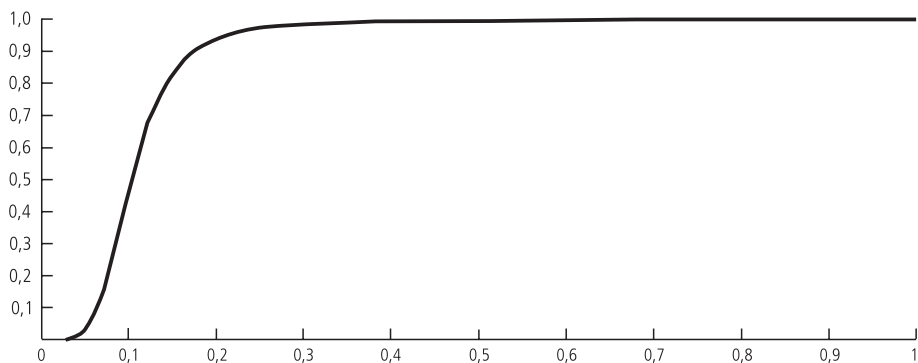
(c) Pesos em 1995.II



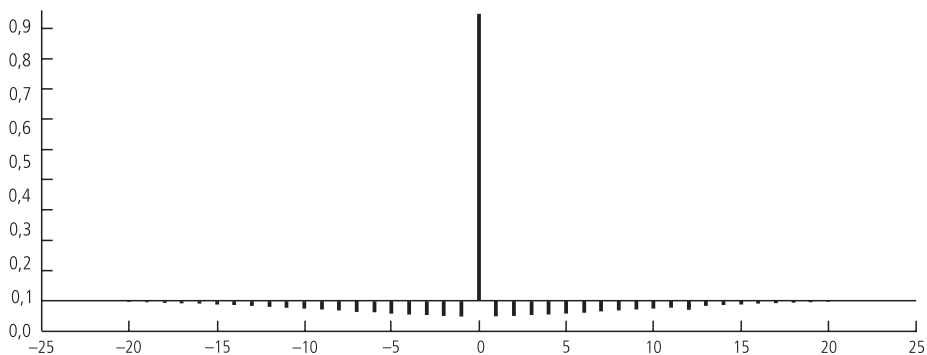
(a) Componente não observável



(b) Ganho versus ciclo por ano



(c) Pesos em 1995.II



Fonte: Elaboração própria.

FLUTUAÇÕES E PERSISTÊNCIA NA POBREZA: UMA ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO TRANSITÓRIA-CRÔNICA PARA O BRASIL*

Rafael Perez Ribas**

Ana Flavia Machado***

André Braz Gogher****

Apesar dos diversos estudos sobre a pobreza no Brasil, poucos analisaram a dinâmica da pobreza. Este artigo busca preencher essa lacuna usando um pseudopainel obtido da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As probabilidades de entrada e permanência na pobreza são estimadas através de um *probit* bivariado para cada grupo. Nossa análise distingue entre persistência e componentes observados que podem afetar a probabilidade de ser pobre e ajuda a identificar os grupos particularmente afetados seja pela pobreza transitória seja pela crônica. Entre 1995 e 2003, 69% da pobreza urbana no Brasil era crônica e parcela expressiva dessa proporção foi explicada pelas condições iniciais na pobreza. Finalmente, uma vez que há maior disponibilidade de dados de pseudocoorte do que longitudinais, pesquisas futuras podem recorrer ao método aqui proposto para analisar a pobreza crônica e transitória.

1 INTRODUÇÃO

Estudos sobre a pobreza na América Latina revelam que, no conjunto da população mais propensa a ser pobre, estão os negros e os indígenas, os menos escolarizados, os trabalhadores informais, principalmente crianças e jovens, e as famílias com um maior número de dependentes e chefiadas por indivíduos de pouca ou nenhuma formação escolar (IADB, 1998; WORLD BANK, 2003).

No caso específico do Brasil, a pobreza não é distribuída uniformemente entre as grandes regiões. Independentemente dos indicadores utilizados, sua incidência é maior no Norte e no Nordeste. No espaço urbano-rural, apesar da incidência ser ainda mais elevada nas áreas rurais, o processo de urbanização brasileira, nos últimos 30 anos, tornou-a um fenômeno essencialmente urbano e metropolitano. Segundo Rocha (2003), ao final dos anos 1990, os pobres urbanos eram cerca de 78% do total no Brasil.

Estes resultados são apontados por trabalhos que buscaram desenhar um perfil da pobreza brasileira, como o de Rocha (2003) e o de Ferreira, Lanjouw e

* Os autores agradecem aos pareceristas de *Pesquisa e Planejamento Econômico*, edição especial, e os comentários de Armando Barrientos, Sergei Soares, Phillipe Leite, Valéria Pero, Terry McKinley, Ana Maria Hermeto de Oliveira e Simone Wajnman. Contudo, opiniões e possíveis erros são de responsabilidade somente dos autores.

** Doutorando na University of Illinois at Urbana Champaign (UIUC), Department of Economics.

*** Professora-associada do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

**** Professor adjunto do Cedeplar/UFMG.

Neri (2000), por meio de análises estáticas das famílias. No entanto, se a pobreza é vista também como um fenômeno dinâmico, esses estudos fornecem um registro incompleto de sua incidência na população. Sabendo-se que em torno de 35% da população são pobres atualmente (ROCHA, 2003), pergunta-se para quais indivíduos a pobreza é um fenômeno persistente ou simplesmente um episódio temporário.

Assim como em outros países em desenvolvimento (DEATON, 1985), a dificuldade de estudos sobre a dinâmica da pobreza se deve à escassez de dados em painel.¹ Considerando essa restrição, o principal objetivo deste artigo é identificar as características dos grupos que contribuem para essa permanência na pobreza ou para a entrada nessa condição. O estado de permanência na pobreza para um mesmo grupo é determinado pela sua proporção mínima de pobres entre dois períodos. A taxa de transição para pobreza é definida como o aumento percentual de pobres entre dois períodos para um mesmo grupo. De modo a analisar tais transições, o artigo recorre a um modelo de Markov. Esse modelo envolve a estimação de probabilidades individuais de transição para um estado ou de permanência, usando um Modelo *Probit* Bivariado com Seleção Endógena. Tal metodologia é similar à aplicada por Stewart e Swaffield (1999) e Cappellari e Jenkins (2002). A diferença é que utilizamos dados de pseudopainel, enquanto esses outros estudos usam dados em painel. Baseados nos parâmetros estimados nesse modelo de regressão, buscamos distinguir a pobreza crônica da pobreza transitória.

Bourguignon, Goh e Kim (2004), Suryahadi e Sumarto (2001) utilizam vários métodos para estimar os aspectos dinâmicos da pobreza sem dados em painel. Entretanto, o primeiro trata da vulnerabilidade à pobreza *ex ante*; não analisa os determinantes das transições *ex post*. Os outros dois artigos decompõem pobreza observada em proporções crônica e transitória por meio de método de dados *cross-section*. Além da informação *cross-section*, o método de Gibson requer ainda um subconjunto de observações em painel, enquanto o de Suryahadi e Sumarto não faz nenhuma decomposição longitudinal.

Para atenuar o problema da escassez de painel, optamos pela análise de pseudopainel. Embora a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD), do IBGE, não possibilite uma análise dinâmica da condição de vida do indivíduo, é possível construir grupos sociais homogêneos, segundo algumas características individuais, e analisar o comportamento destes ao longo do tempo. Desse modo, recorrem-se às PNADs dos anos de 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003. Essa abordagem foi sugerida por Browning, Deaton e Irish (1985) e Verbeek e Nijman

1. A Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) é um exemplo de pesquisa domiciliar no formato de painel no Brasil. Entretanto, ela cobre um curto período de tempo, dificultando análises de longo prazo, e traz apenas informações de rendimentos do trabalho, não considerando outras fontes de renda. Para analisar a dinâmica da pobreza em regiões metropolitanas (RMs) no Brasil, Ribas e Machado (2009) sugerem o uso de um método de imputação para outras fontes de renda. Machado e Ribas (2010) analisam a dinâmica de curto prazo da pobreza nas RMs usando a renda domiciliar imputada.

(1992). Para tal investigação, construímos um pseudopainel com 180 grupos homogêneos de adultos residentes em áreas urbanas baseados na data de nascimento, sexo, raça, escolaridade e localização. Usando seis anos da PNAD, estimamos a verossimilhança combinada de indivíduos em uma coorte particular permanecerem na pobreza ou entrarem nesse estado.

Entre 1995 e 2003, os resultados mostram que 69% da pobreza urbana no Brasil é crônica e a maior parte desse nível é devida ao efeito de dependência estacionária, a qual sugere que a maior parte dos pobres na área urbana permanece pobre porque eles já eram pobres. Entre os mais sujeitos à pobreza crônica estão os não brancos, os menos escolarizados, os residentes na região Nordeste e os trabalhadores informais. Pobreza transitória é mais evidente entre mulheres e em domicílios chefiados por elas. Indivíduos residindo em domicílios chefiados por desempregados estão, também, mais sujeitos à pobreza transitória.

O restante do artigo está dividido em mais cinco seções. A segunda seção apresenta uma revisão da literatura sobre a distinção entre pobreza crônica e pobreza transitória. Em seguida, definem-se as medidas de bem-estar base, utilizadas no estudo. Na quarta parte, são apresentadas a especificação do modelo, com a descrição da estrutura teórica, do método de análise empírica e da fonte e tratamento das informações utilizadas. Os resultados da aplicação deste modelo são analisados na quinta seção. Por fim, na sexta seção são realizadas algumas considerações.

2 CARACTERIZAÇÃO DAS POBREZAS CRÔNICA E TRANSITÓRIA

Pobreza crônica pode ser definida como a experiência individual de privações por um longo período, diferenciando-se da pobreza transitória pela sua extensa duração (HULME; SHEPHERD, 2003). Segundo Barrientos, Hulme e Shepherd (2005), são três as principais definições operacionais de identificação da pobreza crônica na literatura. A primeira abordagem enfatiza a duração da pobreza, identificando os pobres crônicos como aqueles com renda (ou consumo) *per capita* persistentemente abaixo da linha de pobreza ao longo do tempo, enquanto a pobreza transitória está associada à flutuação da renda observada em torno da linha de pobreza (GAIHA; DEOLALIKAR, 1993). A segunda definição, denominada abordagem de componentes, prioriza a deficiência de renda ao longo do tempo. Assumindo a hipótese de renda permanente, ela distingue o componente constante da renda/consumo, determinante da pobreza crônica, do componente de flutuação, determinante da pobreza transitória (JALAN; RAVALLION, 1998, 2000). E, por fim, a terceira abordagem considera a probabilidade de deficiência futura, combinando as informações de renda corrente com sua variância entre indivíduos ou famílias para estimar essa probabilidade (PRITCHETT; SURYAHADI; SUMARTO, 2000; BOURGUIGNON; GOH; KIM, 2004).

Desde a publicação do artigo de Ravallion (1988), muitas técnicas de análise de dinâmica foram propostas na literatura sobre o tema. Entretanto, poucas enfatizaram o problema da escassez de dados organizados em painéis. Entre elas, estão os estudos de Bourguignon, Goh e Kim (2004), Suryahadi e Sumarto (2001), já mencionados na introdução deste artigo.

Segundo McKay e Lawson (2002), as características mais comumente associadas à pobreza crônica incluem (entre outras):² estar numa situação de desvantagem com relação aos aspectos de capital humano, composição demográfica do domicílio, localização, escassez de ativos físicos e baixa remuneração do trabalho. Em relação à pobreza transitória, devido à sua natureza temporária, pode-se esperar que os fatores associados sejam diferentes dos anteriores. Entre os fatores que contribuem para a pobreza transitória, estão: tamanho da família, transferências governamentais de renda, sazonalidade de atividades econômicas, migração e eventos de ciclo de vida. No entanto, alguns fatores como capital humano e presença de ativos são importantes para ambos os tipos de privação.

Além das características dos indivíduos e das famílias, a condição de pobreza pode ser ainda causada por uma dependência de estado. Segundo Giraldo, Rettore e Trivellato (2002), há dois processos distintos que geram essa persistência de estado na pobreza. O primeiro deles é a heterogeneidade entre indivíduos, já que cada um possui um diferente conjunto de características. O segundo processo está associado ao fato de que a experiência na pobreza, em um período específico do tempo, torna o indivíduo mais propenso à pobreza em períodos subsequentes. A partir do trabalho de Heckman (1978), esse segundo processo passou a ser chamado de Dependência de Estado Verdadeira – True State Dependence (TSD) – ou Dependência de Estado Genuína – Genuine State Dependence (GSD) – como sugerido por Arulampalam, Booth e Taylor (2000) e Cappellari e Jenkins (2004). O nível observado de estado de dependência que resulta de ambos os processos é denominado Dependência de Estado Agregada – Aggregate State Dependence (ASD). Desde que GSD é uma medida de imobilidade que controla para a heterogeneidade individual observada e não observada, a diferença entre os níveis de ASD e GSD decorre das características individuais.

A distinção entre pobreza crônica e pobreza transitória, e de seus determinantes, implica que políticas públicas não são uniformemente aplicadas (GAIHA;

2. Os pesquisadores do Centro de Pesquisas sobre Pobreza Crônica – Chronic Poverty Research Centre (CPRC) – identificaram, em seus trabalhos, um conjunto de categorias de indivíduos, famílias e grupos sociais que são particularmente mais propensos a ser cronicamente pobres. Nessas categorias, incluem-se: aqueles com privação decorrente de seu estágio no ciclo de vida (BARRIENTOS; GORMAN; HESLOP, 2003; HARPER; MARCUS; MOORE, 2003); aqueles discriminados em decorrência de sua posição social em níveis local, regional ou nacional, como castas, etnias, raças, grupos religiosos marginalizados, foragidos, nômades e migrantes (MEHTA; SHAH, 2003; SEN, 2003); membros discriminados dentro da família, como meninas, crianças vivendo no meio de muitas outras, enteados etc.; aqueles com problemas de longa duração ou de saúde (YEO; MOORE, 2003; LWANGA NTALE; NDAZIBONEYE; NALUGO, 2002); pessoas vivendo em áreas rurais remotas, guetos urbanos e regiões violentas e inseguras (AMIS, 2002; BIRD; SHEPHERD, 2003; GOODHAND, 2003).

DEOLALIKAR, 1993; BARRIENTOS; HULME; SHEPHERD, 2005). A análise das flutuações no estado de privação é de vital importância na formulação de políticas sociais mais eficientes de combate à pobreza. Nesse aspecto, Hulme e Shepherd (2003) argumentam que políticas baseadas em intervenções de curto prazo, cuja ênfase é a criação de oportunidades para aqueles que são capazes de escapar da precária condição e de se sustentar acima da linha de pobreza, não são suficientes para combater a pobreza crônica. Além disso, a heterogeneidade de experiências de pobreza crônica e os diversos fatores que contribuem para isso sugerem que as políticas devem considerar os contextos específicos. Giraldo, Rettore e Trivellato (2002) mostram que a diferença entre ASD e GSD é crítica. Se a persistência na pobreza é causada principalmente pela GSD, por exemplo, programas de transferências são mais efetivos para ampliar a renda das famílias pobres. Por outro lado, se a persistência na pobreza é causada por características individuais, transferências monetárias não devem ser efetivas porque não alteram características adversas de indivíduos e domicílios (como baixo nível de escolaridade e escassez de ativos).

3 RENDA E LINHA DE POBREZA

Pobreza pode ser definida por meio de um parâmetro monetário, como renda e consumo, ou não monetário, como educação, antropometria e mortalidade, em uma ou mais dimensões (SAHN; STIFFEL, 2000; BAULCH; MASSET, 2003). Neste artigo, o foco são as mudanças nas privações monetárias de curto e médio prazo, que podem ou não persistir no longo prazo.³

Quando um indicador monetário é utilizado como medida de bem-estar, duas variáveis são usuais: despesas com consumo e renda disponível (DEATON, 1985). Embora dispêndios possam mais diretamente captar o nível de bem-estar corrente da família, há uma carência de informações de acesso a serviços ou bens. Esse é o caso da PNAD. Consequentemente, renda é utilizada com maior frequência como indicador de bem-estar. Dessa maneira, este artigo considera a renda familiar *per capita* como uma medida de privação individual.⁴

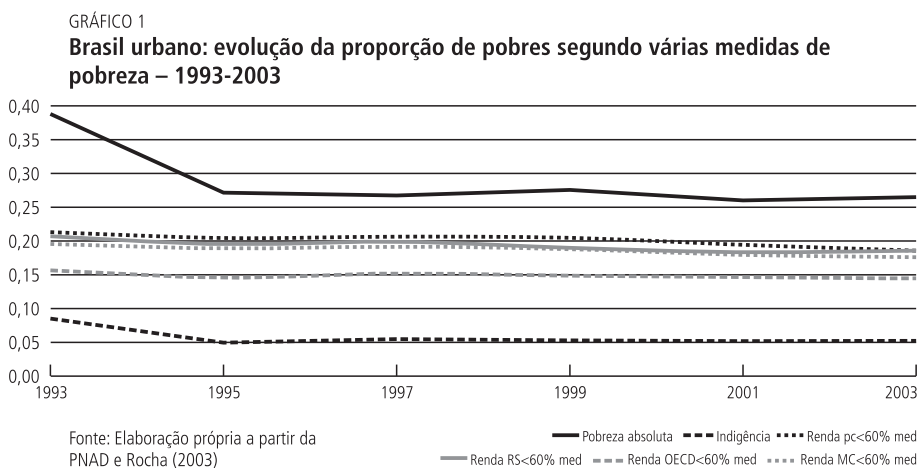
Assim, pobreza é definida para aqueles indivíduos com renda *per capita* abaixo de uma determinada linha de pobreza e os não pobres são aqueles indivíduos com renda maior ou igual a essa linha. Neste artigo, opta-se pelo uso das linhas absolutas de pobreza e indigência propostas por Rocha (2003).⁵

3. Dimensões não monetárias são menos utilizadas no curto prazo, mas são significativamente correlacionadas com parâmetros monetários no longo prazo.

4. Versões preliminares deste trabalho apresentam estimativas usando outras definições para renda equivalente que não somente renda *per capita*. Contudo, resultados não são sensíveis a essas mudanças.

5. Versões preliminares deste trabalho incluem estimativas usando diferentes linhas de pobreza relativa. Todos os resultados são, contudo, muito próximos.

O gráfico 1 mostra a evolução da proporção de pobres no Brasil, segundo várias medidas de renda equivalente individual, que não somente a renda *per capita*, e pobreza, no período 1993-2003. Observa-se que a participação destes apresenta comportamento estável, quando utilizadas medidas de privação relativa. Quando se recorrem às medidas de privação absoluta, verifica-se que a participação de pobres diminui no período logo após o Plano Real, mantendo-se praticamente constante a seguir.



Segundo Rocha (2003), a estabilização macroeconômica, em 1994, serviu como uma fronteira entre dois patamares distintos da incidência do problema de privação absoluta.⁶ Os trabalhos de Ferreira e Litchfield (2000), Ramos e Vieira (2000), Barros, Henriques e Mendonça (2000) evidenciam que a distribuição de renda no Brasil caracteriza-se pela persistência das relações de desigualdade, inclusive com uma leve tendência não monotônica de aumento nas últimas duas décadas. Dessa forma, presume-se que, no Brasil, a pobreza relativa tenha um maior grau de persistência que a pobreza absoluta.

4 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO E FONTE DE DADOS

Com base na abordagem de componentes, a análise transitória-crônica (doravante T-C) é feita a partir da distinção entre o componente de persistência e o componente de transição na pobreza ao longo do tempo. No entanto, ao contrário da análise empírica proposta nos trabalhos de Ravallion (1988) e Jalan e Ravallion (1998,

6. Essa mudança no patamar é justificada por três fatores derivados da estabilização, que são: o moderado comportamento dos preços de alimentos, a elevação dos preços dos *non-tradeables* que elevou o rendimento dos trabalhadores no comércio e nos serviços e o aumento do salário mínimo (SM) em 42%, em maio de 1995, com impacto sobre os benefícios previdenciários e assistenciais (ROCHA, 2003).

2000), neste trabalho, esses dois componentes não são identificados na avaliação da pobreza por intermédio do indicador base de bem-estar (renda ou consumo). Por meio da propensão à pobreza identificada, calculada a partir da duração estimada de cada estado, pobreza e não pobreza, condicionada às características inerentes aos indivíduos, estimamos os componentes T-C.

Na subseção 4.1, apresentamos o modelo de decomposição T-C, no qual a pobreza crônica é função do componente de renda estacionária e a pobreza transitória ocorre devido ao desvio em relação ao valor estacionário. Entretanto, não precisamos observar a renda passada para estimar a pobreza estacionária (crônica). Transformando o processo dinâmico da renda em processo discreto de Markov, precisamos apenas observar o índice de pobreza passado. Em uma análise de pseudopainel, é mais fácil lidar com medidas de pobreza por coortes do que com distribuição de renda dentro das coortes. A estratégia empírica para estimar o processo de Markov para as coortes é apresentada nas subseções 4.2 e 4.3 e a descrição da fonte de dados e variáveis na subseção 4.4.

4.1 Estrutura teórica

Partindo do modelo de Ravallion (1988), o bem-estar de um indivíduo j é dado por

$$y_j = \mathfrak{G}(x_j, \eta), \quad \mathfrak{G}_x > 0 \text{ e } \mathfrak{G}_\eta > 0 \quad (1)$$

onde a função \mathfrak{G} é ao menos duas vezes diferenciável e x_j e η são os fatores determinantes da renda equivalente.

A função \mathfrak{G} pode ser interpretada como uma função de utilidade indireta em x_j , o vetor de atributos individuais invariantes no tempo; e η , uma variável aleatória com média zero. De acordo com Ravallion (1988), a renda permanente ou estacionária (ou consumo), \bar{y}_{jd} , é determinada somente pelo vetor x_j , de tal forma que $\bar{y}_{jd} = E_d [y_{jd}] = \mathfrak{G}(x_j)$.

Apesar disso, podemos assumir que a renda equivalente é determinada em um processo dinâmico de tal forma que:

$$y_{jd} = bx_j + \phi y_{jd-1} + v\varepsilon_{jd-1} + \varepsilon_{jd}$$

onde b é o vetor de coeficientes relacionados a x_j ; ϕ é um parâmetro autorregressivo; v é um parâmetro de média móvel; e ε_{jd} é o erro com média zero. Os parâmetros autorregressivo e de média móvel são incluídos na equação porque consideramos

que a renda é condicionada não somente a determinantes estáticos como também a dinâmicos.

Dessa forma, se a renda esperada no período d é dada por $E_d [y_{jd}] = bx_j + \varphi y_{jd-1} + v\varepsilon_{jd-1}$, a renda estacionária nesse período deverá ser:

$$\bar{y}_{jd} = (1 - \varphi)^{-1} (bx_j + v\varepsilon_{jd-1}) \quad (2)$$

Dada a equação (1), a pobreza observada em d , P_{jd} pode ser avaliada como:

$$P_{jd} = p(y_{jd}) = p(\bar{y}_{jd} + \tilde{y}_{jd}) \quad (3)$$

onde $p(\cdot)$ é a função de pobreza e $\tilde{y}_{jd} = \varphi(y_{jd-1} - (1 - \varphi)^{-1}(bx_j + v\varepsilon_{jd-1})) + \varepsilon_{jd}$ é a renda transitória proveniente de diferença entre a renda observada e a renda estacionária ou permanente no período d .

A medida de pobreza crônica é definida pela componente C_{jd} da pobreza observada, P_{jd} , a qual é função somente da renda permanente, como a seguir:

$$C_{jd} = p(\bar{y}_{jd}) = p((1 - \varphi)^{-1}(bx_j + v\varepsilon_{jd-1})) \quad (4)$$

Em contraste à abordagem de Jalan e Ravallion (1998, 2000), essa medida é também determinada por choques passados, ε_{jd-1} , os quais estabelecem dependência de estado para o componente crônico da pobreza. A hipótese é que o j -indivíduo ajusta sua expectativa de renda de longo prazo depois de cada choque, e esse ajuste afeta o nível de pobreza crônica. Ou seja, um efeito de histerese na pobreza crônica é assumido.

Sem choques no período d , isto é, $y_{jd} = \bar{y}_{jd}$, o nível de pobreza observada deve ser igual à medida de pobreza crônica. De outra forma, existe um componente residual atribuível à diferença entre P_{jd} e C_{jd} . Esse componente é definido como a medida de pobreza transitória,

$$T_{jd} = P_{jd} - C_{jd} = p(\bar{y}_{jd} + \tilde{y}_{jd}) - p(\bar{y}_{jd}) \quad (5)$$

Segundo Cruces (2005), o uso de T-C está de acordo com a literatura de aversão ao risco, que propõe que os indivíduos preferem um estado estável de renda a flutuação sobre a média da mesma. A conexão entre as transições da pobreza e o

risco das famílias está na consideração de que esse é a própria fonte de flutuações na renda. Desse modo, a medida média de pobreza transitória pode ser considerada como indicador *ex post* de vulnerabilidade do domicílio. Os valores compreendidos da equação (5) podem ser resumidos nas três seguintes situações:

- quando $T_{jd} > 0$ há perdas de bem-estar devido a choques negativos na renda;
- quando $T_{jd} = 0$ não há perdas devido à variabilidade da renda; e
- quando $T_{jd} < 0$ há ganhos transitórios devido a choques positivos na renda.

Se não há informações sobre a renda individual passada, y_{jd-1} um substituto para cálculo das equações (4) e (5) pode ser o indicador de pobreza passado, P_{jd-1} . Uma vez que pobreza é obtida por algum índice do tipo Foster-Greer-Thorbecke (FGT) (ver FOSTER; GREER; THORBECKE, 1984), a pobreza corrente esperada pode ser escrita como:

$$E_d [P_{jd}] = s_{jd} P_{jd-1} + e_{jd} (1 - P_{jd-1}) \quad (6)$$

onde $s_{jd} = E [P_{jd} | P_{jd-1}]$ é a taxa de permanência na pobreza e $e_{jd} = E [P_{jd} | 1 - P_{jd-1}]$ é a taxa de entrada na pobreza. Esta última é a proporção de indivíduos que não eram pobres em $t - 1$, mas se tornaram em t . Cabe enfatizar que esse termo não pode ser confundido com o de pobreza transitória.

A expressão (6) caracteriza um processo de Markov. De acordo com Boskin e Nold (1975), se conhecemos as taxas s_{jd} e e_{jd} , podemos calcular a condição estacionária desse processo. Então, em uma condição estacionária, a propensão à pobreza que representa o estado de pobreza crônica é dada por:

$$C_{jd} = \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}} \quad (7)$$

Dado que $P_{jd} = C_{jd} + T_{jd}$, o componente transitório de pobreza no período d é definido como:

$$T_{jd} = p(y_{jd}) - \frac{e_{jd}}{1 - s_{jd} + e_{jd}} \quad (8)$$

Desde que estejamos trabalhando com proporção de pobres (P0), é possível calcular os componentes T-C da pobreza corrente estimando as taxas s_{jd} e e_{jd} . O modelo empírico usado para o cálculo dessas taxas é apresentado na próxima seção.

4.2 Modelo empírico

Para estimar o processo de Markov, expresso na equação (6), adotamos modelo similar ao proposto por Cappellari e Jenkins (2002, 2004). Nesse modelo, a mobilidade na pobreza entre dois períodos consecutivos ($d - 1$ e d) é analisada por um modelo bivariado caracterizado por três termos: *i*) a pobreza no período $d - 1$ (problema de condição inicial); *ii*) a pobreza no período d ; e *iii*) a correlação entre efeitos não observáveis afetando esses dois processos. Abaixo apresentamos os três componentes que, em combinação, determinam as taxas de mobilidade, s_{jd} e e_{jd} , das equações (6), (7) e (8).

No período inicial, $d - 1$, pode ser assumido que o indivíduo j é caracterizado pela variável latente de pobreza na seguinte forma:

$$P_{jd-1}^* = z_j' \beta + \mu_{d-1} + u_{jd-1} \quad (9)$$

onde z_j é o vetor de variáveis exógenas que descrevem o indivíduo j ; β é o vetor de coeficientes; μ_{d-1} representa efeitos conjunturais; e u_{jd-1} é o erro com distribuição normal com a média zero.

A pobreza latente no período em d , P_{jd}^* , condicionada à pobreza em $d - 1$, pode ser caracterizada como um modelo de permutação, como a seguir:

$$P_{jd}^* = P_{jd-1} (x_j' \gamma_1 + \omega_{1,d-1}) + (1 - P_{jd-1}) (x_j' \gamma_2 + \omega_{2,d-1}) + u_{jd} \quad (10)$$

onde x_j é um vetor de variáveis, γ_1 e γ_2 são vetores de coeficientes e $\omega_{1,d-1}$ e $\omega_{2,d-1}$ representam efeitos conjunturais.

Desde que a equação (10) se refira ao *status* de pobreza condicionada à pobreza defasada, o termo de erro nessa equação está correlacionado ao termo de erro na expressão (9) para o *status* de pobreza incondicional. De acordo com Maddala (1983), é assumido que a distribuição conjunta dos termos de erro μ_{jd-1} e μ_{jd} é padrão normal bivariada e caracterizada por uma correlação estimável. Dadas tais suposições, essa correlação é descrita na forma: $\rho = \text{corr}(u_{jd-1}, u_{jd})$. Se $\rho = 0$, então não há o problema de condição inicial no modelo: o *status* de pobreza em $d - 1$ seria tratado como exógeno e as equações de entrada e saída da pobreza seriam estimadas usando modelos univariados. Ou seja, supondo a existência, ou não existência, de uma correlação entre os dois distúrbios estruturais, a separação na expressão (10) pode ser dada de forma endógena (*endogenous switching model*) ou exógena (*exogenous switching model*).

Importante salientar que, na presença de duas variáveis endógenas, ou seja, com $\rho \neq 0$, ocorre um problema na identificação no modelo de acordo com a utilização das variáveis exógenas. Para não ocorrer problemas na identificação, algumas dessas variáveis que afetam a pobreza inicial devem estar condicionadas a não ter efeito sobre a transição, ou seja, deve haver variáveis pertencentes ao vetor z_j que não estejam contidas no vetor x_j , as chamadas variáveis instrumentais.

Para estimar as equações em (10), define-se um índice de pobreza persistente observada em d , Per_{jd} , como sendo o nível mínimo de pobreza em dois períodos subsequentes, $Per_{jd} = \min(p_{jd-1}, P_{jd})$. O aumento de pobreza no período d , $Tran_{jd}$, é dado por $Tran_{jd} = \max(0, P_{jd} - P_{jd-1})$, ou simplesmente $Tran_{jd} = P_{jd} - Per_{jd}$.

Assim, a dinâmica entre os estados de pobreza e de não pobreza é dada pelo conjunto de expressões que caracterizam a probabilidade bivariada, $\alpha_k \in [0,1]$, de quatro regimes distintos, representados pela seguinte matriz de Markov:

Período	d		
	Estado	Pobreza	Não pobreza
$d-1$	Pobreza	α_1	α_2
	Não pobreza	α_3	α_4

onde $\sum_k \alpha_k = 1$.

As probabilidades de cada regime k são representadas da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 \alpha_1 &= E \left[Per_{jd} \mid z_j, x_j, d-1 \right] = \Phi_2 (z_j' \beta + \mu_{d-1}, x_j' \gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho) \\
 \alpha_2 &= E \left[P_{jd-1} - Per_{jd} \mid z_j, x_j, d-1 \right] = \Phi_2 (z_j' \beta + \mu_{d-1}, -x_j' \gamma_1 - \omega_{1,d-1}; -\rho) \\
 \alpha_3 &= E \left[Tran_{jd} \mid z_j, x_j, d-1 \right] = \Phi_2 (-z_j' \beta - \mu_{d-1}, x_j' \gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho) \\
 \alpha_4 &= E \left[1 - P_{jd-1} - Tran_{jd} \mid z_j, x_j, d-1 \right] = \Phi_2 (-z_j' \beta - \mu_{d-1}, -x_j' \gamma_2 - \omega_{2,d-1}; \rho) \quad (11)
 \end{aligned}$$

onde $\Phi_2(\cdot)$ é uma função acumulada de probabilidade bivariada.

Então, a taxa ou a probabilidade de persistência na pobreza condicionada em P_{jd-1} na equação (6) pode ser calculada como se segue:

$$s_{jd} = \Pr \left[P_{jd} > 0 \mid P_{jd-1} = 1 \right] = \frac{\Phi_2 (z_j' \beta + \mu_{d-1}, x_j' \gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho)}{\Phi (z_j' \beta + \mu_{d-1})} \quad (12)$$

e taxa de mobilidade descendente pode ser obtida por:

$$e_{jd} = \Pr \left[P_{jd} > 0 | (1 - P_{jd-1}) = 1 \right] = \frac{\Phi_2(-z'_j\beta - \mu_{d-1}, x'_j\gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho)}{\Phi(-z'_j\beta - \mu_{d-1})} \quad (13)$$

Nesse modelo de Markov, pobreza crônica, identificada na equação (7), depende não somente de características individuais, representadas pelos vetores z_j e v_j , mas também do componente de dependência de estado. Esta dependência é pronunciada quando a probabilidade de ser pobre em d é maior simplesmente pelo fato de essas pessoas estarem na pobreza.

A diferença entre as taxas de permanência e transição representa o quanto há de dependência de estado na probabilidade de permanecer na pobreza (STEWART; SWAFFIELD, 1999). De acordo com Arulampalam, Booth e Taylor (2000), é possível identificar a GSD na pobreza, se não há diferenças notáveis entre os vetores γ_1 e γ_2 da expressão (10). Na seção 2, já explicamos o significado de GSD e ASD. No apêndice A, explicamos como medi-las e testá-las empiricamente.

4.3 Estimação do método de pseudopainel

Uma análise dinâmica de pobreza requer dados longitudinais para distinguir o componente crônico do componente transitório. Pesquisas cujos dados são organizados desta maneira são escassas em alguns países, como o Brasil. Por essa razão, McKay e Lawson (2002) sugerem algumas alternativas para superar esse problema da escassez de bases assim organizadas. Segundo os autores é possível diferenciar os tipos de pobreza a partir de informações estáticas e/ou avaliar aspectos de dinâmica, baseando-se em repetidas pesquisas domiciliares, desde que assumindo certas suposições e limitações.

Uma das abordagens alternativas é analisar a magnitude da pobreza experimentada por diferentes grupos sociais, consideradas em pseudopainel (DEATON, 1985; VERBEEK; NIJMAN, 1992). Esses grupos, supostamente homogêneos, podem ser obtidos ao agregar coortes ou subconjuntos da população, diferenciados pela localização geográfica, sexo, cor etc. A vantagem desse método é a maior exatidão das medidas de mudanças no agregado dos grupos do que para indivíduos em um painel, além da ausência de atrito se uma mesma coorte é sempre observada. O fato de trabalharmos com mudanças nas médias reduz o erro de medida. Os problemas são que essas comparações nada dizem sobre a dinâmica intragrupos. Portanto, não captam a distinção entre pobreza crônica e pobreza transitória dentro de cada coorte.

No pseudopainel desenvolvido neste trabalho, a avaliação da pobreza de cada coorte é dada pela média das avaliações dos indivíduos a ela pertencentes. Contudo,

se a renda da coorte j fosse avaliada na média, $\bar{y}_j = \sum_{ij=1}^{I_j} y_{ij} / I_j$, a probabilidade de ser pobre dentro da coorte poderia ser ignorada, quando a média é suficientemente alta. Por isso, escolhemos usar explicitamente um índice de pobreza médio como variável dependente. Portanto, a variável dependente a ser estimada para cada coorte j é uma proporção de pobres: $P_j = \sum_{ij=1}^{I_j} P_{ij} / I_j$, onde $P_{ij} \in \{0,1\}$.

Se a variável dependente observada consiste numa proporção P_j dos n_j indivíduos ij que respondem $P_{ij} = 1$, é possível fazer uma análise de regressão *probit*, considerando todos os membros da coorte com o mesmo vetor de características x_j . Com isso, uma observação é estabelecida como $[I_j, P_j, x_j]$, $j = 1, \dots, N$.

Dada a proporção observada, P_j , a probabilidade de as pessoas na coorte serem pobres, $\pi_j = \Phi(x_j'\beta)$, é estimada. Para estimar de forma consistente o modelo de Markov nessa abordagem, é necessário utilizar a função de verossimilhança que incorpora componentes de distribuição bivariada e aplica estimação com permutação endógena para *probit* sobre dados agrupados. Cabe salientar que, para estimar a probabilidade de pobreza para aqueles que foram pobres e para aqueles que não foram pobres no passado, a condição prévia de pobreza é também endógena. Usando dados agregados, e dada a probabilidade de cada regime definida na equação (11), a função de verossimilhança proposta é representada por:

$$\ln L = \sum_{j=1}^J I_{jd-1} \left[\begin{aligned} &Per_{jd} \ln \alpha_1 + (P_{jd-1} - Per_{jd}) \ln \alpha_2 \\ &+ (Tran_{jd}) \ln \alpha_3 + (1 - P_{jd-1} - Tran_{jd}) \ln \alpha_4 \end{aligned} \right] \quad (14)$$

Os estimadores de γ_1 , ω_{1d-1} , γ_2 , ω_{2d-1} , β , μ_{d-1} e ρ da equação (11) são obtidos pela maximização da função (14). As técnicas para maximizá-la são, respectivamente, os algoritmos de Newton-Raphson e de Davidon-Fletcher-Powell. Os efeitos marginais são calculados pela estimativa dos parâmetros mostrados no apêndice B. Para verificar a existência de correlação entre os resíduos, $\rho \neq 0$, um teste de razão de verossimilhança é feito, assumindo a hipótese nula de ρ igual a zero.

Embora P_{jd} seja observado a partir de I_{jd} indivíduos, um número equivalente de indivíduos em d igual a I_{jd-1} é considerado para estimação da proporção. Essa suposição de equivalência é necessária para que as equações (9) e (10) sejam estimadas sob o mesmo tamanho de grupo I_{jd-1} . Outra premissa de estimação é que a persistência na pobreza observada, Per_{jd} , e a mobilidade descendente, $Tran_{jd}$, são dadas pelas taxas brutas de transição em cada coorte. Isto é, para dado período, a mobilidade de cada coorte é assumida ocorrer em uma única direção. Isso implica que os resultados desse estudo devem ser interpretados principalmente na perspectiva de coorte, não na perspectiva individual.

Resumindo, a equação (10) é estimada pela maximização da função de verossimilhança (14). Assim, os coeficientes que determinam a persistência na pobreza, γ_1 e ω_{1d-1} , e mobilidade descendente, γ_2 e ω_{2d-1} , são obtidos com base na especificação das condições iniciais – equação (9). Os resultados dessa regressão são apresentados na subseção 5.1. Depois de estimar todos esses coeficientes, calculamos a taxa de persistência na pobreza S_{jd} – equação (12) – e a taxa de mobilidade descendente e_{jd} – equação (13) –, assim como o nível de pobreza crônica C_{jd} de cada coorte – equação (7).

4.4 Fonte de dados e definição de coortes

Buscando analisar os processos dinâmicos da pobreza nos últimos 10 anos, optou-se pelo uso das PNADs dos anos de 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003. As transições são analisadas em períodos de dois em dois anos, captando cinco transições para cada grupo dentro desse intervalo de tempo. A análise de mobilidade pode ser afetada pela escolha do período de referência. Nesse sentido, o ano de 1993 representa o fim de um período de instabilidade macroeconômica e o pico da desigualdade brasileira (FERREIRA; LEITE; LITCHFIELD, 2006). Entretanto, não consideramos um intervalo maior, devido à ausência de dados para 1991, nem um menor, porque tal opção reduziria o já pequeno número de transições.

Em cada ano, consideram-se os indivíduos nascidos entre determinados anos (por exemplo, de 1945 a 1968, que estavam na faixa de 35 a 58 anos de idade em 2003), residentes em áreas urbanas⁷ e com declaração de renda familiar não negativa.⁸ Deste universo foram selecionados os chefes de família e seus filhos, cônjuges, outros parentes e agregados. Foram, portanto, excluídos da análise os indivíduos que se declararam pensionistas, empregados ou parentes de empregado dentro da família, segundo a classificação da PNAD.

A partir deste contingente, constroem-se os grupos homogêneos por intermédio do cruzamento de informações referentes a período de nascimento, cor, sexo, escolaridade e região de residência dos indivíduos, atributos que não são passíveis, ou pouco prováveis, de alteração durante o ciclo de vida.⁹ Considerando

7. No trabalho, excluíram-se as famílias residentes em áreas rurais, optando-se por uma análise urbana, por três motivos: a existência de especificidades na pobreza rural em relação à análise de pobreza urbana; a pouca representatividade dos domicílios rurais na amostra da PNAD; e dado que a pobreza no Brasil tornou-se, nos últimos anos, predominantemente urbana e metropolitana.

8. A renda familiar informada na PNAD foi deflacionada espacialmente, de acordo com o índice proposto por Ferreira, Lanjouw e Neri (2000), e temporalmente, de acordo com o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

9. Dada a idade dos indivíduos da amostra, a grande maioria já terminou seu processo de formação escolar (GOLGHER, 2004). Aproximadamente 10% da população brasileira é considerada migrante segundo o quesito "data-fixa". Entretanto, a grande maioria dos migrantes troca de município de residência dentro de uma mesma região, como definido neste estudo (GOLGHER, 2006).

uma representatividade amostral de no mínimo 50 observações por célula para a PNAD, a construção destes grupos tem por referência as seguintes desagregações:

- Período de nascimento (3): nascidos entre 1945 e 1952, entre 1953 e 1960 ou entre 1961 e 1968.
- Cor (2): brancos (incluindo amarelos) ou não brancos (pretos, pardos e índios).
- Sexo (2): homens ou mulheres.
- Escolaridade (5): sem escolaridade (zero ou menos de 1 ano de estudo completo), escolaridade primária incompleta (entre 1 e 3 anos de estudo completos), escolaridade primária completa (entre 4 e 7 anos de estudo completos), ensino fundamental completo (entre 8 e 10 anos de estudo completos) ou ensino médio completo (acima de 11 anos de estudo completos).
- Região (3): residentes nas regiões Sul e Sudeste, regiões Centro-Oeste e Norte ou na região Nordeste.

Com essas subdivisões, foram construídas 180 coortes que, acompanhadas em cinco transições, geram 900 observações no total, ponderadas pelo tamanho da coorte.

Com o problema relacionado à identificação do modelo, é necessário ainda selecionar algumas variáveis que afetam a pobreza inicial, mas que não tenham efeito sobre a transição. Heckman (1981) sugere que a condição inicial pode ser instrumentalizada por meio de informações prévias dos indivíduos à entrada no mercado de trabalho, como as condições socioeconômicas de seus pais. Considerando plausível a hipótese que o *background* familiar, por se tratar de um fator de herança, afete somente o ponto de partida da dinâmica de pobreza, utiliza-se a escolaridade dos pais de cada coorte estabelecida. Cabe considerar que muito poucos adultos continuam a residir com seus pais. Portanto, as condições dos pais não afetam tanto a dos filhos adultos.

Dessa forma, o estudo recorre a uma variável instrumental, que é a escolaridade média dos pais em cada coorte. Os dados provêm da PNAD de 1996, que reporta informação para essa variável. Importante salientar que a seleção desse conjunto de instrumentos foi realizada somente após compará-lo a outros conjuntos possíveis, em relação a sua exclusão da regressão de condição inicial e inclusão na equação de transição.

A tabela 1 traz a média das variáveis envolvidas no modelo. Nos cinco períodos de transição, cerca de 20% da amostra são obtidos a partir de cada uma das PNADs. Os nascidos entre 1961 e 1968 nessa condição representam 41%, enquanto os nascidos entre 1953 e 1960 representam 34% e os nascidos entre 1945 e 1952, 24%. Os não brancos perfazem 44%, sendo minoria frente aos 56% de brancos.

Por sua vez, as mulheres formam a maioria, 52,7%, da amostra. A faixa modal de escolaridade é de primário completo (31,29%), seguido pelo médio completo (29,92%). Indivíduos sem escolaridade são 10,68% da amostra, com formação primária incompleta são 13,26% e com formação fundamental completa, 14,84%. As regiões Sul/Sudeste são de maior participação na amostra, com 55% do total, vindo em seguida a região Nordeste, com 25,84%, e, por fim, o agregado Norte/Centro-Oeste, com 18,9%. As variáveis instrumentais referentes à escolaridade dos pais em 1996 representam proporções na amostra. Ou seja, dentre outros resultados, 36,11% dos indivíduos provêm de famílias de pai sem escolaridade e 41,96% de mães sem escolaridade, indicando a baixa escolaridade dos pais, com valores muito inferiores aos dos filhos.

TABELA 1

Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Média
$d-1 = 1993$	0.199304
$d-1 = 1995$	0.198738
$d-1 = 1997$	0.199599
$d-1 = 1999$	0.194433
$d-1 = 2001$	0.207926
Nascidos entre 1961 e 1968	0.412383
Nascidos entre 1953 e 1960	0.343854
Nascidos entre 1945 e 1952	0.243763
Não branco	0.443298
Mulher	0.527015
Sem escolaridade	0.106805
Primário incompleto	0.132580
Primário completo	0.312907
Fundamental completo	0.148434
Médio completo	0.299274
Regiões Sul e Sudeste	0.552645
Região Nordeste	0.258377
Regiões Norte e Centro-Oeste	0.188978
Pai sem escolaridade	0.361146
Pai com primário incompleto	0.283844
Pai com primário completo	0.239466
Pai com fundamental completo	0.046173
Pai com médio completo	0.069372
Mãe sem escolaridade	0.419639
Mãe com primário incompleto	0.253908
Mãe com primário completo	0.224921
Mãe com fundamental completo	0.044987
Mãe com médio completo	0.056545

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

5 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos a partir do modelo proposto nas seções anteriores. São duas as subseções. Na primeira, são descritos os resultados obtidos a partir das regressões. Em seguida, são feitas simulações, tendo como base esses resultados.

5.1 Resultados das regressões

A tabela 2 mostra os resultados obtidos com a utilização de uma linha de pobreza de Rocha (2003) para cada período analisado. Tabelas semelhantes estão no anexo A (da tabela A.4 à tabela A.10), apresentando resultados com base em outras definições de renda equivalente e linha de pobreza. Essas tabelas apresentam os efeitos marginais e os coeficientes estimados, com seu valor de significância, das covariadas do modelo para avaliação da pobreza nas três condições em foco: *inicial* (estática), *permanência* e *transição*.

A associação entre os fatores específicos não observáveis entre a condição inicial e as demais é dada pelo parâmetro ρ que, no caso desse modelo, é significativa e com sinal negativo. Tal sinal indica que a maior propensão à pobreza no período subsequente está entre aqueles agentes que eram menos propensos à pobreza inicial.

Na tabela 2, com relação aos parâmetros de condição inicial (probabilidade de estar ou não estar na pobreza), os efeitos marginais dos anos, tendo-se por referência 2001, revelam que fatores conjunturais não observados são mais “perversos” em 1993, ano que antecede a implantação do Plano Real. Esses efeitos são pouco sensíveis à variação no patamar da linha (ver tabela A.2, do anexo A), mas mudam consideravelmente no uso da escala Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), evidenciando que composições familiares distintas sofreram impactos conjunturais distintos.

Na probabilidade de permanência, não há distinção entre a contribuição marginal dos cinco períodos iniciais quando comparados ao período 2001-2003, sendo todos os parâmetros pouco sensíveis. No caso da probabilidade de transição, os efeitos marginais apresentaram nenhuma robustez, evidenciando, novamente, que o último período é o de menor efeito sobre a transição para a pobreza.

No que tange ao período de nascimento, quanto mais velho o indivíduo, menor o efeito sobre as três condições. O atributo de cor é determinante para explicar as condições iniciais e de permanência, mas não de transição. Ser mulher torna o indivíduo mais sujeito a estar e permanecer na pobreza, porém transitando menos. Ou seja, sendo pobre, a condição feminina auxilia as mulheres a permanecerem na pobreza, não sendo pobre, ser mulher reduz as chances de transição para a pobreza.

TABELA 2

Resultados da regressão, linha de pobreza absoluta da renda familiar *per capita*

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Ef. marg.	Coef.	$P > z$	Ef. marg.	Coef.	$P > z$	Ef. Marg.	Coef.	$P > z$
$d-1 = 1993$	0.142239	0.416230	0.000	0.247858	-1.145951	0.000	-0.010383	-1.714273	0.000
$d-1 = 1995$	0.007853	0.024557	0.000	0.230159	-0.046066	0.000	-0.001272	-0.107883	0.000
$d-1 = 1997$	0.000147	0.000461	0.436	0.236495	0.384443	0.000	0.002994	0.227161	0.000
$d-1 = 1999$	0.015462	0.048118	0.000	0.231977	-0.147516	0.000	-0.002457	-0.242915	0.000
Nascido entre 1961 e 1968	0.199951	0.612812	0.000	0.356836	0.314025	0.000	0.001762	0.175903	0.000
Nascido entre 1953 e 1960	0.104501	0.318800	0.000	0.296572	0.085762	0.000	-0.000523	-0.027823	0.000
Não branco	0.026670	0.083556	0.000	0.242059	0.072437	0.000	0.000593	0.063661	0.000
Mulher	0.013977	0.043959	0.000	0.231413	-0.040697	0.000	-0.000724	-0.050278	0.000
Sem escolaridade	-0.015553	-0.049530	0.000	0.215738	0.087586	0.000	0.000861	0.079009	0.000
Primário incompleto	0.011392	0.035492	0.000	0.236203	0.026512	0.000	0.001204	0.106775	0.000
Primário completo	0.004717	0.014796	0.000	0.231411	0.086947	0.000	-0.000906	-0.069351	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.059735	-0.186640	0.000	0.200849	0.013116	0.000	-0.001167	-0.089550	0.000
Região Nordeste	0.059491	0.181833	0.000	0.271747	0.093899	0.000	0.000704	0.074478	0.000
Constante	-	-3.528164	0.000	-	1.676462	0.000	-	-2.323219	0.000
Variáveis instrumentais									
Pai sem escolaridade	-0.033663	-0.119868	0.000						
Pai com primário incompleto	0.165183	0.588184	0.000						
Pai com primário completo	-0.286566	-1.020406	0.000						
Pai com fundamental completo	0.829074	2.952175	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.460176	1.638598	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.414646	1.476476	0.000						
Mãe com primário completo	0.133826	0.476530	0.000						
Mãe com fundamental completo	0.142239	0.416230	0.000						
Rho		-0.355987				$p < 0.000$			
Log <i>likelihood</i>		-268021.87				Número de observações		427658	
Wald $\chi^2(29)$		75179.81				$p < 0.000$			
Teste GSD $\chi^2(13)$		236.78				$p < 0.000$			
ASD		0.872143		GSD		0.859438 (0.1194)			
Probabilidades previstas	alfa1+alfa2	0.259441	(0.1871)	alfa1	0.161386	(0.1595)	alfa3	0.008640	(0.0070)
Probabilidades condicionadas				s	0.872897	(0.1273)	e	0.013459	(0.0133)
Pobreza crônica (estacionária)		0.200402	(0.2201)						

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD e de Rocha (2003).

Na sensibilidade dos parâmetros relacionados ao sexo e à cor dos indivíduos, verifica-se que, para a condição inicial, o efeito da primeira característica é maior que o da segunda, se são consideradas mudanças nas escalas de equivalência (OECD e *square root*). Em certa medida, sexo pode ter um efeito de maior propensão à pobreza do que cor, porque indivíduos não brancos podem estar inseridos em famílias maiores, com maior presença de crianças.

A escolaridade é a característica menos determinante da condição inicial, porém seu efeito sobre a dinâmica (permanência e transição) é considerado relativamente elevado a certos níveis de formação escolar. Na probabilidade de permanência, o efeito escolaridade é significativamente distinto somente na comparação entre os indivíduos que têm o ensino fundamental completo e os que não possuem essa formação. Já na transição para a pobreza, a diferença está entre ter cursado ou não o ensino primário completo.

Em relação aos fatores regionais não controlados, o agregado Sul/Sudeste possuiu efeito negativo sobre a condição inicial e a transição, quando comparado ao bloco regional Norte/Centro-Oeste, mas auxilia na permanência de sua massa de pobres. De fato, evidencia-se a existência de efeitos regionais não observados que contribuem para a estabilidade da composição da cauda inferior da distribuição de renda. No caso da região Nordeste, como esperado, os efeitos de estar na pobreza e permanecer nela são maiores, em virtude da própria distribuição geográfica da pobreza no Brasil. No entanto, para o processo de transição, o efeito marginal da região Nordeste é sensível à definição da linha de pobreza, não sendo, portanto, significativamente diferente do efeito do agregado Norte/Centro-Oeste.

Na tabela A.3 do anexo A, identifica-se que nenhum dos conjuntos de parâmetros apresenta plena robustez a diferentes formas de avaliação, decorrência da própria eficiência do método de estimação. No entanto, a maioria dos parâmetros estimados pode ser considerada pouco sensível a essas diferenças, pela tabela A.2 do anexo A, apesar de serem significativamente diferentes. A maior sensibilidade é identificada na mudança dos indicadores de privação absoluta para os de privação relativa, como esperado, e nos parâmetros relacionados aos fatores conjunturais não observados.

Nos indicadores de relevância para o modelo T-C, verifica-se que, em 90% de probabilidade de permanência na pobreza (s), 86% decorrem de uma verdadeira, ou genuína, dependência de estado (GSD). Considerando a diferença entre a dependência de estado observada no agregado (ASD) e a GSD, observa-se que, da pobreza permanente, apenas 4% são fruto de características adversas entre os indivíduos, enquanto 96% decorrem da GSD.

Essa distinção entre ASD e GSD é de crucial importância, pois as implicações políticas são diferenciadas. Se a persistência provém da GSD, então ações para retirar as famílias da pobreza, em determinado período, devem reduzir a chance de experimentar pobreza no futuro. Por outro lado, se a persistência é causada por uma heterogeneidade entre os indivíduos, políticas que busquem quebrar o “círculo vicioso”, por intermédio de transferências monetárias, podem ser ineficientes, pois não possuem efeitos sobre as características adversas (GIRALDO; RETTORE; TRIVELLATO, 2002).

Com a variação na linha de pobreza de referência, a dependência de estado se reduz significativamente quando utilizadas definições de privação absoluta. Tal

resultado corrobora Yaqub (2003), por evidenciar a maior dificuldade de saída da situação de privação relativa quando comparada à de privação absoluta. Como esperado, quanto mais elevado o valor crítico da linha de pobreza relativa, maior é a dependência de estado identificada.

Por fim, da pobreza observada no período 1993-2003 (0.2013 na tabela 2), 69% decorrem de um problema crônico (propensão estacionária à pobreza de 0.20) e 31% surgem da vulnerabilidade dos indivíduos à mudança de estado (pobreza transitória de 0.09). A privação com maior participação do componente crônico é justamente a situação de indigência absoluta, onde quase não há probabilidade de transição e a vulnerabilidade a este estado é também relativamente baixa (tabela A.2 do anexo A).

5.2 Predição do modelo

Buscando identificar os pobres crônicos e os transitórios, num exercício de simulação, calculam-se os valores preditos para cada indivíduo que compõe a amostra, de acordo com os coeficientes estimados no modelo para as coortes selecionadas. Na tabela 3, nota-se que as taxas de persistência (*s*) e de transição (*e*) são mais elevadas na região Nordeste. Ou seja, na área onde as piores condições são identificadas, a precariedade tende a se propagar. Na região Centro-Oeste, ganhos transitórios no bem-estar dos indivíduos são destacados, sendo o nível de pobreza condicional (crônico) relativamente maior que o patamar observado.

TABELA 3

Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com sua região, escolaridade, cor e sexo

	Probabilidades condicionadas		Pobreza			Transitória/ observada
	s	e	Observada	Crônica	Transitória	
Região						
Sudeste	0.886042	0.005574	0.115211	0.074987	0.040223	0.3491
Sul	0.883308	0.005536	0.114300	0.071552	0.042748	0.3740
Nordeste	0.932478	0.021454	0.407015	0.290789	0.116226	0.2856
Centro-Oeste	0.896284	0.014958	0.171764	0.172823	-0.001059	-0.0062
Norte	0.902962	0.016082	0.307629	0.189867	0.117761	0.3828
Escolaridade						
Sem formação	0.923615	0.025012	0.476701	0.286145	0.190557	0.3997
Primário incompleto	0.914135	0.017618	0.324938	0.217027	0.107912	0.3321
Primário completo	0.924598	0.006500	0.202526	0.123299	0.079227	0.3912
Fundamental completo	0.865007	0.006741	0.069556	0.075308	-0.005752	-0.0827
Cor/sexo						
Homem não branco	0.930886	0.014898	0.280198	0.218123	0.062075	0.2215
Mulher não branca	0.923427	0.013744	0.319462	0.192499	0.126963	0.3974
Homem branco	0.882867	0.007580	0.108306	0.090435	0.017871	0.1650
Mulher branca	0.871190	0.006903	0.121101	0.076873	0.044228	0.3652

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD.

Em relação ao nível de escolaridade, a probabilidade de persistência é semelhante entre aqueles que não possuem o ensino fundamental completo. No que tange à taxa de transição, essa igualdade se manifesta acima da formação primária. Os efeitos marginais calculados estimados no modelo já apontavam nesta direção.

Cabe salientar que o componente transitório da pobreza é relativamente mais expressivo entre os sem formação escolar e os com formação primária completa, no qual quase 40% da pobreza observada decorrem da vulnerabilidade dos indivíduos nos dois níveis de escolaridade. Provavelmente, esses indivíduos estão mais sujeitos à rotatividade no mercado de trabalho e, portanto, mais vulneráveis à mudança de estado na pobreza. Por fim, os indivíduos com fundamental completo, além de apresentarem a menor propensão à pobreza estacionária, são os que não apresentam perdas decorrentes de flutuação na pobreza.

A respeito da diferença de cor dos indivíduos, os não brancos apresentam os piores indicadores de pobreza, independentemente do sexo. Já as tendências que diferenciam homens e mulheres são semelhantes entre as cores. Os homens apresentam taxas de permanência e de transição mais elevadas, tendo, por consequência, maior propensão à pobreza crônica. No caso das mulheres, a pobreza observada é maior, em virtude do elevado componente transitório. Assim como na avaliação de Rocha (2003), verifica-se que as mulheres sofrem uma desvantagem pouco significativa em relação à pobreza observada. No entanto, identifica-se, também, que os componentes dessa pobreza são muito distintos entre homens e mulheres. Esse resultado pode ser decorrência da maior descontinuidade da inserção feminina no mercado de trabalho.

A tabela 4 reporta os resultados para indivíduos de família cujo chefe apresenta determinadas condições de inserção no mercado de trabalho e com determinada estrutura familiar, desagregando pela cor do chefe. De uma maneira geral, observa-se que indivíduos em famílias uniparentais e sem crianças presentes, além de deterem taxa de transição baixa, possuem elevado ganho transitório de bem-estar, apontando para a existência de um *trade-off* na decisão de constituir família.

Por outro lado, indivíduos em famílias com crianças, sendo o chefe mulher e solteira, estão sujeitos a maior vulnerabilidade do que em famílias idênticas, porém chefiadas por homens solteiros. Provavelmente, a participação dessas mulheres no mercado de trabalho, marcada por componentes discriminatórios e de segregação, torna-as mais suscetíveis à inserção em ocupações precárias e ao desemprego, gerando maior vulnerabilidade para as famílias chefiadas por elas.¹⁰

10. Barros, Fox e Mendonça (1993) apontam que a desigualdade existente no mercado de trabalho entre homens e mulheres acaba se refletindo nas diferentes condições de vida das famílias que esses dois tipos de trabalhadores chefiam. Leme e Wajman (2000), por sua vez, evidenciam que muito dessa desigualdade é explicada por um efeito da discriminação entre os sexos.

TABELA 4
Valores preditos para probabilidades condicionadas e componentes da pobreza dos indivíduos de acordo com as características da família e de seu chefe

	Chefe de família										
	Branco					Não branco					
	s	E	C	T	T/(C + T)	s	e	C	T	T/(C + T)	
(1). Ocupado, sem ensino fundamental, casado, com crianças (0-15 anos) na família	0.9141	0.0093	0.1266	0.0647	0.3382	0.9382	0.0173	0.2493	0.1547	0.3829	
(2). (1) Não casado e sem crianças na família	0.8953	0.0078	0.0966	-0.052	-1.1757	0.9271	0.0139	0.1960	-0.1030	-1.1053	
(3). (2) Chefe homem com crianças na família	0.9151	0.0107	0.1405	0.0507	0.2652	0.9387	0.017	0.2483	0.1146	0.3158	
(4). (2) Chefe mulher com crianças na família	0.9098	0.0092	0.1203	0.1692	0.5845	0.9373	0.0167	0.2405	0.2723	0.5310	
(5). (1) Com fundamental completo	0.8656	0.0062	0.0654	-0.032	-0.9640	0.9105	0.0097	0.1379	-0.0260	-0.2269	
(6). (1) Desocupado	0.9027	0.0092	0.1177	0.3696	0.7585	0.9305	0.0161	0.2242	0.4321	0.6584	
(7). (1) Ocupado sem carteira e/ou não remunerado	0.918	0.0118	0.1573	0.1777	0.5304	0.9416	0.0214	0.2961	0.2866	0.4918	
(8). (1) Ocupado por conta própria	0.9123	0.0101	0.1335	0.0839	0.3859	0.9374	0.0191	0.2653	0.1754	0.3980	
(9). (1) Ocupado com carteira ou no setor público ¹	0.9142	0.0081	0.1137	0.0200	0.1496	0.9373	0.0141	0.2158	0.0764	0.2615	
(10). (1) Somente chefe mulher com emprego doméstico	0.9056	0.0096	0.1224	0.0677	0.3561	0.9320	0.0142	0.2071	0.2134	0.5075	

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD.

Nota: ¹ Não inclui empregado doméstico.

Assim como para o indivíduo, a conclusão do nível de ensino fundamental do chefe de sua família diminui a incidência na pobreza crônica e gera significativos ganhos transitórios, devido a sua favorecida inserção no mercado de trabalho. A discrepância evidenciada nos indicadores aponta que a educação é um fator de amplo poder explicativo para a posição relativa dos indivíduos na distribuição de renda como um todo, como sugerem Ferreira (2000), Ramos e Vieira (2000) e Menezes-Filho (2001).

A desocupação no mercado de trabalho é uma condição mais associada à vulnerabilidade à pobreza do que ao seu estado crônico quando comparada às demais situações (ver MACHADO; RIBAS, 2010). Tal resultado é esperado porque se trata de uma condição de ocupação transitória relacionada ao desempenho de curto prazo da economia. Isso leva a crer, como apontado por Ramos e Santana (1999), que a eliminação do desemprego na economia teria um efeito muito marginal sobre a redução do problema (crônico).

Nas posições de conta-própria ou de empregado sem carteira assinada, consideradas de caráter informal, dos chefes de família, identifica-se uma elevada participação do componente transitório na pobreza observada. Essa evidência ressalta a importância de não só proteger trabalhadores formais que perdem seu posto de trabalho com políticas compensatórias, como o seguro-desemprego, por exemplo. O efeito de queda na demanda agregada e na demanda por trabalho sobre empregos informais, enfatizada por Ferreira, Lanjouw e Neri (2000), também deve ser considerado.

Além dessa elevada perda de vulnerabilidade, os chefes nessa situação apresentam expressivo caráter crônico na pobreza dos membros de sua família. Ou seja, ser um pobre crônico contribui para uma inserção produtiva informal que, por sua vez, eleva a sua perda transitória. Este resultado é interessante porque, ao relacionar parte da informalidade no mercado de trabalho à pobreza crônica, as chamadas estratégias de sobrevivência, como é o caso de “bicos” no mercado de trabalho, tornam-se algo mais estrutural do que circunstancial, retirando do indivíduo a capacidade de melhorar seu bem-estar. Em outras palavras, a inserção informal torna o indivíduo ainda mais estigmatizado no mercado de trabalho e, portanto, permanentemente pobre.

No que tange à empregada doméstica, nota-se uma situação um pouco melhor do que as acima descritas, tanto em relação à pobreza crônica quanto à pobreza transitória. Entretanto, para as não brancas, o componente transitório se sobressai ao crônico.

Por último, a taxa de persistência dos indivíduos em famílias chefiadas por não brancos é maior do que a dos demais. Esse aspecto já foi apontado por Henriques (2001), quando mostra que os negros estão sobrerrepresentados na pobreza, além

de apresentarem-se com ampla e estável desvantagem em relação aos brancos, resistindo à melhoria observada nos indicadores de condição de vida do país.

6 CONCLUSÃO

Com o intuito de decompor a pobreza em dois componentes, crônico e transitório, enfatizando esse problema como um fenômeno dinâmico, o método de estimação baseado em uma matriz de transição mostrou-se adequado para a aplicação em informações agregadas por coortes, embora limitações do método sejam assumidas. A extensão do intervalo de transição – dois em dois anos – e a agregação por grupos homogêneos ignoram a dinâmica intraperíodo e intragrupos, levando a uma possível superestimação da taxa de persistência e a uma subestimação da taxa de transição. Por outro lado, os resultados tendem a captar mais a tendência de longo prazo do que a de curto prazo e a contextualizar a pobreza como um fenômeno mais coletivo do que individual.

Em relação aos resultados das regressões, o último período analisado (2001-2003) apresentou-se com efeitos conjunturais mais favoráveis à redução da pobreza, nos três regimes em foco: inicial, de persistência e de transição. Nos demais períodos, esses efeitos foram mais próximos, com exceção da condição inicial, mais “perversa” no ano de 1993. Entretanto, composições familiares distintas sofreram impactos conjunturais distintos.

Nestes três regimes, o efeito relacionado ao período de nascimento indica que indivíduos mais velhos possuem menor propensão à pobreza, controlando as demais características. Da mesma forma, a cor do indivíduo é um fator determinante para explicar as condições iniciais e de permanência, porém não de transição, enquanto o efeito sexo aumenta a probabilidade de permanência na pobreza das mulheres e reduz as chances de transição delas, em caso de não pobreza.

Para os efeitos de escolaridade das pessoas, identifica-se que essa é a característica menos determinante da condição inicial. No entanto, seu efeito subsequente de permanência ou transição é considerado relativamente elevado. Entre os fatores não controlados no período de transição, evidencia-se que uma propensão maior à pobreza no futuro ocorre entre os menos propensos à pobreza no presente (inicial).

Analisando a dependência de estado na pobreza, corrobora-se a maior dificuldade de saída da situação de privação relativa quando comparada à de privação absoluta, apontada por Yaqub (2003). Logo, utilizando a primeira dessas definições, os resultados mostram que, de maneira geral, a pobreza no Brasil é essencialmente crônica.

Assim como sugerido pelo *Relatório sobre Pobreza Crônica 2004-2005* (CPRC, 2004), os achados deste artigo evidenciam que estão mais sujeitos à pobreza crônica os indivíduos não brancos, com baixos níveis de escolaridade e residentes na região

Nordeste. Outro grupo identificado pelo modelo, também mais sujeito à pobreza crônica, é o de famílias chefiadas por ocupados no setor informal.

A maior pobreza observada entre mulheres, em comparação aos homens, decorre do caráter transitório. No âmbito familiar, indivíduos em famílias chefiadas por mulheres solteiras e com crianças são fortemente influenciados pelo componente transitório da pobreza, assim como aqueles chefiados por desocupados ou de ocupação informal.

Os resultados da decomposição da pobreza podem subsidiar a formulação de políticas sociais mais eficientes de combate ao problema. No caso do componente crônico, os grupos mais atingidos requerem maior atenção na acumulação de ativos por parte das famílias, como ganhos educacionais, condicionada a programas de redistribuição e de transferência de renda. Os grupos mais sujeitos à pobreza transitória carecem de melhores oportunidades de inserção e proteção no mercado de trabalho por meio de políticas de geração de emprego e renda e de seguridade social.

ABSTRACT

Although many studies have addressed poverty in Brazil, very few of them have analyzed its dynamic nature. This paper seeks to fill this gap using a pseudo-panel obtained from PNAD. The probabilities of falling to poverty and staying poor are estimated with a bivariate probit for grouped data. Our analysis distinguishes between persistent and observed components that can condition the probability of being poor and helps identify the groups that are particularly affected by either transient or chronic poverty. We find that between 1995 and 2003, 69% of urban poverty in Brazil was chronic and most of this level was simply due to an initial condition of poverty. Finally, since the availability of pseudo-panels is larger than that of panel data, future research can use our proposed method to analyze chronic and transient poverty in a larger number of countries.

REFERÊNCIAS

- AMIS, P. **Thinking about chronic urban poverty**, IDPM, University of Manchester, 2002 (CPRC Working Paper n.12).
- ARULAMPALAM, W.; BOOTH, A. L.; TAYLOR, M. P. Unemployment persistence. **Oxford Economic Papers**, v. 52, n. 1, p. 24-50, 2000.
- BARRIENTOS, A.; GORMAN, M.; HESLOP, M. Old age poverty in developing countries: contribution and dependence in later life. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 555-570, Mar. 2003.
- _____; HULME, D.; SHEPHERD, A. Can social protection tackle chronic poverty? **The European Journal of Development Research**, v. 17, n. 1, p. 8-23, 2005.
- BARROS, R. P.; FOX, L.; MENDONÇA, R. **Poverty among female-headed households in Brazil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1993 (Texto para Discussão, n. 310).
- _____; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 21-47.

BAULCH, B.; MASSET, E. Do monetary and nonmonetary indicators tell the same story about chronic poverty? A study of Vietnam in the 1990s. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 441-453, Mar. 2003.

BIRD, K.; SHEPHERD, A. Livelihoods and chronic poverty in semi-arid Zimbabwe. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 591-611, Mar. 2003.

BOSKIN, M. J.; NOLD, F. C. A Markov model of turnover in aid to families with dependent children. **Journal of Human Resources**, v. 10, n. 4, p. 467-481, 1975.

BOURGUIGNON, F.; GOH, C.; KIM, D. I. **Estimating individual vulnerability to poverty with pseudo-panel data**. World Bank Policy Research, 2004 (Working Paper, n. 3.375).

BROWNING, M.; DEATON, A.; IRISH, M. A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle. **Econometrica**, n. 53, p. 503-543, 1985.

CAPPELLARI, L.; JENKINS, S. P. Who stays poor? Who becomes poor? Evidence from the British household panel survey. **The Economic Journal**, v. 112, p. C60-C67, Mar. 2002.

_____. **Modelling low pay transition probabilities, accounting for panel attrition, non-response, and initial conditions**. CESifo Group Munich, 2004 (CESifo Working Paper Series, n. 1232).

CPRC. Chronic Poverty Research Centre. **The Chronic Poverty Report 2004-2005**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2004.

CRUCES, G. **Income fluctuations, poverty and well-being over time: theory and application to Argentina**. Archive at WUSTL, Economics, Labor and Demography, 2005 (Working Paper, n. 0502007).

DEATON, A. Panel data from time series of cross-sections. **Journal of Econometrics**, v. 30, n. 1-2, p. 109-127, 1985.

FERREIRA, F. H. G. Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classes ou heterogeneidade educacional? In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 131-158.

_____.; LANJOUW, P.; NERI, M. **A new poverty profile for Brazil using PPV, PNAD and Census Data**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2000 (Texto para Discussão, n. 418).

_____.; LITCHFIELD, J. A. Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil – 1981/95. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 49-80.

_____.; LEITE, P.; LITCHFIELD, J. **The rise and fall of Brazilian inequality, 1981-2004**. The World Bank, 2006 (Policy Research Working Paper Series 3867).

FOSTER, J. E ; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.

GAIHA, R.; DEOLALIKAR, A. B. Persistent, expected and innate poverty: estimates for semi arid rural South India. **Cambridge Journal of Economics**, v. 17, n. 4, p. 409-421, 1993.

GIRALDO, A.; RETTORE, E.; TRIVELLATO, U. **The persistence of poverty: true state dependence or unobserved heterogeneity? Some evidence from the Italian Survey on household income and wealth**. Berlin: 10th International Conference on Panel Data, July 2002.

GOODHAND, J. Enduring disorder and persistent poverty: a review of the linkages between war and chronic poverty. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 631-648, 2003.

GOLGHER, A. B. Modelo profluxe e indicadores derivados. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. L. R. (Org.). **Introdução à demografia da educação**. Campinas: ABEP, 2004. p. 159-208.

_____. **Diagnóstico do processo migratório no Brasil 2: migração entre os estados brasileiros**. Belo Horizonte: Cedeplar, 2006 (Texto para discussão, n. 283).

HARPER, C.; MARCUS, R.; MOORE, K. Enduring poverty and the conditions of childhood: lifecourse and intergenerational poverty transmissions. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 535-554, Mar. 2003.

HECKMAN, J. J. Simple statistical models for discrete panel data developed and applied to test the hypothesis of true state dependence against the hypothesis of spurious state dependence. **Annals de INSEE**, Paris, 1978. p. 227-269.

_____. Statistical models for discrete panel data. In: MANSKI, C. F.; McFADDEN, D. (Ed.). **Structural analysis of discrete data with econometric applications**. Cambridge, MA: MIT Press, 1981. cap. 3. p. 114-178.

HENRIQUES, R. **Desigualdade racial no Brasil: evolução das condições de vida na década de 90**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 807).

HULME, D.; SHEPHERD, A. Conceptualizing chronic poverty. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 403-423, Mar. 2003.

IADB. The Inter-American Development Banks. **The path out of poverty: The Inter-American Development Bank's approach to reducing poverty**. Washington, DC: Sustainable Development Department of IADB, 1998.

JALAN, J.; RAVALLION, M. Transient poverty in postreform rural China. **Journal of Comparative Economics**, v. 26, n. 2, p. 338-357, 1998.

_____. Is transient poverty different? Evidence for rural China. **Journal of Development Studies**, v. 36, n. 6, p. 82-98, 2000.

LEME, M. C. S.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 251-270.

LWANGA NTALE, C.; NDAZIBONEYE, B.; NALUGO, J. **Chronic poverty and disability in Uganda**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2002 (CPRC Working Paper).

MACHADO, A. F.; RIBAS, R. P. Do changes in the labour market take families out of poverty? Determinants of exiting poverty in Brazilian metropolitan regions. **Journal of Development Studies**, v. 46, p. 1.503-1.522, 2010.

MADDALA, G. **Limited dependent and qualitative variables in econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.

McKAY, A.; LAWSON, D. **Chronic poverty: a review of current quantitative evidence**. Chronic Poverty Research Centre (CPRC), 2002 (Working Paper, n. 15).

MEHTA, A. K.; SHAH, A. Chronic poverty in India: incidence, causes and policies. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 491-511, Mar. 2003.

MENEZES-FILHO, N. A. Educação e desigualdade. In: LISBOA, M. B.; MENEZES-FILHO, N. A. **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001. p. 13-49.

PNAD. **Pesquisa Nacional por Amstras de Domicílios**. Rio de Janeiro: IBGE, 1993-2003.

PRITCHETT, L.; SURYAHADI, A.; SUMARTO, S. **Quantifying vulnerability to poverty: a proposed measure, applied to Indonesia**. Washington, DC: World Bank, 2000 (Working Paper Series, n. 2.437).

RAMOS, C. A.; SANTANA, R. Desemprego, pobreza e desigualdade. **Conjuntura e Análise**, Rio de Janeiro: Ipea/MTb, v. 4, n. 11, p. 23-27, 1999.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 159-176.

RAVALLION, M. Expected poverty under risk-induced welfare variability. **Economic Journal**, v. 98, p. 1.171-1.182, Dec. 1988.

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F. A imputação da renda não-trabalho na Pesquisa Mensal de Emprego. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 39, p. 365-396, 2009.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?** Rio de Janeiro: FGV, 2003.

SAHN, D.; STIFFEL, D. Poverty comparisons over time and across countries in Africa. **World Development**, v. 28, p. 2.123-2.155, 2000.

SEN, B. Drivers of escape and descent: changing household fortunes in rural Bangladesh. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 513-534, 2003.

STEWART, M. B.; SWAFFIELD, J. K. Low pay dynamics and transition probabilities. **Economica**, v. 66, n. 261, p. 23-42, 1999.

SURAYAHADI, A.; SUMARTO, S. **The chronic poor, the transient poor, and the vulnerable in Indonesia before and after crisis**. Smeru Research Institute, 2001 (Smeru Working Paper).

VERBEEK, M.; NIJMAN, T. Can cohort data be treated as genuine panel data? **Empirical Economics**, v. 17, n. 1, p. 9-23, 1992.

WORLD BANK. **Inequality in Latin America and the Caribbean – breaking with history?** 2003.

YAQUB, S. **Chronic poverty: scrutinizing patterns, correlates and explorations**. Manchester: IDPM, University of Manchester, 2003 (CPRC Working Paper, n. 21).

YEO, R.; MOORE, K. Including disabled people in poverty reduction work: “nothing about us, without us”. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 571-590, Mar. 2003.

(Originais submetidos em outubro de 2010. Última versão recebido em junho de 2011.
Aprovada em junho de 2011.)

APÊNDICE A

MEDIDAS DE DEPENDÊNCIA DE ESTADO

Para medir a ASD observada, Cappellari e Jenkins (2002) propõem o cálculo da diferença entre a probabilidade de estar pobre para aqueles que foram pobres no período anterior e a probabilidade de estar pobre para aqueles que não eram pobres. ASD é representada por:

$$ASD = \left(\frac{\sum_{j \in \{P_{jd-1}=1\}} \Pr(P_{jd} = 1 | P_{jd-1} = 1)}{\sum_j P_{jd-1}} \right) - \left(\frac{\sum_{j \in \{P_{jd-1}=0\}} \Pr(P_{jd} = 1 | P_{jd-1} = 0)}{\sum_j (1 - P_{jd-1})} \right)$$

A medida da GSD, também proposta pelos autores, é a diferença média entre a probabilidade predita de estar pobre condicionado à pobreza no período d e a probabilidade predita de estar pobre condicionado à não pobreza no período anterior. GSD é representada por:

$$GSD = \left(\frac{1}{J} \right) \sum_{j=1}^J \Pr(P_{jd} = 1 | P_{jd-1} = 1) - \Pr(P_{jd} = 1 | P_{jd-1} = 0)$$

Este artigo propõe uma forma geral para essas duas medidas, válidas somente para casos de pobreza medida de forma individual e discreta. A medida proposta para a ASD é dada pela diferença entre as médias da taxa de persistência na pobreza e a taxa de transição para a pobreza, ponderadas pelo *status* de pobreza inicial observado dos indivíduos, da seguinte forma:

$$ASD = \left(\frac{\sum_{j=1}^J P_{jd-1} s_{jd}}{\sum_{j=1}^J P_{jd-1}} \right) - \left(\frac{\sum_{j=1}^J (1 - P_{jd-1}) e_{jd}}{\sum_{j=1}^J (1 - P_{jd-1})} \right) \tag{A.1}$$

Por sua vez, a medida de GSD é derivada do cálculo da diferença entre as taxas, para cada indivíduo e representada por:

$$GSD = \left(\frac{1}{J} \right) \sum_{j=1}^J (s_j - e_j) \tag{A.2}$$

O cálculo dessa GSD, que tem por referência o indivíduo como unidade de análise, assegura que tanto a heterogeneidade observada como a não observada estão sendo controladas.

As expressões (A.1) e (A.2) podem ser utilizadas para medir dependência de estado tanto em casos de avaliação discreta individual quanto em casos de avaliação contínua e/ou de proporções, como realizada neste estudo.

APÊNDICE B

CÁLCULO DOS EFEITOS MARGINAIS

Os efeitos marginais das variáveis sobre a probabilidade em cada regime, na expressão (14) são obtidos da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E [P_{jd-1} | z_j]}{\partial h_j} &= \phi(z'_j \beta + \mu_{d-1}) \cdot \beta_b \\ \frac{\partial E [Per_{jd} | z_j, x_j]}{\partial h_j} &= \phi(x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}) \cdot \Phi \left[\frac{(z'_j \beta + \mu_{d-1} - \rho \cdot (x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}))}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right] \cdot \gamma_{1b} \\ \frac{\partial E [Tran_{jd} | z_j, x_j]}{\partial h_j} &= \phi(x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}) \cdot \Phi \left[\frac{(-z'_j \beta - \mu_{d-1} + \rho \cdot (x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}))}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right] \cdot \gamma_{2b} \quad (B.1) \end{aligned}$$

onde h_j é a variável contida em z_j e x_j . Ou, no caso de variáveis discretas, os efeitos marginais podem ser calculados da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E [P_{jd-1} | z_j]}{\partial h_j} &= \Phi(z'_j \beta + \mu_{d-1} | h_j = 1) - \Phi(z'_j \beta + \mu_{d-1} | h_j = 0), \\ \frac{\partial E [Per_{jd} | z_j, x_j]}{\partial h_j} &= \Phi_2(z'_j \beta + \mu_{d-1}, x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho | h_j = 1) \\ &\quad - \Phi_2(z'_j \beta + \mu_{d-1}, x'_j \gamma_1 + \omega_{1,d-1}; \rho | h_j = 0), \\ \frac{\partial E [Tran_{jd} | z_j, x_j]}{\partial h_j} &= \Phi_2(-z'_j \beta - \mu_{d-1}, x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho | h_j = 1) \\ &\quad - \Phi_2(-z'_j \beta - \mu_{d-1}, x'_j \gamma_2 + \omega_{2,d-1}; -\rho | h_j = 0) \quad (B.2) \end{aligned}$$

onde h_j é uma variável binária.

ANEXO A

TABELA A.1

Brasil: valor, em R\$, das linhas de pobreza relativa baseadas na distribuição de renda equivalente entre indivíduos - 1993, 1995, 1997, 1999, 2001 e 2003

Ano	<i>Per capita</i>	<i>Square root</i>	OECD	McClements
Ano 1993				
50% da mediana	72.85	147.04	68.98	72.29
60% da mediana	87.42	176.45	82.78	86.74
70% da mediana	101.99	205.85	96.57	101.20
80% da mediana	116.56	235.26	110.37	115.66
Ano 1995				
Mediana	193.06	380.07	182.65	192.17
50% da mediana	96.53	190.03	91.32	96.08
60% da mediana	115.84	228.04	109.59	115.30
70% da mediana	135.14	266.05	127.85	134.52
80% da mediana	154.45	304.05	146.12	153.73
Ano 1997				
Mediana	194.20	379.11	184.70	193.42
50% da mediana	97.10	189.56	92.35	96.71
60% da mediana	116.52	227.47	110.82	116.05
70% da mediana	135.94	265.38	129.29	135.39
80% da mediana	155.36	303.29	147.76	154.74
Ano 1999				
Mediana	190.50	363.80	179.42	188.53
50% da mediana	95.25	181.90	89.71	94.27
60% da mediana	114.30	218.28	107.65	113.12
70% da mediana	133.35	254.66	125.60	131.97
80% da mediana	152.40	291.04	143.54	150.82
Ano 2001				
Mediana	188.59	358.20	181.08	187.16
50% da mediana	94.30	179.10	90.54	93.58
60% da mediana	113.15	214.92	108.65	112.29
70% da mediana	132.01	250.74	126.76	131.01
80% da mediana	150.87	286.56	144.87	149.73
Ano 2003				
Mediana	180.80	342.57	175.00	180.00
50% da mediana	90.40	171.29	87.50	90.00
60% da mediana	108.48	205.54	105.00	108.00
70% da mediana	126.56	239.80	122.50	126.00
80% da mediana	144.64	274.06	140.00	144.00
80% da mediana	144.64	274.06	140.00	144.00
80% da mediana	144.64	274.06	140.00	144.00

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD.

Nota: A renda familiar foi deflacionada espacialmente pelo índice de Ferreira, Lanjouw e Neri (2000), com área metropolitana de SP como referência, e temporalmente pelo INPC/IBGE, com ano base 2003.

TABELA.A.2
Efeitos marginais e indicadores agregados estimados para diferentes linhas de pobreza

Inicial/efeito marginal	60% per capita	50% per capita	70% per capita	80% per capita	60% square root	60% OECD	60% McClements	Indigência	Pobreza absoluta
<i>d</i> -1 = 1993	0.01885	0.01326	0.02079	0.02799	0.02417	0.00821	0.01579	0.02724	0.14224
<i>d</i> -1 = 1995	0.00840	0.00583	0.00544	0.00587	0.01092	-0.00233	0.00814	-0.00245	0.00785
<i>d</i> -1 = 1997	0.00738	0.00722	0.00760	0.00396	0.01135	0.00105	0.00786	0.00141	0.00015
<i>d</i> -1 = 1999	0.00978	0.00278	0.00943	0.00948	0.00594	0.00095	0.00763	0.00079	0.01546
Nascidos entre 1961 e 1968	0.14733	0.11636	0.17626	0.19888	0.13532	0.11226	0.13380	0.04617	0.19995
Nascidos entre 1953 e 1960	0.07331	0.05821	0.09034	0.10373	0.06159	0.05263	0.06627	0.02308	0.10450
Não branco	0.01603	0.01343	0.01945	0.02208	0.01312	0.00798	0.01503	0.00550	0.02667
Mulher	0.01216	0.00987	0.01323	0.01409	0.01833	0.05434	0.01151	0.00561	0.01398
Sem escolaridade	0.00446	-0.00004	0.00679	0.00837	0.01683	0.01151	-0.00210	-0.00166	-0.01555
Primário incompleto	0.02001	0.01127	0.02679	0.03214	0.02167	0.01690	0.01539	0.00022	0.01139
Primário completo	0.00906	0.00510	0.01116	0.01425	0.00922	0.00759	0.00662	-0.00134	0.00472
Regiões Sul e Sudeste	-0.08220	-0.06561	-0.09681	-0.11163	-0.07227	-0.04321	-0.07736	-0.00523	-0.05974
Região Nordeste	0.09489	0.07535	0.11215	0.12278	0.09844	0.06608	0.08539	0.02675	0.05949
Pai sem escolaridade	0.12429	0.05633	0.23116	0.32418	0.16007	0.06150	0.12531	0.02085	0.24877
Pai com primário incompleto	-0.13635	-0.17733	-0.05753	0.01583	-0.11034	-0.14118	-0.12740	-0.11179	-0.03366
Pai com primário completo	-0.03650	-0.08790	0.05679	0.12652	0.01156	-0.04080	-0.03099	-0.02414	0.16518
Pai com fundamental completo	-0.36421	-0.38536	-0.31343	-0.27247	-0.29773	-0.29680	-0.33919	-0.17341	-0.28657
Mãe sem escolaridade	0.61192	0.52345	0.67960	0.69933	0.53167	0.48274	0.54932	0.19710	0.82907
Mãe com primário incompleto	0.34294	0.30947	0.37246	0.36081	0.34037	0.26491	0.29200	0.13382	0.46018
Mãe com primário completo	0.39629	0.34771	0.42845	0.43781	0.32957	0.26649	0.34323	0.12588	0.41465
Mãe com fundamental completo	0.00179	-0.01663	0.10030	0.09606	0.00443	-0.00717	-0.06792	-0.04205	0.13383
Permanência									
<i>d</i> -1 = 1993	0.15576	0.11025	0.19776	0.24473	0.14507	0.09667	0.13679	0.03256	0.24786
<i>d</i> -1 = 1995	0.14977	0.10721	0.19114	0.23433	0.13999	0.09344	0.13322	0.03026	0.23016

(continua)

(continuação)	60% per capita	50% per capita	70% per capita	80% per capita	60% square root	60% OECD	60% McClements	Indigência	Pobreza absoluta
Inicial/efeito marginal									
$d-1 = 1997$	0.15002	0.10610	0.19274	0.23445	0.13927	0.09551	0.13352	0.03164	0.23650
$d-1 = 1999$	0.14825	0.10338	0.19053	0.23372	0.13455	0.09508	0.13066	0.03100	0.23198
Nascidos entre 1961 e 1968	0.23763	0.17852	0.29819	0.35462	0.22069	0.16782	0.21479	0.06241	0.35684
Nascidos entre 1953 e 1960	0.18730	0.13801	0.24139	0.29319	0.17186	0.12713	0.16832	0.04656	0.29657
Não branco	0.14718	0.10657	0.19130	0.23560	0.13836	0.09645	0.13173	0.03430	0.24206
Mulher	0.14166	0.10228	0.18560	0.22811	0.13898	0.11879	0.12701	0.03293	0.23141
Sem escolaridade	0.14018	0.09857	0.18366	0.22825	0.14349	0.09817	0.12004	0.03015	0.21574
Primário incompleto	0.15347	0.10786	0.20057	0.24643	0.14685	0.10390	0.13521	0.03114	0.23620
Primário completo	0.14530	0.10383	0.18890	0.23219	0.13797	0.09756	0.12914	0.03107	0.23141
Regiões Sul e Sudeste	0.10408	0.07268	0.13993	0.17454	0.10111	0.07451	0.09095	0.02952	0.20085
Região Nordeste	0.20974	0.15573	0.26395	0.31593	0.20586	0.14180	0.18799	0.04907	0.27175
Transição									
$d-1 = 1993$	0.00379	0.00283	0.00064	0.00061	-0.00077	-0.00023	0.00319	-0.00457	-0.01038
$d-1 = 1995$	0.00756	0.00675	0.00571	0.00407	0.00425	0.00579	0.00528	0.00255	-0.00127
$d-1 = 1997$	0.00878	0.00327	0.00538	0.00864	-0.00027	0.00270	0.00374	0.00065	0.00299
$d-1 = 1999$	0.00356	0.00450	0.00206	0.00345	0.00067	0.00314	0.00161	0.00076	-0.00246
Nascidos entre 1961 e 1968	0.00398	0.00380	0.00450	0.00461	0.00094	0.00217	0.00410	0.00116	0.00176
Nascidos entre 1953 e 1960	0.00042	0.00116	0.00028	-0.00019	-0.00071	0.00082	0.00087	0.00031	-0.00052
Não branco	-0.00009	0.00056	0.00046	-0.00038	0.00022	0.00117	0.00035	0.00035	0.00059
Mulher	-0.00101	-0.00134	-0.00210	-0.00227	-0.00077	-0.00021	-0.00127	-0.00013	-0.00072
Sem escolaridade	0.00639	0.00691	0.00672	0.00310	0.00767	0.00815	0.00605	0.00543	0.00086
Primário incompleto	0.00540	0.00691	0.00572	0.00382	0.00661	0.00637	0.00571	0.00366	0.00120

(continua)

(continuação)	60% per capita	50% per capita	70% per capita	80% per capita	60% square root	60% OECD	60% McClements	Indigência	Pobreza absoluta
Inicial/efeito marginal									
Primário completo	-0.00118	-0.00003	-0.00106	-0.00136	-0.00054	0.00050	-0.00074	0.00096	-0.00091
Regiões Sul e Sudeste	-0.00583	-0.00458	-0.00577	-0.00557	-0.00574	-0.00437	-0.00531	-0.00134	-0.00117
Região Nordeste	-0.00006	0.00064	0.00005	0.00085	-0.00006	0.00039	0.00055	0.00184	0.00070
rho	-0.32184	-0.29312	-0.41100	-0.42747	-0.38188	-0.47381	-0.33875	-0.23771	-0.35599
ASD	0.9223	0.9179	0.9287	0.9318	0.9254	0.9172	0.9246	0.7952	0.8721
GSD	0.8886	0.8853	0.8965	0.8986	0.8963	0.8843	0.8925	0.7986	0.8594
Pd - 1 (alfa1 + alfa2)	0.2060	0.1614	0.2490	0.2903	0.1962	0.1508	0.1901	0.0590	0.2932
alfa1	0.1918	0.1495	0.2341	0.2738	0.1834	0.1397	0.1775	0.0473	0.2594
alfa2	0.0073	0.0070	0.0085	0.0082	0.0074	0.0078	0.0074	0.0050	0.0086
Taxa de persistência s	0.8998	0.8952	0.9111	0.9138	0.9075	0.8949	0.9035	0.8041	0.8729
Taxa de transição e	0.0112	0.0098	0.0146	0.0152	0.0112	0.0106	0.0110	0.0055	0.0135
Pobreza crônica (estacionária)	0.1468	0.1194	0.1916	0.2120	0.1317	0.1233	0.1431	0.0472	0.2004
Pobreza absoluta	0.2013	0.1582	0.2450	0.2855	0.1933	0.1489	0.1866	0.0577	0.2879

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD e Rocha (2003).

TABELA.A.3
Teste de sensibilidade dos parâmetros na variação da linha de pobreza e da escala de equivalência

conjunto de covariáveis		[renda escala unitária e linha 60% da mediana]beta=									
condição inicial		[50%]b	[70%]b	[80%]b	[indigência]b	[pobreza absoluta.]b	[square root]b	[OECD]b	[McCle-ments.]b		
Todo vetor	chi2 (22)	9.30E+06	8.30E+06	1.60E+07	2.80E+07	1.50E+07	3.80E+05	6.80E+06	3.00E+06		
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Período/anos	chi2 (4)	17766.3	4817.0	11745.8	1.70E+05	1.20E+06	20878.0	23125.0	9891.1		
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Nascimento	chi2 (2)	4768.5	7240.0	9585.3	23846.3	4397.5	14415.0	3595.3	10867.4		
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Cor	chi2 (1)	109.9	107.2	101.0	46.79	2147.9	1226.2	4371.5	4.04		
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0444		
Sexo	chi2 (1)	7.60	623.5	968.5	1006.7	1014.4	20600.3	1.10E+06	53.92		
	Prob > chi2	0.0059	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
E escolaridade	chi2 (3)	1035.3	981.2	758.3	3193.5	1868.5	4949.8	2817.1	2278.3		
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Região	chi2 (2)	2356.3	1858.5	1858.1	2.30E+05	6.20E+05	9747.5	1.00E+05	7515.3		
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Permanência											
Todo vetor	chi2 (14)	29391.7	13667.5	20134.7	160000	330000	56395.8	37957.8	18224.2		
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Período/anos	chi2 (4)	26965	8748.1	7464.8	150000	300000	43653.1	25154.8	15640.6		
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Nascimento	chi2 (2)	119.2	379.3	176	1836.1	2129.4	7034.9	6093.8	25.83		
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Cor	chi2 (1)	128.9	762.4	71.96	0.08	159.9	446.9	435.3	611.1		
	Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.7744	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		

(continua)

(continuação)		[renda escala unitária e linha 60% da mediana]beta=									
conjunto de covariáveis		[50%]b	[70%]b	[80%]b	[indigência]b	[pobreza absoluta.]b	[square root]b	[OECD]b	[McCléments.]b		
condição inicial											
Sexo	chi2 (1) Prob > chi2	76.32 0.0000	1863.6 0.0000	1284.4 0.0000	17.67 0.0000	537.1 0.0000	1863.5 0.0000	6.27 0.0123	5.43 0.0199		
Escolaridade	chi2 (3) Prob > chi2	183.1 0.0000	575.5 0.0000	3334.4 0.0000	317.6 0.0000	3971.5 0.0000	596.7 0.0000	659.2 0.0000	322.6 0.0000		
Região	chi2 (2) Prob > chi2	453.7 0.0000	1993.8 0.0000	488.6 0.0000	3776.7 0.0000	823.7 0.0000	853.9 0.0000	2553 0.0000	593.2 0.0000		
Transição											
Todo vetor	chi2 (14) Prob > chi2	22885.3 0.0000	20959.5 0.0000	17735.8 0.0000	55383.8 0.0000	81227.2 0.0000	38396.4 0.0000	27437.5 0.0000	19971.3 0.0000		
Período/anos	chi2 (4) Prob > chi2	13098.4 0.0000	5568.9 0.0000	5184.9 0.0000	24728.8 0.0000	52718.6 0.0000	26346.4 0.0000	11822.7 0.0000	16705.1 0.0000		
Nascimento	chi2 (2) Prob > chi2	877.5 0.0000	66.83 0.0000	302.9 0.0000	1822.2 0.0000	614.1 0.0000	6952.2 0.0000	5026.9 0.0000	549.3 0.0000		
Cor	chi2 (1) Prob > chi2	375.8 0.0000	207.8 0.0000	39.33 0.0000	127.6 0.0000	567.2 0.0000	39.84 0.0000	751.8 0.0000	284.8 0.0000		
Sexo	chi2 (1) Prob > chi2	201.2 0.0000	970.3 0.0000	850.1 0.0000	220.9 0.0000	1.45 0.2292	47.07 0.0000	476 0.0000	184.3 0.0000		
Escolaridade	chi2 (3) Prob > chi2	1628.2 0.0000	382.8 0.0000	1629.8 0.0000	3658.8 0.0000	3225.9 0.0000	387.1 0.0000	2175.8 0.0000	632.8 0.0000		
Região	chi2 (2) Prob > chi2	933.7 0.0000	956.7 0.0000	445.7 0.0000	3030.4 0.0000	5773.9 0.0000	51.98 0.0000	1669.9 0.0000	868.6 0.0000		
rho	chi2 (1) Prob > chi2	70.41 0.0000	953.8 0.0000	974.1 0.0000	117 0.0000	76.11 0.0000	303.8 0.0000	772.9 0.0000	66.24 0.0000		

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD e Rocha (2003).

Nota: Os testes apresentados verificam a diferença entre os parâmetros das regressões com diferentes definições de pobreza. A hipótese nula do teste é que os coeficientes são iguais entre duas regressões para um conjunto específico de covariáveis.

TABELA A.4
Resultados da regressão: linha de pobreza 50% da mediana da renda familiar per capita

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.013260	0.068076	0.000	0.110249	0.118846	0.000	0.002828	0.149962	0.000
d-1 = 1995	0.005834	0.030366	0.000	0.107211	0.339973	0.000	0.006746	0.306757	0.000
d-1 = 1997	0.007220	0.037481	0.000	0.106096	0.157618	0.000	0.003270	0.169255	0.000
d-1 = 1999	0.002783	0.014570	0.000	0.103380	0.211492	0.000	0.004495	0.220339	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.1116360	0.573970	0.000	0.178517	0.396568	0.000	0.003799	0.220000	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.058211	0.289844	0.000	0.138013	0.070069	0.000	0.001162	0.073933	0.000
Não branco	0.013430	0.070331	0.000	0.106566	0.079201	0.000	0.000563	0.038241	0.000
Mulher	0.009872	0.052043	0.000	0.102284	-0.067765	0.000	-0.001335	-0.068716	0.000
Sem escolaridade	-0.000041	-0.000214	0.945	0.098567	0.018373	0.009	0.006909	0.296720	0.000
Primário incompleto	0.011275	0.057830	0.000	0.107860	0.019081	0.001	0.006912	0.302017	0.000
Primário completo	0.005104	0.026696	0.000	0.103833	0.171942	0.000	-0.000030	0.004514	0.109
Regiões Sul e Sudeste	-0.065613	-0.337278	0.000	0.072681	0.119392	0.000	-0.004577	-0.242484	0.000
Região Nordeste	0.075348	0.357728	0.000	0.155726	0.084179	0.000	0.000635	0.046944	0.000
Constante	-	-3.128873	0.000	-	1.283037	0.000	-	-2.707676	0.000
Variáveis instrumentais									
Pai sem escolaridade	0.056333	0.287112	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.177333	-0.903812	0.000						
Pai com primário completo	-0.087900	-0.448003	0.000						
Pai com fundamental completo	-0.385356	-1.964044	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.523448	2.667861	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.309472	1.577287	0.000						
Mãe com primário completo	0.347707	1.772158	0.000						
Mãe com fundamental completo	-0.016626	-0.084740	0.015						

(continua)

(continuação)	Condição inicial		Permanência		Transição	
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
Covariáveis						
ρ		-0.321840				
Log likelihood		-210092.03		Número de observações		427658
Wald $\chi^2(29)$		71972.36		$p < 0.000$		
Teste GSD $\chi^2(13)$		829.16		$p < 0.000$		
ASD		0.922346		GSD	0.888567	(0.0585)
Probabilidades preditas	alfa 1+alfa2	0.161386	(0.1595)	alfa 1	0.149474	(0.1515)
Probabilidades condicionadas				s	0.895153	(0.0571)
Pobreza crônica (estacionária)		0.119354	(0.1318)		e	0.007035 (0.0044)
						0.009826 (0.0091)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

TABELA A.5
Resultados da regressão: linha de pobreza 60% da mediana da renda familiar per capita

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.018851	0.077934	0.000	0.155759	0.232352	0.000	0.003795	0.192178	0.000
d-1 = 1995	0.008405	0.035199	0.000	0.149774	0.392453	0.000	0.007558	0.333203	0.000
d-1 = 1997	0.007378	0.030939	0.000	0.150021	0.484468	0.000	0.008777	0.373412	0.000
d-1 = 1999	0.009783	0.040894	0.000	0.148248	0.205080	0.000	0.003564	0.181264	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.147327	0.592759	0.000	0.237628	0.413539	0.000	0.003980	0.230896	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.073314	0.296382	0.000	0.187301	0.089590	0.000	0.000421	0.035796	0.000
Não branco	0.016025	0.067578	0.000	0.147178	0.100312	0.000	-0.000086	0.003693	0.242
Mulher	0.012162	0.051562	0.000	0.141664	-0.080036	0.000	-0.001013	-0.047945	0.000
Sem escolaridade	0.004458	0.018733	0.000	0.140180	-0.023261	0.000	0.006392	0.278604	0.000
Primário incompleto	0.020010	0.082173	0.000	0.153471	-0.001437	0.793	0.005402	0.249102	0.000
Primário completo	0.009057	0.038066	0.000	0.145297	0.141798	0.000	-0.001177	-0.059084	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.082197	-0.341671	0.000	0.104079	0.083233	0.000	-0.005833	-0.298993	0.000
Região Nordeste	0.094891	0.368452	0.000	0.209735	0.101045	0.000	-0.000057	0.011860	0.001
Constante	-	-3.230803	0.000	-	1.239791	0.000	-	-2.664327	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	0.124290	0.551496	0.000						
Pai sem escolaridade	-0.136351	-0.605012	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.036498	-0.161949	0.000						
Pai com primário completo	-0.364212	-1.616069	0.000						
Pai com fundamental completo	0.611922	2.715203	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.342938	1.521674	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.396289	1.758403	0.000						
Mãe com primário completo	0.001794	0.007963	0.806						

(continua)

(continuação)	Condição inicial		Permanência		Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	
Covariáveis							
ρ		-0.321840					
<i>Log likelihood</i>		-210092.03		Número de observações	427658		
Wald $\chi^2(29)$		71972.36		$p < 0.000$			
Teste GSD $\chi^2(13)$		829.16		$p < 0.000$			
ASD		0.922346		GSD	0.888567	(0.0585)	
Probabilidades preditas	alfa 1+alfa2	0.205955	(0.1867)	alfa1	0.191822	(0.1789)	
Probabilidades condicionadas				s	0.899765	(0.0635)	
Pobreza crônica (estacionária)		0.146837	(0.1655)				
					alfa3	0.011197	(0.0113)
					e		

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

TABELA A.6
Resultados da regressão: linha de pobreza 70% da mediana da renda familiar per capita

Covariáveis	Condição inicial		Permanência		Transição				
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.020792	0.073723	0.000	0.197758	0.081246	0.000	0.000637	0.035543	0.000
d-1 = 1995	0.005444	0.019568	0.000	0.191144	0.396110	0.000	0.005705	0.228820	0.000
d-1 = 1997	0.007604	0.027279	0.000	0.192745	0.388407	0.000	0.005380	0.218106	0.000
d-1 = 1999	0.009435	0.033784	0.000	0.190528	0.161855	0.000	0.002061	0.095189	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.176261	0.612487	0.000	0.298186	0.368722	0.000	0.004503	0.215885	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.090342	0.313786	0.000	0.241394	0.063419	0.000	0.000281	0.022945	0.000
Não branco	0.019455	0.070044	0.000	0.191295	0.051568	0.000	0.000459	0.027537	0.000
Mulher	0.013225	0.047828	0.000	0.185598	-0.022605	0.000	-0.002101	-0.090126	0.000
Sem escolaridade	0.006788	0.024321	0.000	0.183659	-0.067121	0.000	0.006722	0.251104	0.000
Primário incompleto	0.026795	0.094042	0.000	0.200565	-0.058712	0.000	0.005724	0.224711	0.000
Primário completo	0.011159	0.040056	0.000	0.188905	0.088870	0.000	-0.001064	-0.043967	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.096808	-0.344890	0.000	0.139935	0.034130	0.000	-0.005771	-0.249962	0.000
Região Nordeste	0.112153	0.377256	0.000	0.263951	0.013046	0.000	0.000047	0.014186	0.000
Constante	-	-3.442336	0.000	-	1.518312	0.000	-	-2.493925	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	-0.057527	-0.231997	0.000						
Pai sem escolaridade	0.056791	0.229031	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.313426	-1.264004	0.000						
Pai com primário completo	0.679599	2.740730	0.000						
Pai com fundamental completo	0.372461	1.502085	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.428452	1.727888	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.100296	0.404479	0.000						
Mãe com primário completo	0.231161	0.932243	0.000						

(continua)

(continuação)	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
Covariáveis									
ρ		-0.410998			p < 0.000				
<i>Log likelihood</i>		-230762.06			Número de observações	427658			
Wald $\chi^2(29)$		81386.77			p < 0.000				
Teste GSD $\chi^2(13)$		843.17			p < 0.000				
ASD		0.928735			GSD	0.896539 (0.0528)			
Probabilidades preditas	alfa 1+alfa2	0.249041	(0.2087)	alfa1	0.234133	(0.2015)	alfa3	0.008523	(0.0048)
Probabilidades condicionadas				s	0.911146	(0.0588)	e	0.014607	(0.0146)
Pobreza crônica (estacionária)		0.191593	(0.1927)						

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

TABELA A.7
Resultados da regressão: linha de indigência da renda familiar per capita

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.027238	0.270579	0.000	0.032557	-1.038816	0.000	-0.004572	-0.783946	0.000
d-1 = 1995	-0.002455	-0.028584	0.000	0.030255	0.160690	0.000	0.002554	0.224423	0.000
d-1 = 1997	0.001414	0.016089	0.000	0.031635	-0.008522	0.061	0.000652	0.067201	0.000
d-1 = 1999	0.000793	0.009052	0.000	0.031005	-0.030163	0.000	0.000762	0.077443	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.046174	0.483574	0.000	0.062406	0.322272	0.000	0.001158	0.123337	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.023084	0.246615	0.000	0.046563	0.135562	0.000	0.000311	0.035445	0.000
Não branco	0.005501	0.062699	0.000	0.034301	0.101324	0.000	0.000351	0.038950	0.000
Mulher	0.005613	0.064568	0.000	0.032927	-0.069032	0.000	-0.000127	-0.011520	0.000
Sem escolaridade	-0.001656	-0.019252	0.000	0.030147	0.079318	0.000	0.005434	0.377549	0.000
Primário incompleto	0.000218	0.002494	0.351	0.031145	0.028779	0.000	0.003664	0.288525	0.000
Primário completo	-0.001338	-0.015426	0.000	0.031074	0.166648	0.000	0.000962	0.098423	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.005226	-0.059609	0.000	0.029518	0.207964	0.000	-0.001345	-0.137298	0.000
Região Nordeste	0.026745	0.272594	0.000	0.049070	-0.019531	0.000	0.001837	0.176017	0.000
Constante	-	-3.176137	0.000	-	1.255201	0.000	-	-2.805190	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	0.020853	0.198731	0.000						
Pai sem escolaridade	-0.111790	-1.065389	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.024140	-0.230063	0.000						
Pai com primário completo	-0.173408	-1.652620	0.000						
Pai com fundamental completo	0.197095	1.878371	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.133822	1.275355	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.125875	1.199626	0.000						
Mãe com primário completo	-0.042054	-0.400784	0.000						

(continua)

(continuação)

Covariáveis	Condição inicial		Permanência		Transição	
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
ρ		-0.237711				
<i>Log likelihood</i>		-107988.06				
Wald $\chi^2(29)$		19771.01		Número de observações	427658	
Teste GSD $\chi^2(13)$		516.99				
ASD		0.795168				
Probabilidades preditas	alfa 1+alfa2	0.059030	(0.0596)	GSD	0.798574	(0.1400)
Probabilidades condicionadas				alfa1	0.047345	(0.0482)
Pobreza crônica (estacionária)		0.047167	(0.0548)	s	0.804099	(0.1427)
					e	0.005022 (0.0045)
						0.005526 (0.0055)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD, e Rocha (2003)

TABELA A.8
Resultados da regressão: linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala *square root*

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.024166	0.102196	0.000	0.145068	-0.173233	0.000	-0.000767	-0.037639	0.000
d-1 = 1995	0.010921	0.046982	0.000	0.139994	0.067220	0.000	0.004249	0.201529	0.000
d-1 = 1997	0.011354	0.048818	0.000	0.139265	0.011548	0.001	-0.000271	-0.010256	0.008
d-1 = 1999	0.005943	0.025736	0.000	0.134547	-0.016230	0.000	0.000670	0.039482	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.135318	0.561636	0.000	0.220692	0.215637	0.000	0.000938	0.060375	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.061587	0.257916	0.000	0.171859	0.027307	0.000	-0.000714	-0.032764	0.000
Não branco	0.013121	0.057091	0.000	0.138359	0.057612	0.000	0.000218	0.016193	0.000
Mulher	0.018328	0.080202	0.000	0.138979	-0.012184	0.000	-0.000769	-0.036932	0.000
Sem escolaridade	0.016826	0.071350	0.000	0.143493	-0.050303	0.000	0.007667	0.310094	0.000
Primário incompleto	0.021665	0.091355	0.000	0.146851	-0.064498	0.000	0.006612	0.280966	0.000
Primário completo	0.009219	0.039936	0.000	0.137969	0.093321	0.000	-0.000542	-0.025264	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.072271	-0.310112	0.000	0.101106	0.123053	0.000	-0.005738	-0.289424	0.000
Região Nordeste	0.098438	0.391020	0.000	0.205859	0.068383	0.000	-0.000062	0.005511	0.121
Constante	-	-3.249897	0.000	-	1.709869	0.000	-	-2.418109	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	-0.110339	-0.497916	0.000						
Pai sem escolaridade	0.011563	0.052180	0.007						
Pai com primário incompleto	-0.297725	-1.343519	0.000						
Pai com primário completo	0.531666	2.399204	0.000						
Pai com fundamental completo	0.340373	1.535974	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.329565	1.487201	0.000						
Mãe com primário incompleto	0.004428	0.019981	0.478						
Mãe com primário completo	0.024166	0.102196	0.000						

(continua)

(continuação)

Covariáveis	Condição inicial		Permanência		Transição	
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
ρ		-0.381881				
<i>Log likelihood</i>		-206612.92		Número de observações		427658
Wald $\chi^2(29)$		67759.51		p < 0.000		
Teste GSD $\chi^2(13)$		884.04		p < 0.000		
ASD		0.925367		GSD	0.896334	(0.0416)
Probabilidades preditas	alfa 1+alfa2	0.196182	(0.1779)	alfa1	0.183360	(0.1705)
Probabilidades condicionadas				s	0.907528	(0.0453)
Pobreza crônica (estacionária)		0.131738	(0.1347)		e	0.011194 (0.0109)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD e de Rocha (2003).

TABELA A.9
Resultados da regressão: linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala OECD

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.008208	0.044727	0.000	0.096668	-0.069094	0.000	-0.000226	-0.011150	0.006
d-1 = 1995	-0.002334	-0.012996	0.000	0.093440	0.298678	0.000	0.005791	0.249984	0.000
d-1 = 1997	0.001053	0.005821	0.000	0.095512	0.244499	0.000	0.002700	0.128758	0.000
d-1 = 1999	0.000954	0.005275	0.000	0.095082	0.212356	0.000	0.003136	0.147078	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.112257	0.580618	0.000	0.167822	0.183078	0.000	0.002172	0.113071	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.052633	0.276106	0.000	0.127135	0.006371	0.061	0.000815	0.043219	0.000
Não branco	0.007978	0.044071	0.000	0.096454	0.049839	0.000	0.001170	0.061361	0.000
Mulher	0.054340	0.303581	0.000	0.118788	-0.073718	0.000	-0.000215	-0.010117	0.000
Sem escolaridade	0.011506	0.061857	0.000	0.098167	-0.158275	0.000	0.008149	0.312802	0.000
Primário incompleto	0.016904	0.089897	0.000	0.103900	-0.089666	0.000	0.006373	0.262000	0.000
Primário completo	0.007586	0.041630	0.000	0.097557	0.075277	0.000	0.000499	0.026520	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.043207	-0.235457	0.000	0.074510	0.163682	0.000	-0.004367	-0.219091	0.000
Região Nordeste	0.066079	0.331530	0.000	0.141796	0.027862	0.000	0.000394	0.021961	0.000
Constante	-	-3.283717	0.000	-	1.739375	0.000	-	-2.610375	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	-0.141180	-0.742132	0.000						
Pai sem escolaridade	-0.040804	-0.214490	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.296798	-1.560160	0.000						
Pai com primário completo	0.482743	2.537608	0.000						
Pai com fundamental completo	0.264905	1.392514	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.266487	1.400828	0.000						
Mãe com primário incompleto	-0.007167	-0.037675	0.230						
Mãe com primário completo	0.008208	0.044727	0.000						

(continua)

(continuação)

Covariáveis	Condição inicial		Permanência		Transição	
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
ρ		-0.473814				
<i>Log likelihood</i>		-181337.34				
Wald $\chi^2(29)$		55371.78		Número de observações	427658	
Teste GSD $\chi^2(13)$		785.19				
ASD		0.917215				
Probabilidades preditas	alfa 1+alfa2	0.150826	(0.1487)	GSD	0.884306	(0.0547)
Probabilidades condicionadas				alfa1	0.139744	(0.1410)
Pobreza crônica (estacionária)				s	0.894942	(0.0586)
		0.123306	(0.1271)		e	0.010636
					alfa3	0.007803
						(0.0047)
						(0.0097)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

TABELA.A.10
Resultados da regressão: linha de pobreza 60% da mediana da renda equivalente de escala McClements

Covariáveis	Condição inicial			Permanência			Transição		
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
d-1 = 1993	0.015789	0.070040	0.000	0.136786	0.121902	0.000	0.003192	0.158276	0.000
d-1 = 1995	0.008135	0.036480	0.000	0.133222	0.292206	0.000	0.005282	0.241020	0.000
d-1 = 1997	0.007862	0.035269	0.000	0.133519	0.334330	0.000	0.003740	0.180639	0.000
d-1 = 1999	0.007632	0.034244	0.000	0.130660	0.136598	0.000	0.001613	0.086886	0.000
Nascidos entre 1961 e 1968	0.133803	0.574944	0.000	0.214792	0.406244	0.000	0.004101	0.223546	0.000
Nascidos entre 1953 e 1960	0.066271	0.286627	0.000	0.168318	0.084819	0.000	0.000865	0.054788	0.000
Não branco	0.015031	0.067925	0.000	0.131727	0.070179	0.000	0.000350	0.024875	0.000
Mulher	0.011508	0.052304	0.000	0.127013	-0.082218	0.000	-0.001274	-0.061622	0.000
Sem escolaridade	-0.002100	-0.009568	0.001	0.120039	-0.029872	0.000	0.006050	0.256656	0.000
Primário incompleto	0.015392	0.067995	0.000	0.135207	-0.000242	0.965	0.005710	0.249606	0.000
Primário completo	0.006619	0.029856	0.000	0.129140	0.156047	0.000	-0.000736	-0.033986	0.000
Regiões Sul e Sudeste	-0.077361	-0.344018	0.000	0.090955	0.100516	0.000	-0.005313	-0.265064	0.000
Região Nordeste	0.085393	0.354294	0.000	0.187992	0.079814	0.000	0.000554	0.040324	0.000
Constante	-	-3.124937	0.000	-	1.384833	0.000	-	-2.604711	0.000
Variáveis instrumentais									
Variáveis instrumentais	-0.127402	-0.589634	0.000						
Pai sem escolaridade	-0.030992	-0.143433	0.000						
Pai com primário incompleto	-0.339194	-1.569838	0.000						
Pai com primário completo	0.549324	2.542348	0.000						
Pai com fundamental completo	0.291997	1.351403	0.000						
Mãe sem escolaridade	0.343234	1.588533	0.000						
Mãe com primário incompleto	-0.067922	-0.314351	0.000						
Mãe com primário completo	0.015789	0.070040	0.000						

(continua)

(continuação)

Covariáveis	Condição inicial		Permanência		Transição	
	Efeito marginal	Coefficiente	P > z	Efeito marginal	Coefficiente	P > z
ρ		-0.338750				
<i>Log likelihood</i>		-201846.01		Número de observações		427658
Wald $\chi^2(29)$		67716.57		p < 0.000		
Teste GSD $\chi^2(13)$		815.05		p < 0.000		
ASD		0.924623		GSD	0.892514	(0.0534)
Probabilidades preditas	alfa 1+alfa2	0.190076	(0.1786)	alfa1	0.177475	(0.1693)
Probabilidades condicionadas				s	0.903500	(0.0577)
Pobreza crônica (estacionária)		0.143093	(0.1529)		e	0.010986 (0.0102)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD.

IMPACTOS DA POLÍTICA DE DESENVOLVIMENTO PRODUTIVO NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL

Daniel Arruda Coronel*

Antônio Carvalho Campos**

André Filipe Zago de Azevedo***

Fátima Marília Andrade de Carvalho****

O objetivo deste trabalho é verificar o impacto das reduções do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) e do Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação (ICMS), com base na Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP), nos fluxos comerciais de 13 setores da economia brasileira, por meio do Modelo de Equilíbrio Geral (GTAPinGAMS). Considerou-se, ainda, um cenário alternativo com reduções uniformes de 50% do IPI. Os resultados de ambas as simulações mostraram aumento das exportações e redução das importações, para a maioria dos setores analisados, e aumento nos níveis de bem-estar para o Brasil. No entanto, no cenário alternativo, observaram-se maiores benefícios, tais como menor dependência energética e déficit na balança comercial inferior ao do cenário de implementação das medidas da PDP.

1 INTRODUÇÃO

As políticas industriais são ações e instrumentos utilizados pelos países com o objetivo de fomentar o setor industrial e aumentar as taxas de crescimento econômico, embora seu conceito não apresente uma interpretação definitiva na literatura econômica. De acordo com Krugman (1989), política industrial pode ser interpretada como um empenho governamental em fomentar setores avaliados como importantes para o crescimento econômico do país. Ao escolher proteger e estimular determinados setores em detrimento de outros, os governos estão direcionando suas ações em busca de uma estratégia de desenvolvimento.

Por mais criticadas que sejam por vários teóricos da economia e pelos governantes de países desenvolvidos, as políticas industriais foram utilizadas por várias nações em diferentes momentos de sua história (CHANG, 2002).

* Professor adjunto do Departamento e do Mestrado em Administração da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) e doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV).

** Professor titular do Departamento e do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFV e bolsista de produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

*** Professor adjunto do Mestrado em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos) e bolsista de produtividade do CNPq.

**** Professora do Mestrado Profissionalizante em Administração do Centro Universitário-UNA e professora associada aposentada da UFV.

No Brasil, a primeira tentativa de proteger o setor industrial com certa coordenação ocorreu no governo Vargas, mediante o processo de substituição de importações que teve início na década de 1930. Posteriormente, a estratégia de fomentar o setor industrial materializou-se, de forma ampla, com Juscelino Kubitschek, sendo o objetivo do governo o desenvolvimento do setor industrial, com ênfase na indústria de bens de consumo duráveis. A terceira tentativa ocorreu no governo Geisel, com o II Plano Nacional de Desenvolvimento (PND). Contudo, em função das crises do petróleo e do cenário internacional desfavorável, o governo não conseguiu alcançar várias das metas e objetivos propostos. Na década de 1980, devido às altas taxas de inflação e à elevada dívida externa, o país não priorizou políticas industriais. Nos governos seguintes, de Collor de Mello e de Fernando Henrique Cardoso, tinha-se a concepção de que uma política econômica que promovesse a estabilidade era a melhor forma de o governo fomentar o setor industrial.

Ao assumir a Presidência da República, o governo Lula encontrou um país com estabilidade política e econômica e credibilidade no cenário internacional. Não obstante, o governo tinha vários desafios, tais como diminuir o desemprego, o risco país, as dívidas externa e interna, aumentar o crescimento econômico e fomentar o setor industrial. As baixas taxas de crescimento econômico do setor industrial levaram vários economistas, como Bresser Pereira (2010), a apresentarem argumentos de que o Brasil estava iniciando um processo de desindustrialização, ou seja, de queda da participação do setor industrial no Produto Interno Bruto (PIB). Segundo esse autor, os países desenvolvidos, a partir de certo nível de renda *per capita*, começaram a se desindustrializar, devido à concorrência de países onde a mão de obra é mais barata. Como consequência, esses países deixaram de produzir bens industriais, especialmente de baixa tecnologia, transferindo sua mão de obra para setores de serviços com maior intensidade tecnológica e níveis de renda e de valor adicionado *per capita* mais altos, portanto, com salários médios mais altos. Quando tal processo ocorre desta forma, a desindustrialização não seria prejudicial. No entanto, em países como o Brasil, que tem uma renda *per capita* baixa – US\$ 10.465 ao ano (a.a.) em 2009 –, esse processo de transformação estrutural seria prematuro. Como forma de estancar esse processo, Bresser Pereira (2010) argumenta que é necessário uma política industrial ativa que gere oportunidades de investimentos lucrativos para os empresários.

Embora vários economistas concordem com a hipótese de que o país vem passando por um processo de desindustrialização, essa questão não é consensual na literatura econômica brasileira. De acordo com Pinheiro e Giambiagi (2006), o setor industrial não está passando por um processo de desindustrialização, mas tem de superar desafios tais como altos custos de transação, infraestrutura inadequada, problemas de logística, baixa taxa de investimento público e elevada carga tributária.

Neste contexto, como forma de fomentar o setor industrial, o governo Lula lançou, em 2004, a Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (Pitce), a qual, por falta de objetivos bem definidos e conjuntura desfavorável, não atingiu os fins a que se propunha. Em 2008, foi lançada a Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP),¹ que tem como objetivo fomentar o setor industrial através de incentivos creditícios, subsídios, isenção e redução de tributos e marcos regulatórios para algumas atividades setoriais.

As metas da PDP são ampliar a capacidade de oferta; preservar a robustez do balanço de pagamentos; elevar a capacidade de inovação; e fortalecer as micro e pequenas empresas. Para alcançar estes objetivos, a pretensão do governo federal era ampliar o investimento fixo de 17,6% do PIB, em 2007, para 21% do PIB, em 2010; aumentar os investimentos em pesquisa e desenvolvimento (P&D) para 0,65% do PIB; ampliar a participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais de 1,18%, em 2007, para 1,25%, no final de 2010; e ampliar em 10% o número de micro e pequenas empresas exportadoras (BRASIL, 2010b). Apesar de esta política ter apresentado, desde o início, falta de clareza e objetividade quanto aos setores que seriam beneficiados, ela pode ser considerada uma importante ação governamental no sentido de impulsionar o setor industrial, que carecia de ações visando ao seu desenvolvimento. Devido à crise econômica mundial, o governo brasileiro acelerou as medidas e os objetivos propostos pela PDP como forma de atenuar os efeitos da crise na economia brasileira.

Assim, este estudo visa examinar os impactos econômicos de mudanças nas alíquotas de tributação com base na PDP, alíquotas incidentes na economia brasileira e na dos principais parceiros econômicos do país, por meio do modelo de equilíbrio geral Global Trade Analysis Project in General Algebraic Modeling System (GTAPinGAMS). Como objetivos específicos, avaliam-se os impactos da implementação da PDP e de um cenário alternativo, com redução uniforme do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), nos fluxos econômicos setoriais da economia brasileira e nos principais parceiros econômicos do Brasil e verifica-se, ainda, o impacto no consumo aparente e nos níveis de bem-estar da sociedade.

O artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, faz-se uma síntese dos principais objetivos e metas da PDP; na seção seguinte são apresentados os procedimentos metodológicos; na quarta seção, os resultados obtidos são analisados e discutidos; e, na última seção, são apresentadas algumas considerações finais.

1. A PDP abrange 24 setores da indústria, a saber: aeronáutico, agroindústria, bens de capital, bioetanol, biotecnologia, carnes, celulose e papel, complexo automotivo, complexo de defesa, complexo de serviços, complexo da saúde, construção civil, couro, calçados e artefatos, energia nuclear, higiene, perfumaria e cosméticos, indústria naval e de cabotagem, madeiras e móveis, mineração, nanotecnologia, petróleo, gás e petroquímica, plásticos, siderurgia, têxtil e confecções e tecnologia da informação e comunicação.

2 PDP: PRINCIPAIS OBJETIVOS E METAS

A PDP, lançada em maio de 2008, teve como objetivo geral propiciar o crescimento econômico do país, impulsionado pelo desenvolvimento industrial, obtendo resultados na geração de empregos e aumento da competitividade, segundo o Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio (MDIC) (BRASIL, 2010a). A coordenação dessa política está a cargo do MDIC, e sua gestão executada por um Conselho Gestor, formado por representantes da Casa Civil e dos Ministérios da Fazenda, Planejamento Orçamento e Gestão (MPOG) e da Ciência e Tecnologia (MCT).

O governo, ao lançar a PDP, o fez no momento em que a economia vinha apresentando crescimento do setor industrial, melhora na balança comercial e queda nas desigualdades econômicas, com o objetivo de evitar o mesmo erro da Pitec, que foi lançada quando a economia brasileira não apresentava ainda as condições de arcar com os custos de uma política industrial. Contudo, logo após o início de sua implementação, a economia brasileira foi afetada pela crise econômica mundial, o que fez com que o governo acelerasse sua execução (NEGRI, 2009).

Com relação às metas da PDP, as expectativas indicavam que seus principais resultados fossem obtidos até o final do governo Lula. Contudo, os prazos para atuação de uma política industrial devem ter continuidade, pois são necessários também projetos de mais longo prazo para temas que necessitem de um maior tempo de articulação e maturação (BRASIL, 2010b).

A PDP contém medidas e ações que podem ser classificadas em quatro diferentes categorias: *i*) de desoneração e isenção tributária; *ii*) de crédito e financiamento; *iii*) regulatórias; e *iv*) diversas, que são assim denominadas por falta de definição, ou por serem meras intenções ou diretrizes, ou ainda, por se tratar de constituição de grupos de trabalho e elaboração de relatórios.

O custo dessa política, entre reduções e isenções fiscais, investimentos, créditos e subsídios, é de aproximadamente R\$ 484 bilhões. No que se refere às medidas de créditos e financiamentos, os recursos serão oriundos de linhas de créditos especiais do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e da Financiadora de Estudos e Projetos (FINEP).

No âmbito dos 24 setores alvos da PDP, merecem destaque as medidas elencadas na tabela 1. De acordo com Ferraz (2009), os pontos positivos da PDP são a sinalização para a iniciativa privada do novo dinamismo que o governo quer dar ao setor industrial; o estímulo ao investimento, o qual possui o duplo efeito de ampliar a capacidade produtiva, numa perspectiva keynesiana de gerar estímulos de demanda com efeitos multiplicadores para o resto da economia; incentivo aos gastos privados em P&D, através da redução dos custos financeiros decorrentes da incerteza associada ao processo inovador, o qual permite às empresas criar novos produtos e processos; e os incentivos às empresas com isenções e desonerações fiscais.

TABELA 1
Objetivos setoriais da PDP

Setores	Objetivos
Complexo automotivo	Consolidar e ampliar a participação do país na produção mundial.
Bens de capital	Ampliar a competitividade e a inserção externa da indústria brasileira.
Têxtil e confecções	Ampliar a competitividade e as exportações.
Madeiras e móveis	Conquistar o mercado de móveis de alto padrão nos Estados Unidos e na Europa e ampliar a participação de móveis em geral em novos mercados, desenvolver os arranjos produtivos locais, aumentar a competitividade e a valorização do <i>design</i> brasileiro.
Construção civil	Ampliar e modernizar o setor de construção civil com o objetivo de reduzir o déficit habitacional.
Indústria naval e de cabotagem	Fortalecer a indústria naval a partir de encomendas do segmento <i>off-shore</i> e de demandas de armação nacional, especialmente para a cabotagem.
Couro, calçados e artefatos	Incorporar tecnologias estratégicas como nanotecnologia e biotecnologia na cadeia produtiva.
Plásticos	Consolidar o Brasil como exportador de produtos com tecnologia e valor agregado, aumentando a competitividade das indústrias de transformados plásticos.
Complexo aeronáutico	Ampliar a participação de aeronaves civis e de aeropeças nacionais no mercado internacional e mundial.
Petróleo, gás natural e petroquímica	Garantir a autossuficiência de petróleo, revitalizar e ampliar a participação da indústria nacional, em bases competitivas e sustentáveis.
Celulose e papel, mineração e siderurgia	Consolidar a liderança competitiva por meio de ampliação do porte empresarial, aumentar a capacidade tecnológica e fortalecer as redes de logística e de fornecimento de insumos.

Fonte: Elaboração própria a partir de Brasil (2010a) e Agência Brasileira de Desenvolvimento Industrial (ABDI, 2010).

Não obstante, um dos grandes problemas para a implantação dessa política foi a definição dos setores que iriam ser beneficiados, visto que a decisão final carecia de maior credibilidade e embasamento para justificar as escolhas. Outra crítica está relacionada às alterações de alíquotas para vários setores, o que deveria ser feito por mudança na estrutura econômica e não por renúncias tributárias específicas (FERRAZ, 2009).

Com base no exposto e para atender aos objetivos deste trabalho, foram analisados os efeitos da PDP nos setores produtivos da economia brasileira por meio de um Modelo de Equilíbrio Geral Computável.

3 MODELO ANALÍTICO

3.1 Modelo GTAPinGAMS

O modelo GTAPinGAMS,² utilizado neste estudo, foi desenvolvido a partir do modelo GTAP que, de acordo com Brooke (1998), utiliza a base de dados do GTAP, sendo elaborado como um problema de complementaridade não linear, em linguagem de programação GAMS.

O GTAPinGAMS pode ser caracterizado como estático, multirregional e representa a produção e distribuição de bens na economia mundial. Neste modelo, o mundo é dividido em regiões, sendo que cada uma tem uma estrutura de demanda final composta de gastos públicos e privados com os bens. É baseado no comportamento otimizador dos agentes, uma vez que os consumidores maximizam o bem-estar sujeito à sua restrição orçamentária, dados os níveis fixos de investimento e gastos públicos. O processo produtivo, por sua vez, combina insumos intermediários com fatores primários, os quais são trabalho qualificado e não qualificado, terra, recursos naturais e capital físico, com vistas a minimizar custos de produção, sujeitos a uma determinada tecnologia. A base de dados do modelo inclui os fluxos de comércio bilaterais entre as regiões, associados aos custos de transporte, impostos às exportações e tarifas às importações, associados aos fluxos de comércio (RUTHERFORD, 2005).

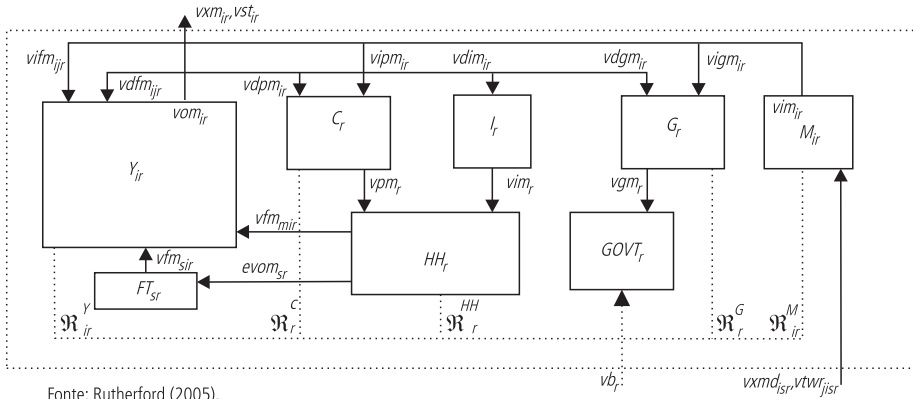
O modelo usa uma estrutura aninhada em três níveis na especificação da função de produção. No topo, a função de produção assume substituíbilidade zero entre os fatores primários de produção e os insumos intermediários (tecnologia de Leontief), sendo que o *mix* ótimo de fatores primários é independente dos preços dos insumos intermediários, enquanto o *mix* ótimo de insumos intermediários não varia conforme o preço dos fatores primários. O segundo ninho envolve uma elasticidade de substituição constante, tanto entre os insumos como entre os fatores primários de produção. Parte-se do pressuposto de que os insumos importados são diferenciados por origem, assim como os insumos domésticos são discriminados em relação aos importados. Isto é, as firmas inicialmente determinam o *mix* ótimo de insumos domésticos e importados e somente depois decidem a respeito da origem das importações (hipótese de Armington). O nível mais baixo do ninho também assume uma elasticidade de substituição constante entre os insumos importados de diferentes origens.

A estrutura econômica do modelo GTAPinGAMS pode ser visualizada na figura 1, onde os símbolos apresentados correspondem às variáveis no modelo econômico em que Y_{ir} é a representação da produção do bem i na região r ; C_{ir} ,

2. Neste trabalho serão apresentadas as principais equações comportamentais do modelo GTAPinGAMS; contudo, uma análise mais detalhada encontra-se em Coronel (2010).

I_r e G_r são consumo privado, investimento e demanda pública, respectivamente. M_{ir} representa a importação do bem i junto à região r ; HH_r e $GOVT_r$ são formas-padrão para designar consumidores representativos domésticos e consumo do governo; e FT_{sr} são atividades pelas quais os fatores fixos (específicos) de produção (terra e recursos naturais) são alocados entre os setores individuais na região r (RUTHERFORD, 2005).

FIGURA 1
Estrutura da economia regional



Fonte: Rutherford (2005).

Na figura 1, os fluxos de *commodities* e o mercado de fatores são representados por linhas sólidas. Os bens domésticos e importados são representados por linhas horizontais no topo da figura. A produção doméstica (vom_{ir}) é distribuída entre as exportações (vxm_{ir}); serviços de transporte internacional (vst_{ir}); demanda intermediária ($vdfm_{ijr}$); consumo das famílias (vdp_{mr}); investimento ($vdim_{ir}$); e consumo do governo ($vdgm_{ir}$).

A equação identidade para produção doméstica no modelo GTAPinGAMS é dada por:

$$vom_{ir} = \sum_s vxmd_{is} + vst_{ir} + \sum_j vdfm_{ijr} + vdp_{mr} + vdgm_{ir} + vdim_{ir} \quad (1)$$

Os bens importados, incluindo a tarifa vim_{ir} , são dados pela soma da demanda intermediária agregada importada ($vifmj_{ir}$), do consumo privado ($vipm_{ir}$) e do consumo público ($vigm_{ir}$), onde a equação para este fluxo é dada por:

$$vim_{ir} = \sum_j vifm_{ijr} + vipm_{ir} + vigm_{ir} \quad (2)$$

Os insumos para a produção de Y_{ir} incluem insumos intermediários (domésticos e importados) e fatores de produção móveis ($vf_{m_{ir}}$, $f \in m$) e fatores lentos de produção ($vf_{s_{ir}}$, $f \in s$). O equilíbrio no mercado de fatores é dado por uma identidade contábil que relaciona o valor dos pagamentos dos fatores com a renda total do fator ($evom_{fr}$).

$$\sum_j vf_{m_{jr}} = evom_{fr} \quad (3)$$

As condições de liberalização no mercado internacional necessitam que as exportações do bem i para a região r (vxm_{ir}) sejam iguais à soma das importações do mesmo bem por todos os parceiros comerciais ($vxmd_{irs}$), conforme equação (4).

$$vxm_{ir} = \sum_s vxmd_{irs} \quad (4)$$

Analogamente à equação (4), as condições de equilíbrio se aplicam aos serviços de transporte internacional, em que a oferta agregada do serviço de transporte j é idêntica à soma das vendas de transporte internacional de todos os produtos em todas as regiões, conforme a equação (5).

$$vt_j = \sum_r vst_{jr} \quad (5)$$

Na balança comercial no mercado, por serviço de transporte j , vt_j é igual à soma de todos os fluxos de comércio bilateral de serviço oferecido.

$$vt_j = \sum_r vtwr_{jir} \quad (6)$$

Na figura 1, as receitas dos impostos são dadas pelas linhas tracejadas intituladas por R . Os fluxos contêm impostos indiretos na produção e exportação (R_{ir}^Y), no consumo (R_r^C), na demanda do governo (R_r^G) e nas importações (R_{ir}^M), sendo que a renda do governo também inclui impostos diretos incidentes sobre o agente representativo, representados por R_r^{HH} , bem como transferências do exterior, vb_r , em que a restrição do governo é representada por:

$$vgm_r = \sum_i R_{ir}^Y + R_r^C + R_r^G + \sum_i R_{ir}^M + R_r^{HH} + vb_r \quad (7)$$

A restrição orçamentária das famílias requer que a renda dos fatores, descontado o pagamento de taxas, seja igual ao dispêndio com consumo somado ao investimento privado, como pode ser visualizado na equação (8).

$$\sum_f evom_{f_r} - R_r^{HH} = vpm_r + vim_r \tag{8}$$

De acordo com Rutherford (2005), até agora foram considerados dois tipos de condições de consistência, que são parte da base de dados do GTAP: oferta = demanda para todos os bens e fatores; e renda balanceada (renda líquida = dispêndios líquidos). O terceiro conjunto de identidades envolve algumas operações de lucros para todos os setores da economia. Na base do modelo GTAP, a função de produção está definida sob competição perfeita com retornos constantes à escala, de forma que os custos com insumos intermediários e fatores de produção se igualem ao valor da produção e os lucros econômicos sejam iguais a zero, o que se aplica a cada um dos setores, conforme pode ser representado pelas equações (9) a (15).

$$Yir : \sum_f vfm_{f_{ir}} + \sum_j (vifm_{j_{ir}} + vifm_{j_{ir}}) + R_{ir}^Y = vom_{ir} \tag{9}$$

$$Mir : \sum_s \left(vxmd_{isr} + \sum_j vtwr_{j_{irs}} \right) + R_{ir}^M = vim_{ir} \tag{10}$$

$$Cr : \sum_i (vdpm_{ir} + vipm_{ir}) + R_{ir}^C = vpm_r \tag{11}$$

$$Gr : \sum_i (vdgm_{ir} + vigm_{ir}) + R_{ir}^G = vgm_r \tag{12}$$

$$Ir : \sum_i vdim_{ir} = vim_r \tag{13}$$

$$FTfr : evom_{f_r} = \sum_i vfm_{f_{ir}} \quad f \in s \tag{14}$$

$$YTj : \sum_r vst_{jr} = vt_j = \sum_{irs} vtwr_{j_{irs}} \tag{15}$$

3.2 A formulação do modelo inicial

As tabelas 2, 3 e 4 apresentam de maneira analítica os níveis de atividade, os preços relativos de bens e fatores e os impostos, tarifas e subsídios do modelo GTAPinGAMS. Na tabela 2, definem-se as variáveis do modelo inicial, em níveis de atividades que caracterizam o equilíbrio. Destaca-se que este modelo determina valores para todas as variáveis, exceto para o fluxo internacional de capitais, que pode ser determinado, endogenamente, somente em modelos intertemporais (RUTHERFORD, 2005).

TABELA 2

Variáveis de atividades que definem o equilíbrio do modelo GTAPinGAMS

Parâmetro	Descrição
C_r	Demanda do consumo agregado
G_r	Demanda pública agregada
Y_{ir}	Produção
M_{ir}	Importações agregadas
FT_{fr}	Transformações de fatores
YT_j	Serviços de transporte internacional

Fonte: Rutherford (2005).

A tabela 3 apresenta os preços relativos de bens e fatores no modelo inicial. As condições de equilíbrio determinam as taxas relativas dos preços nominais.

TABELA 3

Preços relativos de bens e fatores no equilíbrio inicial do GTAPinGAMS

Símbolo	Descrição	Parâmetro
p_r^C	Índice de preço ao consumidor	pcr
p_r^G	Índice de preço dos gastos públicos	pgr
p_{ir}^Y	Preço de oferta, bruto de impostos indiretos à produção	pyir
p_{ir}^M	Preço das importações, bruto de impostos a exportação e tarifas	pmir
p_j^T	Custo marginal de serviços de transportes	ptj
p_{fr}^F	Preço do fator trabalho, terra e recursos naturais	pfir
p_{fir}^S	Preço do fator primário no setor	psfir

Fonte: Rutherford (2005).

A tabela 4 apresenta os impostos, os subsídios e as tarifas que incidem no equilíbrio inicial, com seus respectivos símbolos e parâmetros na notação utilizada na estimação no GAMS. De acordo com Rutherford (2005), as identidades do equilíbrio inicial apresentadas anteriormente indicam equilíbrio de mercado, lucro zero e condições de equilíbrio de renda, que definem o modelo GTAP.

TABELA 4
Impostos, tarifas e subsídios do equilíbrio inicial do GTAPinGAMS

Descrição	Símbolo	Parâmetro GAMS
Alíquota de imposto sobre os produtos	t_{ir}^0	rto (i, r)
Alíquota de imposto sobre os fatores	t_{jir}^f	rtf (f, j, r)
Alíquota de imposto sobre os insumos intermediários	Doméstica t_{ijr}^{fd}	rtfd (i, j, r)
	Importada t_{ijr}^{fi}	rtfi (i, j, r)
Alíquota de imposto sobre o consumo	Doméstica t_{ir}^{pd}	rtpd (i, r)
	Importada t_{ir}^{pi}	rtpi (i, r)
Alíquota de imposto sobre os gastos públicos	Doméstica t_{ir}^{gd}	rtgd (i, r)
	Importada t_{ir}^{gi}	rtgi (i, r)
Subsídios à exportação	t_{isr}^{xs}	rtxs (i, s, r)
Tarifas à importação	t_{isr}^{ms}	rtms (i, s, r)

Fonte: Rutherford (2005).

Ainda nesta perspectiva, segundo o autor, a condição de maximização de lucro do GTAPinGAMS, com retornos constantes à escala, é equivalente à minimização de custos, sujeita à restrição tecnológica. Para o setor Y_{ir} , caracteriza-se a escolha de insumos, ou seja, a escolha do processo de minimização do custo unitário da seguinte forma:

$$\min_{dfm, ddfm, dfm} c_{ir}^D + c_{ir}^M + c_{ir}^F$$

sujeito a:

$$c_{ir}^D = \sum_j py_{jr} (1 + t_{jir}^{fd}) ddfm_{jir}$$

$$c_{ir}^M = \sum_j pm_{jr} (1 + t_{jir}^f) difm_{jir} \quad (16)$$

$$c_{ir}^F = \sum_f (pf_{fr \setminus f \in m} + ps_{fir \setminus f \in s}) (1 + t_{fir}^f) dfm_{fir}$$

$$F_{ir}(ddfm, difm, dfm) = Y_{ir}$$

A função de produção operada na restrição do problema de minimização de custos – equação (16) – pode ser definida por uma função de Elasticidade de Substituição Constante – Constant Elasticity of Substitution (CES). A fonte específica das receitas dos impostos consiste de impostos sobre o produto, insumos intermediários e fatores demandados, incidindo como alíquotas *ad-valorem* básicas (RUTHERFORD, 2005).

3.3 Avaliação de mudanças no nível de bem-estar

Para avaliar os ganhos de bem-estar, advindos da PDP e do cenário alternativo implementado, foi utilizada a medida de variação equivalente, que tem sido adotada em trabalhos de equilíbrio geral com o objetivo de mensurar os ganhos de bem-estar. Varian (1992) argumenta que esta medida possibilita indicar o aumento na utilidade dos consumidores domésticos em termos de aumento do consumo.

A representação da variação equivalente do bem-estar, de acordo com Gurgel (2002), pode ser a seguinte:

$$VE = \frac{(U^F - U^0)}{U^0} C^0 \quad (17)$$

em que *VE* representa a variação equivalente; U^F , o nível de utilidade final; U^0 , o nível de utilidade inicial; e C^0 , o consumo do agente privado no equilíbrio inicial.

3.4 Análise do consumo aparente

O consumo aparente (*CA*) é aquilo que se consome de qualquer produto em determinado país, ou seja, o que é produzido (*P*) menos o que se exporta (*E*), mais o que se importa (*I*) desse produto. A análise sobre os efeitos no consumo aparente mostra, de maneira didática, os reais impactos da produção doméstica e

da importação sobre o consumo aparente. Esses indicadores demonstram como as medidas de intervenção política alteram as taxas de autossuprimento do mercado nacional, sendo que sua equação pode ser representada da seguinte forma:

$$CA = P - E + I \quad (18)$$

A relação entre a produção menos exportações sobre o consumo aparente consiste na parcela deste consumo fornecida pela produção nacional, enquanto a relação entre as importações sobre o consumo aparente corresponde à parcela do consumo proveniente das importações.

Nesse sentido, diante de uma política industrial, espera-se um aumento na relação produção menos exportações sobre consumo aparente e um decréscimo na relação importações sobre consumo aparente, visto que toda política industrial visa estimular a produção doméstica em detrimento das importações. As equações da produção menos exportações sobre o consumo aparente e das importações sobre consumo aparente podem ser representadas da seguinte forma:

$$\frac{P - E}{CA} \quad (19)$$

$$\frac{I}{CA} \quad (20)$$

3.5 Fechamento macroeconômico utilizado e retornos de escala

Os cenários analíticos foram conduzidos a partir de um fechamento denominado “novo equilíbrio geral multirregional” (New MRGE), em que produção, preços e renda são endógenos para todas as regiões, enquanto a população e as variáveis de mudança técnica e de políticas são exógenas ao modelo. Esse fechamento é apropriado para se captar a substituição na produção e consumo entre os setores devido às medidas para incentivar o setor industrial. A chamada “composição fixa regional” é adotada em todas as simulações, assumindo-se que a composição regional do estoque mundial de capital permanece inalterada ($rordelta = 0$). Rordelta é um coeficiente binário que determina o mecanismo de alocação dos investimentos entre as regiões, assumindo o valor de 0 (composição regional fixa) e de 1 (componente da taxa de retorno).

Ainda nesta perspectiva, o modelo considera que a oferta total de cada fator de produção não se altere, mas tais fatores são móveis entre setores dentro de uma

região. O fator terra é específico aos setores agropecuários, enquanto recursos naturais são específicos a alguns setores, e como exemplo pode citar-se os de extração de recursos minerais e os de energia. O modelo parte do pressuposto de ausência de desemprego, e desta forma os preços dos fatores são flexíveis. Pelo lado da demanda, investimentos e fluxos de capitais são mantidos fixos, bem como o saldo do balanço de pagamentos. Assim sendo, mudanças na taxa real de câmbio devem ocorrer para acomodar alterações nos fluxos de exportações e importações após os choques. O consumo do governo poderá se alterar com mudanças nos preços dos bens, assim como a receita advinda dos impostos estará sujeita a mudanças no nível de atividade e no consumo, conforme Pereira, Teixeira e Raszap-Skorbiansky (2010).

No que tange aos retornos de escala, não se alteraram os procedimentos e as equações comportamentais do modelo, partindo-se do pressuposto de que existem retornos constantes de escala e competição perfeita, visto que, de acordo com Azevedo (2008), os ganhos de bem-estar são geralmente maiores nos modelos sob concorrência imperfeita, pois se criam mecanismos adicionais tais como elasticidades e *mark-ups* mais elevados, que colaboram para que estes resultados sejam diferentes. No entanto, os modelos baseados em retornos constantes envolvem métodos analíticos robustos, com os ganhos advindos da melhor alocação dos recursos e de mudanças nos termos de troca, enquanto modelos de concorrência imperfeita envolvem inferências em relação a uma teoria ainda repleta de contravérsias em relação a questões como a extensão das economias de escala e a estimação das margens de *mark-ups* em indústrias sujeitas a concorrência imperfeita.

3.6 Banco de dados, agregação e *software* utilizados

O banco de dados utilizado foi o do GTAP, versão 7, com base de dados para 2004, sendo que esta versão compreende 113 regiões, 57 *commodities* e cinco fatores de produção.

Em função das limitações da base de dados do GTAP, apenas 13 setores foram analisados (tabela 5) dentre aqueles contidos na PDP, sendo os restantes agregados na categoria dos demais setores. No que tange à agregação setorial, além do Brasil, a mesma contempla os principais parceiros comerciais do país, incluindo Mercado Comum do Sul (Mercosul) sem o Brasil, ficando o grupo composto de Argentina, Paraguai e Uruguai; Estados Unidos da América; União Europeia (UE)³ (25); países do BRIC, sem o Brasil, ficando o grupo composto por China, Índia e Rússia. Os demais países foram agregados na categoria Resto do Mundo.

3. Os 25 países da UE são Alemanha, Áustria, Bélgica, Chipre, Dinamarca, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Estônia, Finlândia, França, Grécia, Hungria, Irlanda, Itália, Letônia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Países Baixos, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Tcheca e Suécia.

TABELA 5

Agregação entre regiões e *commodities* realizada no GTAP

Regiões	Setores
1. Brasil (BRA)	1. Têxtil e confecções (TXT)
2. Mercosul (MER)	2. Petróleo, gás e petroquímica (PET)
3. Estados Unidos (EUA)	3. Mineração (MIN)
4. UE-25 (EUR)	4. Couro, calçados e artefatos (COU)
5. BRIC (BRIC)	5. Madeira e móveis (MAD)
6. Resto do Mundo (RMD)	6. Celulose e papel (CEL)
	7. Plásticos (PLA)
	8. Siderurgia (SID)
	9. Complexo automotivo (AUT)
	10. Bens de capital (BC)
	11. Construção civil (CIV)
	12. Indústria naval e de cabotagem (NAV)
	13. Aeronáutico (AER)
	14. Demais setores (DEM)

Fonte: Elaborada a partir do GTAP-7.

Obs.: Os símbolos entre parênteses indicam os códigos utilizados para a estimação.

3.7 Cenários analíticos

Para alcançar os objetivos do trabalho e fundamentados nas proposições contidas na PDP, explicitadas em Brasil (2010a) e ABDI (2008a, 2008b, 2008c, 2009a, 2009b, 2009c, 2009d e 2009e), analisou-se o impacto dos objetivos desta política nos 13 setores produtivos descritos anteriormente, aplicando-se as reduções do IPI e do Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação (ICMS). A atual estrutura de IPI e ICMS nos setores analisados pode ser visualizada na tabela 6.

TABELA 6

Carga setorial de tributos da economia brasileira, incidente nos setores analisados

Setores	IPI (%)	ICMS (%)
Bens de capital	5,00	9,90
Complexo automotivo	9,80	20,10
Petróleo, gás e petroquímica	3,80	9,00
Indústria naval e de cabotagem	7,50	22,00
Madeira e móveis	4,20	13,70
Plásticos	10,01	15,00
Couro, calçados e artefatos	0,70	19,30
Construção civil	0,90	0,60
Celulose e papel	5,40	11,20
Têxtil e confecções	0,90	23,00
Siderurgia	2,90	2,40
Aeronáutico	10,00	18,00
Mineração	5,60	26,00

Fonte: IBGE (2010).

A tabela 7 foi organizada segundo a ordem decrescente da redução dos tributos (IPI e ICMS). O foco foi verificar o impacto desta política sobre os setores produtivos do Brasil.

TABELA 7
Reduções do IPI e ICMS com base na PDP e reduções do IPI proposto pelo cenário alternativo

Setores	Cenário 1: baseado na PDP		Cenário 2: alternativo
	IPI (%)	ICMS (%)	IPI (%)
Bens de capital	100	10	50
Complexo automotivo	100		50
Petróleo, gás e petroquímica	100		50
Indústria naval e de cabotagem	100		50
Madeira e móveis	20	10	50
Plásticos	12	18	50
Couro, calçados e artefatos	12	15	50
Construção civil	8	15	50
Celulose e papel	8	5	50
Têxtil e confecções	6	5	50
Siderurgia	6	5	50
Aeronáutico	4	15	50
Mineração	4	8	50

Fonte: Elaboração própria a partir de dados de Brasil (2010a) e ABDI (2008a, 2008b, 2008c, 2009a, 2009b, 2009c, 2009d e 2009e).

Como cenário alternativo foram consideradas reduções uniformes de 50% nas alíquotas de IPI, conforme tabela 7, sem discricionariedade, incidente sobre cada um dos 13 setores selecionados. Além disto, a discriminação setorial leva a um desalinhamento dos preços relativos, o que, por sua vez, afeta a competitividade relativa. Neste sentido, a não discriminação de alíquotas evita os problemas mencionados e colabora para a comparação dos resultados de ambas as simulações. Os setores complexo automotivo, petróleo, gás e petroquímica e indústria naval e de cabotagem não foram contemplados com alteração do ICMS.

A análise dos resultados dos impactos setoriais da PDP foi realizada para os agrupamentos dos setores em diferentes níveis de intensidade tecnológica, conforme a classificação da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE, 2010). Dessa forma, visualiza-se melhor para quais níveis tecnológicos a política foi mais adequada. Esta classificação também é defendida por autores de cunho ortodoxo que argumentam que as políticas industriais devem favorecer setores intensivos em tecnologia. Assim, os setores industriais de têxtil e

confeccões; couros, calçados e artefatos; madeira e móveis; e celulose e papel representam setores de baixa intensidade tecnológica. As indústrias de petróleo, gás e petroquímica; mineração; siderurgia; plástico; e naval e cabotagem representam setores de média-baixa intensidade tecnológica e os setores automotivo e de bens de capital representam setores de média-alta intensidade tecnológica. Finalmente, a indústria aeronáutica insere-se na categoria de alta intensidade tecnológica. A construção civil não se adéqua a esse tipo de classificação por estar incluída no setor serviços. O agrupamento setorial pode ser melhor visualizado na tabela 8.

TABELA 8

Classificação setorial com base nos níveis de intensidade tecnológica

Setores de baixa intensidade tecnológica	Setores de média-baixa intensidade tecnológica	Setores de média-alta intensidade tecnológica	Setores de alta intensidade tecnológica
Têxtil e confeccões	Petróleo, gás e petroquímica	Automotivo	Aeronáutica
Couros, calçados e artefatos	Mineração	Bens de capital	
Madeira e móveis	Siderurgia		
Celulose e papel	Plástico		
	Naval e cabotagem		

Fonte: OCDE (2010).

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1 Impactos da PDP⁴

Os impactos das políticas de alteração de alíquotas de impostos (IPI e ICMS) sobre os setores produtivos da economia brasileira podem ser visualizados pelos resultados apresentados na tabela 9. Nota-se que a implementação das medidas de isenção tributária e de redução de alíquotas afetou os diversos setores industriais de forma diferenciada, sendo que oito setores apresentaram aumentos na produção, com destaque para os setores de petróleo, gás e petroquímica e bens de capital;⁵ nove setores apresentaram aumento nas exportações, com destaque para bens de capital e o setor de couro, calçados e artefatos; dez apresentaram decréscimos em suas importações, sendo que as quedas mais acentuadas foram nos setores de couro, calçados e artefatos e automotivo, e sete apresentaram aumentos no consumo, destacando-se petróleo, gás e petroquímica e bens de capital.

4. Neste trabalho analisaram-se os efeitos da PDP sobre os principais fluxos econômicos da economia brasileira, contudo esta política teve efeitos, embora pequenos, nos fluxos de comércio dos principais parceiros econômicos do país, sendo que no Mercosul os efeitos foram maiores. Para maiores informações do impacto da PDP sobre os parceiros econômicos, ver Coronel (2010).

5. Convém destacar que os três setores que mais tiveram aumento na produção foram os que apresentaram maior elasticidade de substituição entre importações de diferentes origens (esubmi) e elasticidade de substituição entre bens domésticos e importados (esubdi). Além disso, os setores petróleo, petroquímica e gás natural e bens de capital apresentaram alta redução tarifária.

TABELA 9
Valores inicial e final da produção, exportação e importação brasileiras em bilhões de dólares e respectivas variações percentuais na produção, exportação, importação, consumo, preços domésticos e preços das commodities importadas, resultantes da implementação da PDP

Intensidade tecnológica	Setores	Produção			Exportação			Importação			Consumo			Preços domésticos			Preços importados									
		Inicial	Final	Δ%	Inicial	Final	Δ%	Inicial	Final	Δ%	Inicial	Final	Δ%	Inicial	Final	Δ%	Inicial	Final	Δ%							
Baixa	TXT	20,79	20,59	-0,96	1,77	1,87	5,64	1,567	1,48	-5,55	-1,85	-0,839	0,001	COU	6,26	6,52	4,15	3,57	3,79	6,16	0,317	0,294	-7,25	0,79	-0,794	-0,009
	MAD	8,90	9,16	2,92	4,09	4,32	5,62	0,188	0,176	-6,38	0,24	-0,996	-0,02	CEL	21,35	21,53	0,84	3,68	3,842	4,40	0,854	0,825	-3,39	-0,06	-0,821	0,00
	PET	59,25	66,79	12,72	4,79	2,80	-41,54	9,356	11,91	27,29	18,95	5,846	0,24	MIN	26,46	26,70	0,90	9,93	10,03	1,00	1,41	1,42	0,70	0,83	-0,324	0,019
	SID	55,24	57,02	3,22	11,84	12,23	3,29	3,09	3,117	0,87	3,06	-0,486	0,008	PLA	54,99	54,98	-0,018	7,16	7,19	0,41	14,88	14,85	-0,20	-0,12	-0,046	0,026
Média-baixa	NAV	3,59	3,50	-2,50	1,29	1,219	-5,50	1,40	1,39	-0,71	-0,73	1,556	0,04	AUT	68,65	70,86	3,21	15,90	15,67	-1,44	8,36	7,79	-6,81	3,07	0,293	0,025
	BCP	49,69	52,80	6,23	10,76	11,43	6,22	17,34	16,78	-3,22	3,34	-0,781	0,001	AER	4,10	4,02	-1,95	0,436	0,422	-3,12	1,65	1,617	-2,00	-1,99	0,888	0,051
	CIV	84,01	84,01	0,00	0,023	0,0238	3,47	0,034	0,00334	-1,76	0,00	-0,923	0,003	Alta												
													0,00334		-1,76	0,00	-0,923	0,003								

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Obs.: Esta tabela foi organizada com base na intensidade tecnológica dos setores (baixa, média-baixa, média-alta e alta).

No grupo de setores pertencentes à categoria de baixa tecnologia, à exceção do setor têxtil e de confecções, verifica-se que o atendimento do mercado interno ocorreu em função da expansão da produção doméstica, seguida do crescimento das exportações e de contração das importações. A indústria de têxtil e de confecções não respondeu positivamente aos incentivos recebidos, face àqueles recebidos pelos demais setores contemplados pela PDP. Em termos do mercado interno, o consumo de couros, calçados e artefatos e de madeira e móveis apresentou variações positivas, enquanto essas variações foram negativas para os setores têxtil, de confecções e de celulose e papel. Estes novos equilíbrios entre oferta e demanda resultaram em quedas nos preços domésticos para os bens de baixa tecnologia, o que explica a maior competitividade internacional desses produtos e reduz as respectivas importações na presença de preços relativamente estáveis para os similares importados.

A análise das respostas dos setores de média-baixa tecnologia indicou que os setores de petróleo, gás e petroquímica; mineração e siderurgia apresentaram aumentos na produção como resposta ao crescimento da demanda interna. Em termos específicos, a variação mais acentuada ocorreu no setor de petróleo, gás e petroquímica. Essa pressão de demanda pode estar associada à natureza de utilização desses produtos como fonte de energia para o crescimento da produção dos demais setores, uma vez que, mesmo diante de preços domésticos crescentes, houve uma expansão no consumo. Já os setores de plástico e da indústria naval e de cabotagem tiveram decréscimos em seus respectivos níveis de produção em função das reduções nas demandas desses produtos no mercado doméstico. A análise do mercado externo indicou aumentos nas exportações dos setores de mineração, siderurgia e plásticos e queda nas exportações da indústria naval e de cabotagem. À exceção dos setores de plásticos e da indústria naval e de cabotagem, os demais setores tiveram suas importações crescentes, diante de preços internacionais praticamente estáveis.

Os setores de média-alta tecnologia, representados no modelo pelas indústrias automotivas e de bens de capital, apresentaram aumentos no consumo e na produção e quedas nas importações, respondendo de maneira satisfatória à isenção do IPI. A análise de mudanças no consumo indicou aumentos elevados para ambos os setores, em torno de 3% para cada um. O setor automotivo apresentou também um decréscimo em suas exportações, o que pode estar relacionado com um aumento maior nos preços domésticos em relação ao preço das importações do setor. Este resultado pode ser corroborado pelo trabalho de Alvarenga *et al.* (2010), no qual o setor automotivo respondeu rapidamente às mudanças propiciadas pela isenção do IPI. Ainda nesta perspectiva, de acordo com estimativa realizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2010), por meio de um modelo de regressão simples, 191 mil veículos foram vendidos entre janeiro e junho de 2009, o que corresponde a uma elevação de 13,4% das vendas em relação ao período anterior. Esse resultado pode ser creditado às isenções do IPI.

O setor bens de capital apresentou aumentos em suas exportações, concomitantemente ao aumento do consumo, o que pode estar relacionado com a diminuição do preço doméstico face ao preço internacional desses bens, o que resultou em maior competitividade internacional do setor produtor de bens de capital. O setor aeronáutico, classificado como de alta tecnologia, respondeu negativamente às reduções tributárias propostas pela PDP, visto que apresentou decréscimos no consumo, na produção e exportação. No que se refere aos diferenciais de preços internos e externos, observa-se um crescimento maior dos preços domésticos. Este resultado mostra que as reduções do IPI, que foi de 4%, e do ICMS, de 15%, não foram altas o suficiente para fazer face aos incentivos recebidos pelos outros setores.

O setor da construção civil não respondeu aos estímulos propostos. O consumo manteve-se inalterado diante de uma oferta doméstica estável. As exportações setoriais cresceram a uma taxa de 3,47%, mais elevadas do que a taxa de redução das importações (1,76%), o que sinaliza serem essas últimas maiores do que as exportações. De acordo com Mantega (2010), os créditos e os incentivos para o setor de construção no Brasil representam 3% do PIB, na Espanha, 30% do PIB, e nos Estados Unidos, 80% do PIB. Segundo o autor, o Brasil está num patamar muito baixo de financiamento e de estímulo à construção civil, o que pode explicar as pequenas alterações observadas na produção e nos fluxos de comércio do setor de construção civil no país.

Convém destacar que alguns dos setores que tiveram reduções tarifárias apresentaram queda na sua produção, algo aparentemente contraintuitivo. No entanto, um dos aspectos-chave para explicar este resultado é a pequena magnitude das reduções tarifárias na simulação nestes setores, conforme mostra a tabela 7. O setor aeronáutico, por exemplo, que registrou uma queda de 1,95% na produção, teve uma redução de apenas 4% do IPI, além de apresentar uma das maiores alíquotas no imposto antes da simulação (10%), como mostra a tabela 6. O setor da indústria naval e de cabotagem, embora tenha registrado uma redução de 100% do IPI, manteve a mesma alíquota de ICMS na simulação, uma das mais elevadas (22%).

Após as análises destes fluxos, surge a questão relacionada com o impacto líquido dos incentivos tributários incidentes nos 13 setores considerados sobre a balança comercial brasileira. As contribuições setoriais calculadas revelam que houve uma redução do superávit comercial do Brasil com o exterior da ordem de US\$ 1,63 bilhão. Este resultado está fortemente relacionado ao setor de petróleo, gás e petroquímica, o qual é muito relevante na balança comercial brasileira e teve forte aumento em suas importações (27,29%) e queda nas exportações (41,54%).

Os efeitos da PDP sobre a participação da oferta doméstica e das importações no consumo aparente do Brasil podem ser visualizados na tabela 10. Convém destacar que, em muitos trabalhos de equilíbrio geral, tais como os de Cypriano e Teixeira (2003)

foram analisados os efeitos das alterações tributárias, creditícias e barreiras econômicas apenas em variáveis como produção, exportação e importação. Contudo, a análise sobre os efeitos no consumo aparente é de suma importância, pois mostra os reais impactos da produção doméstica e da importação sobre o consumo aparente.

TABELA 10

Efeito da PDP sobre a participação brasileira no consumo aparente resultante da implementação da PDP

Intensidade tecnológica	Setores	P-X/CA		M/CA	
		Inicial	Final	Inicial	Final
Baixa	TXT	92,35	92,62	7,65	7,38
	COU	89,50	90,34	10,50	9,66
	MAD	96,27	96,49	3,73	3,51
	CEL	95,40	95,55	4,60	4,45
Média-baixa	PET	85,34	84,31	14,66	15,69
	MIN	92,13	92,14	7,87	7,86
	SID	93,34	93,48	6,66	6,52
	PLA	76,28	76,30	23,72	23,70
Média-alta	NAV	62,09	62,08	37,91	37,92
	AUT	86,37	87,68	13,63	12,32
Alta	BCP	69,19	71,15	30,81	28,85
	AER	69,12	69,16	30,88	30,84
	CIV	99,96	99,96	0,04	0,04

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Obs.: Esta tabela foi organizada com base na intensidade tecnológica dos setores (baixa, média-baixa, média-alta e alta).

De acordo com a tabela 10, dos 13 setores analisados, dez apresentaram aumentos na relação produção menos exportações sobre o consumo aparente, e decréscimos na relação importações sobre o consumo aparente, ou seja, a PDP contribuiu para aumentar ainda mais o viés doméstico do consumo brasileiro na maior parte dos setores analisados, o que é o objetivo de todas as políticas industriais.

Um aspecto importante a ser considerado é que, tanto no equilíbrio inicial como no final, para todos os setores analisados, a taxa de suprimento do consumo doméstico na economia brasileira é fortemente dependente da produção doméstica, pois em nenhum dos equilíbrios analisados a participação das importações supera a da produção doméstica. Isso pode ser corroborado pelos resultados da tabela 10, onde se mostra que, dos 13 setores analisados, em dez deles o consumo depende em mais de 75% da produção doméstica.

Os setores de baixa tecnologia, representados pelos setores de têxtil e confecções; couro, calçados e artefatos; madeira e móveis; e celulose e papel, apresentaram aumentos na relação produção menos exportação sobre consumo aparente e decréscimo na

relação importações sobre o consumo aparente, o que indica que as medidas setoriais da PDP para essas atividades industriais conseguiram aumentar a participação da produção doméstica no autossuprimento em detrimento das importações.

Os setores de baixa-média tecnologia representados pelos setores de petróleo, gás e petroquímica; mineração; plástico; siderurgia e indústria naval e de cabotagem, à exceção do setor de petróleo, gás e petroquímica e indústria naval e de cabotagem, apresentaram aumento da produção menos exportações sobre o consumo aparente e redução das importações sobre o consumo aparente. Conseqüentemente, as medidas do cenário baseado na PDP aumentaram a dependência externa em recursos energéticos, o que constitui um resultado negativo.

Os setores de média-alta tecnologia, representados pelo setor automotivo e bens de capital, apresentaram aumentos na relação produção menos exportação e decréscimo na relação importações sobre o consumo aparente, indicando que a política conseguiu estimular a participação da produção doméstica no consumo aparente em detrimento das importações. Admitindo-se que houve uma expansão acelerada da frota nacional de veículos, conforme o Ipea (2010), as medidas da PDP para o setor automotivo devem ser vistas como um instrumento que foi aplicado para contornar parte dos problemas relacionados com a crise econômica mundial. No entanto, faz-se necessário avaliar os custos e benefícios de tais medidas em um horizonte de tempo maior.

A análise para o setor aeronáutico indica que não houve alterações substanciais nas relações das participações da produção doméstica e das importações sobre o consumo aparente. A retração da produção foi acompanhada de queda no consumo, e as quedas nas exportações e importações foram compensadas entre si. A construção civil não apresentou variações nas participações da produção e das importações sobre o consumo aparente.

Em relação aos fatores primários de produção, foram observados aumentos das remunerações dos fatores terra e trabalho (não qualificado e qualificado), conforme tabela 11. Assim, as medidas da PDP contribuíram para o crescimento da demanda derivada desses fatores. O aumento da remuneração da mão de obra qualificada e não qualificada sinaliza que existe espaço para a expansão do emprego doméstico, principalmente nos setores caracterizados como intensivos em baixa e em média-baixa tecnologias.

A lucratividade do capital tem como finalidade medir o retorno ao capital em termos de custo de formação desse capital, sendo calculada pela relação entre a taxa de retorno ao capital e o custo unitário do investimento. Esta relação tem a seguinte interpretação: a redução da lucratividade do capital indica uma desvalorização do fator capital relativamente ao custo de investimento, enquanto um aumento na lucratividade do capital indica que o gasto com a formação do capital

se torna mais atrativo, uma vez que o preço do capital gerado pelo investimento é relativamente maior. Como o resultado foi positivo (tabela 11), pode-se afirmar que os investimentos produtivos na economia tornam-se mais lucrativos após a implementação das medidas de incentivo tributário da PDP, o que era uma das metas da política. As mudanças nos níveis de bem-estar são medidas pelo conceito de variação equivalente e expressam, em termos percentual e monetário, as variações nos níveis de utilidade auferidos pelos agentes econômicos.

TABELA 11

Varição percentual na remuneração dos fatores e na lucratividade do capital para o Brasil devido às medidas propostas pela PDP

Fatores	Brasil
Terra	4,12
Trabalho não qualificado	5,13
Trabalho qualificado	4,44
Capital	5,48
Lucratividade do capital	58,56

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Os resultados indicam que os ganhos de bem-estar são positivos para o Brasil, o que significa que os incentivos tributários baseados na PDP promovem aumentos no nível de bem-estar para os consumidores brasileiros, provavelmente pelos resultados já discutidos anteriormente. Em valores absolutos, os ganhos de bem-estar mostram-se expressivos, em torno de US\$ 3 bilhões para a economia brasileira, valor que indica que, mesmo a variação de bem-estar sendo relativamente pequena (0,84%) em termos percentuais, é expressiva em termos absolutos.

4.2 Análise do cenário alternativo

Os resultados, na tabela 12, indicaram que as reduções uniformes de alíquotas de IPI foram favoráveis concomitantemente ao crescimento da produção e do consumo para dez dos 13 setores considerados. Apenas os setores da construção civil, indústria naval e de cabotagem e a indústria aeronáutica não responderam positivamente à redução uniforme do IPI em termos de variações na produção e no consumo. No que tange às exportações, nove setores apresentaram aumentos, com destaque para os de têxtil e confecções e de madeira e móveis. Em relação às importações, nove dos setores analisados apresentaram decréscimos nos valores importados, sendo que as quedas mais acentuadas foram nos setores de couro, calçados e artefatos e de madeiras e móveis.

TABELA 12

Valores inicial e final da produção, exportação e importação brasileiras em bilhões de dólares e respectivas variações percentuais na produção, exportação, importação, consumo, preços domésticos e preços das commodities importadas, resultantes da implementação do cenário alternativo

Intensidade tecnológica	Setores	Produção		Exportação		Importação		Consumo		Preços domésticos		Preços importados	
		Inicial	Final	Δ%	Inicial	Final	Δ%	Inicial	Final	Δ%	Δ%	Δ%	Δ%
Baixa	TXT	20,79	22,10	6,30	1,77	1,80	1,69	1,567	1,512	-3,50	6,00	-0,201	0,000
	COU	6,26	6,64	6,07	3,57	3,62	1,40	0,317	0,267	-15,77	9,54	-0,186	-0,006
	MAD	8,90	9,09	2,13	4,09	4,15	1,46	0,188	0,174	-7,44	2,36	-0,246	-0,015
	CEL	21,35	21,60	1,17	3,68	3,72	1,08	0,854	0,826	-3,27	1,00	-0,196	-0,001
Média-baixa	PET	59,25	61,82	4,33	4,79	4,02	-16,07	9,356	10,127	8,24	6,44	1,868	0,080
	MIN	26,46	26,67	0,79	9,93	9,94	0,10	1,410	1,416	0,42	1,16	-0,019	0,006
	SID	55,24	56,18	1,70	11,84	11,92	0,67	3,090	3,088	-0,06	1,86	-0,094	0,003
	PLA	54,99	56,24	2,27	7,16	7,158	-0,02	14,880	14,930	0,33	2,09	0,041	0,008
	NAV	3,59	3,56	-0,83	1,29	1,268	-1,70	1,400	1,393	-0,50	-0,27	0,541	0,013
Média-alta	AUT	68,65	69,71	1,54	15,90	15,78	-0,75	8,360	8,070	-3,46	1,46	0,150	0,008
	BCP	49,69	50,96	2,55	10,76	10,91	1,39	17,340	17,050	-1,67	1,47	-0,180	0,001
Alta	AER	4,10	4,13	0,73	0,436	0,431	0,438	1,650	1,683	2,00	-0,06	-0,104	0,017
	CIV	84,01	84,00	-0,01	0,023	0,0232	0,86	0,034	0,03385	-0,44	0,00	-0,206	0,001

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Obs.: Esta tabela foi organizada com base na intensidade tecnológica dos setores (baixa, média-baixa, média-alta e alta).

Este cenário foi mais favorável ao setor de baixa tecnologia, visto que todos os setores de atividade (de têxtil e confecções; couros, calçados e artefatos; madeira e móveis e celulose e papel) apresentaram aumentos no consumo, produção, exportações e queda nas importações. Essas alterações ocorreram na presença de preços domésticos decrescentes e de preços internacionais constantes.

Nos setores de média-baixa tecnologia, destaca-se o aumento inferior ao observado na simulação anterior para o consumo de petróleo, gás e petroquímica. O aumento da dependência externa de combustível foi relativamente reduzido e o aumento do preço doméstico deste setor foi inferior ao da simulação anterior. No setor de siderurgia, observou-se o decréscimo das importações. Para o setor de plásticos, ocorreram aumentos da produção, importações e consumo e queda nas exportações, sob redução nos preços domésticos e com os preços internacionais praticamente constantes. A indústria naval e de cabotagem apresentou quedas na produção, exportação, importação e no consumo.

A análise para o setor de média-alta tecnologia indicou, para o setor de bens de capital, aumentos na produção, exportações e consumo e queda nas importações. Estes resultados são semelhantes aos da simulação anterior, contudo os valores são menores, com queda nos preços domésticos, mantendo-se os preços internacionais praticamente estáveis. Para o setor automotivo, a produção, as exportações e o consumo aparente variaram no mesmo sentido da simulação anterior. Contudo, as magnitudes desses aumentos foram menores, o que resultou em queda nas importações. Este resultado favorece mais a estabilidade do mercado interno do que aquele obtido no primeiro cenário.

Os resultados desta simulação foram favoráveis ao setor aeronáutico, visto que se observaram aumentos na produção e exportações e as quedas no consumo foram inferiores aos da simulação anterior. Essas variações ocorreram diante de preços domésticos decrescentes, enquanto os preços internacionais permaneceram praticamente constantes.

Em relação ao setor de construção civil, observaram-se quedas na produção (0,01%) e importações (0,44%) e aumento das exportações (0,86%), contudo estes resultados não foram suficientes para alterar o consumo.

A queda no superávit da balança comercial foi de US\$ 623 milhões, valor bem menor que na simulação anterior, o que indica que esta redução uniforme, de 50% do IPI, traria maiores benefícios para o equilíbrio das contas externas brasileiras.

De acordo com a tabela 13, dos 13 setores analisados, 11 apresentaram aumentos na relação produção menos exportações sobre o consumo aparente. Já na relação produção menos importações sobre o consumo aparente, 11 setores diminuíram sua participação sobre o consumo aparente, ou seja, esta simulação de redução

uniforme de alíquotas mostrou-se efetiva no sentido de aumentar a participação da produção em detrimento das importações no suprimento do mercado interno.

TABELA 13

Efeito da PDP sobre a participação brasileira no consumo aparente resultante da implementação do cenário alternativo

Intensidade tecnológica	Setores	P-X/CA		M/CA	
		Inicial	Final	Inicial	Final
Baixa	TXT	92,35	93,05	7,65	6,95
	COU	89,50	91,93	10,50	8,07
	MAD	96,27	96,60	3,73	3,40
	CEL	95,40	95,60	4,60	4,40
Média-baixa	PET	85,34	85,09	14,66	14,91
	MIN	92,13	92,18	7,87	7,82
	SID	93,34	93,47	6,66	6,53
	PLA	76,28	76,68	23,72	23,32
	NAV	62,09	62,18	37,91	37,82
Média-alta	AUT	86,37	87,04	13,63	12,96
	BCP	69,19	70,15	30,81	29,85
Alta	AER	69,12	69,76	30,88	30,24
	CIV	99,96	99,96	0,04	0,04

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Obs.: Esta tabela foi elaborada com base na intensidade tecnológica dos setores (baixa, média-baixa, média-alta e alta).

Convém ressaltar os aumentos na relação produção menos exportações e o decréscimo na relação importações sobre o consumo aparente para os setores de baixa intensidade tecnológica, com destaque para os de couro, calçados e artefatos e têxtil e confecções, e para os setores de média-alta intensidade tecnológica, representados por bens de capital e automotivo.

Em relação aos fatores primários de produção, foram observados aumentos das remunerações dos fatores terra e trabalho (não qualificado e qualificado), conforme tabela 14, contudo em valores menores que na simulação anterior. Em relação à lucratividade do capital, apesar de a mesma apresentar um valor positivo, este foi bem menor do que na simulação anterior.

TABELA 14

Varição percentual na remuneração dos fatores e na lucratividade do capital para o Brasil devido às medidas propostas pelo cenário alternativo

Fatores	Brasil
Terra	2,51
Trabalho não qualificado	3,14
Trabalho qualificado	2,70
Capital	3,23
Lucratividade do capital	18,50

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

As mudanças nos níveis de bem-estar indicam aumentos de 0,74% para o Brasil, contudo, em valores monetários, este valor é de aproximadamente US\$ 3 bilhões.

5 CONCLUSÕES

Considerando o foco de análise do trabalho e a metodologia proposta, pode-se afirmar que a PDP apresentou efeitos positivos nos setores de baixa intensidade tecnológica, à exceção do setor de têxtil e confecções; no setor de baixa-média intensidade tecnológica, observou-se o aumento da dependência energética; nos setores de média-alta tecnologia, observaram-se aumentos na produção e redução das importações dos bens de capitais e do setor automotivo; e, finalmente, em relação ao setor aeronáutico, constatou-se que a PDP não conseguiu aumentar os níveis de produção e de exportações. No setor de construção civil, observou-se que a política não conseguiu alterar o nível da produção. Destaca-se que, diante de preços domésticos decrescentes, houve aumento no consumo na maior parte dos setores analisados e, conseqüentemente, esses aumentos resultaram em elevação no nível de bem-estar da sociedade. Além disso, a PDP contribuiu para o aumento da taxa de autossuprimento no mercado doméstico em dez setores produtivos. As análises e simulações feitas indicaram que a PDP cumpriu vários de seus objetivos e de suas metas, contudo gerou dois problemas que precisam ser resolvidos: o aumento da dependência energética e a falta de ações visando fomentar o desenvolvimento do setor de alta tecnologia. Tais questões são fundamentais para o desenvolvimento econômico do país e para um novo patamar tecnológico do setor industrial brasileiro.

O cenário alternativo, que supõe reduções uniformes de 50% do IPI para os 13 setores, apresentou resultados mais significativos para o grupo de baixa intensidade tecnológica, visto que foram observados aumentos da produção, exportação e consumo e queda nas importações em todos os setores considerados. No grupo de média-baixa intensidade tecnológica, observou-se uma redução da dependência energética face ao primeiro cenário. Nos setores de média-alta tecnologia, a expansão da frota nacional de veículos é menor, o que reduz a pressão sobre a dependência externa de combustível fóssil e a renúncia fiscal associada à expansão dessa frota de veículos. Em relação ao setor de alta tecnologia, a redução uniforme da alíquota de IPI não penaliza essa produção setorial e suas exportações face aos demais setores, como verificado no primeiro cenário. No setor de construção civil, observaram-se aumentos nas exportações e quedas nas importações. Novamente, há um aumento da taxa de autossuprimento da economia doméstica, com elevação do nível de bem-estar.

A partir desses resultados, algumas questões merecem ser analisadas, tais como o impacto da PDP nas regiões e nos estados brasileiros e o efeito destas políticas nas finanças públicas nacionais e estaduais. São importantes desafios que se colocam para os formuladores de políticas públicas e para pesquisadores que estudam os impactos econômicos das políticas industriais.

ABSTRACT

This paper analyses the impact of the reduction of two taxes (IPI and ICMS), as proposed by the Productive Development Policy (PDP), on trade flows of 13 sectors of the Brazilian economy, using a computable general equilibrium model (GTAPinGAMS). An alternative scenario was also adopted, considering a 50% uniform reduction in IPI. The results of both simulations show an increase of exports, decrease of imports for most sectors examined and a rise in welfare in Brazil. However, in the alternative scenario the gains are larger, with lower energetic dependence and trade deficit relative to the scenario based on the PDP measures.

REFERÊNCIAS

- ABDI. **GPS da indústria**: medidas legais. Brasília, 2008a.
- _____. **GPS da indústria**: medidas legais. Brasília, 2008b.
- _____. **GPS da indústria**: medidas legais. Brasília, 2008c.
- _____. **GPS da indústria**: medidas legais. Brasília, 2009a.
- _____. **GPS da indústria**: medidas legais. Brasília, 2009b.
- _____. **GPS da indústria**: medidas legais. Brasília, 2009c.
- _____. **GPS da indústria**: medidas legais. Brasília, 2009d.
- _____. **GPS da indústria**: medidas legais. Brasília, 2009e.
- _____. 2010. Disponível em: <<http://www.abdi.com.br/?q=node/3>> Acessado em: 18 dez. 2010.
- ALVARENGA, G. V. *et al.* Políticas anticíclicas na indústria automobilística: uma análise de co-integração dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador, BA. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2010. p. 1-15.
- AZEVEDO, A. F. Z. Mercosul: o impacto da liberalização preferencial e as perspectivas para a União Aduaneira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 38, p. 167-196, 2008.
- BRASIL. **Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP)**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/pdp/index.php/sitio/inicial>> Acessado em: 4 ago. 2010a.
- _____. **Comércio exterior**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/pdp/index.php/sitio/inicial>> Acessado em: 4 set. 2010b.
- BRESSER PEREIRA, L. C. **Desindustrialização e câmbio**. Disponível em: <http://www.bresserpereira.org.br/Papers/Interviews/2010/10.09.Entrevista_Bresser-NI.pdf> Acessado em: 14 out. 2010.
- BROOKE, A. **GAMS: a user's guide**. GAMS Development Corporation, 1998.
- CHANG, H. J. **Kicking away the ladder**: development strategy in historical perspective. Londres: Anthem Press, 2002.
- CORONEL, D. A. **Impactos da política de desenvolvimento produtivo na economia brasileira**. 2010. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2010.
- CYPRIANO, L. A.; TEIXEIRA, E. C. Impactos da Alca e do Mercosul no agronegócio do Mercosul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 41, n. 2, p. 217-239, 2003.
- FERRAZ, M. B. Retomando o debate: a nova política industrial do governo Lula. **Planejamento e**

Políticas Públicas, Brasília, v. 32, n. 2, p. 227-263, 2009.

GURGEL, A. C. **Impactos econômicos e distributivos de mudanças nas relações comerciais da economia brasileira na presença de economias de escala**. 2002. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2002.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Economia**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/mapa_site/mapa_site.php#economia> Acessado em: 10 jan. 2010.

IPEA. **Impactos da redução do imposto sobre produtos industrializados (IPI) de automóveis**. Brasília, 2010 (Nota técnica).

KRUGMAN, P. R. Industrial organization and international trade. In: SCHMALENSSEE, R.; WILLIG, R. (Ed.). **Handbook of industrial organization**. New York: Elsevier, 1989.

MANTEGA, G. Ação anticíclica passa no teste. **Ética Concorrencial**, São Paulo, v. 5, n. 15, p. 6-17, 2010.

NEGRI, F. D. Diagnóstico recente da política de desenvolvimento produtivo. In: CARDOSO JÚNIOR, J. C. **Brasil em desenvolvimento: estado planejamento e políticas públicas**. Brasília: Ipea, 2009.

OCDE. **Industry and entrepreneurship**. Disponível em: <http://www.oecd.org/topic/0,3373,en_2649_37461_1_1_1_37461,00.html> Acessado em: 28 out. 2010.

PEREIRA, M. W. G.; TEIXEIRA, E. C.; RASZAP-SKORBIANSKY, S. Impacts of the doha round on Brazilian, Chinese and Indian agribusiness. **China Economic Review**, v. 21, p. 256-271, 2010.

PINHEIRO, A. C.; GIAMBIAGI, F. **Rompendo o marasmo: a retomada do desenvolvimento no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

RUTHERFORD, T. H. **GTAP6inGAMS: the dataset and static model**. Colorado: Department of Economics, University of Colorado, 2005.

VARIAN, H. R. **Microeconomic analysis**. 3. ed. New York: Norton, 1992.

(Originais submetidos em março de 2011. Última versão recebida em junho de 2011. Aprovada em junho de 2011.)

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Claudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Gilson Baptista Soares

Lucia Duarte Moreira

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro da Cunha

Paula Mascarenhas Rodrigues de Almeida (estagiária)

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br



PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Em 2011, a revista Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE) completa 40 anos de existência. Durante essas quatro décadas foram publicados na revista mais de 800 estudos teóricos ou empíricos sobre uma ampla gama de temas referentes aos problemas econômicos brasileiros. Para celebrar o quadragésimo aniversário de PPE, publicamos este número especial da revista, com artigos que

enfocam alguns dos temas que tiveram maior destaque na história da publicação e que permanecem relevantes nos dias atuais.

Missão

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



Ipea - Instituto de
Pesquisa Econômica Aplicada

