

1515

TEXTO PARA DISCUSSÃO

RESULTADO FISCAL ESTRUTURAL: UM PASSO PARA A INSTITUCIONALIZAÇÃO DE POLÍTICAS ANTICÍCLICAS NO BRASIL

Sérgio Wulff Gobetti
Raphael Rocha Gouvêa
Bernardo Patta Schettini

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

RESULTADO FISCAL ESTRUTURAL: UM PASSO PARA A INSTITUCIONALIZAÇÃO DE POLÍTICAS ANTICÍCLICAS NO BRASIL

Sérgio Wulff Gobetti*
Raphael Rocha Gouvêa*
Bernardo Patta Schettini*

* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro Samuel Pinheiro Guimarães Neto

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

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

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

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

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

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

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

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

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

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

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

ISSN 1415-4765

JEL: E32, E62, H60.

SUMÁRIO

SINOPSE	
ABSTRACT	
1 INTRODUÇÃO.....	7
2 POLÍTICA FISCAL NO BRASIL: UM BALANÇO INICIAL.....	11
3 O QUE É UM BALANÇO FISCAL ESTRUTURAL?	13
3.1 As relações básicas	16
3.2 Metodologias da OCDE e do FMI	18
3.3 Estimativas para o produto tendencial ou potencial	20
3.4 Algumas aplicações para a América Latina	21
4 APLICAÇÃO DO RESULTADO ESTRUTURAL NO BRASIL.....	24
4.1 Considerações gerais	24
4.2 Estratégia de estimação	27
4.3 Fonte e tratamento dos dados.....	30
4.4 Procedimentos econométricos.....	31
5 O QUE O RESULTADO ESTRUTURAL DIZ SOBRE A POLÍTICA FISCAL NO BRASIL?	35
5.1 Elasticidades das receitas em relação ao PIB e ao preço do petróleo	35
5.2 Computando o resultado estrutural no Brasil.....	39
CONCLUSÕES	48
REFERÊNCIAS	50

ANEXO 1	
Qual a relação entre os gastos de seguro-desemprego e demais transferências com o ciclo econômico?	53
ANEXO 2	
Testes para a presença de raiz unitária	55
ANEXO 3	
Metodologia e resultados das estimações	57
A1. Regressões MQO com defasagens distribuídas	57
A2. Regressões com alternância entre regimes Markovianos	63
A3. Regressões com parâmetros variáveis via filtro de Kalman	71

SINOPSE

Este trabalho estima o resultado fiscal primário estrutural – livre da influência de flutuações no produto interno bruto (PIB) e no preço do petróleo – para o governo central e administrações públicas de 1997 ao segundo trimestre de 2010, adaptando a metodologia do Fundo Monetário Internacional (FMI) para levar em conta particularidades do caso brasileiro. Esse procedimento requer que se estimem o PIB tendencial e as elasticidades dos principais componentes do orçamento com relação ao PIB e ao preço do petróleo. Para obter uma série suavizada do PIB (e do preço do petróleo), trabalhamos com o filtro Hodrick-Prescott (HP). Para estimar as elasticidades, usamos vários métodos permitindo não linearidades nos dados. Não realizamos ajustes nas séries de despesas, dado que estas parecem ter exibido comportamento pró-cíclico. Em resumo, as estatísticas indicam que o período analisado foi marcado por dois grandes ciclos de política fiscal: um primeiro de contração fiscal, que se prolongou até o fim de 2005; e outro de expansão fiscal, a partir de 2006. Os cálculos realizados com as elasticidades mais conservadoras também mostram que a expansão fiscal de 2009, durante a crise, teria sido de aproximadamente 0,7% e de 0,2% a 0,4% do PIB na esfera federal e no consolidado da administração pública, respectivamente. Os resultados parciais de 2010, por sua vez, indicam que a expansão fiscal na administração pública sofreu um impulso neste ano (de 0,2% e 0,4% para 0,8% a 0,9% do PIB). Desta vez, entretanto, são principalmente os governos regionais que fazem o resultado fiscal estrutural cair, provavelmente em função da proximidade das eleições.

ABSTRACTⁱ

This paper estimates the primary structural budget balance (eliminating the effects due to cyclical fluctuations in GDP and oil price) for the central government and public administrations from 1997 to the second quarter of 2010. Some adjustments were made on the IMF methodology to account for singularities of the Brazilian case. These procedures demand estimates for the trend GDP, as well as elasticities of the main

i. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*
As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

components of the government budget with respect to GDP and oil price. To obtain a smoothed series for GDP (and oil price), we used the Hodrick-Prescott filter. To estimate the elasticities, we applied various techniques allowing for nonlinearities in the data. We did not perform any adjustment for the expenditure series, given they seem to have exhibited a procyclical behavior. In a nutshell, the statistics allow us to distinguish two big cycles of fiscal policy in the period under analysis: one of fiscal contraction, which was extended until the end of 2005; and another of fiscal expansion, from 2006 on. The calculations performed with the most conservative elasticities also suggest that the fiscal expansion in 2009, during the crises, was of approximately 0,7% of GDP in the federal level and 0,2-0,4% of GDP in the public administrations as a whole. The partial results for 2010 indicate an impulse in the public administrations expenditure (from 0,2-0,4 to 0,4-0,8% of GDP). Nonetheless, the regional governments seemed now to have played a more central role, probably due to the proximity of the elections.

1 INTRODUÇÃO

“El paquete fiscal óptimo debe ser oportuno, cuantioso, duradero, diversificado, contingente, colectivo y sostenible.”

Antonio Spilimbergo
Steve Symansky
Olivier Blanchard
Carlo Cottarelli

A recente crise financeira global colocou em evidência a importância de políticas fiscais anticíclicas como seguro contra choques externos imprevistos, mas, ao mesmo tempo, mostrou que até mesmo os países mais ricos, em que tais políticas já fazem parte da cultura fiscal, tiveram grande dificuldade para sustentar o nível de gastos adequado para manter o emprego e a demanda agregada e, adicionalmente, cobrir os elevados custos decorrentes da absorção de passivos tóxicos e do socorro financeiro ao setor privado.

Diante desse quadro, o debate sobre a validade de políticas fiscais anticíclicas parece estar definitivamente se deslocando de foco, como mostram alguns estudos produzidos pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) e pelo Banco Mundial.¹ Não se trata mais de discutir se tais políticas são convenientes e necessárias ou não,² mas de definir as pré-condições econômicas e fiscais, bem como o arcabouço institucional apropriado para sua execução.

Em particular, há crescente reconhecimento de que o estabelecimento de regras fiscais mais flexíveis e transparentes representa um passo-chave no sentido de viabilizar políticas fiscais anticíclicas que sejam confiáveis. Mas, ao mesmo tempo, o espaço para implementação de tais políticas tende a ser maior nos países que apresentam situação fiscal mais sólida.

1. Ver, por exemplo, Spilimbergo *et al.* (2008), Di Bella (2009) e Gutiérrez e Revilla (2010).

2. Segundo Ffrench-Davis (2010), as economias emergentes são as que mais necessitam de políticas anticíclicas, dado que os efeitos do ciclo econômico sobre as contas públicas são ainda mais acentuados que nos países desenvolvidos.

De acordo com Gutiérrez e Revilla (2010), os países que adotaram políticas fiscais mais sustentáveis antes de 2008-2009 desfrutaram de maior espaço fiscal durante a crise para estabelecer posturas contracíclicas e, conseqüentemente, mitigar seus efeitos negativos.

Dessa forma, o novo paradigma fiscal que emerge da crise parece ser um *mix* de disciplina e flexibilidade fiscal, no qual a disciplina contribui para a flexibilidade, criando as condições objetivas e subjetivas para que os governos possam efetivamente colocar em prática políticas discricionárias anticíclicas quando necessitem e, principalmente, evitar reações pró-cíclicas.

Na América Latina, em especial, essas condições estão sendo criadas lenta e progressivamente. O histórico de desarranjo fiscal das décadas de 1970 e 1980 levou a que nossos *policymakers* tenham abandonado qualquer tentativa de utilizar a política fiscal para fins de estabilização durante os anos 1990. Mais do que isso: em diversos momentos de crise – como em 1998-1999 e 2002-2003, no Brasil –, nossas economias foram submetidas a políticas pró-cíclicas – como cortes de gastos e investimentos em plena fase recessiva –, que, até mesmo quando bem-sucedidas em restabelecer a confiança do mercado na sustentabilidade fiscal, tiveram custo econômico e social considerável.

Ou seja, a década de 1990 e o início do novo milênio foram nitidamente marcados por um viés pró-cíclico nas políticas fiscais dos países latino-americanos, fato este atribuído tanto a fatores objetivos quanto subjetivos.³ Segundo Ffies (2004), por exemplo, alguns analistas e *policymakers* pensam que políticas fiscais contracíclicas são um luxo a que apenas países desenvolvidos podem se permitir, ou, pelo menos, que os países latino-americanos precisam primeiro ajustar suas contas e garantir a solvência fiscal para só depois pensar em reduzir o caráter altamente pró-cíclico de suas políticas fiscais.

3. Gavin *et al.* (1996) relacionam o viés pró-cíclico da política fiscal nas economias em desenvolvimento ao acesso imperfeito ao mercado de capitais durante os maus momentos da economia, enquanto Talvi e Vegh (2000) culpam a incapacidade das instituições financeiras domésticas em gerar superávits durante os bons momentos da economia.

Perry (2002) argumenta que esse é um grande erro, porque os custos das políticas fiscais pró-cíclicas na América Latina foram enormes em termos de crescimento e bem-estar, especialmente para os pobres. Além disso, este autor sustenta haver evidências de que políticas pró-cíclicas tendem a ampliar, e não a reduzir o viés deficitário e, dessa forma, acabam sendo insustentáveis no longo prazo.

O reconhecimento teórico e empírico desses problemas por parte de uma fração crescente de economistas, por um lado, e a melhoria da situação fiscal das economias latino-americanas, por outro, têm aberto espaço para a adoção gradual de políticas fiscais anticíclicas em alguns países da região. O melhor exemplo neste sentido é o do Chile, que adotou no início dos anos 2000 uma meta de superávit fiscal de 1% do produto interno bruto (PIB) e, com isso, conquistou credibilidade para orientar sua política fiscal pelo ciclo econômico, com a introdução de um balanço estrutural para efeitos de monitoramento dos resultados fiscais.

Conforme destacam Marcel *et al.* (2001), os agregados fiscais convencionais (como o resultado nominal ou primário) são normalmente dominados por fatores exógenos que não permitem distinguir os movimentos cíclicos ou transitórios das mudanças mais permanentes derivadas de intervenções da autoridade fiscal. Ou seja, parte dos gastos públicos – como o seguro-desemprego – e principalmente as receitas públicas são afetados por flutuações na atividade econômica e nos preços de *commodities*, que, longe de expressar decisões de política fiscal, refletem fenômenos alheios à vontade dos governos.

Nesse contexto, a decomposição do balanço fiscal entre o componente cíclico e o estrutural constitui um passo fundamental para melhor avaliar e formular a política fiscal. Referenciar as metas fiscais no resultado estrutural das contas públicas reduz o viés pró-cíclico da política fiscal, na medida em que não é exigido das autoridades fiscais cortes dolorosos nos momentos de crise, bem como não é permitido expansões desnecessárias e de baixa qualidade no gasto nos momentos de bonança. Na prática, portanto, a política fiscal que tem por meta determinado resultado estrutural tende a tornar os ciclos econômicos menos pronunciados e, dessa forma, contribuir com a própria política monetária.

Por outro lado, é importante notar que a adoção do resultado estrutural reduz a pró-ciclicidade dos regimes de metas convencionais, mas não implica necessariamente

a adoção de políticas fiscais anticíclicas de caráter discricionário. Em geral, a implementação de medidas discricionárias e anticíclicas – com o objetivo de tornar os ciclos econômicos menos pronunciados – depende de cláusulas de escape em relação às metas de resultado estrutural e, por se referenciar no componente estrutural, são melhor dimensionadas e avaliadas.

Do ponto de vista teórico, portanto, o referenciamento da política fiscal em metas de resultado estrutural – ajustadas ao ciclo econômico e de *commodities* – é compatível tanto com o pensamento heterodoxo quanto com o ortodoxo. Em particular, a abordagem de *tax smoothing* de Barro (1979) prevê a possibilidade de que o resultado fiscal flutue com o ciclo, dispensando a necessidade de aumentos e reduções cíclicas da carga tributária para compensar o efeito negativo ou positivo do ciclo econômico sobre as receitas.⁴

O relativo consenso teórico desaparece quando se discute a capacidade de medidas anticíclicas afetarem o nível de atividade econômica, tanto no curto quanto no longo prazo.⁵ Os estudos empíricos sobre os multiplicadores fiscais, por exemplo, apontam resultados – em magnitude – muito díspares, tanto na comparação entre países e momentos quanto na do tipo de impulso ou retração fiscal aplicado em cada caso.

Em resumo, não há evidências de que os multiplicadores dos investimentos públicos sejam substancialmente maiores do que os vinculados ao consumo do governo, nem de que os multiplicadores de médio e longo prazo dos gastos sejam maiores do que o das modificações na tributação.⁶

No caso do Brasil, os poucos estudos sobre o assunto são ainda menos conclusivos devido à precariedade dos dados do setor público existentes em frequência trimestral, o que limita a robustez das estimações econométricas. Por outro lado, a ausência de uma regra fiscal baseada no componente estrutural dificulta – ou obscurece – a identificação

4. Alesina e Perotti (1996) admitem que leis baseadas no equilíbrio orçamentário podem não ser ótimas no sentido de Pareto, seja por impedirem políticas anticíclicas do tipo keynesianas, seja por induzirem distorções de acordo com o princípio de *tax smoothing*, segundo o qual a melhor política é manter a taxa de tributação constante frente a oscilações temporárias de gastos.

5. A negação desses efeitos será tanto maior quanto maior for a convicção na hipótese de expectativas racionais e equivalência ricardiana.

6. Ver o apêndice II de Spilimpergo *et al.* (2008) para uma resenha da bibliografia empírica.

da magnitude dos impulsos fiscais. O presente estudo tem por objetivo preencher esta lacuna, adaptando e aplicando a metodologia do resultado estrutural ao Brasil e utilizando-a para reavaliar a evolução recente da política fiscal no país.

2 POLÍTICA FISCAL NO BRASIL: UM BALANÇO INICIAL

A situação fiscal brasileira tem evoluído de forma significativa e continuada nos últimos 12 anos, desde a introdução do regime de metas, e isso tem se traduzido em diferentes indicadores: queda do endividamento, queda do risco-país e queda do déficit nominal.⁷ Conjuntamente, a crise econômica mundial impactou negativamente as contas públicas no Brasil, seja pelo efeito natural da desaceleração, seja pelas medidas discricionárias adotadas para enfrentá-la, mas a piora no resultado fiscal brasileiro foi a segunda menor do G-20, de acordo com levantamento realizado pelo FMI (2010).

Em média, o balanço nominal dos países do G-20 piorou 6 pontos percentuais (p. p.) do PIB entre 2007 e 2009, enquanto o resultado brasileiro piorou apenas 0,7 p. p. Somente a Indonésia, entre os países do G-20, teve um indicador mais favorável que o brasileiro nesse período (BRASIL, 2010).

As projeções do FMI, embora estejam em grande medida calcadas em previsões oficiais de cada país suscetíveis a revisões, também colocam o Brasil em situação privilegiada na comparação com a maioria das grandes economias do mundo. Em 2015, por exemplo, o déficit nominal brasileiro seria o terceiro menor do G-20 e o único a se encontrar em patamar inferior ao pré-crise.

Ou seja, em comparação com o resto do mundo e seu próprio passado recente, o Brasil desfruta de uma posição fiscal sólida e de considerável credibilidade junto aos organismos internacionais que influenciam as expectativas do mercado. Essa situação objetiva e subjetiva não autoriza o país a relaxar na disciplina fiscal conquistada, mas indica haver espaço para políticas fiscais mais flexíveis e, sobretudo, de melhor qualidade.

7. A dívida líquida do setor público caiu 10 p. p. do PIB desde 2001, o risco-país está abaixo de 250 pontos básicos e o déficit nominal atingiu em 2008 (1,23% do PIB em outubro) seu menor nível desde 1991, quando tem início a série de estatísticas fiscais do Banco Central do Brasil (Bacen).

O regime de metas, embora tenha sido positivo do ponto de vista da solvência fiscal, introduziu um forte viés pró-cíclico na política fiscal brasileira, além de ter estimulado um ajuste fiscal de “baixa qualidade”, segundo tipologia de Alesina e Perotti (1997), por ter se baseado no aumento das receitas – principalmente indiretas e cumulativas – e no corte dos investimentos (tabela 1). Nas crises de 1999 e 2002, por exemplo, o governo foi forçado a aumentar o superávit primário por meio de medidas contracionistas que claramente aprofundaram o ciclo negativo, embora possam ter tido um efeito positivo sobre as expectativas, contribuindo a médio prazo para a retomada do crescimento econômico.⁸

Na crise de 2008-2009, pela primeira vez, o Brasil não só pôde permitir que os estabilizadores automáticos operassem – com o resultado fiscal acompanhando o ciclo econômico –, como ainda implementou políticas anticíclicas de caráter discricionário para enfrentar o desaquecimento econômico e a crise de liquidez.⁹

TABELA 1
Evolução do resultado primário do governo central e administração pública

(% PIB)

Item	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Receita total do GC	16,9	18,7	19,7	19,9	20,8	21,7	21,0	21,6	22,7	22,9	23,3	23,8	23,5	23,6
Transf.Estados/Municípios	2,7	2,9	3,3	3,4	3,5	3,8	3,5	3,5	3,9	3,9	4,0	4,4	4,1	3,9
Receita Líquida do GC	14,3	15,8	16,4	16,5	17,2	17,9	17,4	18,1	18,8	19,0	19,3	19,4	19,5	19,7
Despesa total	14,0	15,0	14,5	14,7	15,6	15,7	15,1	15,6	16,4	17,0	17,1	16,6	18,2	18,4
Benefícios sociais*	5,5	5,9	6,0	6,0	6,3	6,7	7,3	7,7	8,1	8,5	8,6	8,3	9,1	9,0
Pessoal (servidores)	4,3	4,6	4,5	4,6	4,8	4,8	4,5	4,3	4,3	4,5	4,4	4,4	4,8	4,7
Custeio (incluindo SUS)	3,3	3,4	3,2	3,1	3,3	3,2	2,6	2,7	2,9	2,9	3,0	2,8	3,0	3,1
Subsídios e demais	0,3	0,3	0,3	0,4	0,4	0,2	0,5	0,4	0,6	0,5	0,5	0,3	0,3	0,4
Investimentos	0,7	0,9	0,5	0,7	0,8	0,8	0,3	0,5	0,5	0,6	0,7	0,9	1,0	1,2
Ajustes	(0,6)	(0,3)	0,2	(0,0)	0,0	0,0	(0,0)	0,2	0,1	0,1	0,1	(0,0)	0,1	0,0
Res.Primário GC**	(0,3)	0,5	2,1	1,7	1,7	2,2	2,3	2,7	2,6	2,2	2,2	2,8	1,4	1,4
Res.Primário Regional	(0,7)	(0,2)	0,2	0,5	0,8	0,7	0,8	0,9	1,0	0,8	1,1	1,0	0,7	0,6
Res.Primário Adm.Pública	(1,0)	0,3	2,3	2,2	2,5	2,9	3,1	3,6	3,6	3,0	3,4	3,9	2,0	2,0

Fonte e elaboração dos autores.

Notas: * Previdência, Assistência e Bolsa-Família.

** Resultado desconsiderando efeito contábil do fundo soberano em 2008.

8. Giavazzi e Pagano (1990) argumentam, com base em estudos de caso sobre países europeus, que contrações fiscais podem ter efeitos expansionistas sobre a demanda agregada, devido ao seu efeito sobre as expectativas dos agentes econômicos e, portanto, sobre a taxa de juros.

9. Ver Pires (2009), para um detalhamento completo dessas medidas.

Para citar apenas dois exemplos, o governo federal adotou medidas de desoneração tributária em 2009 e elevou o investimento público para seu mais alto nível desde o início do Plano Real,¹⁰ o que constitui um claro sinal distintivo desta em relação às duas últimas crises.

Esse tipo de reação só foi possível porque, ao contrário dos episódios anteriores, dessa vez, o Brasil entrou na crise como credor líquido em moeda estrangeira e, dessa forma, viu sua dívida pública cair subitamente com a desvalorização cambial de 2008. Diante disso, o governo não se viu colocado diante do dilema que o perseguia até então: elevar o superávit primário para conter o endividamento ou reduzi-lo para estimular a economia.

Do ponto de vista formal, entretanto, a rigidez do atual regime fiscal continua sendo um fator limitador da capacidade de reação do governo, como também ficou evidenciado durante o recente episódio da crise. Embora a desaceleração econômica tenha se iniciado em novembro de 2008, por exemplo, a decisão de acelerar os investimentos só ocorreu em abril de 2009 devido a uma indefinição na equipe econômica sobre a conveniência ou não de reduzir as metas de superávit primário estipuladas na Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO).¹¹

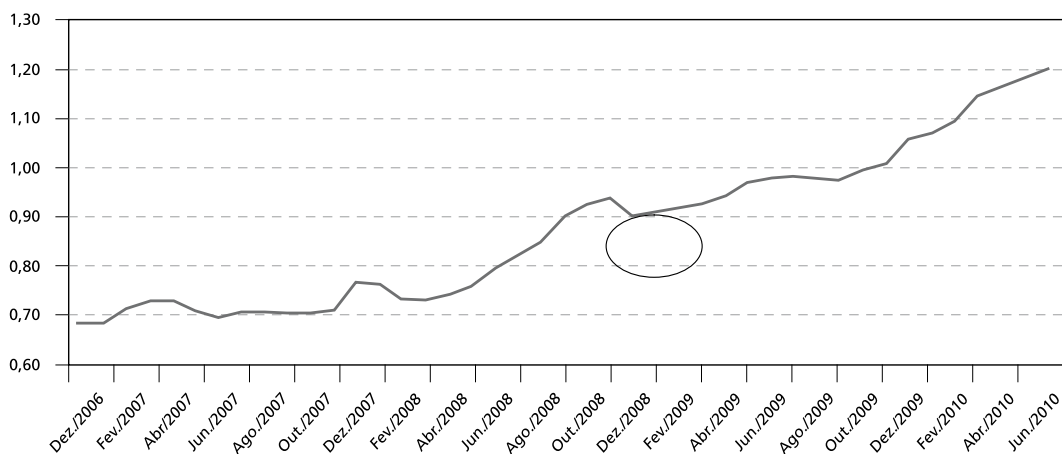
Enquanto a decisão de submeter ao Congresso uma proposta de mudança na lei não foi tomada, como pode ser observado no gráfico 1, a taxa de investimento público federal permaneceu relativamente estagnada, apesar de a regra fiscal em vigor já permitir que o governo deduza parte significativa desses gastos – incluídos no Projeto Piloto de Investimentos – (PPI) no cálculo do superávit.

10. Ver Orair e Gobetti (2010).

11. Formalmente, o governo decidiu não só reduzir o superávit primário em 2009, como também, definitivamente, liberar a Petróleo Brasileiro S/A (Petrobras) do regime de metas, o que constituía uma reivindicação antiga da estatal e se tornou medida fundamental para possibilitar a expansão dos investimentos no pré-sal.

GRÁFICO 1
Taxa de investimento federal

(Em % do PIB)



O PPI foi um primeiro passo dado em 2005 – anteriormente ao próprio **Programa de Aceleração do Crescimento (PAC)** –, no sentido de flexibilizar o regime de metas fiscais no país e incentivar os investimentos, mas desde sua introdução, apenas em 2009, ele foi efetivamente utilizado para, na prática, executar um superávit menor do que a meta.

Em parte, tal postura se justifica pelo fato de o país ter vivido um ciclo de crescimento mais acelerado desde 2006, o que permitiu ao governo expandir o investimento e o superávit primário simultaneamente, por meio do aumento de receitas. Ou seja, durante a fase de crescimento verificada entre 2005 e 2008, o superávit primário consolidado do setor público sempre superou a meta, como pode ser observado pela tabela 2. Se o país adotasse um resultado fiscal estrutural, ajustado ao ciclo econômico, como proposto neste trabalho, é possível que alguns excedentes de superávit registrados pelo critério convencional não existissem, como verificaremos nos capítulos seguintes.

Desse ponto de vista, portanto, o resultado estrutural seria mais transparente e dispensaria o governo de adotar alguns procedimentos de contabilidade criativa que caracterizam regimes demasiadamente rígidos, segundo Milesi-Ferretti (2000).

TABELA 2
Comparação das metas e resultados primários do setor público

(Em % PIB)

Ano	Meta (A)	Margem PPI (B)	Realizado (C)	PPI Executado (D)	Exedente (C+D-A)
2002	3,42		3,55		0,13
2003	3,89		3,89		0,00
2004	3,87		4,18		0,31
2005	3,83	0,13	4,35	0,06	0,57
2006	3,80	0,14	3,80	0,12	0,13
2007	3,80	0,45	3,82	0,19	0,21
2008	3,80	0,65	4,40	0,26	0,86
2009 ¹	2,50	0,96	2,05	0,51	0,07

Fonte: Elaboração Própria (Dados primários: BACEN e STN).

Nota: ¹ A partir de 2009, a Petrobras foi excluída da meta.

Por contabilidade criativa, entende-se um conjunto de ajustes contábeis que tem por objetivo driblar determinadas regras fiscais. Em 2008, por exemplo, o governo brasileiro criou um fundo soberano com o excedente de superávit primário obtido com o crescimento econômico e o *boom* do preço do petróleo. O objetivo era gerar uma poupança que pudesse ser utilizada de forma anticíclica em um momento de crise, como foi 2009.

Na prática, entretanto, como o regime atual de metas não é compatível com políticas anticíclicas, o governo conferiu personalidade jurídica de direito privado ao mencionado fundo com o objetivo de que, ao transferir recursos para este, isso fosse subtraído do superávit primário. Nas estatísticas oficiais, portanto, o superávit primário de 2008 foi de 3,90% do PIB, e não de 4,40%, como reportado na tabela 2.

Ao contrário, no dia em que o governo efetivamente gastar os recursos depositados no fundo, o superávit primário oficial será maior do que o efetivamente realizado. Ou seja, temos um descasamento entre o resultado contábil e o fiscal que efetivamente impacta a macroeconomia.

Por outro lado, em 2009, quando o governo enfrentava dificuldades para cumprir a já reduzida meta de superávit primário, o Tesouro promoveu operações de antecipação de dividendos da Centrais Elétricas Brasileiras S/A (Eletrobras) junto ao Banco Nacional do Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e de recuperação de depósitos judiciais junto à Caixa Econômica Federal (CEF) para aumentar a receita primária. Mais uma vez, os ajustes contábeis distorceram as estatísticas, minimizando o efeito da crise sobre as contas fiscais.

O que se vê, portanto, é que o governo brasileiro tem tomado uma série de iniciativas isoladas que tem por objetivo flexibilizar o regime de metas, mas o mais apropriado talvez seja adotar a metodologia de resultado fiscal estrutural nos moldes do Chile e de outras economias avançadas. A metodologia de resultado estrutural não só dá mais transparência às estatísticas fiscais, como também possibilita que tenhamos uma melhor avaliação de quão contracionista ou expansionista é a política fiscal de um país pela identificação dos componentes cíclicos e estruturais.

3 O QUE É UM BALANÇO FISCAL ESTRUTURAL?

3.1 AS RELAÇÕES BÁSICAS

O resultado fiscal ajustado é computado com o objetivo de se expurgar movimentos automáticos nas receitas e nas despesas do governo relacionados com o ciclo econômico. O balanço estrutural representa, neste sentido, qual seria o resultado fiscal observado se as receitas e as despesas do governo estivessem em seu nível tendencial. Torna-se, assim, possível distinguir entre o efeito de estabilizadores automáticos e o impacto de medidas discricionárias. Em economias em que a receita total e a venda de produtos primários por empresas do governo apresentam comovimentos pronunciados, é comum que o ajuste também leve em conta flutuações no preço de tais *commodities*.

Para tornar claro o procedimento empregado neste trabalho, começamos por esclarecer algumas relações básicas e então distinguimos duas metodologias que se tornaram bastante difundidas na literatura, com referência a algumas experiências aparentemente bem-sucedidas de aplicação. Notamos, em primeiro lugar, que o déficit fiscal nominal (DN) em valores correntes pode ser decomposto de forma a separar o componente primário (SP) do financeiro (JN):

$$DN_t = JN_t - SP_t \quad (1)$$

O componente financeiro reage a movimentos nas condições econômicas devido à sua influência sobre as taxas de juros, mas essa reação não é automática e não se dá necessariamente em linha com o ciclo econômico, de modo que não parece ser possível estabelecer uma relação previsível. Por isso, em geral, o componente financeiro é tratado

como sendo autônomo.¹² Dessa forma, o computo do resultado estrutural consiste em se distinguir entre os componentes cíclicos e tendencial do resultado primário:

$$SP_{s,t} = SP_t - SP_{c,t} \quad (2)$$

em que os subscritos *c* e *s* indicam, respectivamente, os componentes cíclico e estrutural do superávit primário. Essa relação pode ser também expressa na desagregação entre receitas (*R*) e despesas (*G*):

$$(R_{s,t} - G_{s,t}) = SP_t - (R_{c,t} - G_{c,t}) \quad (3)$$

Tal relação é de grande interesse porque, na prática, o cálculo do resultado primário ajustado requer a identificação de seu componente cíclico. Isso é realizado pressupondo uma relação de proporcionalidade entre, de um lado, o quociente dos níveis efetivos e tendenciais das receitas e das despesas e, de outro, a razão entre o produto observado e o potencial. Em geral, considera-se alguma forma de desagregação. Assim, para o agrupamento *i* das receitas e o item *j* das despesas, as seguintes relações devem ser válidas:

$$\frac{R_{is,t}}{R_{i,t}} = \left(\frac{Y^p}{Y}\right)^{\varepsilon_{Ri,Y}}, \quad \frac{G_{js,t}}{G_{j,t}} = \left(\frac{Y^p}{Y}\right)^{\varepsilon_{Gj,Y}} \quad (4)$$

em que *Y* é o produto efetivo, *Y^p* é o produto potencial – ou tendencial, na denominação que adotamos neste estudo – e $\varepsilon_{Ri,Y} \geq 0$ e $\varepsilon_{Gj,Y} \leq 0$ denotam, respectivamente, as elasticidades do grupo de receitas *i* e despesas *j* com relação ao hiato do produto. A seguinte expressão é então utilizada para se chegar ao balanço estrutural:

$$SP_{s,t} = \sum_i R_{i,t} \left(\frac{Y^p}{Y}\right)^{\varepsilon_{Ri,Y}} - \sum_j G_{j,t} \left(\frac{Y^p}{Y}\right)^{\varepsilon_{Dj,Y}} \quad (5)$$

Uma etapa central no cômputo do balanço estrutural consiste em se estimar essas elasticidades, sendo que é possível distinguir entre duas principais metodologias, apresentadas a seguir.

12. Para uma discussão mais abrangente sobre este e outros pontos relacionados ao cômputo do resultado fiscal estrutural, ver Fedelino, Ivanova e Horton (2009).

3.2. METODOLOGIAS DA ORGANIZAÇÃO PARA COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (OCDE) E DO FMI

O procedimento apresentado em *Giorno et al.* (1995), aplicado pelo Secretariado da OCDE às contas públicas dos países-membros, consiste em decompor as elasticidades das receitas em dois componentes, quais sejam, as elasticidades de agrupamentos da receita com relação às suas respectivas bases de incidência e a sensibilidade destas últimas concernente ao ciclo. Ou seja, no que diz respeito às receitas, a relação básica é a seguinte:

$$\varepsilon_{R_i,Y} = \varepsilon_{R_i,b_i} \varepsilon_{b_i,Y} \quad (6)$$

em que b_i representa a base de incidência do item ou agrupamento i das receitas.¹³

A mesma relação pode ser aplicada para agrupamentos de despesas, mas em geral parte-se da hipótese de que apenas os gastos e as transferências relacionados ao desemprego (U) são sensíveis ao ciclo, de modo que:¹⁴

$$\varepsilon_{G,Y} = \varepsilon_{G,U} \varepsilon_{U,Y} \quad (7)$$

Em muitos casos, adota-se alguma hipótese com relação às elasticidades para simplificar o cálculo e minimizar a soma de erros no processo de estimação, por exemplo, $\varepsilon_{G,U}=1$. Mas, mesmo supondo $\varepsilon_{G,U}=1$, é preciso ainda estimar $\varepsilon_{U,Y}$ além de $\varepsilon_{b_i,Y}$ e ε_{R_i,b_i} para todo i . Na prática, adotam-se hipóteses adicionais e considera-se um número bastante restrito de agrupamentos.

Para se obter as elasticidades com relação ao ciclo ($\varepsilon_{U,Y}$ e $\varepsilon_{b_i,Y}$), parte-se de um procedimento econométrico. As elasticidades com relação às bases (ε_{R_i,b_i}) são, por outro lado, estimadas calculando-se as taxas médias e marginais para um contribuinte médio

13. Por exemplo, considera-se a massa de salários como sendo a base de incidência do Imposto de Renda (IR) e das contribuições relativas à seguridade social, enquanto para os impostos corporativos utiliza-se a massa de lucros. Para os indiretos, esse problema é contornado supondo-se uma elasticidade unitária. Estes são os quatro agrupamentos de receitas considerados pela OCDE.

14. Em países latino-americanos, em geral, assume-se que as despesas não são sensíveis ao ciclo econômico.

em vários pontos k da distribuição pessoal da renda, aproximando-se esta por uma distribuição teórica log-normal e considerando-se a seguinte relação:^{15,16}

$$\varepsilon_{R_i, b_i} = \frac{\sum_k \gamma_k \frac{\partial R_k}{\partial Y_k}}{\sum_k \gamma_k \frac{R_k}{Y_k}} \quad (8)$$

Os pesos γ_k não podem ser derivados diretamente da distribuição log-normal, exigindo a construção de uma distribuição de frequência de unidades monetárias recebidas, classificada como a distribuição do “primeiro momento”.¹⁷

Entre as limitações dessa abordagem, Giorno *et al.* (1995, p. 203) destacam três principais. Primeiro, assume-se que a família representativa é composta de um trabalhador em tempo integral, uma esposa cujos rendimentos brutos perfazem metade dos de seu marido, além de duas crianças. Segundo, são considerados apenas os trabalhadores na produção, ignorando, entre outros, a situação dos autônomos. Terceiro, a distribuição pessoal da renda é ajustada a partir de um número limitado de observações e é considerada invariante no tempo.

A metodologia do FMI, apresentada em Hagemann (1999), parte do mesmo conjunto de relações básicas das equações de (1) a (5). A diferença, com relação ao procedimento adotado pela OCDE, reside no procedimento adotado para se estimar as elasticidades. Especificamente, as elasticidades das receitas e das despesas são estimadas diretamente por meio de procedimentos econométricos. Nas aplicações, em geral, considera-se também o PIB defasado nas regressões para dar conta de defasagens entre o fato gerador e a arrecadação propriamente dita.

15. A distribuição log-normal apresenta duas propriedades desejáveis, conforme destacam De Mello e Moccero (2006). Primeiro, é positiva definida, de modo que não admite valores negativos. Segundo, na comparação com a distribuição gaussiana, considera valores mais extremos na cauda superior da distribuição porque é assimétrica à direita.

16. Para se ajustar uma log-normal teórica à distribuição pessoal da renda, dois parâmetros são utilizados, quais sejam, os quocientes entre os níveis de renda no primeiro e nono decis e a mediana da distribuição.

17. A distribuição original e a do “primeiro momento” apresentam o mesmo desvio-padrão, enquanto a média da distribuição do segundo excede a da primeira pela variância.

Tendo como ponto de partida as relações em (4), as receitas são ajustadas de forma a levar em conta os desvios do produto efetivo com relação ao tendencial. No caso das despesas, como se supõe que apenas a parcela relativa aos gastos relacionados ao desemprego é influenciada pelo ciclo, o ajuste é realizado para considerarem-se os desvios da Taxa de Desemprego Efetiva com relação à Taxa de Desemprego Natural (Nairu). A grande questão prática na metodologia do FMI diz respeito então ao procedimento empregado para se estimar o produto potencial e a taxa de desemprego natural. É importante notar que a metodologia da OCDE também envolve a estimação dessas séries tendenciais.¹⁸

3.3. ESTIMATIVAS PARA O PRODUTO TENDENCIAL OU POTENCIAL

Existem basicamente três maneiras de se extrair da série de produto a parte tendencial e, por resíduo, o componente cíclico. A primeira consiste em se regredir o produto contra termos determinísticos representativos de uma função tendência que admite quebras estruturais. Esse procedimento permite que a tendência mude entre os ciclos, mas não dá conta da possibilidade destes a contaminarem.¹⁹ Uma dificuldade importante adicional está relacionada com o fato de não ser possível inferir objetivamente sobre o momento e a magnitude do pico seguinte, de modo que, para se projetar o produto tendencial corrente, é preciso se basear em julgamentos e informações disponíveis com relação ao crescimento da força de trabalho, da formação de capital e da produtividade.

18. Além das metodologias da OCDE e do FMI, Blanchard (1990) propõe um procedimento para se obter uma medida para o balanço estrutural. Em síntese, este consiste em se estimar elasticidades de agrupamentos dos componentes do orçamento público com relação às principais variáveis macroeconômicas que influenciam o resultado fiscal. Entre estas últimas, o autor destaca o PIB, a inflação, a taxa de juros e até mesmo a distribuição etária da população. Mas, na prática, considera-se um número bem mais restrito. Nas aplicações para o Brasil usando dados da década de 1990, em geral utilizava-se apenas o PIB e/ou a inflação. Ver Belivaqua e Werneck (1997) e Pereira (1999).

19. Esse tema foi objeto de importante debate na década de 1980. A constatação de tendência estocástica na série do produto significa que os choques sobre o ciclo também impactam a tendência de longo prazo. Essa possibilidade contradiz a visão de que o modelo de Lucas era representativo do funcionamento da economia no curto prazo e o modelo de Solow retratava sua trajetória de longo prazo. Além disso, contradiz a visão novo-keynesiana de que o produto reverte à média lentamente devido às rigidezes. Por outro lado, está em linha com a visão da escola de ciclos reais que sugere que os movimentos de curto prazo são também influenciados por choques tecnológicos, assim como a ideia keynesiana da não ergodicidade dos processos estocásticos ligados aos dados de produção.

A segunda técnica aplicada para se extrair o produto tendencial se baseia na suavização da série de produto por meio do filtro Hodrick-Prescott (HP), que consiste na minimização de uma função perda, que envolve uma média ponderada do hiato entre o produto observado e o potencial, além da taxa de crescimento do produto tendencial para qualquer ponto do tempo. Essa minimização é, contudo, contingente a um parâmetro de suavização que depende da razão entre as variâncias dos componentes cíclico e tendencial da série.

Utilizando dados trimestrais dos Estados Unidos, Hodrick e Prescott (1997) concluíram que o valor ótimo para aquelas séries era de 1.600. Embora este valor seja condicional aos dados, convencionou-se utilizá-lo para dados trimestrais. Esta, contudo, não é a principal fraqueza do procedimento, dado que é possível contornar este problema por meio do filtro de Kalman, que fornece uma maneira mais bem-resolvida de lidar com esta questão no próprio processo de estimação. O grande problema está relacionado com os pontos extremos das séries.

Uma terceira maneira de se estimar o produto potencial é por intermédio de uma função de produção ajustada ao setor privado da economia, que, em sua forma mais simples, corresponde a uma especificação Cobb-Douglas com dois fatores: capital e trabalho. Alternativamente, pode-se utilizar uma especificação mais geral, como a função com elasticidade de substituição constante (CES). Na prática, os resíduos dessa equação são suavizados, por exemplo, pelo filtro HP, para se obter uma medida da produtividade total dos fatores tendencial. O produto potencial pode, então, ser computado ao se combinar esta estimativa com as séries do estoque de capital e uma medida do emprego potencial por meio da substituição na função de produção.²⁰

3.4. ALGUMAS APLICAÇÕES PARA A AMÉRICA LATINA

As principais aplicações das técnicas de estimação do resultado fiscal ajustado consistem em trabalhos realizados pela própria OCDE e pelo FMI. Contudo, pelos motivos

20. Para um detalhamento da aplicação da função de produção para se obter estimativas do produto potencial com referência ao balanço estrutural, ver, por exemplo, *Giorno et al.* (1995, p. 172-79).

levantados no capítulo anterior, alguns trabalhos têm sido realizados com o foco em economias da América Latina, partindo em geral da metodologia do fundo. Antes de mostrar as particularidades dessas aplicações, descrevemos os resultados já disponíveis na literatura para o Brasil.

De Mello e Moccerro (2006) aplicam a metodologia da OCDE para estimar as elasticidades das receitas e das despesas com relação ao ciclo, partindo do agrupamento usualmente utilizado por essa instituição e estimando o produto potencial, assim como a Nairu, por meio da aplicação do filtro HP. Os autores utilizaram dados mensais de 1997 a 2005 para o governo federal, aplicando o índice de produção industrial como *proxy* para o PIB. A técnica econométrica empregada foi o estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO) em modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (ADL), com *dummies* de controle para os diferentes regimes de política econômica.

As elasticidades estimadas para o Brasil foram de 2,7 para o Imposto de Renda Pessoas Físicas (IRPF), 0,67 para as contribuições de seguridade social e 1,17 para os impostos corporativos. Para os impostos indiretos, assumiu-se uma elasticidade igual a 1. Para os gastos relacionados ao desemprego, foi imposta uma elasticidade igual a 1 em relação à sua base (taxa de desemprego). Com isso, pela estimação da sensibilidade da taxa de desemprego em relação ao PIB, chegou-se a uma elasticidade desses gastos com relação ao ciclo de -0,06. A elasticidade total do resultado fiscal foi estimada em 0,32, abaixo da média da OCDE (0,44).

Outra aplicação ao Brasil é encontrada em Maciel (2006), que estimou a elasticidade da receita primária federal com relação ao produto para computar o resultado fiscal ajustado de acordo com a metodologia do FMI. Foram utilizados dados do primeiro trimestre de 1997 ao primeiro trimestre de 2006 em uma regressão MQO apenas com o PIB defasado, além de quatro variáveis *dummy*, que indicou uma elasticidade de 1,026. O PIB potencial foi obtido por intermédio da aplicação do filtro HP na série anual, dado que o foco da análise seguinte foi a realização de simulações para se comparar o resultado estrutural com o observado com referência a metas fiscais. Destaca-se que a estimação foi feita pela receita agregada federal, sem menção ao resultado dos governos regionais ou a um tratamento especial direcionado às receitas relacionadas ao preço do petróleo.

O fato de o autor não ter estimado a elasticidade das despesas aparentemente não caracteriza uma grande fraqueza do trabalho, posto que em geral se assume que estas não variam com o ciclo nas aplicações para a América Latina. Nestas aplicações, considera-se a metodologia do FMI com algumas adaptações para dar-se conta das particularidades da natureza da tributação nesses países, principalmente para tratar-se das receitas derivadas da venda de produtos primários por empresas estatais. No que se segue, analisaremos as aplicações para a Colômbia e o Chile.

Rincón, Berthel e Gómez (2004) utilizaram diferentes técnicas econométricas para estimar as elasticidades para o governo central da Colômbia, a partir de dados anuais para o período 1980-2002. As regressões foram estimadas por MQO com termo de tendência determinística, mas os autores permitiram não linearidades nos dados por meio da transformação de Box-Cox. As estimações foram também realizadas recursivamente para avaliar a instabilidade dos parâmetros. Foram utilizadas duas medidas para o PIB potencial a partir de estimativas realizadas em outros trabalhos pela função de produção e pelo filtro de Kalman.

Afora isso, é importante destacar que esses autores ajustaram ciclicamente, além das receitas tributárias – com elasticidade variando em torno de 1 –, as transferências territoriais realizadas pelo governo central, a partir de uma elasticidade estimada de 0,17. Um tratamento especial foi direcionado para os excedentes financeiros da empresa Ecopetrol. Estes foram divididos em vendas internas e externas. O primeiro foi tratado da mesma forma que as demais receitas, ou seja, como sendo função do nível de atividade. O segundo foi modelado impondo que os desvios da receita com relação ao seu nível tendencial dependem do hiato entre o preço das exportações do petróleo com relação ao seu preço de longo prazo. As elasticidades estimadas foram, respectivamente, de 1,91 e 1,44.

Marcel *et al.* (2001) descrevem a nova regra fiscal chilena, que se baseia no computo do balanço estrutural por meio da metodologia do FMI e, assim como no caso colombiano, incorpora um tratamento especial para as receitas derivadas das vendas de cobre. Em termos práticos, a estimação do balanço estrutural chileno, cuja cobertura institucional é o governo central, ocorre em três etapas. Primeiro, são realizados ajustes pelo critério de variação patrimonial no balanço fiscal apurado pelo critério convencional, o que fornece uma base mais apropriada para a construção de um indicador estrutural. Em cima desta base corrigida, se estima, por distintas técnicas econométricas, o impacto da evolução cíclica da atividade econômica e do preço do

cobre nos agregados fiscais. Por fim, se estima o balanço estrutural subtraindo ambos os componentes cíclicos do balanço corrigido.

Para o ajuste das receitas ao nível de atividade, os autores estimaram a elasticidade da receita em relação ao produto para diferentes períodos e por distintas técnicas, por exemplo, MQO com e sem *dummies*, máxima verossimilhança e Stock-Watson. Segundo os autores, as estimativas se mostraram robustas e algo maior do que um, sendo utilizado o valor conservador (menor elasticidade) de 1,05. O produto potencial utilizado nos cálculos da arrecadação estrutural corresponde às estimações feitas pelo Ministério da Fazenda do Chile para o período 1986-2006, baseadas na estimação de uma função de produção. O componente cíclico das receitas do cobre foi estimado considerando as vendas físicas de cobre da empresa Codelco vezes a diferença entre o preço praticado na Bolsa de Londres – com o respectivo desconto aplicado pela qualidade do cobre – e um de referência de longo prazo. Finalmente, os autores apresentaram ainda algumas análises de sensibilidade dos resultados, mostrando que estes não variam muito em relação a alterações na elasticidade da receita e do valor estimado do produto potencial.

4 APLICAÇÃO DO RESULTADO ESTRUTURAL NO BRASIL

4.1 CONSIDERAÇÕES GERAIS

O objetivo principal da metodologia de cálculo do balanço fiscal estrutural é expurgar dos resultados fiscais convencionais os efeitos dos fatores exógenos que influenciam as receitas e as despesas do governo e, desse modo, encontrar um indicador de como evolui a política fiscal discricionária, aquela que depende das decisões da autoridade econômica. O fato de o superávit primário crescer ou cair de um ano para outro não implica que, necessariamente, a política fiscal esteja sendo expansionista ou contracionista, respectivamente, como muitas vezes sugere o senso comum.

Como já foi mencionado, o ciclo econômico é, em geral, o principal fator exógeno que influencia os resultados fiscais e, por isso, o modelo padrão de balanço estrutural baseia-se na quantificação dos desvios cíclicos da atividade econômica e na estimação da sensibilidade do orçamento fiscal a estas flutuações. Mas existem inúmeros outros fatores exógenos que, dependendo da situação de cada país, podem ser tão ou mais

importantes para suas contas, como é o caso das flutuações nos preços de *commodities* em países dependentes de receitas originadas na exportação desses recursos.

A escolha do tipo de metodologia para calcular o balanço estrutural, portanto, pode considerar algumas especificidades do país, mas também é desejável que não seja tão complexa a ponto de impedir comparações internacionais e dificultar sua compreensão pelo público. Nesse sentido, como sempre existirão componentes exógenos não mensurados, o balanço estrutural nunca refletirá 100% a discricionariedade da política fiscal, mas será um indicador *proxy* desta.

Nesse sentido, a estratégia adotada neste trabalho aplicada ao Brasil é semelhante às do Chile e da Colômbia: seguimos em linhas gerais a metodologia do FMI com algumas adaptações para as particularidades do país, quais sejam: *i*) não efetuamos ajustes pelo ciclo econômico nos gastos; e *ii*) introduzimos 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 caráter predominantemente pró-cíclico dos gastos com seguro-desemprego e demais transferências às pessoas no país, como procuramos demonstrar no anexo 1. As evidências descritivas mostram que, em vez de crescerem nos momentos de crise e caírem nos momentos de crescimento acelerado, os gastos de seguro-desemprego e demais transferências que cumprem o papel de estabilizador automático têm apresentado aumento persistente nos últimos anos. Parte desse fenômeno é explicado pelos significativos aumentos reais do salário mínimo desde 2004, aos quais está vinculada a maior parte desses gastos; no caso do seguro-desemprego, em específico, o número de potenciais beneficiários tem aumentado independentemente do ciclo em função da formalização da economia e também da alta rotatividade no mercado de trabalho.^{21,22}

21. 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).

22. Conforme mostrou Pereira (1999), por meio de uma análise econométrica, os principais itens da despesa pública federal também não apresentaram correlação negativa com o PIB durante a década de 1990.

Ou seja, embora deva existir um componente cíclico no gasto do seguro-desemprego, ele é de difícil mensuração e, provavelmente, de pouca expressão. No futuro, entretanto, é possível que essa situação se altere e se faça necessário reestimar a relação entre as transferências e o ciclo econômico, incorporando seus efeitos no modelo proposto neste estudo.

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. Além disso, a volatilidade do preço e das receitas petrolíferas tem sido extremamente pronunciada, impactando significativamente os resultados fiscais, o que, se não for 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. Ou seja, não é apenas o componente cíclico que é expurgado no cálculo do balanço estrutural, mas também todas as receitas que têm origem na renda petrolífera, uma vez que esta é finita, além de volátil, e, portanto, não poderia fazer parte de uma regra fiscal permanente. Por isso, a meta fiscal é fixada em termos de um déficit *non-oil* de 4% do PIB ao ano, sustentável a longo prazo com a rentabilidade dos ativos financeiros (fundo soberano) já acumulados pelo Estado norueguês.

Essa é uma alternativa que também pode estar colocada para o Brasil a médio prazo, mas que desconsideramos no presente trabalho, visto que nosso objetivo principal é, em primeiro lugar, aplicar os ajustes ao ciclo para verificar quão expansionista ou contracionista foi a política fiscal nas últimas duas décadas e, em segundo lugar, oferecer uma metodologia bastante factível de ser incorporada a curto prazo pelo governo brasileiro.

A forma de contabilizar as receitas do petróleo no resultado primário pode fazer parte de um segundo estágio de reforma no regime fiscal, junto com a adoção do critério de variação patrimonial do FMI para mensurar as estatísticas fiscais.

4.2 ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO

O balanço fiscal estrutural, seja primário ou nominal, pode ser obtido por resíduo, pela exclusão do componente cíclico relacionado à atividade econômica e ao preço do petróleo, ou diretamente, pela estimação de quais seriam as receitas fiscais do governo caso a economia – e o preço do petróleo – se mantivesse crescendo em torno das suas tendências de médio prazo. O processo de estimação requer, portanto, dois passos: encontrar a tendência de médio prazo do PIB e do preço do petróleo, por meio da técnica de filtros econométricos, e calcular as elasticidades das receitas em relação ao PIB ou ao preço do petróleo, também utilizando técnicas econométricas (seção 4.4).

Na aplicação dessas técnicas ao Brasil, utilizamos dados trimestrais e montamos quatro modelos básicos (*inputs*) para estimar as elasticidades das receitas e, posteriormente, aplicá-las sobre a série tendencial do PIB – ou do preço do petróleo – e computar o resultado ajustado de quatro maneiras distintas, sendo duas para o governo central e duas para as administrações públicas:

1. Modelo 1: estimar o componente estrutural da receita primária total e das transferências intergovernamentais (do tipo repartição de receitas) da União, utilizando o resultado para calcular o balanço estrutural ajustado ao ciclo econômico na esfera federal apenas.¹
2. Modelo 2: estimar o componente estrutural da receita primária líquida (receita total menos transferências) da União, utilizando novamente o resultado para calcular o balanço estrutural ajustado ao ciclo econômico na esfera federal apenas e compará-lo ao modelo anterior.
3. Modelo 3: estimar os componentes estruturais de um subtotal das receitas da União e dos estados que, intuitivamente, dependem mais do ciclo econômico – o que inclui, por definição, receitas de impostos e contribuições da União, receitas previdenciárias e arrecadação do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços (ICMS), mas exclui receitas patrimoniais e incidentes sobre

1. As transferências intergovernamentais são, na prática, despesas da União, parcialmente vinculadas às receitas – casos do Fundo de Participação dos Municípios (FPM), do Fundo de Participação dos Estados (FPE) e do Fundo de Compensação pela Exportação de Produtos Industrializados (FPEX), cota do salário-educação e das compensações financeiras.

propriedade ⁻² e, separadamente, das receitas de *royalties* e participações especiais do petróleo, que dependem mais do preço deste que do nível de atividade econômica; a partir desses componentes, podemos calcular agora uma *proxy* do balanço estrutural ajustado ao ciclo econômico e do petróleo de todo o setor público, e não apenas da esfera federal.

4. Modelo 4: estimar de modo desagregado os componentes estruturais do sub-total de receitas da União e dos estados mencionado no modelo 3 (impostos e contribuições federais, receita previdenciária e ICMS), o que, juntamente com o componente estrutural das receitas de *royalties* e participações especiais do petróleo estimado anteriormente, nos permite recalculer a *proxy* do balanço estrutural de todo o setor público, com a diferença de que, neste caso, os resultados são derivados de três diferentes elasticidades-PIB, aplicadas a três distintos grupos de receitas.

É importante observar que existem outras receitas fiscais, além dos *royalties* e das participações especiais, que também são afetadas, mas não tão direta e instantaneamente, pelas flutuações nos preços do petróleo. É o caso do Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ) e da Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL) pago pelas empresas petrolíferas e dos dividendos pagos pela Petrobras à União. Por simplificação, optamos por não incluí-los nas estimações.

Alternativamente, no caso do petróleo, também estimamos o componente estrutural das receitas por técnicas de simulação paramétrica, que partem das fórmulas de cálculo dos *royalties* e participações especiais em função do preço.³ Os *royalties*, por exemplo, dependem diretamente do preço do petróleo, uma vez que correspondem a aproximadamente 10% do valor de produção, sendo o preço Brent utilizado como parâmetro de cálculo pela Agência Nacional de Petróleo (ANP).

2. Este agregado de receitas vinculadas ao ciclo do PIB não inclui o Imposto sobre Serviços (ISS) municipal devido à inexistência de séries trimestrais do mencionado imposto; no caso do Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (IPVA) e Imposto sobre Transmissão de Bens Imóveis por Ato Oneroso "Inter Vivos" (ITBI) (impostos estaduais), optou-se por excluí-los do agregado por serem tributos sobre propriedade ou transações imobiliárias e dependerem apenas indiretamente do ritmo de atividade econômica.

3. No Chile, o componente estrutural das receitas do cobre e do petróleo também são calculadas por uma regra determinística, mas a fórmula é mais simples e sempre linear.

A participação especial também depende do preço do petróleo, mas sua base de cálculo (a receita líquida) é mais complexa, partindo do valor de produção e deduzindo-se alguns custos de produção (C), além dos próprios *royalties*. Além disso, a cobrança é trimestral e não existe uma alíquota fixa, como no caso dos *royalties*, mas uma alíquota progressiva, que pode ser traduzida em uma alíquota efetiva média variável (*alfa*) ao longo do tempo, tal que as receitas de *royalties* (R) e participações especiais (PE) podem ser expressas em função do preço P defasado:

$$R_t = 0,1 * P_{t-1} \quad (9)$$

em que: $t=1,(\dots),12$ em cada ano.

$$PE_t = \alpha \sum_{i=1}^3 (P_{t-i} - R_{t-i} - C_{t-i}) \quad (10)$$

em que $t=1,4,7,10$ em cada ano.

A partir dessas equações, podemos derivar uma relação entre a receita estrutural – obtida caso o preço do petróleo seguisse sua tendência – e a corrente, representada simplificada por um fator:

$$F_t = \frac{f(p'')}{f(p)} \quad (11)$$

em que p'' é o preço tendencial e p o preço corrente. Dessa forma, a receita estrutural estimada para os *royalties* ou PE é dada por:

$$X_t'' = F_t X_t \quad (12)$$

Ou seja, computamos a receita do petróleo estrutural de maneira distinta, utilizando uma regra determinística para expurgar das receitas correntes os desvios do preço dessa *commodity* com relação à sua tendência de médio prazo. Esse resultado foi confrontado com a série ajustada pela aplicação da elasticidade, obtida por meio de modelos de regressão, também utilizados para avaliar a sensibilidade da cada receita ou o agrupamento com relação ao PIB nos modelos de 1 a 4.

4.3 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

A tabela 4 sintetiza os dados de receita que utilizamos nas estimações de cada um dos quatro modelos descritos na seção anterior. As receitas totais do modelo 1, por exemplo, representavam, em 2009, 23,52% do PIB, enquanto as receitas tributárias do ciclo PIB, utilizadas no modelo 3, representavam 25,38% do PIB, por excluir algumas receitas patrimoniais da União, mas incluir o ICMS.

No caso da União, os dados foram extraídos das séries do Resultado do Tesouro e da Agência Nacional do Petróleo (ANP) e, no caso dos estados, do Boletim de ICMS do Conselho Nacional de Política Fazendária (Confaz), disponibilizado no sítio do Ministério da Fazenda (MF). Os dados inicialmente obtidos em periodicidade mensal foram agregados em frequência trimestral e, para a estimação das elasticidades, convertidos em valores reais pelo índice médio do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

TABELA 3
Componentes das receitas ajustados em cada modelo – 2009

Modelo	Itens de receita	R\$ milhões	% PIB
MOD 1	Receita Total Governo Central (A)	739.304	23,52
MOD 1	Transferências a Estados e Municípios (B)	127.684	4,06
MOD 2	Receita Líquida do Governo Central (C=A-B)	611.621	19,46
MOD 3	Receitas tributária do Ciclo PIB	797.594	25,38
MOD 4	Impostos e contribuições do governo central (β A)	470.684	14,98
MOD 4	Receita previdenciária (α A)	97.561	3,10
MOD 4	Receita estadual de ICMS	229.349	7,30
MOD 3/4	Receita de royalties (e participações) do petróleo (YA)	16.872	0,54

Fonte e elaboração dos autores.

Obs.: As letras gregas α , β e γ simbolizam frações da receita primária do governo central.

A série do PIB, por sua vez, foi extraída da base do Ipeadata – fonte primária: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – em valores nominais e convertida para valores reais pelo próprio deflator do PIB das Contas Trimestrais. Optou-se por utilizar este deflator por que é o modo mais apropriado de obter a série original, em valores reais, que o IBGE estima. Ou seja, o dado mais puro do IBGE é aquele expresso nestes valores, a partir do qual se deriva o deflator implicitamente. Já no caso das receitas, o dado mais puro está em valores nominais e, nesta circunstância, optou-se por usar o IPCA devido ao comportamento errático do deflator trimestral, caracterizado por algumas deflações contraintuitivas em diversos trimestres da amostra.

No caso do preço do petróleo Brent, partimos da série mensal disponibilizada pelo FMI, em dólares, e da taxa de câmbio de compra do Banco Central para chegar a uma série do preço do petróleo em reais. Posteriormente, no caso das estimações das elasticidades, deflacionamos os preços pelo IPCA e construímos séries trimestrais.

4.4 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

Conforme foi detalhado no capítulo anterior, há basicamente três procedimentos para se extrair a série tendencial do PIB. O primeiro é a regressão dos dados contra termos determinísticos representativos de uma função tendência “quebrada”. O segundo é por meio do ajuste de uma função de produção. E o terceiro consiste na aplicação de filtros de suavização. Neste trabalho, utilizamos o filtro HP para extrair o componente tendencial das séries do PIB e do preço do petróleo.⁴

Pelos motivos já apresentados, destacamos que o primeiro método é o menos recomendável. Já o ajuste de uma função de produção para o Brasil é inviabilizado pela falta de dados, notadamente os relativos ao estoque de capital em bases trimestrais. Além disso, este método se assenta em alguns pressupostos teóricos pouco consensuais. A aplicação do filtro HP, por sua vez, implica um problema relacionado às extremidades das séries, mas, por outro lado, pode ser considerado o mais transparente, um atributo desejável tendo em vista a institucionalização de metas baseadas no superávit estrutural ajustado.

O restante desta seção é direcionada a esclarecer, em linhas gerais, os procedimentos aplicados para se estimar as elasticidades dos componentes das receitas nos modelos de 1 a 4 apresentados anteriormente. Destaca-se que a estimação dessas elasticidades é uma

4. A série tendencial do PIB foi inicialmente extraída pelo ajuste de um modelo de espaço-estado estimado pelo filtro de Kalman, sendo que o resultado foi muito próximo ao obtido com a aplicação do filtro HP e parâmetro de suavização $\lambda=1600$, recomendado para dados trimestrais. O mesmo foi realizado para a série do preço do petróleo, mas a série suavizada do filtro de Kalman segue muito de perto os dados, o que não pareceu razoável. Diante disso, optamos por trabalhar com o filtro HP. Como a regra determinística foi aplicada nos dados mensais, a série tendencial do preço do petróleo foi obtida nesse caso com parâmetros $\lambda=14400$.

etapa crucial do trabalho, dado que o resultado estrutural pode ser bastante sensível a esses parâmetros. É importante, nesse sentido, trabalhar com estimativas confiáveis. Aplicamos, portanto, três diferentes técnicas econométricas, para que pudéssemos comparar seus resultados.

Além disso, adotamos modelos de estimação que admitem a possibilidade de relações não lineares entre as variáveis, o que parece mais apropriado para analisar séries de tempo em países marcadamente submetidos a quebras estruturais e mudanças de regime, como o Brasil. Buscamos, nesse sentido, avançar com relação ao método empregado pelo próprio FMI e pelos autores que realizaram aplicações da metodologia desta instituição para outros países, como o Chile e Colômbia.

Cumpramos destacar que a análise de regressão foi precedida da análise dos dados, o que envolveu a aplicação de testes para se checar a ordem de integração das séries, permitindo até duas quebras estruturais. Os resultados destes testes não foram conclusivos, mas, de uma maneira geral, indicaram estacionariedade das séries em torno de uma tendência determinística. Confrontando os resultados de todos os testes, este só não foi o caso para as séries do preço do petróleo e da receita vinculada a esta variável. Esses resultados aparecem no anexo 2.

Uma exposição mais detalhada sobre os modelos econométricos adotados neste trabalho, assim como os resultados das regressões, pode ser consultada no anexo 2. No que se segue, realizamos uma exposição acessível sobre essas técnicas. Reconhecendo as limitações dos testes de raiz unitária, sobretudo em pequenas amostras, procuramos contornar a incerteza com relação à ordem de integração das séries no processo de estimação.

A primeira técnica econométrica utilizada foi um modelo com defasagens distribuídas estimado via MQO. É importante notar que a introdução de uma variável *dummy* de nível para controlar para a mudança no regime de política econômica em 1999 – com a introdução do câmbio flexível, de regime de metas de inflação e das regras fiscais – promoveu uma melhoria sensível no ajuste e nos testes de diagnóstico. Em algumas especificações, consideramos a variável dependente defasada do lado direito da regressão para permitir ajustamento parcial. Estimamos também modelos apenas com a variável independente (o PIB ou o preço do petróleo)

contemporânea e defasada.⁵

Com relação ao número de defasagens introduzidas nas regressões, é importante destacar que, do ponto de vista das regras de arrecadação, a defasagem de um período para dados trimestrais parece ser o mais plausível. Partimos, contudo, de um modelo geral com quatro defasagens do PIB – ou do preço do petróleo – e da variável dependente para se obter as propriedades desejáveis para os resíduos nas regressões MQO.

O processo de exclusão de defasagens baseado em testes de significância pressupõe uma distribuição normal para os parâmetros e, no caso de variáveis integradas, a distribuição é desconhecida. Por isso, regressões lineares com no máximo uma defasagem foram consideradas independentemente do resultado dos testes de significância. Destaque que sempre checamos as propriedades dos resíduos e comparamos as elasticidades entre os modelos lineares como forma de se avaliar a robustez dos resultados.

Posto que a relação entre várias das séries macroeconômicas se dá de forma não linear, permitimos mudança de regime ao modelar um processo não observável que representa o estado da natureza. Dessa forma, é possível permitir uma forma mais geral de não linearidade do que aquela obtida ao impor-se uma mudança “de uma vez por todas” no nível com a introdução de uma *dummy*.

Isso foi inicialmente realizado supondo estados discretos com alternância entre regimes, sendo estes governados por uma cadeia de Markov – ver, por exemplo, Krolzig (1997). Essas regressões são conhecidas como Markov-Switching. Nessa classe de modelos, várias especificações foram consideradas, permitindo um máximo de três regimes e generalizando a forma da não linearidade para que, além do intercepto, a variância e as elasticidades mudassem entre regimes.

5. Isso pareceu importante porque o maior problema ao se trabalhar com variáveis, que possivelmente possuem diferentes ordens de integração, reside no fato de que o sinal da variável integrada domina o da estacionária, de modo que o parâmetro associado a esta última pode tender a zero. Supondo que a série do PIB seja uma realização de um processo integrado e as variáveis de receita sejam estacionárias em torno de uma tendência, isso permite contornar em alguma medida o problema do desequilíbrio na regressão.

As regressões com alternância entre regimes markovianos foram estimadas em relação ao PIB – ou ao preço do petróleo – contemporâneo e defasado, o mais plausível pela ótica da arrecadação, dado que as elasticidades estimadas pelos modelos lineares não variaram muito. Destaque que praticamente todos os modelos estimados captam a mudança no regime de política econômica em 1999, que, vale notar, não parece ter impactado apenas o intercepto da regressão. Além disso, os modelos selecionados por critérios de informação indicaram outras propriedades menos óbvias nas relações entre os dados para os agrupamentos de receitas e o PIB ou o preço do petróleo por exemplo, uma queda no nível combinada com o crescimento na responsividade da arrecadação.

Para generalizar a forma da não linearidade, modelos estruturais com parâmetros variáveis que admitem uma representação na forma de espaço-estado foram estimados com o auxílio do filtro de Kalman – ver, por exemplo, Commandeur e Koopman (2007). Dado que os estados não são mais discretos, por meio dessa técnica é possível permitir que, no limite, os parâmetros mudem o tempo todo. Ou seja, estes últimos podem se comportar na forma de passeios aleatórios.

Foram estimadas sempre três especificações. Na primeira, permitiu-se que todos os termos fossem estocásticos. Na segunda – e dado que, em geral, a variância das elasticidades pareceu muito pequena –, foi estimada uma versão com elasticidades fixas. Na terceira, o mesmo modelo foi considerado sem o termo de tendência anteriormente considerado. Com relação ao número de defasagens, destacou-se que várias experimentações foram realizadas e concluiu-se que o mais apropriado era considerar apenas o PIB corrente. No caso do preço das receitas relacionadas ao preço do petróleo, foi considerada apenas uma defasagem desta variável.

5 O QUE O RESULTADO ESTRUTURAL DIZ SOBRE A POLÍTICA FISCAL NO BRASIL?

5.1 ELASTICIDADES DAS RECEITAS EM RELAÇÃO AO PIB E AO PREÇO DO PETRÓLEO

O primeiro passo para calcularmos o resultado fiscal estrutural é obter boas aproximações para a sensibilidade – ou elasticidade – dos agrupamentos de receitas com relação ao PIB ou ao preço do petróleo. Em tese, se houvesse correspondência perfeita entre o referido indicador e as receitas, por exemplo, as elasticidades seriam próximas da unidade; ou seja, para 1% de variação no PIB se esperaria 1% de variação nas receitas.

Na prática, entretanto, seja pelas diferenças de composição entre as bases tributárias e o PIB, seja por outros fatores econômicos, as elasticidades estimadas geralmente ultrapassam a unidade, de modo que é de se esperar que, nos momentos de crescimento deste indicador as receitas cresçam mais do que proporcionalmente e, nas recessões, elas caiam mais acentuadamente.

Conforme explicado na seção anterior (ver também o anexo 2), neste trabalho, foram estimadas várias regressões lineares e não lineares com o objetivo de encontrar as elasticidades, tanto da relação entre receitas e PIB quanto da relação entre *royalties* e preço do petróleo. Os resultados estão sintetizados na tabela 4. TABELA 4

TABELA 4
Elasticidades dos agrupamentos de receitas

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		ICMS
	Receita Total da União	Transferências intra-governo	Receita líquida	Receita Ciclo-PIB	Receita Ciclo-Petro	Impostos e Contribuições	Receita Previdenciária		
Regressões MQO									
ADL "do geral para o específico"	1,791	1,892	1,800	1,473	2,539	1,308	2,089	1,456	
ADL (1, 1)	1,824	1,942	1,798	1,652	2,484	1,615	1,945	1,517	
No PIB corrente e defasado	1,825	1,941	1,800	1,671	2,383	1,657	1,892	1,541	
No PIB corrente	1,789	1,869	1,772	1,644	2,560	1,625	1,865	1,523	
Modelos Markov-Switching - 2 regimes									
MS-Intercepto	2,038	1,941	2,078	1,971	3,556	2,065	2,010	1,813	
MS-Intercepto e variância	2,112	2,218	1,980	1,972	3,890	2,067	1,993	1,815	
MS-Intercepto e elasticidade	1,52 e 1,81	2,34 e 1,95	0,14 e 1,81	2,04 e 1,83	1,63 e 2,11	2,13 e 1,94	2,03 e 2	0,43 e 1,5	
MS-Intercepto, elasticidade e variância	2,02 e 1,87	2,45 e 2,08	2,13 e 1,85	1,97 e 1,75	1,62 e 2,10	2,13 e 1,93	2 e 1,95	0,97 e 1,45	
Modelos Markov-Switching - 3 regimes									
MS-Intercepto	2,053	2,154	2,093	1,998	3,109	2,056	1,988	1,861	
MS-Intercepto e variância	2,028	2,154	2,076	2,009	1,983	2,083	1,937	1,855	
MS-Intercepto e elasticidade	2,1, 2,12 e 1,68	2,23, 2,13 e 2,03	2,2, 2,17 e 1,69	2,02, 2,17 e 1,61	4,2, 3,2 e 2,66	2,11, 2,28 e 1,58	2,01, 1,91 e 1,98	1,87, 1,77 e 1,69	
MS-Intercepto, elasticidade e variância	2,17, 1,97 e 1,82	2,24, 2,13 e 2,03	2,08, 2,06 e 1,70	1,97, 1,61 e 1,6	4,08, 3,22 e 2,73	2,11, 2,28 e 1,58	2, 1,95 e 1,99	1,87, 1,75 e 1,69	
Modelos de espaço-estado									
Todos os termos estocásticos	1,041	0,810	1,010	1,270	0,910	1,460	0,680	1,038	
Elasticidade fixa	1,041	0,810	1,010	1,270	0,910	1,460	0,680	1,038	
Sem "slope"	1,450	1,370	1,490	1,400	1,030	1,430	1,130	1,290	
Modelos selecionados									
Mínimo	1,041	0,810	1,010	1,270	0,910	1,308	0,680	1,038	
Mediana	1,803	1,869	1,785	1,607	2,183	1,597	1,892	1,456	

Fonte e elaboração dos autores.

Como é possível notar, as estimativas por MQO permaneceram sempre nos mesmos patamares nas quatro especificações consideradas, em torno de 1,6 a 1,8 para o PIB. As regressões Markov-Switching com dois regimes predizem um regime persistente pós-1999, com elasticidades próximas de 2. Ao se permitir três regimes, dois deles se alternam após a mudança no regime de política econômica. As estimativas para o período pós-1999 pareceram em geral mais elevadas; porém, mais próximas das estimadas via MQO.

As regressões de espaço-estado forneceram, por outro lado, as menores elasticidades, que, vale dizer, variaram muito pouco para as diferentes especificações – na terceira casa decimal. Aparentemente, isso ocorreu porque o nível e a tendência na relação estimada variam o tempo todo e, com isso, explicam boa parte da variância das receitas.

Chegou-se, dessa forma, a um intervalo para as elasticidades em cada agrupamento de receitas. Diante disso, optou-se por computar o balanço estrutural de duas maneiras distintas. Para se evitar contaminar as estimativas por valores extremos, inicialmente consideramos o superávit ajustado pela mediana das elasticidades. Mas, seguindo Marcel *et al.* (2001), mostramos também os resultados pela elasticidade mínima, o que pode ser classificado como uma medida conservadora do superávit estrutural.⁶

Para tornar os nossos resultados comparáveis com os em De Mello e Moccero (2006), calculamos a elasticidade do superávit primário da União como um todo pelos modelos 1 e 2, ponderando as elasticidades pela participação no PIB. A tabela 5 mostra esses resultados, utilizando três diferentes pesos. Os resultados nestes autores, estimados por meio da metodologia da OCDE, foram obtidos com a participação no PIB média de 2003; na tabela 5, são utilizados os pesos de 2003 e 2007. Foi reportada também a elasticidade do superávit primário das administrações públicas, ou seja, conforme os modelos 3 e 4.

A ordem de grandeza das elasticidades para a União foi próximas às estimativas obtidas pela metodologia da OCDE. Destaque, em particular, que pelas elasticidades medianas da receita, chega-se a uma estimativa de 0,31, utilizando os pesos de 2003.

6. Consideram-se apenas os modelos selecionados, cujos resultados foram reportados (anexo 2) para se obter as elasticidades medianas e mínimas. Além disso, não consideramos as elasticidades muito baixas registradas para o período anterior a 1999.

TABELA 5
Elasticidade do resultado primário em relação ao PIB

	Governo Central		Administrações Públicas	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pesos de 2003				
Mínimo	0,1897	0,1761	0,3402	0,3016
Mediana	0,3120	0,3113	0,4304	0,4320
Pesos de 2007				
Mínimo	0,2099	0,1948	0,3630	0,3216
Mediana	0,3450	0,3443	0,4591	0,4620
Média do período				
Mínimo	0,1991	0,1847	0,3474	0,3063
Mediana	0,3272	0,3265	0,4394	0,4419

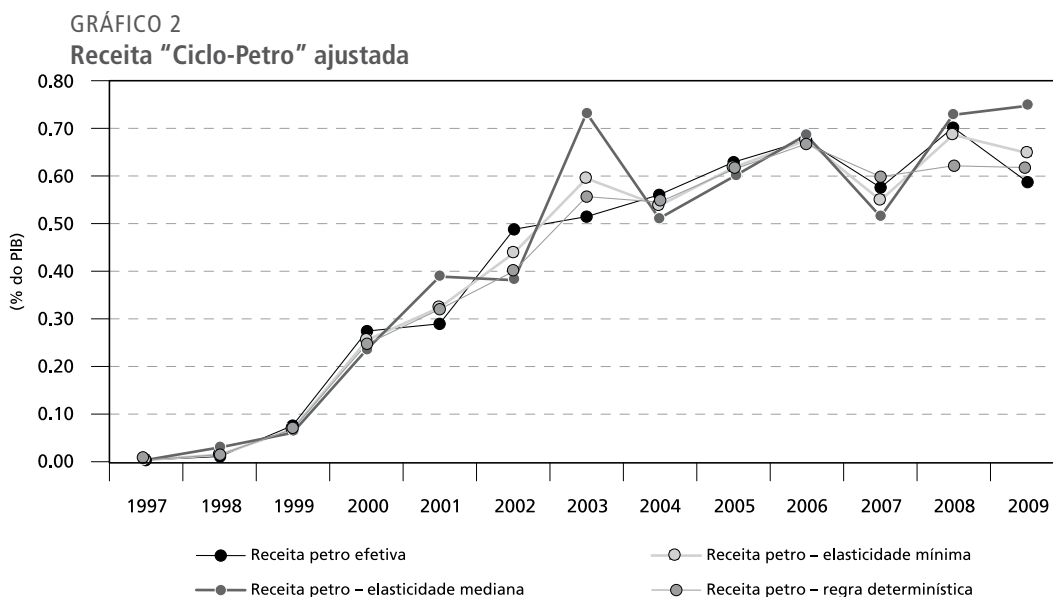
Fonte e elaboração dos autores.

Conforme destacam De Mello e Moccerro (2006, p. 13), esse resultado se aproxima do dos Estados Unidos (0,34) e do Japão (0,33), por exemplo, mas é bem menor do que a média da OCDE (0,44).⁷ Essa diferença cresce bastante se trabalharmos com a elasticidade mínima para os agrupamentos de receita.

Por outro lado, a elasticidade é bem maior se levarmos em conta o impacto no superávit das administrações públicas como um todo. Além disso, estas não leva em conta o impacto de variações no preço do petróleo sobre a arrecadação. Nesse trabalho, isso foi realizado por meio de uma regra determinística e das elasticidades mediana e mínima obtidas via procedimentos econométricos.

O gráfico 2 confronta a série das receitas de *royalties* e participações especiais ajustada dessas três maneiras. Note-se que a série computada com a elasticidade mediana é mais volátil, enquanto a ajustada pela elasticidade mínima segue de perto a da regra determinística. Na regra determinística, a elasticidade dos *royalties* é sempre unitária, mas a da participação especial varia conforme o preço e os custos, sendo maior que a unidade.

7. O resultado em De Mello e Moccerro (2006) foi influenciado pela elasticidade negativa dos gastos primários com relação ao PIB, que, embora pequena em valor absoluto, pareceu exercer influência importante devido à participação não desprezível desse componente no PIB. Lembramos que os autores impuseram uma elasticidade unitária para as transferências vinculadas ao desemprego com relação à taxa de desemprego e então estimaram o impacto do ciclo sobre desta última.



5.2 COMPUTANDO O RESULTADO ESTRUTURAL NO BRASIL

A partir das elasticidades mediana e mínima, bem como da regra determinística para o cálculo da receita estrutural de petróleo, estimamos qual seria o resultado primário ajustado aos ciclos para o governo central e as administrações públicas e os comparamos com os resultados convencionais apresentados nas estatísticas oficiais, com um ajuste inicial para 2008, com o objetivo de expurgar o efeito contábil que a criação do fundo soberano causou sobre as estatísticas fiscais, induzindo a uma subestimativa do superávit primário obtido nesse ano.

TABELA 6
Resultado primário convencional e ajustado ao ciclo com elasticidade mediana

(Em % do PIB)

Governos Central					
Ano	Convencional	Ajustado ao ciclo		?SP=SPT-SPT-1 Expansão(-)/Contração(+)	
		MOD 1	MOD 2	MOD 1	MOD 2
1997	-0.31	-0.73	-0.73		
1998	0.51	0.53	0.53	1.26	1.27
1999	2.13	2.54	2.54	2.00	2.01
2000	1.73	1.47	1.46	-1.07	-1.08
2001	1.69	1.69	1.69	0.22	0.22
2002	2.16	2.13	2.13	0.44	0.44
2003	2.28	2.84	2.85	0.71	0.72
2004	2.70	2.62	2.62	-0.22	-0.23
2005	2.60	2.77	2.77	0.15	0.15
2006	2.17	2.41	2.41	-0.36	-0.36
2007	2.23	1.88	1.88	-0.53	-0.53
2008	2.85	2.20	2.19	0.32	0.31
2009	1.35	2.05	2.06	-0.15	-0.14
2010	1.37	1.28	1.28	-0.77	-0.78

Administrações públicas					
Ano	Convencional	Ajustado ao ciclo		?SP=SPT-SPT-1 Expansão(-)/Contração(+)	
		MOD 3	MOD 4	MOD 3	MOD 4
1997	-0.94	-1.54	-1.54		
1998	0.34	0.39	0.39	1.92	1.93
1999	2.33	2.86	2.87	2.48	2.48
2000	2.24	1.81	1.81	-1.05	-1.06
2001	2.49	2.54	2.54	0.73	0.73
2002	2.88	2.84	2.84	0.30	0.30
2003	3.09	4.00	4.00	1.16	1.16
2004	3.60	3.48	3.48	-0.52	-0.52
2005	3.59	3.78	3.78	0.29	0.30
2006	3.00	3.27	3.28	-0.50	-0.50
2007	3.36	2.91	2.91	-0.36	-0.37
2008	3.86	2.87	2.87	-0.04	-0.04
2009	2.02	3.22	3.22	0.35	0.36
2010	2.01	2.00	2.00	-1.22	-1.22

Administrações públicas					
Ano	Convencional	Ajustado ao ciclo		?SP=SPT-SPT-1 Expansão(-)/Contração(+)	
		MOD 3*	MOD 4*	MOD 3*	MOD 4*
1997	-0.94	-1.53	-1.54		
1998	0.34	0.37	0.37	1.91	1.91
1999	2.33	2.86	2.87	2.49	2.49
2000	2.24	1.84	1.84	-1.03	-1.03
2001	2.49	2.49	2.49	0.66	0.66
2002	2.88	2.80	2.80	0.31	0.31
2003	3.09	3.86	3.86	1.06	1.06
2004	3.60	3.49	3.49	-0.37	-0.37
2005	3.59	3.79	3.79	0.30	0.31
2006	3.00	3.29	3.29	-0.50	-0.50
2007	3.36	2.94	2.94	-0.35	-0.36
2008	3.86	2.88	2.88	-0.06	-0.06
2009	2.02	3.03	3.04	0.15	0.16
2010	2.01	1.87	1.87	-1.16	-1.17

Fonte e elaboração dos autores.

Obs.: * = Receita do petróleo ajustada pela regra determinística.

Os valores de 2010 correspondem ao acumulado em quatro trimestres.

Os resultados utilizando a mediana das elasticidades das receitas em relação ao PIB – e ao preço do petróleo – estão sintetizados na tabela 6 e mostram que praticamente inexistem diferenças entre os modelos estimados com receitas agregadas ou desagregadas. Os valores obtidos no modelo 1 são quase idênticos aos do modelo 2, bem como o modelo 3 é muito parecido ao modelo 4, seja quando utilizamos as elasticidades estimadas, seja quando partimos da regra determinística para cálculo da receita estrutural do petróleo – representado por MOD 3* e MOD 4*.

Apesar da semelhança entre os modelos, existem diferenças consideráveis na comparação entre o superávit primário convencional e o estrutural, como era de se esperar. Por exemplo, enquanto o maior superávit primário pelas estatísticas convencionais foi obtido pelo governo central e pelas administrações públicas em 2008, o ajuste ao ciclo indica que, na verdade, o maior superávit primário estrutural foi alcançado em 2003, ano do forte ajuste implementado pelo governo Lula.

Ou seja, esse superávit primário estrutural de 2008 é menor que o indicado pelas estatísticas porque o componente cíclico das receitas nesse ano foi muito elevado. Tanto as receitas tributárias quanto as receitas do petróleo beneficiaram-se em 2008 do fato de o PIB e o preço do petróleo encontrarem-se acima do seu nível tendencial. Em 2003, por outro lado, o resultado estrutural indica que o superávit teria sido superior ao observado se as receitas não tivessem sido afetadas pela desaceleração econômica e pelo movimento de baixa nos preços do petróleo.

Os resultados da tabela 6 também permitem verificar que o efeito cíclico (reductor) da crise de 2009 sobre o superávit primário foi de 0,70% do PIB, para o governo central, e 1,20% do PIB, para as administrações públicas em seu conjunto – ou 1,01% do PIB com o ajuste das receitas do petróleo pela regra determinística. Estes impactos são superiores, por exemplo, àqueles observados na crise de 2003 – estimados em 0,56%, 0,81% e 0,77% do PIB, respectivamente.

Contudo, 2009 foi precedido por dois anos em que as receitas situaram-se bem acima do seu nível tendencial ou estrutural, tanto na esfera federal quanto no conjunto das administrações públicas. A soma do componente cíclico (positivo) em 2007 e 2008 chegou a 1% do PIB, no governo central, e 1,44% do PIB, na administração pública consolidada, o que contribuiu para que o governo tivesse capacidade de reagir com políticas anticíclicas durante a crise de 2009.

A principal utilidade analítica do cálculo do resultado estrutural é a possibilidade de verificar se a política fiscal está sendo expansionista ou contracionista sobre a demanda agregada e o quão expansionista ou contracionista é seu efeito. O fato de um governo estar gerando superávits primários todos os anos, como ocorre no Brasil desde 1999, não implica necessariamente que a política fiscal tenha sido sempre contracionista.

Por definição, a política fiscal é contracionista se o resultado primário estrutural de determinado período é superior ao do período anterior e expansionista se ocorrer o contrário. Ou seja, trata-se de computar a variação positiva ou negativa no resultado primário estrutural, como fazemos nas duas últimas colunas da tabela 6.

Por esse indicador, concluímos que em seis dos 13 anos entre 1998 e 2010, a política fiscal foi expansionista – tanto na esfera federal quanto no conjunto da administração pública –, no sentido de ser caracterizada por políticas discricionárias que, em termos líquidos, estimulariam a demanda agregada. Contudo, os resultados de 2008 e 2009 são bastante contraintuitivos na medida em que, pelos superávits estruturais da administração pública nesses dois anos, teríamos uma contração fiscal moderada na crise de 2009, da ordem de 0,15% a 0,35% do PIB.⁸

Esses valores claramente contrastam com a intuição de que a política fiscal teria sido globalmente anticíclica em 2009. É claro que esses resultados também podem ter sido influenciados por posturas eventualmente pró-cíclicas dos governos regionais, uma vez que os números apenas do governo central indicam uma leve expansão fiscal de 0,15% do PIB no referido ano. De fato, há evidências de que os municípios tenham reduzido o investimento público em 2009 para compensar a perda de arrecadação, mas a magnitude da expansão fiscal na esfera federal está abaixo do que a intuição indica ter ocorrido.

Algumas razões podem ser elencadas para esses resultados. Em primeiro lugar, conforme mencionado na seção 1, o governo federal contabilizou em 2009 receitas

8. A menor contração é indicada pelos modelos MOD3* e MOD4*, nos quais a receita estrutural de *royalties* e participações especiais é estimada pela regra determinística, e não pela regressão.

extraordinárias advindas de acertos com as empresas estatais que contribuíram para consolidar um superávit primário pouco maior, na ordem de 0,3% do PIB. Este “delta” a mais no superávit primário evidentemente não teve impactos sobre a demanda agregada, não podendo ser caracterizado como uma medida realmente contrativa, embora contabilmente ela apareça dessa forma.

Esse fato ilustra a importância de que a implementação do resultado estrutural pelo governo seja acompanhado de medidas de reestruturação na forma de contabilização de suas receitas e despesas, seguindo a ótica patrimonial recomendada pelo novo manual do setor público do FMI. Por essa ótica, apenas apresentam impacto no resultado fiscal as operações que alteram o patrimônio da administração pública – receitas de privatizações, repasses e resgates do fundo soberano, por exemplo, não afetam o resultado fiscal pela nova metodologia do FMI.

Em segundo lugar, outra razão para que os cálculos da tabela 6 indiquem contração fiscal em 2009 é o fato de que as elasticidades utilizadas para o cálculo do superávit estrutural (acima de 1,6) estejam superestimando a real sensibilidade das receitas em relação ao PIB. Desse modo, o superávit primário de 2008 pode estar sendo subestimado e o de 2009, superestimado, gerando a falsa impressão de que teríamos uma contração justamente no ano de crise.⁹

Esta hipótese pode ser testada substituindo as elasticidades medianas pelas mínimas que estimamos em cada modelo, como, aliás, é a prática adotada no Chile. Ao fazermos isso, obtivemos componentes cíclicos (positivos ou negativos) menos pronunciados do que com as elasticidades anteriores, como podemos observar na tabela 7.

As principais diferenças dos resultados obtidos com as elasticidades mínimas é que os superávits estruturais dos anos de crise (2003 e 2009) são menores e o de 2008 é maior do que os expressos na tabela 6. Com isso, produzem-se duas modificações

9. Vale notar que algumas especificações dos modelos com alternância entre regimes e mudanças nas elasticidades prezam um retorno durante a crise em 2008-2009 ao estado da natureza predito para antes de 1999, com maior nível e menor elasticidade.

em relação ao diagnóstico anteriormente apresentado: 2003 não é mais o ano em que verificamos o maior superávit estrutural – e sim 2005, exceto na estimativa do MOD 3, em que ambos se igualam – e 2009 passa a ser caracterizado claramente como um ano de expansão fiscal, da ordem de 0,67% a 0,71% do PIB na esfera federal e de 0,26% a 0,43% do PIB no consolidado da administração pública – ou de 0,22% a 0,39% do PIB com a regra determinística para a estimação da renda do petróleo.

TABELA 7
Resultado primário convencional e ajustado ao ciclo com elasticidade mínima
(Em % do PIB)

Governo Central					
Ano	Convencional	Ajustado ao ciclo		?SP=Spt-Spt-1 Expansão(-)/Contração(+)	
		MOD 1	MOD 2	MOD 1	MOD 2
1997	-0.31	-0.57	-0.56		
1998	0.51	0.52	0.52	1.09	1.08
1999	2.13	2.37	2.36	1.85	1.84
2000	1.73	1.57	1.57	-0.81	-0.79
2001	1.69	1.69	1.69	0.12	0.11
2002	2.16	2.14	2.14	0.45	0.45
2003	2.28	2.62	2.60	0.48	0.46
2004	2.70	2.65	2.65	0.03	0.05
2005	2.60	2.70	2.69	0.05	0.04
2006	2.17	2.31	2.30	-0.39	-0.39
2007	2.23	2.02	2.03	-0.30	-0.28
2008	2.85	2.44	2.46	0.43	0.44
2009	1.35	1.77	1.75	-0.67	-0.71
2010	1.37	1.31	1.31	-0.46	-0.44

Administrações públicas					
Ano	Convencional	Ajustado ao ciclo		?SP=Spt-Spt-1 Expansão(-)/Contração(+)	
		MOD 3	MOD 4	MOD 3	MOD 4
1997	-0.94	-1.42	-1.35		
1998	0.34	0.36	0.36	1.78	1.71
1999	2.33	2.75	2.70	2.38	2.34
2000	2.24	1.92	1.96	-0.83	-0.74
2001	2.49	2.51	2.51	0.59	0.55
2002	2.88	2.83	2.84	0.32	0.33
2003	3.09	3.75	3.68	0.91	0.84
2004	3.60	3.50	3.51	-0.24	-0.16
2005	3.59	3.75	3.73	0.25	0.21
2006	3.00	3.23	3.20	-0.52	-0.53
2007	3.36	2.99	3.03	-0.24	-0.17
2008	3.86	3.11	3.18	0.12	0.15
2009	2.02	2.84	2.75	-0.26	-0.43
2010	2.01	1.96	1.97	-0.89	-0.78

Administrações públicas					
Ano	Convencional	Ajustado ao ciclo		?SP=Spt-Spt-1 Expansão(-)/Contração(+)	
		MOD 3*	MOD 4*	MOD 3*	MOD 4*
1997	-0.94	-1.42	-1.35		
1998	0.34	0.36	0.36	1.78	1.71
1999	2.33	2.75	2.70	2.39	2.34
2000	2.24	1.91	1.95	-0.84	-0.75
2001	2.49	2.49	2.49	0.58	0.54
2002	2.88	2.81	2.82	0.32	0.33
2003	3.09	3.69	3.63	0.88	0.81
2004	3.60	3.51	3.52	-0.18	-0.10
2005	3.59	3.74	3.72	0.23	0.20
2006	3.00	3.22	3.19	-0.52	-0.53
2007	3.36	3.04	3.08	-0.18	-0.11
2008	3.86	3.05	3.13	0.02	0.05
2009	2.02	2.83	2.74	-0.22	-0.39
2010	2.01	1.89	1.91	-0.94	-0.83

Fonte e elaboração dos autores.

Obs.: * = Receita do petróleo ajustada pela regra determinística.

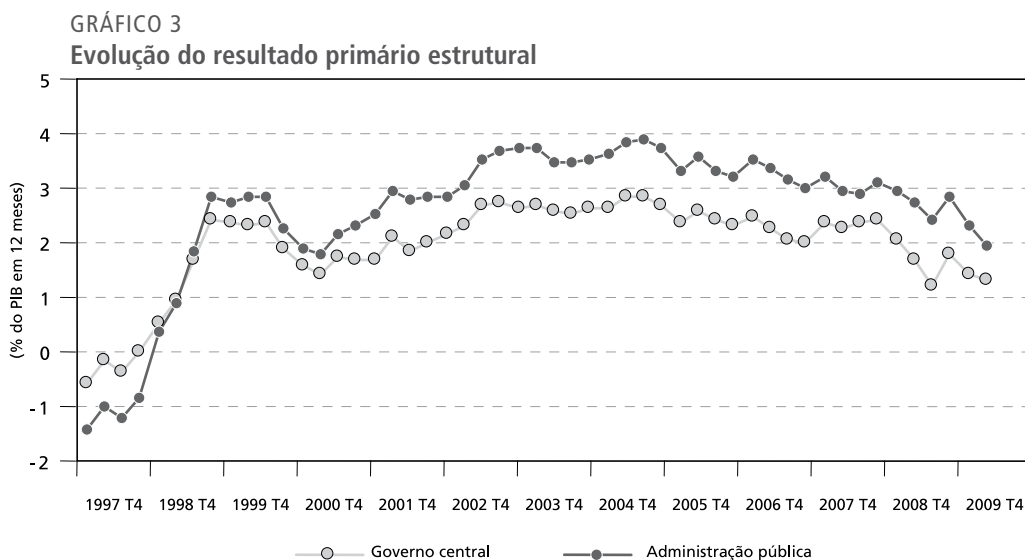
Os valores de 2010 correspondem ao acumulado em quatro trimestres.

O fato de a expansão fiscal ser maior na esfera federal do que no consolidado da administração pública corrobora a hipótese de que os governos regionais, ao contrário do central, tenham adotado políticas pró-cíclicas ao longo de 2009. Os efeitos expansionistas na política fiscal dos governos regionais só parecem se manifestar no primeiro semestre de 2010, quando o superávit estrutural da administração pública acumulado em quatro trimestres decresce de 0,78 p.p. a 0,89 p.p. do PIB (modelos 3 e 4), enquanto na esfera federal o decréscimo é de 0,44 p.p. a 0,46 p.p. do PIB. Ou seja, podemos dizer que a diferença entre os valores de expansão obtidos pelos modelos 1-2 e 3-4, igual a 0,43% e 0,35% do PIB, respectivamente, expresse o estímulo fiscal discricionário ocorrido no primeiro semestre de 2010 nas esferas estadual e municipal, o que deve estar relacionado mais às eleições do que à crise econômica, uma vez que ocorre em uma fase de recuperação econômica.

Com essas estimativas mais conservadoras das elasticidades, podemos fechar um quadro de diagnóstico mais preciso da política fiscal, concluindo que, salvo alguns interregnos, tivemos um ciclo de contração fiscal entre 1998 e 2005 e vivemos um processo de expansão fiscal desde 2006. Essas tendências ficam mais claras quando observamos o gráfico 3, construído a partir dos valores trimestrais dos modelos 1 e 3, acumulados, de modo que tenhamos uma imagem da média móvel anual do resultado primário estrutural.

O impulso fiscal contracionista se inicia no segundo trimestre de 1998, antes mesmo da introdução do regime de metas fiscais, e sofre uma interrupção ainda em 1999, seguido de um curto período de expansão entre 2000 e 2001. O ciclo de contração volta a marcar a política fiscal em 2001 e 2002, sofrendo um impulso em 2003, quando o governo Lula elevou a meta de superávit primário para tentar restabelecer a confiança dos mercados. Entre o fim de 2003 e 2005, o resultado estrutural oscila em torno de um patamar mais ou menos constante.

O ciclo de expansão se inicia no primeiro trimestre de 2006 com a retomada dos investimentos públicos e sofre um impulso mais pronunciado no início de 2009, com a crise, e outro no início de 2010, com a proximidade das eleições.



Outra forma de avaliar a política fiscal no período 1997-2010, dada a incerteza sobre as elasticidades, é considerar que, afóra a forte contração que marcou a introdução do regime de metas e o início do governo Lula e o recente movimento expansionista, depois da crise, o restante do período é caracterizado por um superávit primário estrutural razoavelmente estabilizado, o que indicaria certa neutralidade – relativa – da política fiscal.

Por outro lado, embora os resultados obtidos com as menores elasticidades parecem ser mais condizentes com a intuição que temos sobre 2009, talvez o modelo mais próximo da realidade seja aquele no qual as elasticidades estejam entre o mínimo e a mediana. Isso fica evidenciado quando analisamos o resultado de 2008 em comparação ao de 2007. Com as elasticidades medianas, o aumento de superávit observado em 2008 é interpretado como fenômeno meramente cíclico, enquanto com elasticidades menores ele parece expressar uma contração moderada.

Independentemente dessa sintonia fina na metodologia, importante para o caso de ser adotada formalmente na construção de uma nova regra fiscal para o Brasil, os resultados apresentados ao longo desta seção mostram o quão útil é este tipo de ferramenta (de ajustes ao ciclo) para avaliar a política fiscal de um país e mensurar o grau de discricionariedade que existe por trás dos movimentos no resultado fiscal convencional.

A partir da identificação do componente estrutural das receitas e de outras variáveis fiscais sujeitas à discricionariedade, como os investimentos, podemos também avançar com estudos mais rigorosos para estimar os multiplicadores da política fiscal; ou seja, os efeitos das variáveis fiscais sobre o nível de atividade econômica, o que deve consistir em uma etapa posterior deste trabalho.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Brasil vem construindo progressivamente as condições objetivas e subjetivas para reformar seu regime fiscal, tornando-o mais adequado aos novos desafios colocados à política fiscal, entre os quais está a redução de seu caráter pró-cíclico e a expansão de longo prazo dos investimentos públicos. Contudo, ainda falta um passo fundamental, que é institucionalizar no país um arcabouço fiscal mais flexível, baseado em um balanço estrutural ajustado ao ciclo econômico, como no Chile e na maioria das economias desenvolvidas.

Atualmente, uma série de organismos internacionais, como o próprio FMI, já tem divulgado estudos nos quais se avalia a política fiscal brasileira e de outros países latino-americanos a partir de indicadores ajustados ao ciclo, mas no Brasil essa metodologia é pouco difundida. Ao longo deste trabalho, buscamos preencher essa lacuna, discutindo as condições para sua implementação e as experiências de outros países e, principalmente, oferecendo alternativas concretas para sua aplicação no Brasil.

O modelo que construímos parte de dois ajustes: um sobre as receitas sujeitas ao efeito do ciclo econômico tradicional e outro sobre as receitas do petróleo, suscetíveis à volatilidade dos preços desta *commodity*. A partir de diferentes técnicas econométricas, estimamos as elasticidades das receitas federais, que foram utilizadas para calcular o resultado primário ajustado ao ciclo, ou seja, o resultado que seria obtido caso o PIB e o preço do petróleo se mantivessem crescendo exatamente sobre sua tendência de médio prazo. No caso das receitas petrolíferas, também construímos uma regra determinística – a exemplo do Chile –, baseada na relação entre preços correntes e tendenciais, para decompor os valores arrecadados entre o componente cíclico e o estrutural.

Os resultados estruturais estimados permitem identificar mais claramente quais foram os ciclos de expansão e contração da política fiscal no Brasil. Em geral, salvo

alguns interregnos, os modelos indicam um ciclo de contração fiscal até o fim de 2005 e um ciclo de expansão desde então. Especificamente, os resultados calculados a partir das elasticidades mínimas, a exemplo de outros países, mostraram maior adesão às hipóteses intuitivas, como a de que tivemos forte impulso expansivo durante a crise de 2009.

Nos cálculos efetuados com elasticidades medianas, a expansão de 2009 não é tão evidente por vários fatores importantes: primeiro porque a elasticidade mais elevada tende a gerar componentes cíclicos mais elevados tanto para o ano que precedeu a crise (2008), com sinal positivo, quanto para o próprio ano da crise (2009), com sinal negativo; segundo porque o governo promoveu alguns acertos de contas entre as estatais que inflaram sua receita em 2009 sem que tenham tido efeitos sobre a demanda agregada; terceiro porque os governos regionais, ao contrário do federal, aparentemente reagiram de forma pró-cíclica à crise.

A evidência de que estados e municípios teriam tido políticas contracionistas e não expansionistas durante a crise é confirmada em todos os modelos quando comparamos a variação do superávit primário no governo central e no conjunto das administrações públicas entre 2008 e 2009. A diferença de variação, atribuída aos governos regionais, é positiva, indicando que estes governos possivelmente cortaram investimentos para compensar perdas cíclicas de receita.

Por outro lado, entretanto, os resultados indicam que em 2010, apesar da retomada econômica, a política fiscal não só continua expansionista na esfera federal, como também ganhou um impulso desta natureza no âmbito regional, possivelmente relacionado às eleições.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; PEROTTI, R. **Budget deficits and budget institutions**. NBER, 1996. (Working Paper, n. 5556).
- _____. Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects. **IMF Staff Papers**, v. 44, n. 2, p. 210-248, jun. 1997.
- BARRO, R. On the determination of the public debt. **Journal of Political Economy**, v. 87, n. 5, p. 940-971, 1979.
- BELIVAQUA, A.; WERNECK, R. **Fiscal impulse in the Brazilian economy, 1989-1996**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 1997 (Texto para Discussão, n. 379).
- BLANCHARD, O. **Suggestions for a new set of fiscal indicators**. Paris: OECD Economics Department, 1990 (Working Paper, n. 79).
- BRASIL. Ministério da Fazenda (MF). **Economia brasileira em perspectiva**. Relatório. Brasília, jun./jul. 2010.
- COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. **An introduction to state space time series analysis**. Oxford: Oxford University Press, 2007. 174 p.
- 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 Economics Department 2006 (Working Paper, n. 485).
- DI BELLA, G. Fiscal policy response to the crisis: how much space for countercyclical policy? **World Economic and Financial Surveys: Regional Economic Outlook Western Hemisphere. Crisis Averted – What's Next?** Washington: IMF, p. 49-69, Oct. 2009.
- FEDELINO, A.; IVANOVA, A.; HORTON, M. **Computing cyclically adjusted balances and automatic stabilizers**. Washington: IMF, 2009 (Technical Notes and Manuals).
- FIESS, N. **Chile's fiscal rule**. Econometric Society (Latin American Meetings 348), New York, 2004. Disponível em: <<http://repec.org/esLATM04/up.30805.1089317267.pdf>>.
- FFRENCH-DAVIS, R. Latin America: the structural fiscal balance policy in Chile – a move toward counter-cyclical macroeconomics. **Journal of Globalization and Development**, v. 1, n. 1, 2010. 14 p.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (FMI). Navigating the fiscal challenges ahead. IMF Fiscal Monitor. **World Economic and Financial Surveys**, Washington, May 2010.
- GAVIN, M. *et al.* **Managing fiscal policy in Latin America and the Caribbean: volatility, procyclicality, and limited creditworthiness**. New York: IDB, 1996 (RES Working Paper, n. 4032).

GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. **Can severe fiscal contractions be expansionary?** Tales of two small european countries. Cambridge, MA, 1990 (NBER Working Paper, n. 3372).

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

GUTIÉRREZ, M.; REVILLA, J. **Building countercyclical fiscal policies in Latin America:** the international experience. Policy Research. Washigton: World Bank, Feb. 2010 (Working Paper, n. 5211).

HAGEMANN, R. **The structural budget balance.** The IMF's methodology. Washigton: IMF, 1999 (Working Paper, n. 99/95).

HAMILTON, J. D. A New approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

_____. **Time series analysis.** New Jersey: Princeton University Press, 1994. 799 p.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter.** Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1989. 555 p.

HENDRY, D. F. **Dynamic econometrics:** advanced texts in econometrics. Oxford: Oxford University Press, 1995. 869 p.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. Postwar U.S. Business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.

KOOPMAN, S. J. *et al.* **STAMP 8.0:** Structural time series analyzer, modeler and prediction. London: Timberlake Consultants, 2007.

KROLZIG, H. M. **Markov-Switching vector autoregressions:** modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis. Berlin: Springer-Verlag, 1997. 357 p.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks. **The Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 4, p. 1082-1089, 2003.

_____. **Minimum LM unit root test with one structural break.** Boone: Appalachian State University, 2004. 16 p. (Working Paper, n. 04-17).

MACIEL, P. J. **Proposta à regra fiscal brasileira:** orientação pelos ciclos econômicos. Monografia premiada no XI Prêmio Tesouro Nacional – 2006. Brasília: ESAF, 2006. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/XIpremio/qualidade/2qualidadeXIPTN/2premio_qgp.pdf>.

MARCEL, M. *et al.* Balance estrutural: La base de la nueva regla de policita fiscal chilena. **Economia Chilena**, v. 4, n. 3, 2001.

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

MILESI-FERRETTI, G. **Good, bad or ugly?** On the effects of fiscal rules with creative accounting. Washington: IMF, 2000 (Working Paper, n. WP/00/172).

ORAIR, R.; GOBETTI, S. Retomada do investimento público federal no Brasil e a política fiscal: em busca de um novo paradigma. *In*: CARDOSO JR., J. C. (Coord.). **Brasil em Desenvolvimento**. Brasília: Ipea, 2010. No prelo.

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

PERRY, G. **Can fiscal rules help reduce macroeconomic volatility in LAC?** *In*: IMF/ WORLD BANK CONFERENCE ON FISCAL RULES AND INSTITUTIONS IN OAXACA. Mexico, Feb. 2002.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PIRES, M. **Multiplificadores fiscais no Brasil**: uma contribuição ao debate sobre políticas fiscais anticíclicas. Monografia premiada do XIV Prêmio Tesouro Nacional – 2009. Brasília: ESAF, 2009. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/PremioTN/XIVPremio/politica/3pfceXIVPTN/Monografia_Tema3_MANOEL_CARLOS.PDF>.

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

RINCÓN, H.; BERTHEL, J.; GÓMEZ, M. Balance fiscal estructural y cíclico del Gobierno Nacional Central de Colombia, 1980-2002. **Ensayos Sobre Política Económica**, n. 44, p. 12-62, 2004.

SIMS, C.; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1990.

SFILIMBERGO, A. *et al.* **Política fiscal para enfrentar la crisis**. Versão em espanhol. Washington: FMI, 29 dic. 2008. (Staff Position Note SPN/08/01).

TALVI, E.; VEGH, C. **Tax base volatility and procyclical fiscal policy**. Cambridge, MA, 2000 (NBER Working Paper, n. 7499).

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

ANEXOS

ANEXO 1

QUAL A RELAÇÃO ENTRE OS GASTOS DE SEGURO-DESEMPREGO E DEMAIS TRANSFERÊNCIAS COM O CICLO ECONÔMICO?

Em geral, consideram-se os gastos relacionados ao desemprego como sendo dependentes do ciclo econômico. A metodologia da OCDE vale-se da relação $\varepsilon_{G,Y} = \varepsilon_{G,U} \varepsilon_{U,Y}$. Na prática, impõe-se $\varepsilon_{G,U} = 1$ e a elasticidade $\varepsilon_{U,Y}$ é obtida por meio de uma regressão. A metodologia do FMI, em geral, requer a estimação direta das elasticidades com relação ao ciclo. No caso do Brasil, o apropriado é considerar dois grupos de despesas, quais sejam os gastos com seguro- desemprego e transferências pessoais. Esses gastos em tese deveriam exibir um comportamento contracíclico, devido à função de estabilizadores automáticos.

Mas grande parte desses gastos depende do nível do salário-mínimo, cuja regra de reajuste é vinculada ao PIB. Por conseguinte, houve crescimento concomitante pelo menos desde 2004. A regressão MQO das despesas com seguro-desemprego contra o PIB fornece um bom ajuste com elasticidade positiva e bem elevada, perto de 3. Uma elasticidade de aproximadamente 2,5 é encontrada na relação entre as demais transferências e o PIB, mas o ajuste pareceu um tanto precário, com sinais de não estacionariedade do resíduo, isto é, regressão espúria.

É importante notar que, pelo que foi dito anteriormente, existe um problema relacionado à identificação do impacto do PIB sobre essas despesas. Por outro lado, os gráficos A1 e A2 parecem ser bastante informativos, mostrando que de fato parece bastante razoável ignorar a relação entre essas despesas e o PIB, dado que não parecem ter assumido seus papéis de estabilizadores automáticos no período.

GRÁFICO A1

Scatter Plot: seguro-desemprego *versus* PIB (em logs) – 1997q1-2010q2

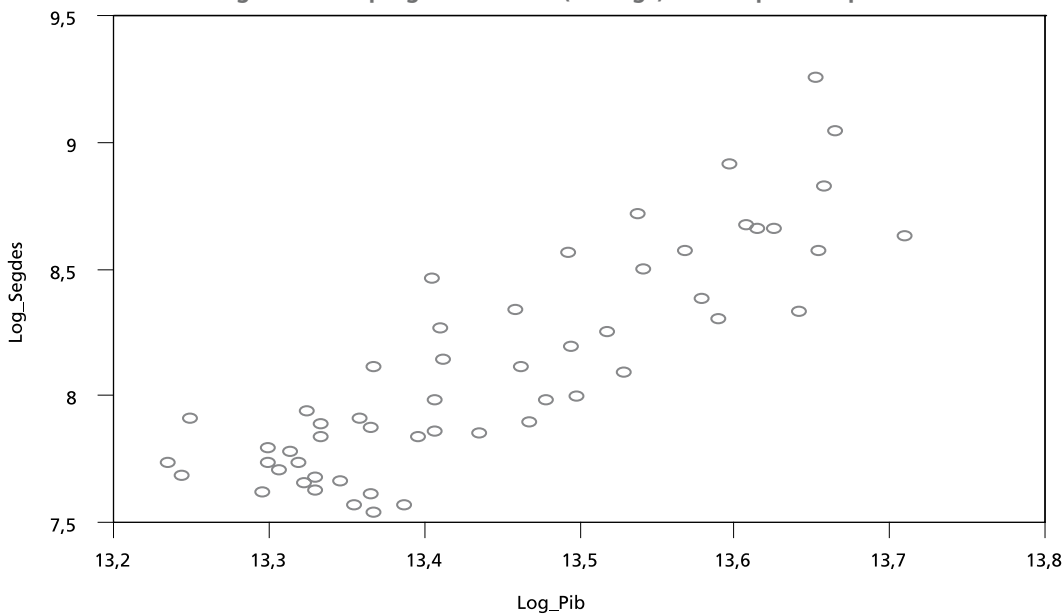
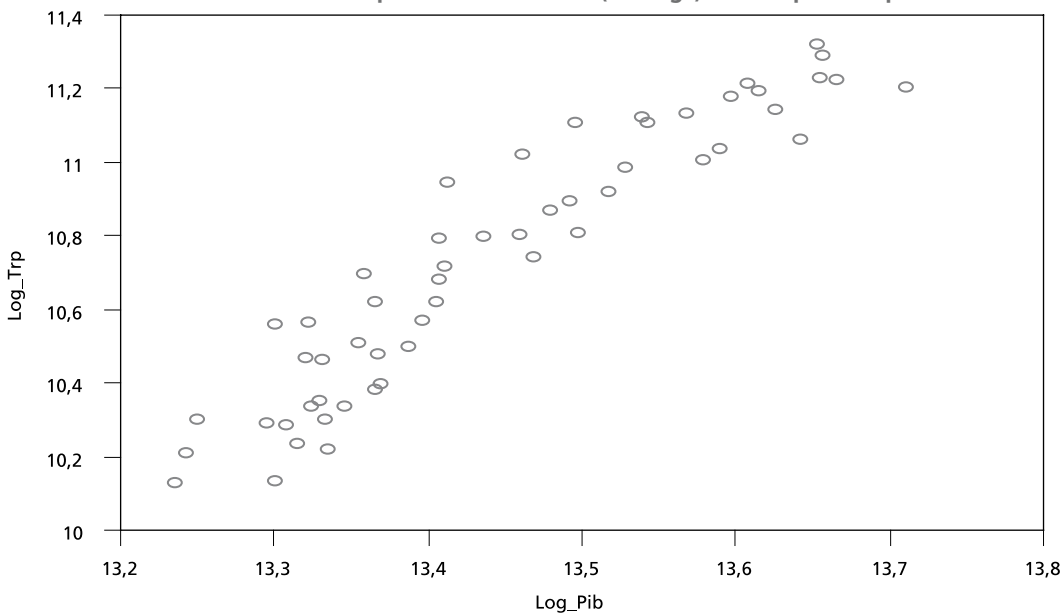


GRÁFICO A2

Scatter Plot: transferências pessoais *versus* PIB (em logs) – 1997q1-2010q2



ANEXO 2

TESTES PARA A PRESENÇA DE RAIZ UNITÁRIA

Testes para a presença de raiz unitária foram realizados, pressupondo no máximo uma raiz sobre ou fora do círculo unitário. Ao testar para a presença de raiz unitária nas séries, pareceu apropriado permitir mudanças nos parâmetros da função tendência. Isso foi realizado pela especificação mais geral, o modelo C de Perron (1989) que admite quebras no nível e na inclinação.

Pelo teste de Zivot e Andrews (1992), permitiu-se uma quebra, sendo esta apenas na hipótese alternativa. Pelo teste de Lee e Strazicich, partiu-se de no máximo duas quebras (LEE; STRAZICICH, 2003), inclusive sob a hipótese nula. A versão deste teste com apenas uma quebra (LEE; STRAZICICH, 2004) foi aplicada quando pelo menos uma das quebras não pareceu significativa. O teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) foi também aplicado. Devido à ambiguidade dos termos determinísticos sob as hipóteses nula e alternativa, mais de uma versão deste teste foi considerada.

O teste ADF sugere que as séries do PIB, do preço do petróleo, da receita tributária ligada a este e da receita previdenciária possuem raiz unitária. No caso do PIB e da receita previdenciária, esse resultado não é confirmado pelos testes que admitem quebras nos termos determinísticos. No caso da receita que depende do preço do petróleo, os resultados dos testes Zivot-Andrews e Lee-Strazicich foram conflitantes. No caso do preço do petróleo, ambos os testes confirmaram que essa série exibe raiz unitária. É importante ressaltar, no entanto, que na literatura especializada o preço do petróleo é, em geral, modelado como sendo um processo persistente mas “quase-integrado”.

TABELA A1
Testes de raiz unitária

Série	ADF- τ_{μ}	ADF- τ_{τ}	Zivot-Andrews	Lee-Strazicich – 1 quebra	Lee-Strazicich – 2 quebras
Log_Pib	1,577	-2,315	-5.173** [2004:2]	-6.110*** [2002:1]	-6.609*** [2003:1;2008:3]
Log_Rec	-0.982	-7.057***	-7.822*** [2003:1]	–	-9.501*** [2003:1;2008:4]
Log_TR	0.098	-3.368*	-8.145*** [2003:2]	–	-9.921*** [2003:1]
Log_RecLiq	-0.698	-7.114***	-7.696*** [2009:1]	–	-8.625*** [2003:1;2008:4]
Log_RecCiclo-Pib	-1.376	-3.519**	-7.370*** [2009:1]	–	-7.558*** [2002:3;2007:4]
Log_PetroPrice	-1.472	-2.256	-4.626 [1999:1]	–	-4.514 [1999:1;2008:4]
Log_Rec_CPetro	-2.543	-1.276	-7.392*** [2000:1]	–	-4.948 [1998:2;2000:3]
Log_Imp&Cont	-1.614	-4.678***	-6.972*** [2009:1]	–	-7.971*** [2002:4;2008:4]
Log_RecPrev	1.635	-1.540	-10.131*** [2003:1]	-9.882*** [2004:2]	-10.110*** [2000:2;2003:2]
Log_ICMS	-0.028	-3.596**	-5.427** [2003:1]	-5.050* [2002:4]	-5.691** [1999:1;2001:3]

Fonte e elaboração dos autores.

Obs.: No teste ADF, defasagens selecionadas pelo critério de Schwarz. Nos testes de Zivot-Andrews e Lee-Strazicich

(*) rejeita H_0 a 10%, (**) rejeita H_0 a 5% e (***) rejeita H_0 a 1%.

Pelos testes ADF aplicados nas demais séries não foi possível distinguir entre estacionariedade em torno de uma tendência (hipótese alternativa do teste ADF- τ_{τ}) e raiz unitária com deslocamento (hipótese nula do teste ADF- τ_{μ}). Em todos os casos, contudo, foi possível rejeitar a hipótese nula por ambos os testes Zivot-Andrews e Lee-Strazicich.

ANEXO 3

METODOLOGIA E RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

A1 REGRESSÕES MQO COM DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS

Um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas de ordem 1 – ou ADL (1,1) –, envolvendo o logaritmo natural de uma variável de receita (REC) e, digamos, do PIB, pode ser representado da seguinte maneira:

$$\log_Rec_t = \mu + \varphi_1 \log_Rec_{t-1} + \theta_0 \log_PIB_t + \theta_1 \log_PIB_{t-1} + u_t \quad (A1)$$

em que μ é o nível da função e $u_t \sim i.i.d.(0, \sigma_u^2)$. Na prática, consideramos ainda *dummies* na maior parte das regressões para controlar pela sazonalidade. Foi introduzida também uma *dummy* de nível para o período posterior a 1999, quando houve uma mudança de caráter geral no regime de política econômica.

Subjacente a esse modelo existe uma relação de equilíbrio em estado estacionário entre as variáveis PIB e REC. Nessa situação – que, vale dizer, não precisa ser observada na prática –, as variáveis Rec e PIB contemporâneas e defasadas encontram-se em seus valores esperados de longo prazo Rec^* e PIB^* . Assim, para $Rec_t = Rec_{t-1} = Rec^*$ e $PIB_t = PIB_{t-1} = PIB^*$, tem-se:

$$\log_Rec^* = \frac{\mu}{1-\varphi_1} + \frac{\theta_0 + \theta_1}{1-\varphi_1} \log_PIB^* \quad (A2)$$

O coeficiente θ_0 corresponde à elasticidade de curto prazo ou à propensão de impacto do PIB sobre REC. O polinômio $(\theta_0 + \theta_1)/(1-\varphi_1)$ é a elasticidade de longo prazo, pois indica o efeito completo de uma mudança no PIB sobre Rec. Definimos então a estimativa por MQO do multiplicador de longo prazo como sendo a elasticidade do PIB à receita.

Este modelo já é bastante geral, posto que contém como casos particulares uma série de especificações, conforme mostra, por exemplo, Hendry (1995, cap. 7). Em particular, chega-se a um modelo no PIB contemporâneo e defasado sem autorregressão pondo $\varphi_1=0$. No caso em que $\varphi_1=\theta_1=0$, tem-se uma regressão estática.

Idealmente partiríamos de um ADL (4,4) e testaríamos a significância individual e/ou conjunta dos coeficientes para se selecionar um modelo linear. Mas a distribuição dos coeficientes associados a variáveis integradas é desconhecida, de forma que não é possível realizar testes de hipótese, embora a estimação de ADLs com variáveis não estacionárias seja defensável (SIMS; STOCK; WATSON, 1990). Embora os testes para a presença de raiz unitária tenham indicado na direção de estacionariedade em torno de uma tendência determinística com quebra em quase todos os casos, existe incerteza com relação à ordem de integração das séries. Com isso, optou-se por estimar quatro especificações por mínimos quadrados ordinários.

Partiu-se inicialmente de um ADL (4,4) e foram eliminadas, pelo procedimento do geral para o particular, as defasagens que aparentemente não se mostraram significantes a 10%, supondo que a distribuição das variáveis em questão é normal. Essa regressão foi classificada, nas tabelas a seguir, como general to specific (GTOS). Em geral, os resíduos dessas regressões apresentaram as propriedades desejáveis. Mas a defasagem entre o fato gerador e a arrecadação propriamente dita é, em geral, de um período para dados trimestrais no Brasil.

Foi então estimado um ADL (1,1), além de versões restritas deste modelo, quais sejam uma regressão no PIB corrente e defasado e apenas no PIB contemporâneo. Embora do ponto de vista econômico essas especificações pareçam mais plausíveis, as propriedades dos resíduos não pareceram razoáveis. É importante notar, contudo, que as elasticidades (multiplicadores de longo prazo) sempre permaneceram nos mesmos patamares.

TABELA A2
Elasticidade da receita agregada por mínimos quadrados ordinários

	Modelo 1 – ADL GTOS			Modelo 2 – ADL(1,1)			Modelo 3 – PIB Corrente e Defasado			Modelo 4 – Regressão Estática		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-11,224	-5,267	0,000	-17,507	-6,597	0,000	-19,691	-27,748	0,000	-19,211	-25,096	0,000
Du_shift_99	0,068	2,622	0,012	0,132	4,812	0,000	0,148	7,716	0,000	0,154	7,574	0,000
Log_RECT-1	-	-	-	0,110	0,854	0,398	-	-	-	-	-	-
Log_RECT-2	0,413	3,904	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log_PIBt	1,051	5,410	0,000	0,466	1,201	0,236	0,502	1,306	0,198	1,789	31,109	0,000
Log_PIBt-1	-	-	-	1,158	2,644	0,011	1,322	3,374	0,002	-	-	-
SD1	-0,029	-1,749	0,087	-0,051	-2,145	0,037	-0,040	-2,044	0,047	-0,012	-0,639	0,526
SD2	-0,122	-7,201	0,000	-0,033	-1,067	0,292	-0,023	-0,820	0,417	-0,103	-5,760	0,000
SD3	-0,108	-6,930	0,000	-0,087	-4,696	0,000	-0,086	-4,669	0,000	-0,114	-6,264	0,000
R2 ajustado	0,978			0,973			0,974			0,969		
Jarque-Bera	1,015			0,602			2,386			0,303		
Breusch-Godfrey LM	0,325			0,724			2,166			0,127		
ARCH LM	0,124			0,884			0,865			0,428		

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de autocorrelação Breusch-Godfrey e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

TABELA A3
Elasticidade das transferências a estados e municípios por mínimos quadrados ordinários

	Modelo 1 – ADL GTOS			Modelo 2 – ADL(1,1)			Modelo 3 – PIB Corrente e Defasado			Modelo 4 – Regressão Estática		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-14,508	-5,388	0,000	-24,144	-8,099	0,000	-23,136	-20,153	0,000	-22,154	-16,997	0,000
Du_shift_99	0,128	3,461	0,001	0,229	5,711	0,000	0,220	7,080	0,000	0,229	6,621	0,000
Log_TRt-1	-	-	-	-0,043	-0,367	0,715	-	-	-	-	-	-
Log_TRt-2	0,353	3,397	0,001	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log_PIBt	-	-	-	-0,727	-1,158	0,253	-0,727	-1,168	0,249	1,869	19,084	0,000
Log_PIBt-1	1,224	5,526	0,000	2,752	4,047	0,000	2,668	4,207	0,000	-	-	-
SD1	0,063	2,442	0,019	0,020	0,566	0,575	0,014	0,455	0,651	0,071	2,300	0,026
SD2	0,045	1,669	0,102	0,130	2,444	0,019	0,121	2,613	0,012	-0,040	-1,303	0,199
SD3	-0,120	-4,891	0,000	-0,083	-2,526	0,015	-0,087	-2,934	0,005	-0,144	-4,642	0,000
R2 ajustado	0,9538			0,9454			0,9464			0,9310		
Jarque-Bera	0,0015			0,9992			1,0308			0,5973		
Breusch-Godfrey LM	1,4977			0,2351			5,4980			0,0075		
ARCH LM	0,7509			0,4775			1,0224			0,3674		

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de autocorrelação Breusch-Godfrey e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

TABELA A4
Elasticidade da receita líquida por mínimos quadrados ordinários

	Modelo 1 – ADL GTOS*			Modelo 2 – ADL(1,1)			Modelo 4 – Regressão Estática		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-19,520	-26,390	0,000	-16,567	-5,887	0,000	-19,151	-25,219	0,000
Du_shift_99	0,134	6,700	0,000	0,113	4,105	0,000	0,139	6,899	0,000
Log_RECliqt-1	-	-	-	0,150	1,087	0,283	-	-	-
Log_PIBt	0,777	1,940	0,059	0,716	1,772	0,083	1,772	31,064	0,000
Log_PIBt-1	1,022	2,502	0,016	0,813	1,804	0,078	-	-	-
SD1	-0,049	-2,465	0,018	-0,065	-2,630	0,012	-0,028	-1,567	0,124
SD2	-0,054	-1,813	0,076	-0,062	-2,032	0,048	-0,115	-6,512	0,000
SD3	-0,086	-4,482	0,000	-0,084	-4,373	0,000	-0,108	-5,966	0,000
R2 ajustado	0,970			0,970			0,969		
Jarque-Bera		1,571	0,456		1,856	0,395		1,649	0,439
Breusch-Godfrey LM		1,257	0,295		0,819	0,448		0,990	0,379
ARCH LM		2,736	0,075		1,381	0,261		8,592	0,001

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de autocorrelação Breusch-Godfrey e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

(*) Pelo procedimento do geral para o particular, chegou-se ao modelo com o PIB corrente e defasado como regressores.

TABELA A5
Elasticidade da receita "ciclo-PIB" por mínimos quadrados ordinários

	Modelo 1 – ADL GTOS			Modelo 2 – ADL(1,1)			Modelo 3 – PIB Corrente e Defasado			Modelo 4 – Regressão Estática		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-3,204	-2,801	0,008	-6,185	-4,872	0,000	-10,489	-17,735	0,000	-10,122	-16,480	0,000
Du_shift_99	0,074	4,170	0,000	0,101	4,939	0,000	0,155	9,691	0,000	0,154	9,464	0,000
Log_RecCiclo-Pib-1	0,587	6,684	0,000	0,392	3,721	0,001	-	-	-	-	-	-
Log_PIBt	1,262	7,713	0,000	0,528	1,833	0,073	0,729	2,275	0,028	1,644	35,630	0,000
Log_PIBt-1	-	-	-	0,475	1,510	0,138	0,942	2,884	0,006	-	-	-
Log_PIBt-3	-0,654	-3,417	0,001	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SD1	-0,018	-1,056	0,297	-0,101	-5,473	0,000	-0,056	-3,554	0,001	-0,034	-2,346	0,023
SD2	-0,126	-9,389	0,000	-0,076	-3,504	0,001	-0,057	-2,382	0,021	-0,113	-7,902	0,000
SD3	-0,080	-6,305	0,000	-0,087	-6,421	0,000	-0,091	-5,924	0,000	-0,111	-7,595	0,000
R2 ajustado	0,986			0,984			0,979			0,977		
Jarque-Bera		1,984	0,371		0,071	0,965		0,215	0,898		0,160	0,923
Breusch-Godfrey LM		0,050	0,951		5,485	0,008		11,719	0,000		6,412	0,004
ARCH LM		0,159	0,854		4,187	0,021		1,610	0,211		0,958	0,391

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de autocorrelação Breusch-Godfrey e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

TABELA A6
Elasticidade da receita “ciclo-petróleo” por mínimos quadrados ordinários

	Modelo 1 – ADL GTOS			Modelo 2 – ADL(1,1)			Modelo 3 – Preço do Petróleo Corrente e Defasado			Modelo 4 – Regressão Estática		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	0,361	1,088	0,282	-1,122	-3,189	0,003	-5,987	-9,026	0,000	-6,579	-7,604	0,000
Du_shift_99	-0,192	-1,451	0,154	0,383	2,604	0,012	2,348	8,114	0,000	1,999	5,766	0,000
Log_REC_CPetrot-1	1,033	22,611	0,000	0,813	18,393	0,000	-	-	-	-	-	-
Log_PetroPricet	0,198	1,757	0,086	0,410	2,656	0,011	0,215	0,487	0,628	2,561	11,150	0,000
Log_PetroPricet-1	0,632	4,313	0,000	0,054	0,312	0,757	2,168	5,894	0,000	-	-	-
Log_PetroPricet-2	-0,914	-6,911	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Du_98q4	1,331	11,633	0,000	1,572	10,117	0,000	2,267	5,263	0,000	2,463	4,365	0,000
Du_00q1	1,554	13,152	0,000	1,325	8,270	0,000	-0,050	-0,123	0,903	0,050	0,093	0,926
R2 ajustado	0,998			0,995			0,961			0,931		
Jarque-Bera		2,430	0,297		3,192	0,203		13,457	0,001		8,458	0,015
Breusch-Godfrey LM		2,836	0,070		0,537	0,589		35,432	0,000		26,046	0,000
ARCH LM		1,358	0,267		0,159	0,854		2,951	0,062		9,205	0,000

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de autocorrelação Breusch-Godfrey e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

TABELA A7
Elasticidade dos impostos e das contribuições por mínimos quadrados ordinários

	Modelo 1 – ADL GTOS			Modelo 2 – ADL(1,1)			Modelo 3 – PIB Corrente e Defasado			Modelo 4 – Regressão Estática		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-2,575	-1,814	0,077	-6,259	-3,916	0,000	-10,976	-11,185	0,000	-10,554	-10,677	0,000
Du_shift_99	0,101	3,577	0,001	0,143	4,269	0,000	0,226	8,510	0,000	0,231	8,807	0,000
Log_Imp&Contt-1	-	-	-	0,397	3,532	0,001	-	-	-	-	-	-
Log_Imp&Contt-2	0,594	6,423	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log_PIBt	0,856	2,121	0,040	0,308	0,645	0,522	0,493	0,928	0,358	1,625	21,885	0,000
Log_PIBt-1	0,842	1,839	0,073	0,666	1,319	0,194	1,163	2,146	0,037	-	-	-
Log_PIBt-3	-1,166	-4,085	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SD1	0,050	1,873	0,068	-0,055	-2,167	0,036	-0,020	-0,773	0,444	0,004	0,158	0,875
SD2	-0,015	-0,386	0,701	-0,053	-1,468	0,149	-0,024	-0,615	0,542	-0,094	-4,084	0,000
SD3	-0,040	-1,855	0,071	-0,066	-2,916	0,006	-0,068	-2,667	0,011	-0,092	-3,938	0,000
R2 ajustado	0,971			0,959			0,949			0,949		
Jarque-Bera		0,063	0,969		0,855	0,652		1,314	0,518		0,314	0,855
Breusch-Godfrey LM		1,120	0,336		7,665	0,001		15,812	0,000		10,325	0,000
ARCH LM		0,429	0,654		3,363	0,043		0,956	0,392		0,914	0,408

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de autocorrelação Breusch-Godfrey e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

TABELA A8
Elasticidade da receita previdenciária por mínimos quadrados ordinários

	Modelo 1 – ADL GTOS			Modelo 2 – ADL(1,1)			Modelo 3 – PIB Corrente e Defasado			Modelo 4 – Regressão Estática		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-6,261	-4,028	0,000	-6,927	-3,765	0,000	-14,921	-28,890	0,000	-14,542	-25,710	0,000
Du_shift_99	0,002	0,123	0,903	0,009	0,785	0,436	0,006	0,395	0,695	-0,004	-0,273	0,786
Log_RecPrev-1	0,300	2,167	0,036	0,550	4,470	0,000	-	-	-	-	-	-
Log_RecPrev-4	0,338	3,607	0,001	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log_PIBt	0,755	3,882	0,000	0,473	1,772	0,083	1,036	3,705	0,001	1,865	43,886	0,000
Log_PIBt-1	-	-	-	0,403	1,547	0,129	0,856	2,999	0,004	-	-	-
SD1	-0,200	-3,915	0,000	-0,335	-9,995	0,000	-0,194	-14,028	0,000	-0,169	-12,645	0,000
SD2	-0,138	-7,071	0,000	-0,174	-9,937	0,000	-0,174	-8,398	0,000	-0,226	-17,103	0,000
SD3	-0,147	-7,226	0,000	-0,201	-17,494	0,000	-0,212	-15,802	0,000	-0,230	-17,105	0,000
R2 ajustado	0,992			0,990			0,986			0,982		
Jarque-Bera	4,548		0,103	1,069		0,586	0,016		0,992	1,060		0,589
Breusch-Godfrey LM	0,037		0,964	1,477		0,240	5,213		0,009	1,470		0,241
ARCH LM	4,081		0,024	0,585		0,561	0,387		0,681	0,668		0,517

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de autocorrelação Breusch-Godfrey e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

TABELA A9
Elasticidade do ICMS por mínimos quadrados ordinários

	Modelo 1 – ADL GTOS			Modelo 2 – ADL(1,1)			Modelo 3 – PIB Corrente e Defasado			Modelo 4 – Regressão Estática		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-3,552	-4,136	0,000	-3,858	-4,082	0,000	-10,076	-17,970	0,000	-9,828	-17,370	0,000
Du_shift_99	0,057	3,918	0,000	0,061	4,528	0,000	0,122	8,043	0,000	0,116	7,699	0,000
Log_ICMSt-1	0,600	8,162	0,000	0,602	7,208	0,000	-	-	-	-	-	-
Log_PIBt	0,916	6,167	0,000	0,831	3,950	0,000	0,981	3,231	0,002	1,523	35,834	0,000
Log_PIBt-1	-	-	-	-0,227	-0,947	0,349	0,560	1,808	0,077	-	-	-
Log_PIBt-4	-0,334	-2,484	0,017	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SD1	-0,078	-6,926	0,000	-0,068	-5,955	0,000	-0,032	-2,157	0,036	-0,016	-1,169	0,248
SD2	-0,048	-5,070	0,000	-0,058	-3,662	0,001	-0,038	-1,693	0,097	-0,072	-5,431	0,000
SD3	-0,036	-3,799	0,000	-0,040	-3,965	0,000	-0,050	-3,407	0,001	-0,061	-4,566	0,000
R2 ajustado	0,989			0,989			0,977			0,976		
Jarque-Bera	0,333		0,847	0,213		0,899	2,237		0,327	0,621		0,733
Breusch-Godfrey LM	0,435		0,650	0,433		0,651	14,912		0,000	13,217		0,000
ARCH LM	1,978		0,150	1,499		0,234	8,621		0,001	7,055		0,002

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de autocorrelação Breusch-Godfrey e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

A2 REGRESSÕES COM ALTERNÂNCIA ENTRE REGIMES MARKOVIANOS

Diante da constatação de que as elasticidades de longo prazo permaneceram quase sempre no mesmo patamar nas estimações MQO – não obstante os possíveis erros de especificação –, consideramos nas regressões Markov-Switching (MS) a especificação que aparentemente faz mais sentido do ponto de vista econômico, qual seja aquela que possui como regressores apenas o PIB contemporâneo e defasado.

A literatura sobre regressões MS se desenvolveu a partir da contribuição seminal de Hamilton (1989). Esses modelos possuem dois componentes centrais. O primeiro, representativo dos dados, corresponde ao mecanismo gerador de dados condicional que é, por hipótese, gaussiano. O segundo, por outro lado, é um processo não observável que indica o estado da natureza e assume a forma de uma cadeia de Markov.

Supondo existirem M estados da natureza, no caso concreto a forma mais geral para uma regressão MS pode ser representada da seguinte maneira:

$$\log_Rec_t = \mu(s_t) + \theta_0(s_t)\log_PIB_t + \theta_1(s_t)\log_PIB_{t-1} + v_t \quad (A3)$$

em que $v_t \sim n.i.d.(0, \sigma_v^2(s_t))$ e $s_t \in \{1, \dots, M\}$. Vale ressaltar que *dummies* foram introduzidas nas regressões com mudança de regime pressupondo estabilidade do padrão sazonal.

Na taxonomia de Krolzig (1997), esse modelo é classificado como MSIAH(M), sendo que I, A e H indicam, respectivamente, que o intercepto, as inclinações e a matriz de covariância dependem do regime s_t .

Em modelos MS, a evolução da variável s_t segue uma cadeia de Markov homogênea com tempo e estados discretos:

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij},$$

$$\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \text{ para todo } i, j \in \{1, \dots, M\}. \quad (A4)$$

A condição de homogeneidade assegura que os p_{ij} 's são invariantes no tempo. Com isso, temos uma matriz $M \times M$ de probabilidades de transição que, por hipótese, é também ergódica e irreduzível. A condição de ergodicidade garante que existe uma distribuição de probabilidade estacionária ou incondicional para os regimes. Já a

irredutibilidade significa que o vetor de probabilidades incondicionais é estritamente positivo.¹

A estimação é realizada pelo método da máxima verossimilhança (MV), mas a função de verossimilhança adquire uma natureza recursiva porque a inferência ótima em t depende da inferência ótima em $t-1$. Nessas condições, não pode ser maximizada pelos procedimentos usuais. Em geral, utiliza-se o algoritmo EM juntamente com o filtro BLHK.² Esse algoritmo corresponde a uma técnica de estimação iterativa por MV. O processo é iniciado com um valor arbitrário para o vetor de parâmetros. Cada iteração do algoritmo EM envolve uma passagem pelo filtro BLHK, seguida da atualização das condições de primeira ordem e das estimativas dos parâmetros, o que produz um incremento na função de verossimilhança. Esse processo é repetido até que se atinja convergência.³ É importante ressaltar que, na presença de séries integradas, a distribuição dos parâmetros estimados é desconhecida.

Na prática, versões restritas do modelo mais geral acima são consideradas, permitindo alternância entre regimes em certos parâmetros e um número bastante limitado de estados da natureza. Neste trabalho, foram estimadas todas as possíveis especificações supondo um máximo de três regimes. Foram reportados os resultados dos modelos selecionados pelos critérios de informação Schwarz e Akaike.

Os modelos com dois regimes sempre predizem um estado da natureza persistente a partir de 1999. Muitas dessas especificações indicaram uma mudança para o regime de 1997-1998 durante a crise em algum momento de 2008-2009. Os modelos

1 Uma cadeia de Markov é ergódica se a matriz de transição P possui um autovalor unitário e os demais se encontram no círculo unitário. Para mais detalhes sobre esses conceitos, ver Hamilton (1994, cap. 22).

2 EM é uma sigla para Expectation Maximization. Cada rodada do processo iterativo envolve um passo de “expectativas” e outro de “maximização” com o auxílio do filtro e suavizador BLHK, assim denominado devido às importantes contribuições de Baum, Lindgren, Hamilton e Kim para o seu desenvolvimento. Para uma descrição detalhada desse processo, ver Krolzig (1997, cap. 5 e 6).

3 A função de densidade de probabilidade não possui um máximo global, ver Hamilton (1994, p. 689). Em geral, a convergência se dá na direção de um máximo local razoável. Krolzig (1997, p. 126) destaca que, nessas condições, é importante realizar estimações partindo de valores iniciais alternativos.

com três regimes em geral também indicam um regime quase restrito a 1997-1998, sendo predito novamente para um intervalo curto no fim do período amostral. Com relação à magnitude das elasticidades, nota-se que em alguns casos as elasticidades estimadas foram maiores que aquelas obtidas via MQO. É importante esclarecer que as elasticidades restritas a um curto período de tempo no início do período amostral foram desconsideradas ao se computar o balanço ajustado.

TABELA A10
Elasticidade da receita agregada por regressões Markov-Switching

	Modelo 1 – MSIA(2)						Modelo 2 – MSIAH(3)								
	Regime 0			Regime 1			Regime 0			Regime 1			Regime 2		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-15,656	-1,410	0,167	-19,405	-29,700	0,000	-24,225	-21,300	0,000	-21,591	-491,000	0,000	-19,440	-21,800	0,000
Log_PIBt	0,058	0,096	0,924	1,012	2,330	0,025	0,773	2,370	0,024	1,297	22,900	0,000	1,444	7,000	0,000
Log_PIBt-1	1,464	2,780	0,008	0,802	1,810	0,077	1,392	4,190	0,000	0,678	11,700	0,000	0,374	1,680	0,102
SD1	-0,029	-1,580	0,121	-0,029	-1,580	0,121	-0,016	-0,007	0,995	-0,016	-0,007	0,995	-0,016	-0,007	0,995
SD2	-0,046	-1,580	0,122	-0,046	-1,580	0,122	-0,040	-7,970	0,000	-0,040	-7,970	0,000	-0,040	-7,970	0,000
SD3	-0,091	-5,390	0,000	-0,091	-5,390	0,000	-0,091	-26,800	0,000	-0,091	-26,800	0,000	-0,091	-26,800	0,000
Desvio-padrão	0,038	10,100	0,000	0,038	10,100	0,000	0,052	5,120	0,000	0,003	4,110	0,000	0,027	6,900	0,000
Datação dos regimes	1997:2-1998:4			1999:1-2010:2			1997:2-1998:4/ 2009:1-2010:2			1999:2/ 1999:4-2000:4/ 2004:2/ 2007:1/ 2007:3/ 2008:1-2008:4			1999:1/ 1999:3/ 2001:1-2004:1/ 2004:3-2006:4/ 2007:2/ 2007:4		
Teste LR linearidade	40,858	0,000					68,924	0,000							
Normalidade	1,635	0,442					2,419	0,298							
Teste Portmanteau	5,840	0,054					2,367	0,306							
ARCH F	0,134	0,875					0,294	0,747							

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera. O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

TABELA A11
Elasticidade das transferências a estados e municípios por regressões Markov-Switching

	Modelo 1 – MSI(2)						Modelo 2 – MSI(3)								
	Regime 0			Regime 1			Regime 0			Regime 1			Regime 2		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-23,136	-21,600	0,000	-22,916	-21,200	0,000	-25,979	-43,400	0,000	-25,816	-43,400	0,000	-25,715	-42,700	0,000
Log_PIBt	-0,727	-1,250	0,216	-0,727	-1,250	0,216	-0,118	-0,320	0,751	-0,118	-0,320	0,751	-0,118	-0,320	0,751
Log_PIBt-1	2,668	4,520	0,000	2,668	4,520	0,000	2,271	6,090	0,000	2,271	6,090	0,000	2,271	6,090	0,000
SD1	0,014	0,489	0,628	0,014	0,489	0,628	0,075	4,110	0,000	0,075	4,110	0,000	0,075	4,110	0,000
SD2	0,121	2,800	0,007	0,121	2,800	0,007	0,125	4,580	0,000	0,125	4,580	0,000	0,125	4,580	0,000
SD3	-0,087	-3,150	0,003	-0,087	-3,150	0,003	-0,061	-3,340	0,002	-0,061	-3,340	0,002	-0,061	-3,340	0,002
Desvio-padrão	0,063	10,300	0,000	0,063	10,300	0,000	0,038	9,520	0,000	0,038	9,520	0,000	0,038	9,520	0,000
Datação dos regimes	1997:2-1998:4			1999:1-2010:2			1997:2-1998:4/ 2009:1/ 2009:3/ 2010:1-2010:2			1999:2-2001:4/ 2003:1-2005:3/ 2006:1-2008:3			1999:1/ 2002:1-2002:4/ 2005:4/ 2008:4/ 2009:2/ 2009:4		
Teste LR linearidade	31,651	0,000					43,805	0,000							
Normalidade	0,433	0,805					1,490	0,475							
Teste Portmanteau	9,232	0,010					1,551	0,461							
ARCH F	1,232	0,303					0,059	0,475							

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera. O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

TABELA A12
Elasticidade da receita líquida por regressões Markov-Switching

	Modelo 1 – MSIA(2)						Modelo 2 – MSIH(3)								
	Regime 0			Regime 1			Regime 0			Regime 1			Regime 2		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	2,574	0,252	0,802	-19,480	-32,500	0,000	-23,187	-993,000	0,000	-23,120	-1032,000	0,000	-23,078	-997,000	0,000
Log_PIBt	-0,450	-0,809	0,423	1,761	4,600	0,000	0,741	11,100	0,000	0,741	11,100	0,000	0,741	11,100	0,000
Log_PIBt-1	0,587	1,160	0,255	0,046	0,117	0,908	1,335	19,900	0,000	1,335	19,900	0,000	1,335	19,900	0,000
SD1	-0,027	-1,650	0,107	-0,027	-1,650	0,107	-0,044	-13,900	0,000	-0,044	-13,900	0,000	-0,044	-13,900	0,000
SD2	-0,097	-3,650	0,001	-0,097	-3,650	0,001	-0,013	-3,740	0,001	-0,013	-3,740	0,001	-0,013	-3,740	0,001
SD3	-0,103	-6,430	0,000	-0,103	-6,430	0,000	-0,091	-33,700	0,000	-0,091	-33,700	0,000	-0,091	-33,700	0,000
Desvio-padrão	0,036	10,300	0,000	0,036	10,300	0,000	0,055	5,870	0,000	0,003	3,890	0,000	0,034	6,230	0,000
Datação dos regimes	1997:2-1998:2			1998:3-2010:2			1997:2-1998:4/ 2008:1-2010:2			1999:2/ 1999:4/ 2000:2-2000:4/ 2003:1-2003:2/ 2004:2-2004:3/ 2005:3/ 2006:1/ 2006:4-2007:2-2007:4			1999:1/ 1999:3/ 2000:1/ 2001:1-2002:4/ 2003:3-2004:1/ 2004:4-2005:2/ 2005:4/ 2006:2-2006:3/ 2007:3		
Teste LR linearidade	43,188	0,000					54,550	0,000							
Normalidade	0,038	0,981					2,037	0,361							
Teste Portmanteau	3,649	0,161					1,292	0,524							
ARCH F	2,095	0,137					0,579	0,566							

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera. O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

TABELA A13
Elasticidade da receita "ciclo-PIB" por regressões Markov-Switching

	Modelo MSIA(3)									Modelo MSIAH(3)								
	Regime 0			Regime 1			Regime 2			Regime 0			Regime 1			Regime 2		
	Estat. do teste			Estat. do teste			Estat. do teste			Estat. do teste			Estat. do teste			Estat. do teste		
	Coef.	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	
Constante	-15,06	-29,00	0,00	-17,01	-4,26	0,00	-9,45	-13,80	0,00	-14,82	-19,80	0,00	-12,25	-19,80	0,00	-11,45	-4,97	0,00
Log_PIBt	0,85	3,77	0,00	0,93	2,76	0,01	0,94	3,15	0,00	0,48	1,83	0,08	0,75	2,47	0,02	-0,85	-1,15	0,26
Log_PIBt-1	1,17	4,99	0,00	1,24	3,46	0,00	0,66	2,16	0,04	1,52	5,65	0,00	1,06	3,35	0,00	2,60	3,44	0,00
SD1	-0,04	-4,07	0,00	-0,04	-4,07	0,00	-0,04	-4,07	0,00	-0,06	-4,85	0,00	-0,06	-4,85	0,00	-0,06	-4,85	0,00
SD2	-0,06	-3,11	0,00	-0,06	-3,11	0,00	-0,06	-3,11	0,00	-0,04	-2,02	0,05	-0,04	-2,02	0,05	-0,04	-2,02	0,05
SD3	-0,09	-9,08	0,00	-0,09	-9,08	0,00	-0,09	-9,08	0,00	-0,09	-9,73	0,00	-0,09	-9,73	0,00	-0,09	-9,73	0,00
Desvio-padrão	0,02	1,02	0,32	0,02	1,02	0,32	0,02	1,02	0,32	0,04	5,29	0,00	0,02	6,55	0,00	0,04	2,95	0,01
Datação dos regimes	1997:2-1998:4/ 2009:1-2010:2			1999:1-2001:1			2001:2-2008:4			1997:2-1999:1/ 2008:3-2010:2			1999:3-2001:4/ 2002:2/ 2002:4-2008:1			1999:2/ 2002:1/ 2002:3/ 2008:2		
Teste LR linearidade	79,80 0,00									58,74 0,00								
Normalidade	1,33 0,51									0,22 0,90								
Teste Portmanteau	0,63 0,73									1,45 0,49								
ARCH F	0,34 0,71									1,82 0,18								

Fonte e elaboração dos autores.

Obs.: O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera. O teste de autorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com duas defasagens.

TABELA A14
Elasticidade da receita "ciclo-petróleo" por regressões Markov-Switching

	Modelo 1 – MSIH(3)*								
	Regime 0			Regime 1			Regime 2		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-6,651	-18,000	0,000	-5,092	-12,800	0,000	-4,603	-12,600	0,000
Log_PetroPricet	0,665	2,870	0,006	0,665	2,870	0,006	0,665	2,870	0,006
Log_PetroPricet-1	1,973	9,360	0,000	1,973	9,360	0,000	1,973	9,360	0,000
Desvio-padrão	0,607	3,830	0,000	0,117	5,670	0,000	0,214	6,000	0,000
Datação dos regimes	1997:2-1998:3/ 1999:3-1999:4			1999:2/ 2002:4-2003:2/ 2004:3-2008:4			1998:4-1999:1/ 2000:1-2002:3/ 2003:3-2004:2/ 2009:1-2010:2		
Teste LR linearidade	78,218 0,000								
Normalidade	0,164 0,921								
Teste Portmanteau	13,566 0,001								
ARCH F	1,735 0,190								

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera. O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

(*) Os critérios SIC e AIC selecionaram a especificação MSIH(3).

TABELA A15
Elasticidade dos impostos e das contribuições por regressões Markov-Switching

	Modelo 1 – MSIA(3)*								
	Regime 0			Regime 1			Regime 2		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-17,002	-24,000	0,000	-19,113	-4,280	0,000	-9,670	-8,880	0,000
Log_PIBt	0,369	1,150	0,259	0,628	1,250	0,218	0,761	1,590	0,119
Log_PIBt-1	1,741	5,270	0,000	1,652	3,260	0,002	0,817	1,660	0,106
SD1	-0,010	-0,559	0,579	-0,010	-0,559	0,579	-0,010	-0,559	0,579
SD2	-0,013	-0,530	0,599	-0,013	-0,530	0,599	-0,013	-0,530	0,599
SD3	-0,067	-4,690	0,000	-0,067	-4,690	0,000	-0,067	-4,690	0,000
Desvio-padrão	0,032	9,890	0,000	0,032	9,890	0,000	0,032	9,890	0,000
Datação dos regimes	1997:2-1998:4/ 2008:4-2010:2			1999:1-2001:4			2002:1-2008:3		
Teste LR linearidade		84,852	0,000						
Normalidade		0,191	0,909						
Teste Portmanteau		3,880	0,144						
ARCH F		0,260	0,7727						

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera. O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

(*) Os critérios SIC e AIC selecionaram a especificação MSIA(3).

TABELA A16
Elasticidade da receita previdenciária por regressões Markov-Switching

	MSI(2)						MSIH(3)								
	Regime 0			Regime 1			Regime 0			Regime 1			Regime 2		
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor
Constante	-16,526	-71,000	0,000	-16,47	-71,500	0,000	-15,542	-3307,0	0,000	-15,50	-4333,0	0,000	-15,490	-2702,0	0,000
Log_PIBt	1,035	6,590	0,000	1,035	6,590	0,000	1,106	147,000	0,000	1,106	147,000	0,000	1,106	147,000	0,000
Log_PIBt-1	0,974	6,040	0,000	0,974	6,040	0,000	0,831	111,000	0,000	0,831	111,000	0,000	0,831	111,000	0,000
SD1	-0,192	-21,700	0,000	-0,192	-21,700	0,000	-0,188	-134,000	0,000	-0,188	-134,000	0,000	-0,188	-134,000	0,000
SD2	-0,169	-13,900	0,000	-0,169	-13,900	0,000	-0,174	-155,000	0,000	-0,174	-155,000	0,000	-0,174	-155,000	0,000
SD3	-0,221	-25,500	0,000	-0,221	-25,500	0,000	-0,215	-208,000	0,000	-0,215	-208,000	0,000	-0,215	-208,000	0,000
Desvio-padrão	0,015	9,260	0,000	0,015	9,260	0,000	0,019	6,320	0,000	0,001	2,490	0,018	0,017	4,590	0,000
Datação dos regimes	1997:4/ 2000:4/ 2002:4-2003:2/ 2004:1-2006:2/ 2007:1-2008:4/ 2010:1-2010:2		1997:2-1997:3/ 1998:1-2000:3/ 2001:1-2002:3/ 2003:3-2003:4/ 2006:3-2006:4/ 2009:1-2009:4			1997:3-1997:4/ 1998:3-1998:4/ 2000:4/ 2002:4-2003:3/ 2004:1-2006:2/ 2007:1-2008:4/ 2010:1-2010:2			1997:2/ 1998:2/ 1999:3/ 2000:1/ 2000:3/ 2001:2-2001:3/ 2002:2/ 2006:4/ 2009:3			1998:1/ 1999:1-1999:2/ 1999:4/ 2000:2/ 2001:1-2001:4-2002:1/ 2002:3/ 2003:4/ 2006:3/ 2009:1-2009:2/ 2009:4			
Teste LR linearidade	14,910	0,009					37,199	0,000							
Normalidade	0,723	0,697					4,987	0,083							
Teste Portmanteau	1,059	0,589					0,308	0,857							
ARCH F	0,637	0,534					0,380	0,687							

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera. O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

TABELA A17
Elasticidade do ICMS por regressões Markov-Switching

	Modelo 1 – MSIA(2)*						
	Regime 0			Regime 1			
	Coef.	Estat. do teste	p-valor	Coef.	Estat. do teste	p-valor	
Constante	4,671	0,895	0,376	-9,385	-22,800	0,000	
Log_PIBt	0,435	1,470	0,149	0,524	2,020	0,050	
Log_PIBt-1	-0,003	-0,009	0,993	0,975	3,700	0,001	
SD1	-0,039	-3,630	0,001	-0,039	-3,630	0,001	
SD2	-0,020	-1,190	0,243	-0,020	-1,190	0,243	
SD3	-0,044	-4,350	0,000	-0,044	-4,350	0,000	
Desvio-padrão	0,023	10,300	0,000	0,023	10,300	0,000	
Datação dos regimes	1997:2-1999:2			1999:3-2010:2			
Teste LR linearidade		71,513	0,000				
Normalidade		4,041	0,133				
Teste Portmanteau		15,292	0,001				
ARCH F		3,424	0,043				

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera. O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

(*) Os critérios SIC e AIC selecionaram a especificação MSIA(2).

A3 REGRESSÕES COM PARÂMETROS VARIÁVEIS VIA FILTRO DE KALMAN

Regressões com parâmetros variáveis, tipicamente representadas na forma de modelos de espaço-estado – também conhecidos como modelos estruturais –, permitem uma forma mais geral de não linearidade nos dados. Essa abordagem se desenvolveu principalmente a partir de Harvey (1989). Inicialmente, essa aproximação era aplicada no contexto de séries temporais univariadas estacionárias. Mais recentemente, as aplicações para o caso multivariado com séries integradas têm crescido. Aparentemente, a ordem de integração das séries não é uma grande questão em modelos de espaço-estado.

Para as variáveis utilizadas neste trabalho, a forma mais geral para este tipo de regressão pode ser representada da seguinte forma:

$$\log_Rec_t = \mu_t + \theta_{0,t} \log_PIB_t + \theta_{1,t} \log_PIB_{t-1} + \chi_{1,t} + \varepsilon_t \quad (A5)$$

em que $\varepsilon_t \sim \text{n.i.d.}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ é o componente irregular.

A sazonalidade pode ser tratada de forma estocástica, sendo representada por χ_t e evoluindo, no caso de dados trimestrais, conforme as seguintes relações:

$$\begin{aligned} \chi_{1,t+1} &= -\chi_{1,t} - \chi_{2,t} - \chi_{3,t} + \omega_t, \\ \chi_{2,t+1} &= \chi_{1,t}, \\ \chi_{3,t+1} &= \chi_{2,t}. \end{aligned} \quad (A6)$$

As perturbações $\omega_t \sim \text{n.i.d.}(0, \sigma_\omega^2)$ permitem que a sazonalidade mude no tempo.

Com relação aos demais parâmetros, é importante notar que todos foram indexados por t com o objetivo de se ressaltar que também podem não ser tempo-invariantes. A definição do mecanismo gerador dos dados fica então completa ao se definir como os demais parâmetros evoluem:

$$\begin{aligned} \alpha_{\chi_{3,t+1}} &= \alpha_{\chi_{2,t}} + \xi_t, \\ \alpha_{1,t+1} &= \alpha_{1,t} + \zeta_t, \\ \alpha_{2,t+1} &= \alpha_{2,t} + \varsigma_t. \end{aligned} \quad (A7)$$

em que $\xi_t \sim \text{n.i.d.}(0, \sigma_\xi^2)$, $\zeta_t \sim \text{n.i.d.}(0, \sigma_\zeta^2)$ e $\varsigma_t \sim \text{n.i.d.}(0, \sigma_\varsigma^2)$. Assim, o nível e as elasticidades são modelados como passeios aleatórios.

É importante destacar que se pressupõe que o componente irregular (ε_t), as perturbações da sazonalidade (ω_t), do nível (ξ_t), e das inclinações (ζ_t e ς_t) são serialmente e mutuamente independentes.

Neste método, a estimação se dá por MV com o auxílio do Filtro de Kalman. O procedimento é semelhante àquele utilizado na maximização da função de verossimilhança em modelos MS.⁴

A estratégia de estimação consistiu em partir do modelo geral apresentado anteriormente e realizar análises de diagnóstico para checar principalmente normalidade, independência e homocedasticidade dos termos estocásticos. Modelos mais parcimoniosos foram então estimados conforme as variâncias dos parâmetros pareceram ou não diferir de zero, sendo que critérios de informação foram também utilizados para se comparar os modelos.

Especificamente, partimos de um modelo supondo todos os termos estocásticos e com deslocamento nos parâmetros que, na representação em forma reduzida, é equivalente a uma tendência determinística na regressão. Dado que a variância das elasticidades pareceu muito pequena, estimamos os mesmos modelos com esses parâmetros fixos. É importante notar que as elasticidades foram agora bem menores. Ao se retirar o termo de tendência, contudo, as elasticidades cresceram sensivelmente, mas ainda se situaram em níveis menores do que os observados via regressões MQO e MS.

TABELA A18
Elasticidade da receita agregada e transferências a estados e municípios por modelos espaço-estado

Receita Agregada	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixa	Modelo c/ elasticidade fixa e sem tendência	Transferências	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixa	Modelo c/ elasticidade fixa e sem tendência
Log_PIBt+	1.041 (varia na 6a. casa decimal)	1.041***	1.45***	Log_PIBt+	entre 0.8 e 0.81	0,81	1.37***
Constante+	entre -9.4 e -8.6	entre -9.4 e -8.6	entre -14.9 e -14.5	Constante+	entre -8 e -7.5	entre -8 e -7.5	entre -15.6 e -15.2
Tendência+	entre 0.02 e 0	entre 0.02 e 0	NA	Tendência+	entre 0.02 e 0	entre 0.02 e 0	NA
Teste Sazonalidade	26.27***	26.27***	27.36***	Teste Sazonalidade	22.40***	22.48***	24.41***

(continua)

4 Para maiores detalhes, ver Commandeur e Koopman (2007, p. 84-89).

(continuação)

Receita Agregada	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixa	Modelo c/ elasticidade fixa e sem tendência	Transferências	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixa	Modelo c/ elasticidade fixa e sem tendência
Log_PIBt+	1.041 (varia na 6a. casa decimal)	1.041***	1.45***	Log_PIBt+	entre 0.8 e 0.81	0,81	1.37***
Convergência	Muito Forte	Muito Forte	Fraca	Convergência	Fraca	Muito Forte	Forte
Q(6)	1,24	4,45	8,38	Q(6)	4,54	5,99	6,31
H(16)	0,76	0,59	0,40	H(16)	1,48	1,51	1,18
N(2)	0,20	1,96	2,10	N(2)	4,33	1,47	4,45
AIC	-6,01	-6,01	-5,91	AIC	-5,32	-4,90	-4,89
BIC	-5,75	-5,75	-5,69	BIC	-5,06	-4,65	-4,67

Notas: *, **, *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%, respectivamente. NA significa "não se aplica". + valores para o vetor de estado final (2009:1). O teste Q de independência se baseia na estatística de Box-Ljung de correlação dos resíduos. A hipótese nula é que os resíduos não são autocorrelacionados. No teste H, a hipótese nula é a de homocedasticidade. O teste N baseia-se na estatística Jarque-Bera e tem como hipótese nula que os resíduos seguem uma distribuição normal. Em modelos de espaço-estado estes testes são realizados nos resíduos de previsão padronizados. Para maiores detalhes, ver Commandeur e Koopman (2007, cap.8) e Koopman et al. (2007).

TABELA A19
Elasticidade da receita líquida por modelos espaço-estado

Receita Líquida	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixas	Modelo c/ elasticidade fixas e sem tendência
Log_PIBt+	entre 1 e 1.01	1.01***	1.49***
Constante+	entre -9.8 e -8	entre -9.8 e -8	entre -15.5 e -15.1
Tendência+	entre 0.015 e 0.005	entre 0.015 e 0.005	NA
Teste Sazonalidade	26.53***	26.56***	27.27***
Convergência	Muito Fraca	Muito Forte	Muito Forte
Q(6)	2,08	2,21	6,04
H(16)	0,75	0,55	0,35
N(2)	0,29	3,52	6.32**
AIC	-6,04	-5,97	-5,86
BIC	-5,78	-5,71	-5,64

Notas: *, **, *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%, respectivamente. NA significa "não se aplica". + valores para o vetor de estado final (2009:1). O teste Q de independência se baseia na estatística de Box-Ljung de correlação dos resíduos. A hipótese nula é que os resíduos não são autocorrelacionados. No teste H, a hipótese nula é a de homocedasticidade. O teste N baseia-se na estatística Jarque-Bera e tem como hipótese nula que os resíduos seguem uma distribuição normal. Em modelos de espaço-estado estes testes são realizados nos resíduos de previsão padronizados. Para maiores detalhes, ver Commandeur e Koopman (2007, cap.8) e Koopman et al. (2007).

TABELA A20
Elasticidade da receita "ciclo-PIB" e da receita "ciclo-petróleo" por modelos espaço-estado

Receita "Ciclo-PIB"	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixas	Modelo c/ elasticidade fixas e sem tendência	Receita "Ciclo-Petro"	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixas	Modelo c/ elasticidade fixas e sem tendência
Log_PIBt+	entre 1.271 e 1.273	1.27***	1.40***	Log_PetroPricet-1+	0.91 (fixa)	0.91***	1.03***
Constante+	entre -5.2 e -5	entre -5.2 e -5	entre -7 e -6.8	Constante+	entre -0.1 e 4	entre -0.1 e 4.2	entre -1.35 e 3.5
Tendência+	entre 0.01 e 0	entre 0.01 e 0	NA	Tendência+	entre 0.25 e 0.02	entre 0.25 e 0.02	NA
Teste Sazonalidade	48.22***	48.33***	48.29***	Teste Sazonalidade	NA	NA	NA

(continua)

(continuação)

Receita "Ciclo-PIB"	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixas	Modelo c/ elasticidade fixas e sem tendência	Receita "Ciclo-Petro"	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixas	Modelo c/ elasticidade fixas e sem tendência
Convergência	Fraca	Muito Forte	Forte	Convergência	Muito Forte	Muito Forte	Muito Forte
Q(6)	9,03	7,62	10.29*	Q(6)	9,56	10,59	12.79**
H(16)	0,49	0,50	0,27	H(16)	0,05	0,04	0,03
N(2)	0,98	1,02	0,45	N(2)	166.11***	134.16***	363.32***
AIC	-6,88	-6,64	-6,57	AIC	-2,29	-2,29	-2,23
BIC	-6,62	-6,38	-6,35	BIC	-2,14	-2,14	-2,12

Notas: *, **, *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%, respectivamente. NA significa "não se aplica". + valores para o vetor de estado final (2009:1).
O teste Q de independência se baseia na estatística de Box-Ljung de correlação dos resíduos. A hipótese nula é que os resíduos não são autocorrelacionados.
No teste H, a hipótese nula é a de homocedasticidade. O teste N baseia-se na estatística Jarque-Bera e tem como hipótese nula que os resíduos seguem uma distribuição normal. Em modelos de espaço-estado estes testes são realizados nos resíduos de previsão padronizados. Para maiores detalhes, ver Comandeur e Koopman (2007, cap.8) e Koopman et al. (2007).

TABELA A21

Elasticidade dos impostos e das contribuições, da receita previdenciária e do ICMS por modelos espaço-estado

Impostos e Contribuições	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixas	Modelo c/ elasticidade fixas e sem tendência	Receita Previdenciária	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade fixas	Modelo c/ elasticidade fixas e sem tendência
Log_PIBt+	1.46 (varia na 4a. casa decimal)	1.46***	1.43***	Log_PIBt+	0.68 (varia na 5a. casa decimal)	0.68***	1.13***
Constante+	entre -8.4 e -8.2	entre -8.4 e -8.2	entre -8 e -7.7	Constante+	entre 1 e 1.4	entre 1 e 1.4	entre -5.-4.7
Tendência+	entre 0.02 e -0.001	entre 0.02 e -0.001	NA	Tendência+	entre 0.005 e 0.01	entre 0.005 e 0.01	NA
Teste Sazonalidade	17.71***	17.73***	18.18***	Teste Sazonalidade	243.12***	243.12***	183.76***
Convergência	Fraca	Forte	Muito Forte	Convergência	Muito Forte	Muito Forte	Muito Forte
Q(6)	12.89**	13.45**	12.78**	Q(6)	5,41	4,41	3,45
H(16)	0,50	0,49	0,28	H(16)	0,87	0,76	1,12
N(2)	2,80	3,14	0,29	N(2)	14.68***	14.03***	3,39
AIC	-5,77	-5,72	-5,64	AIC	-7,10	-7,10	-6,92
BIC	-5,51	-5,46	-5,42	BIC	-6,85	-6,85	-6,70
ICMS	Modelo c/ todos parâmetros estocásticos	Modelo c/ elasticidade e tendência fixa	Modelo c/ elasticidade fixas e sem tendência				
Log_PIBt+	entre 1.03 e 1.04	1.038***	1.29***				
Constante+	entre -3.3 e 3	entre -3.3 e -3.1	entre -6.75 e -6.55				
Tendência+	0.005 (varia na 5a. casa decimal)	0,0056	NA				
Teste Sazonalidade	36.96***	37.30***	35.40***				
Convergência	Fraca	Forte	Muito Forte				
Q(6)	3,69	3,19	2,80				
H(16)	1,23	1,24	0,99				
N(2)	3,23	2,60	2,15				
AIC	-8,64	-6,95	-6,94				
BIC	-8,38	-6,70	-6,72				

Notas: *, **, *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%, respectivamente. NA significa "não se aplica". + valores para o vetor de estado final (2009:1).
O teste Q de independência se baseia na estatística de Box-Ljung de correlação dos resíduos. A hipótese nula é que os resíduos não são autocorrelacionados.
No teste H, a hipótese nula é a de homocedasticidade. O teste N baseia-se na estatística Jarque-Bera e tem como hipótese nula que os resíduos seguem uma distribuição normal. Em modelos de espaço-estado estes testes são realizados nos resíduos de previsão padronizados. Para maiores detalhes, ver Comandeur e Koopman (2007, cap.8) e Koopman et al. (2007).

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Revisão

Ângela de Oliveira

Cindy Nagel Moura de Souza

Clícia Silveira Rodrigues

Cristiana de Sousa da Silva

Lizandra Deusdará Felipe

Luanna Ferreira da Silva

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares

