

Schettini, Bernardo Patta; Gouvêa, Raphael Rocha; Orair, Rodrigo Octávio

Working Paper

Resultado estrutural e impulso fiscal: Uma aplicação para as administrações públicas no Brasil, 1997-2010

Texto para Discussão, No. 1650

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Schettini, Bernardo Patta; Gouvêa, Raphael Rocha; Orair, Rodrigo Octávio (2011) : Resultado estrutural e impulso fiscal: Uma aplicação para as administrações públicas no Brasil, 1997-2010, Texto para Discussão, No. 1650, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91410>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1650

TEXTO PARA DISCUSSÃO

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

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

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

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

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

* Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea, lotado na Coordenação de Finanças Públicas da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (DIMAC).

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**

Ministro Wellington Moreira Franco

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

Fabio de Sá e Silva

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 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, H62

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 COMO AVALIAR A ORIENTAÇÃO DA POLÍTICA FISCAL? BALANÇO ESTRUTURAL,
IMPULSO FISCAL E ESTABILIZADORES AUTOMÁTICOS 10

3 DADOS E METODOLOGIA APLICADA AO BRASIL 22

4 RESULTADOS ECONÔMICOS 31

5 ANÁLISE DOS PRINCIPAIS RESULTADOS 39

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS 48

REFERÊNCIAS 50

APÊNDICES 54

SINOPSE

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

ABSTRACTⁱ

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

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.

1 INTRODUÇÃO

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

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

Antes de prosseguir, devem-se esclarecer alguns conceitos que serão utilizados neste trabalho. É possível identificar na literatura três principais conceitos relacionados aos artifícios contábeis que inflam as estatísticas fiscais e não possuem relação com o fortalecimento permanente da posição fiscal governo, compreendendo-se esta última como a ampliação

do patrimônio líquido do setor público. O primeiro diz respeito às denominadas “trapaças fiscais” (*fiscal gimmicks*) que apenas modificam as estatísticas fiscais de maneira “fictícia” e/ou são compensadas por um efeito contrário no exercício fiscal seguinte. Entre estas se podem destacar a superestimação e antecipação de receitas, contabilização equivocada de receitas na forma de primárias e despesas em não primárias, postergação do pagamento de despesas para o início do ano fiscal seguinte e atraso das restituições.

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

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

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

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

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

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

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

2.1 UM BREVE HISTÓRICO DAS TÉCNICAS APLICADAS NA LITERATURA

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

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

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

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

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

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

2.1.1 *Full-employment balance* (FEB)

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

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

As etapas básicas na elaboração do FEB são as seguintes: *i*) definir um nível para o produto de pleno emprego; *ii*) estimar as principais parcelas do produto pela ótica da renda (renda pessoal, salários e ordenados, além de lucros das empresas) para este nível de produção; *iii*) aplicar as taxas de tributação de pleno emprego para estas parcelas,

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

usadas como *proxies* das bases de tributação; e *iv*) realizar, pelo lado da despesa, o ajuste para os gastos com seguro-desemprego levando em conta os desvios do desemprego com relação ao seu nível de referência (CARLSON, 1977).

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

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

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

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

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

em que os α_i são as elasticidades.

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

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

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

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

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

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

As elasticidades α_i e β , assim como as demais medidas de sensibilidade δ_j , são estimadas por meio de procedimentos não triviais que envolvem informações detalhadas sobre o sistema de tributação e gastos americanos, além de técnicas econométricas.² Desenvolvimentos posteriores em Leeuw e Holloway (1982) procuraram dar conta, adicionalmente, da influência da inflação sobre o balanço orçamentário.

2.1.2 *Cyclically neutral balance* (CNB)

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

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

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

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

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

em que $t_0 = T_0 / Y_0$, $\tilde{g}_0 = (G_0 - B_0) / Y_0$, Y^* é o produto potencial e o subscrito 0 denota grandezas para o ano-base. É importante notar também que $Y_0 \approx Y_0^*$.

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

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

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

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

2.1.3 *Cyclically adjusted balance* (CAB)

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

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

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

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

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

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

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

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

2.1.4 O CAB de base móvel controlando para covariáveis

Ao fim da década de 1980 existia, por um lado, grande interesse em medidas de superávit ou déficit estrutural e, por outro, sérias limitações metodológicas e pouca clareza na forma correta de se interpretar cada uma das medidas já existentes. O mesmo era válido para um conjunto maior de indicadores fiscais, por exemplo, de sustentabilidade da dívida pública. Uma série de três trabalhos realizados de forma independente – *OECD Economics Department Working Papers* n^{os} 78, 79 e 80 – foram então publicados pela OCDE em 1990 com o objetivo de investigar questões relacionadas à interpretação e construção de tais indicadores.

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

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

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

Assim, o balanço ajustado ao ciclo proposto por Blanchard (1990) – CAB^{BL} – mostra qual seria o nível do déficit orçamentário se as variáveis tivessem permanecido no nível do período de referência $t - k$:

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

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

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

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

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

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

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

2.2 ANÁLISE DAS TÉCNICAS ATUALMENTE APLICADAS

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

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

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

2.2.1 1 Uma visão geral do procedimento

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

2.2.2 Estimação das elasticidades

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

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

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

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

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

Para o cálculo das elasticidades de PIT e SS com relação à base de incidência, inicialmente computam-se as taxas médias (AV) e marginais (MA) de uma família representativa em k pontos da distribuição pessoal da renda, sendo esta aproximada por uma *log-normal* usando os quocientes entre, de um lado, os níveis de renda no

primeiro e nono decis e, de outro, a mediana da distribuição. Isto posto, pesos são obtidos da distribuição de frequência de unidades monetárias recebidas, classificada como a distribuição do “primeiro momento”:

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

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

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

$$\begin{aligned} \eta_{tb,Y} &= \frac{\partial Z}{\partial Y} \frac{Y}{Z} = \frac{\partial(1-WL)}{\partial Y} \frac{Y}{Z} = \left(1 - \left(1 - \left(\frac{Z}{Y} \right) \right) \left(\left(\frac{\partial WL}{\partial Y} \right) \frac{Y}{WL} \right) \right) \frac{Y}{Z} \\ \eta_{tb,Y} &= \frac{(1 - (1 - PS)\eta_{WL,Y})}{PS}, \end{aligned} \quad (18)$$

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

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

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

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

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

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

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

e

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

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

2.2.3 Trajetórias de longo prazo

As estimativas para o balanço estrutural – e, por conseguinte, para o impulso fiscal e os estabilizadores automáticos – são diretamente influenciadas não apenas pela medida adotada para o produto tendencial, mas também pela trajetória tendencial do nível ou da taxa de desemprego. Além disso, quando as receitas provenientes da tributação sobre a produção e comercialização de determinada *commodity* mostram-se

relevantes, a trajetória de longo prazo para o preço deste recurso natural torna-se também importante.

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

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

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

3 DADOS E METODOLOGIA APLICADA AO BRASIL

Nesta seção são apresentados os dados e as metodologias utilizados para obtenção do balanço fiscal estrutural brasileiro no período 1997-2010. Em resumo, a estratégia adotada está referenciada na metodologia utilizada nos trabalhos do FMI, uma vez que as elasticidades das receitas em relação ao ciclo foram obtidas por modelos econométricos. Porém, os tributos foram agrupados por base de incidência, seguindo, portanto, a metodologia de

desagregação da OCDE, o que parece ser mais adequado ao caso brasileiro devido à dinâmica diferenciada dos tributos sobre a folha salarial e sobre os lucros. Além disso, a exemplo das aplicações no Chile e na Colômbia, são realizadas algumas adaptações às particularidades do país, quais sejam: *i)* não se efetuam ajustes pelo ciclo econômico nos gastos, mas *ii)* introduz-se um ajuste específico para as receitas mais voláteis da atividade petrolífera, ou seja, os *royalties* e as participações especiais do petróleo.

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

No segundo caso, o ajuste ao ciclo do preço do petróleo se justifica pela crescente importância das receitas originadas da atividade petrolífera no orçamento fiscal brasileiro, sobretudo com as perspectivas colocadas pelo pré-sal. Como será visto mais adiante na seção 3.1, as receitas mais voláteis da exploração de petróleo – *royalties* e participação especial – saíram de patamares insignificantes em 1997 até atingirem

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

cerca de R\$ 21,4 bilhões em 2010. No futuro próximo, parte do lucro extraordinário da atividade petrolífera, sob a forma de *royalties* ou participação pública nos contratos de partilha, deve proporcionar um ganho adicional da ordem de 1,5% do PIB segundo estimativas bastante preliminares sobre o potencial das reservas e o regime de tributação (GOBETTI, 2010b). Além disso, a volatilidade do preço e das receitas petrolíferas tem sido extremamente pronunciada, impactando significativamente os resultados fiscais, o que, se não é devidamente tratado no modelo de resultado fiscal, pode induzir a erros de avaliação e a políticas fiscalmente insustentáveis (MEDAS e ZAKHAROVA, 2009).

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

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

3.1 DESCRIÇÃO E FONTES DOS DADOS

Esta seção descreve brevemente os dados utilizados na estimação do resultado fiscal estrutural da administração pública no Brasil de 1997 a 2010. Optou-se pela estimação tanto do resultado agregado da administração pública quanto pela sua desagregação entre resultado fiscal do governo central e dos governos subnacionais. Note-se que o

conceito de administração pública não considera as empresas estatais. A fonte básica das informações dos resultados primários das administrações públicas – abaixo da linha sem desvalorização cambial – é a série temporal das necessidades de financiamento do setor público divulgada pelo Banco Central do Brasil (BCB, s.d.).⁵

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

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

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

Como usual na literatura, os ajustes aos ciclos do produto e do preço do petróleo são estimados para as receitas que mostram caráter cíclico acentuado, não se considerando os tributos sobre o patrimônio e operações financeiras, entre outras.⁶ No caso do ajuste para as receitas do petróleo, foram consideradas somente aquelas mais voláteis da atividade de extração, isto é, os *royalties* e as participações especiais.

QUADRO 1
Categorias de receitas utilizadas no pré-ajuste contábil e na estimação do resultado estrutural

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

Elaboração dos autores.

As informações sobre as receitas do governo central são advindas das séries do resultado primário do governo central e das receitas correntes e patrimoniais disponibilizadas pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN).⁷ A estimação do resultado

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

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

estrutural também considerou os dois principais tributos sob competência dos governos estaduais e municipais, o ICMS e o ISS respectivamente. Os dados primários sobre a arrecadação do ICMS foram obtidos no sítio do Conselho Nacional de Política Fazendária (Confaz) e complementados com os Relatórios Resumidos de Execução Orçamentária (RREOs) disponibilizados pelos estados.⁸

TABELA 1
Valor arrecadado por categorias de receitas utilizadas no pré-ajuste contábil e na estimativa do resultado estrutural (1997-2010)

(Em R\$ bilhões)

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

Fonte: baseado em dados do Ministério da Fazenda – MF (BRASIL, s.d.).

Elaboração dos autores.

Infelizmente, a ausência de séries das finanças públicas municipais em alta frequência é um dos maiores obstáculos à realização das pesquisas aplicadas na área.

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

Por isso, foi necessário recorrer à metodologia apresentada em Orair *et al.* (2010) para se construir uma estimativa da arrecadação do ISS em frequência trimestral. As fontes básicas são as informações anuais da arrecadação do ISS do banco de dados Finanças do Brasil – Dados Contábeis dos Municípios (Finbra), disponibilizado pela STN (BRASIL),⁹ e as informações mensais de uma amostra dos RREOs dos municípios.

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

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

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

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

3.2 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO

Nesta subseção são apresentadas as técnicas utilizadas no trabalho para estimação das elasticidades das receitas e despesas em relação ao ciclo do produto e do preço do petróleo, bem como na obtenção das séries tendenciais. Destaca-se que estas estimações são essenciais, na medida em que o resultado estrutural pode ser bastante sensível a estes parâmetros.

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

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

3.2.1 Representação espaço-estado

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

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

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

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

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

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

3.2.2 Filtro de Kalman

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

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

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

e matriz de covariância

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

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

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

e matriz de covariância

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

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

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

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

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

4 RESULTADOS ECONÔMICOS

4.1 ELASTICIDADES DAS RECEITAS TRIBUTÁRIAS COM RELAÇÃO AO NÍVEL DE ATIVIDADE E AO PREÇO DO PETRÓLEO

Como discutido anteriormente, para o cálculo do resultado fiscal estrutural é necessário obter boas estimativas para as elasticidades dos agrupamentos de receitas com

relação ao PIB ou, no caso do grupo “*royalties* e participações especiais”, ao preço do petróleo. Devido ao fato de alguns trabalhos apontarem a presença de não linearidades significativas nas séries fiscais brasileiras (como MENDONÇA *et al.*, 2011; GOBETTI *et al.*, 2010), as elasticidades foram estimadas por meio do uso das técnicas de espaço-estado descritas na seção anterior, que, ao tratarem os parâmetros dos modelos como estocásticos, permitem no limite que estes variem a todo o momento do tempo.

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

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

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

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

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

TABELA 2
Elasticidades das receitas tributárias com relação ao produto e ao preço do petróleo – governo central (1997-2009)

Variável dependente	log_TRT	log_CP	log_TRC	log_TI	log_RPE
Parâmetros variáveis	Nível e sazonalidade	Nível e inclinação	Sazonalidade	Nível	Nível
\log_Y_t	0,9654 ²	0,3119 ²	1,6801 ¹	1,7181 ³	-
\log_Y_{t-1}	-	-	1,7861 ¹	1,4427 ³	-
$\log P_{oil,t}$	-	-	-	-	0,1842 ¹
$\log P_{oil,t-1}$	-	-	-	-	0,8057 ³
Nível	-3,2802	6,0915 ³	-34,1407 ³	-29,7920 ³	0,8466 ¹
Inclinação	0,0086 ¹	0,0173 ³	-0,0083	-0,0123 ¹	0,0394 ³
Outlier	2006.I	-	-	-	-
Quebra de nível	-	2003.I	2002.I	1999.I	1998.IV, 2000.I
Convergência	Muito forte	Muito forte	Muito forte	Muito forte	Muito forte
Teste de sazonalidade – Chi ²	17.7433 ³	1361.9435 ³	20.7497 ³	21.5683 ³	-
Estatística de Box-Ljung – Q(8,5)	3,2962	2,9520	10,49201	6,2922	2,8085
Teste de heterocedasticidade – H(h)	1,5000	1,2127	0,1855	0,7933	0,8098
Teste de normalidade – N(2)	1,6000	6,8053 ²	13,9480 ³	2,2128	3,5448

Elaboração dos autores.

Notas:¹ Rejeita H_0 a 10%.

² Rejeita H_0 a 5%.

³ Rejeita H_0 a 1%.

Obs.: 1. Primeiro trimestre de 1997 ao quarto trimestre de 2010.

2. O teste de sazonalidade é essencialmente um teste Chi² para significância conjunta nas variáveis (três, no caso de dados trimestrais) que buscam captar efeitos sazonais. A estatística Q de Box-Ljung foi o teste aplicado para detectar autocorrelação. O teste de heterocedasticidade é baseado no quociente entre o quadrado das primeiras e últimas $h=7/3$ observações. O teste de normalidade é a estatística de Bowman-Shenton com a correção de Doornik-Hansen, sendo baseado no terceiro e quarto momentos da distribuição. Em modelos de espaço-estado esses testes são realizados nos resíduos de previsão padronizados. Para maiores detalhes, ver Commandeur e Koopman (2007, cap. 8) e Koopman *et al.* (2007).

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

Em relação às propriedades dos resíduos, no caso das receitas sobre renda corporativa não foi possível encontrar uma especificação que eliminasse totalmente o

problema de não independência, uma vez que o teste de Box-Ljung indica rejeição a 10% da hipótese nula de não autocorrelação. Entretanto o correlograma desses resíduos sugere que o problema da autocorrelação não é sério. Ademais, a densidade espectral é relativamente plana, ou seja, parecida com a de um ruído branco.

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

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

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

Nos casos da arrecadação de ICMS e ISS (tabela 3) as especificações selecionadas apresentam, em cada caso, uma elasticidade não significativa a níveis convencionais. Isto porque as especificações em que estas foram excluídas não apresentaram bons resultados nos testes de diagnóstico e nas avaliações fora da amostra. Vale ressaltar que os resultados para o ISS devem ser tomados com cautela, dado o pequeno período amostral. A incorporação da série de arrecadação de ISS visa contribuir para um

refinamento do cálculo do superávit ajustado para as administrações públicas, sem, entretanto, acrescentar um grande viés aos resultados dado o pequeno peso deste tributo na arrecadação como um todo.

TABELA 3
Elasticidades das receitas tributárias com relação ao produto – governos regionais, 1997-2009 (ICMS) e 2004-2009 (ISS)

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

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas:¹ Rejeita H₀ a 5%.

² Rejeita H₀ a 1%.

Obs.: 1. Primeiro trimestre de 1997 ao quarto trimestre de 2009 (ICMS).

2. Primeiro trimestre de 2004 ao quarto trimestre de 2009 (ISS).

4.2 CICLO E TENDÊNCIA NO PRODUTO E NO PREÇO DO PETRÓLEO

A decomposição de séries macroeconômicas com o objetivo de isolar a tendência de longo prazo das vicissitudes de curto prazo (ciclo e sazonalidade) não é trivial. Isto porque existe, na literatura especializada, um grande debate sobre qual o procedimento mais apropriado. Neste trabalho, as estimativas obtidas resultam da aplicação de um filtro estatístico e, com efeito, são baseadas nos dados – em vez de dependentes de um modelo econômico específico para a trajetória de longo prazo das variáveis relevantes. Mais especificamente, optou-se por trabalhar com o

filtro de Kalman para extrair séries suavizadas do produto e do preço do petróleo.¹² A modelagem estrutural exige que se defina uma especificação para extrair o componente não observável de interesse de cada uma destas séries. Em ambos os casos, tal componente corresponde à tendência de longo prazo.

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

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

O gráfico 1 mostra a decomposição do PIB.¹⁴ Foram utilizados dados a partir de

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

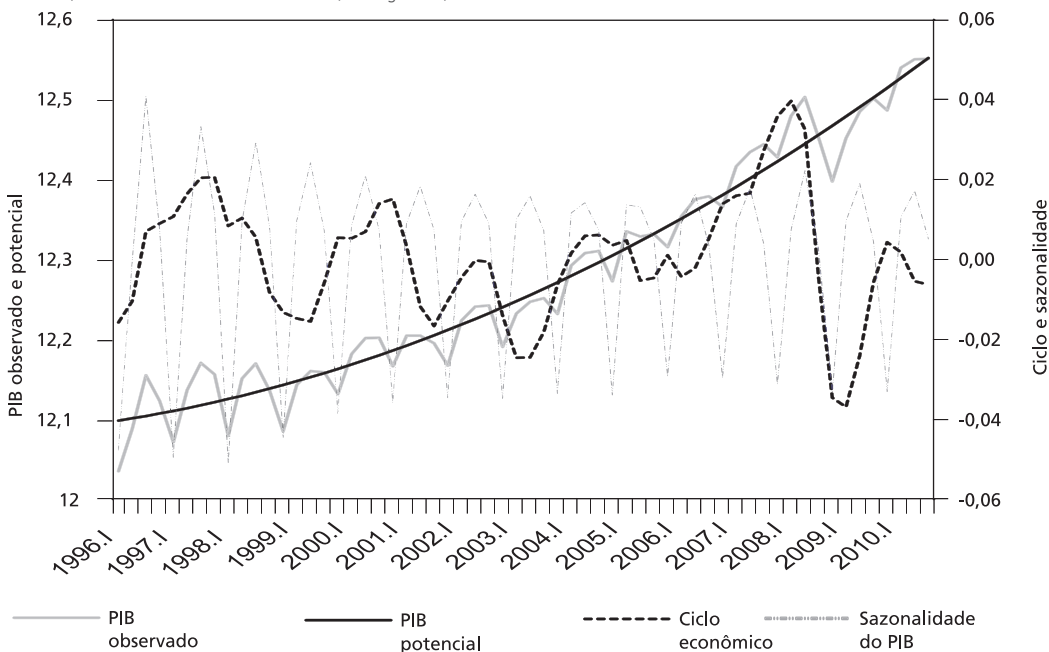
13. Em análise espectral, a “função ganho” mostra como as frequências da série são transformadas pelo filtro de *band-pass*. Se a função ganho é retangular, isso significa que a transformação ocorre apenas na amplitude de frequências desejada.

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

1996, porque existem distorções aparentemente não desprezíveis para o ano de 1995 nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE. A utilização destes dados com ruídos altos em pontos extremos da série provoca um deslocamento da trajetória tendencial.

GRÁFICO 1
Ciclo e tendência do PIB (1996-2010)

(Em R\$ milhões encadeados de 1995, em logaritmo)



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados das Contas Nacionais Trimestrais do IBGE.

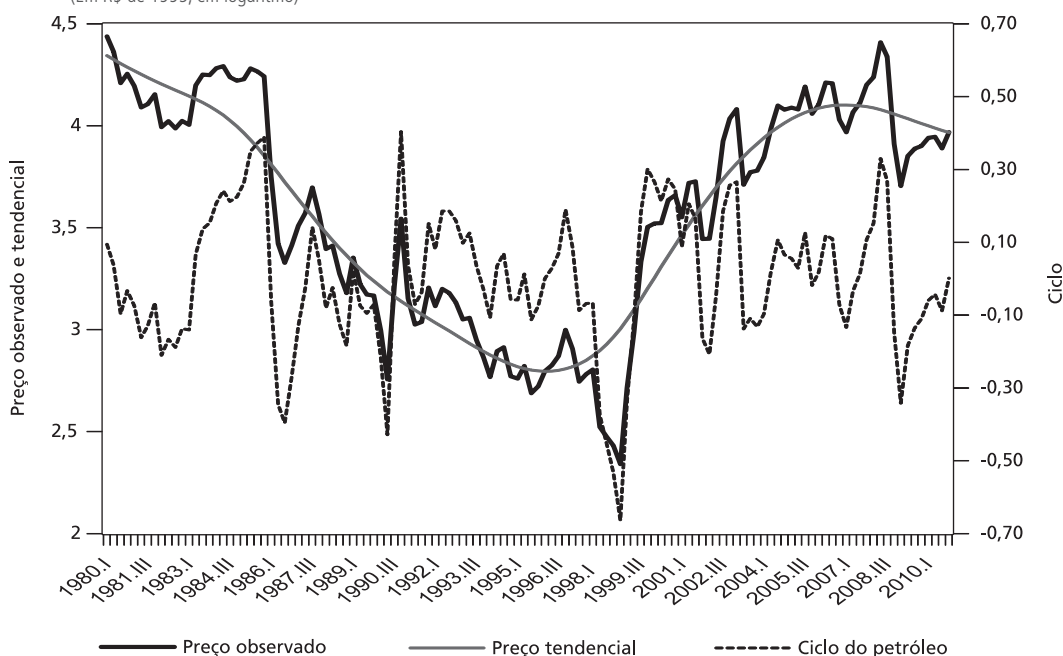
Obs.: Primeiro trimestre de 1996 ao quarto trimestre de 2010.

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

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

GRÁFICO 2
Ciclo e tendência no preço do petróleo (1980-2010)

(Em R\$ de 1995, em logaritmo)



Fonte: dados do FMI, preço do petróleo Brent (IMF); Banco Central, taxa de câmbio (BCB, s.d.); e IPCA/IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: Primeiro trimestre de 1980 ao quarto trimestre de 2010.

É importante notar que, na comparação com o produto, essa série tem um comportamento bem mais errático, com volatilidade típica de séries financeiras.¹⁵ Contudo, a inspeção visual da série sugere a existência de um ciclo de menor frequência, com duração, digamos, de oito ou dez anos. Isto contrasta com a duração média dos ciclos de produção, tendo sido esta de 4 a 5 anos em média no período amostral. Mas a própria frequência é resultado do processo de estimação, sendo definida endogenamente no modelo estrutural de forma a garantir consistência entre ciclo e tendência.

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

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

5 ANÁLISE DOS PRINCIPAIS RESULTADOS

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

Como se pode verificar na tabela 4, o ajuste contábil é significativo no período recente devido a eventos bem conhecidos, como o Fundo Soberano (2008), a recuperação de depósitos judiciais (2009) e a cessão onerosa/capitalização da Petrobras (2010). Entretanto, no passado, sobretudo entre 1998 e 2001, ele também foi expressivo, devido ao peso das receitas de concessão. Em 1998, por exemplo, o expurgo de 0,96% do PIB de receitas de concessão transformou o superávit primário de 0,34% em um déficit primário de 0,62% do PIB.

TABELA 4
Resultado primário das administrações públicas, antes e após o ajuste contábil (1997-2010)

(Em % do PIB)

Ano	Governo central			Estados e municípios			Total administrações públicas		
	Oficial	Ajuste	Efetivo	Oficial	Ajuste	Efetivo	Oficial	Ajuste	Efetivo
1997	-0,25	0,16	-0,41	-0,69	-	-0,69	-0,94	0,16	-1,10
1998	0,51	0,96	-0,44	-0,18	-	-0,18	0,34	0,96	-0,62
1999	2,13	0,86	1,27	0,20	-	0,20	2,33	0,86	1,47
2000	1,73	0,44	1,29	0,51	-	0,51	2,24	0,44	1,80
2001	1,69	0,34	1,35	0,80	-	0,80	2,49	0,34	2,16
2002	2,16	0,12	2,04	0,72	-	0,72	2,88	0,12	2,76
2003	2,28	0,02	2,26	0,81	-	0,81	3,09	0,02	3,07

(Continua)

(Continuação)

Ano	Governo central			Estados e municípios			Total administrações públicas		
	Oficial	Ajuste	Efetivo	Oficial	Ajuste	Efetivo	Oficial	Ajuste	Efetivo
2004	2,70	0,06	2,63	0,90	-	0,90	3,60	0,06	3,53
2005	2,60	0,04	2,56	0,99	-	0,99	3,59	0,04	3,55
2006	2,17	0,04	2,13	0,83	-	0,83	3,00	0,04	2,96
2007	2,23	0,08	2,16	1,12	-	1,12	3,36	0,08	3,28
2008	2,35	-0,27	2,62	1,01	-	1,01	3,36	-0,27	3,63
2009	1,33	0,40	0,93	0,66	-	0,66	1,99	0,40	1,59
2010	2,14	0,94	1,21	0,56	-	0,56	2,70	0,94	1,77

Fonte: Dados do MF (BRASIL, s.d.) e do Banco Central (BCB, s.d.).

Elaboração dos autores.

A partir desses resultados efetivos, são realizados os ajustes ao ciclo econômico e do petróleo para se chegar aos resultados fiscais estruturais de cada ano. Feito isso, como se pode observar na tabela 5, as conclusões sobre quais são os anos de maior e menor superávit primário mudam substancialmente em relação às estatísticas oficiais ou mesmo em relação ao resultado efetivo. Pelo resultado efetivo, o maior superávit das administrações públicas desde 1997 foi verificado em 2008 (3,63% do PIB), ano em que o governo central chegou inclusive a transferir uma “poupança excedente” da ordem de 0,5% do PIB para o fundo soberano. Quando se analisa o resultado estrutural, entretanto, percebe-se que o superávit de 2008 é um dos menores desde a introdução do regime de metas (2,01% do PIB). Ou seja, o ajuste cíclico em 2008 indica que o superávit primário das administrações públicas teria sido 1,62 p.p. do PIB menor se o PIB e o preço do petróleo não tivessem se desviado de suas tendências.

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

TABELA 5
Resultado primário das administrações públicas, antes e após ajuste ao ciclo (1997-2010)
(Em % do PIB)

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

Fonte: Dados do MF (BRASIL, s.d.) e do Banco Central (BCB, s.d.).

Elaboração dos autores.

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

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

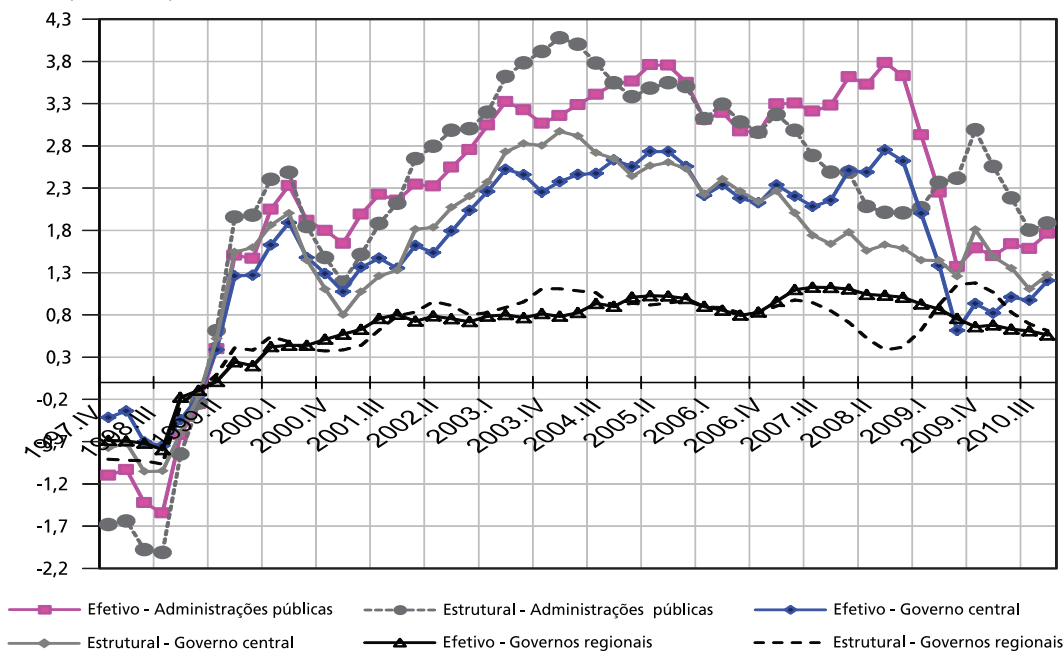
Complementarmente, o gráfico 3 mostra a trajetória do superávit estrutural acumulado em quatro trimestres, o que permite identificar dois movimentos mais gerais na condução da política fiscal, após eliminadas as influências cíclicas e as receitas não recorrentes. A fase inicial é contracionista e se estende do final de 1998 ao primeiro trimestre de 2004, marcando o período de ajuste fiscal. Destaca-se que, pela estatística oficial, a inflexão não teria ocorrido até meados de 2005.

A fase seguinte, expansionista e iniciada em 2004, sugere uma mudança de caráter permanente na condução da política fiscal, na medida em que o superávit primário estrutural tem sido gradualmente reduzido independentemente do ciclo econômico, movimento este que também não fica claro pelas estatísticas oficiais. Na prática, este movimento de flexibilização fiscal parece ter deslocado o resultado estrutural ao patamar

em que se situava no início do regime de metas, em 1999, sendo mais expressivo na esfera central, embora também perceptível entre os governos regionais.

GRÁFICO 3
Balanco fiscal observado e estrutural acumulado em quatro trimestres (1997-2010)

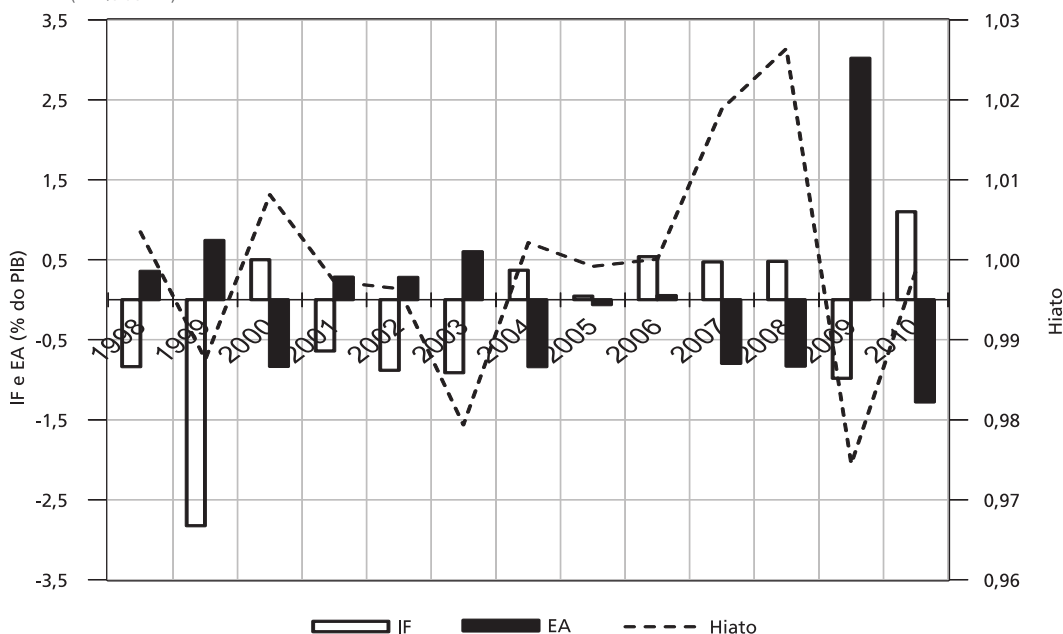
(Em % do PIB)



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

GRÁFICO 4
Impulso fiscal (IF) e estabilizadores automáticos (EA) no ciclo (1998-2010)

(Em % do PIB)



Fonte: Dados do MF (BRASIL, s.d.) e do Banco Central (BCB, s.d.).

Elaboração dos autores

A princípio, a comparação entre os impulsos fiscais e o hiato parece indicar um comportamento pró-cíclico da política fiscal nos anos em que o PIB se encontra muito abaixo de sua trajetória tendencial (1999, 2003 e 2009), que são marcados por indícios de contenções fiscais.¹⁶ Inclusive o resultado de 2009 sugere uma contração fiscal que é contraintuitiva com as medidas que sabidamente foram adotadas pelo governo central para estimular a demanda agregada e evitar o contágio da crise internacional, seja pelo lado das receitas (desonerações tributárias), seja pelo lado das despesas (principalmente

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

via ampliação de transferências).¹⁷ Por seu turno, não se pode fazer uma afirmação semelhante para os anos em que o PIB esteve acima da trajetória de crescimento tendencial, quando predominaram contrações fiscais no período anterior a 2004 – com exceção do ano de 2002 – e o período mais recente se caracterizou por sucessivas expansões fiscais pró-cíclicas.

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

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

No caso do Refis da Crise, a Lei nº 11.941, de 2009, alterou a legislação tributária de maneira a assegurar condições vantajosas para o pagamento ou parcelamento de débitos tributários com isenção, descontos e/ou parcelamento das multas e dos juros.

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

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

Algo semelhante ocorreu com os dividendos das empresas estatais controladas pelo governo federal, que cresceram extraordinariamente em 2009. Em números, os dividendos das estatais federais saíram da média de R\$ 7,2 bilhões, de 2005 a 2007, para R\$ 13,4 bilhões, em 2008, até alcançar montantes de R\$ 23,2 bilhões e R\$ 21,0 bilhões, em 2009 e 2010 respectivamente.¹⁸ Mais particularmente, os dividendos pagos pelo BNDES aumentaram em R\$ 4,9 bilhões, entre 2008 e 2009, do total de R\$ 6,0 bilhões para R\$ 11,0 bilhões, e se mantiveram em patamares ainda elevados de R\$ 8,7 bilhões em 2010. Este crescimento pode ser parcialmente explicado pela expansão das receitas operacionais e do lucro das empresas estatais, que expandiram suas atividades apesar da crise econômica, destacando-se os bancos públicos (BNDES, Banco do Brasil e CEF) e a Petrobras.

Contudo, há uma parcela que deve ser atribuída à distribuição de dividendos acumulados do período pré-crise e às operações de capitalização do Tesouro Nacional. Para exemplificar, a análise do balancete patrimonial do BNDES indica que o lucro líquido do banco aumentou de R\$ 1,2 bilhão, em 2008, para R\$ 6,0 bilhões, em 2009, e R\$ 6,3 bilhões, em 2010. Nestes anos, a conta patrimonial de lucros acumulados – que mostra o saldo da movimentação de lucros ainda não distribuídos aos sócios

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

titulares ou aos acionistas – reduziu-se de R\$ 10,3 bilhões para R\$ 0,7 bilhão e R\$ 0,3 bilhão, respectivamente. Dessa maneira, o aumento dos dividendos pagos pelo BNDES não se relaciona exclusivamente aos maiores lucros em 2009 e 2010, mas também a lucros acumulados e não distribuídos no período anterior.

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

Em suma, o resultado estrutural do governo central em 2009 está influenciado por dois eventos extraordinários – o Refis da Crise e a política de administração de dividendos das estatais federais – que podem alcançar a magnitude de 0,53% do PIB, ajudando a explicar por que o resultado estrutural deste ano foi mais elevado do que o de 2008. É importante observar que as receitas totais relacionadas às dívidas tributárias e aos dividendos não podem ser classificadas integralmente como não recorrentes, uma vez que há uma parcela que não possui este caráter e sua identificação é de difícil operacionalização, razão pela qual não foram incluídas no pré-ajuste contábil.

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

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

TABELA 6
Impulso fiscal e estabilizadores automáticos nos governos central e regionais (1998-2010)
(Em % do PIB)

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

Fonte: Ministério da Fazenda (BRASIL, s.d.).

Elaboração dos autores.

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

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

Por fim, é importante contextualizar que a ocorrência de expansão fiscal em 2009, em momento de recuperação da crise, não se restringiu apenas ao Brasil. As estatísticas fiscais do FMI reunidas no mais recente Monitor Fiscal mostram que, apesar de o déficit nominal das economias mais desenvolvidas ter caído em 2010, em termos ajustados

ao ciclo econômico ele cresceu em média 0,25 p.p. do PIB (IMF, 2011). Ou seja, a recuperação dos resultados fiscais em 2010 se baseou fortemente na recuperação cíclica das receitas, e não na eliminação dos estímulos fiscais.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

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

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

O agrupamento das receitas foi baseado na metodologia da OCDE, ou seja, de acordo com a base de incidência. No entanto, seguiu-se o FMI ao estimar econometricamente as elasticidades. Tais estimações foram realizadas via filtro de Kalman, partindo da modelagem estrutural de espaço de estados. Conforme se procurou mostrar, as regressões apresentaram as propriedades desejáveis, fornecendo certa confiança acerca dos valores estimados para tais parâmetros de interesse. Contudo, a análise da política fiscal com base no resultado estrutural exigiu também uma medida para a trajetória de longo prazo do PIB e do preço do petróleo. Optou-se, neste caso, por trabalhar com o filtro de *band-pass* generalizado de *Butterworth*, estimado também via filtro de Kalman.

Os resultados sugerem que a política fiscal entre 1997 e 2010 apresenta um ciclo ou dois movimentos mais gerais. A primeira fase contracionista marca o período de ajuste fiscal após a introdução do regime de metas e se estende até o primeiro trimestre de 2004, quando se inicia a segunda fase, expansionista, caracterizada por reduções graduais no superávit primário estrutural das administrações públicas. Tanto as fases de contração quanto expansão são mais pronunciadas na esfera central de governo. Por outro lado, os resultados sugerem, à primeira vista, que a política fiscal tem sido predominantemente pró-cíclica nos momentos em que o PIB se encontra muito abaixo de sua trajetória tendencial, inclusive durante a crise de 2009. Uma análise complementar das receitas deste ano, entretanto, revelou a existência de fatores atípicos que influenciaram este resultado e mostrou que o impulso fiscal negativo verificado em 2009 se restringiu basicamente aos governos regionais.

Um ponto final diz respeito à adoção do resultado estrutural como referência para as metas fiscais, mostrando-se neste artigo que sua metodologia de cálculo é operacional e pode ser incorporada pelas autoridades fiscais brasileiras, o que já é feito em vários países desenvolvidos e defendido no âmbito da América Latina por alguns economistas de organismos internacionais. Tal orientação pode representar um caminho factível para dar mais flexibilidade e, ao mesmo tempo, transparência ao regime de metas, uma vez que a literatura parece indicar que regras fiscais rígidas não necessariamente levam ao fortalecimento da posição fiscal, mas podem induzir um viés pró-cíclico à política fiscal – devido aos ajustes desnecessários em momentos de crise, sem eliminar os excessos das fases expansivas – e a artifícios contábeis duvidosos, com consequente ampliação da volatilidade macroeconômica e perda de credibilidade da política fiscal.¹⁹

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

REFERÊNCIAS

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Séries temporais**. [s.d.]. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SERIETEMP>>. Acesso em: 1 mar. 2011.

BRASIL. Ministério da Fazenda (MF). Secretaria do Tesouro Nacional (STN). **Estados e municípios**. [s.d.]. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/index.asp>. Acesso em: 1 mar. 2011.

BELIVAQUA, A.; WERNECK, R. **Fiscal impulse in the Brazilian economy, 1989-1996**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, out. 1997. 34 p. (Texto para Discussão, n. 379).

BLANCHARD, O. **Suggestions for a new set of fiscal indicators**. Paris: OECD, Apr. 1990. 37 p. (Working Paper, n. 79).

CARLSON, K. Estimates of high-employment budget and changes in potential output. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 59, n. 8, p. 16-22, Aug. 1977.

CHOURAQUI, J. *et al.* **Indicators of fiscal policy: a re-examination**. Paris: OECD, Apr. 1990. 100 p. (Working Paper, n. 78).

COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. **An introduction to state space time series analysis**. Oxford: Oxford University Press, 2007. 174 p.

DABÁN, T. **Strengthening Chile's rule-based fiscal framework**. Washington: IMF, Jan. 2011. 27 p. (Working Paper, n. 11/17).

DE MELLO, L.; MOCCERO, D. **Brazil's fiscal stance during 1995-2005: the effect of indebtedness on fiscal policy over the business cycle**. Paris: OECD, May 2006. 38 p. (Working Paper, n. 485).

ESCOLANO, F. **A practical guide to public debt dynamics, fiscal sustainability, and cyclical adjustment of budgetary aggregates**. Washington: Fiscal Affairs Department, Jan. 2010. 28 p. (Technical Notes and Manuals, n. 10/02).

FEDELINO, A. *et al.* **Computing cyclically adjusted balances and automatic stabilizers**. Washington: Fiscal Affairs Department, Nov. 2009. 15 p. (Technical Notes and Manuals, n. 09/05).

FERNANDES, B. **Impulso fiscal: teoria e prática – o caso brasileiro: 1992-2002**. 2003. 145 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

FFRENCH-DAVIS, R. Latin America: the structural fiscal balance policy in Chile – a move towards counter-cyclical macroeconomics. **Journal of Globalization and Development**, v. 1, n. 1, art. 14, Jan. 2010. 14 p.

GAVIN, M. *et al.* **Managing fiscal policy in Latin America and the Caribbean: volatility, procyclicality, and limited creditworthiness**. New York: IDB, 1996. 23 p. (RES Working Paper, n. 4032).

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

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

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

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

_____. **Política fiscal e pré-sal: como gerir as rendas do petróleo e sustentar o equilíbrio macro-fiscal do Brasil**. Brasília: Editora da UnB, 2010b.

GOBETTI, S. *et al.* **Resultado fiscal estrutural: um passo para a institucionalização de políticas anticíclicas no Brasil**. Brasília: Ipea, dez. 2010. 78 p. (Texto para Discussão, n. 1515).

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

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

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

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

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

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

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

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

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Government financial statistics manual**. Washington: IMF, 2001. 206 p.

_____. **Fiscal monitor: shifting gears: tackling challenges on the road to fiscal adjustment**. Washington: IMF, Apr. 2011. 140 p.

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

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

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

LEEUEW, F. *et al.* The high-employment budget: new estimates, 1955-80. **Survey of Current Business**, v. 60, n. 11, p. 13-43, Nov. 1980.

LEEUEW, F.; HOLLOWAY, T. The high-employment budget: revised estimates and automatic inflation effects. **Survey of Current Business**, v. 62, n. 4, p. 21-33, Apr. 1982.

MACIEL, P. **Proposta à regra fiscal brasileira**: orientação pelos ciclos econômicos. Brasília: ESAF, 2006. 32 p.

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

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

MENDONÇA, M. *et al.* Um modelo econométrico com parâmetros variáveis para carga tributária bruta brasileira trimestral. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 2011. No prelo.

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

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

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

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

PETERSEN, J. Changing red to black: deficit closing alchemy. **National Tax Journal**, v. 56, n. 3, 2003.

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

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

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

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

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

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

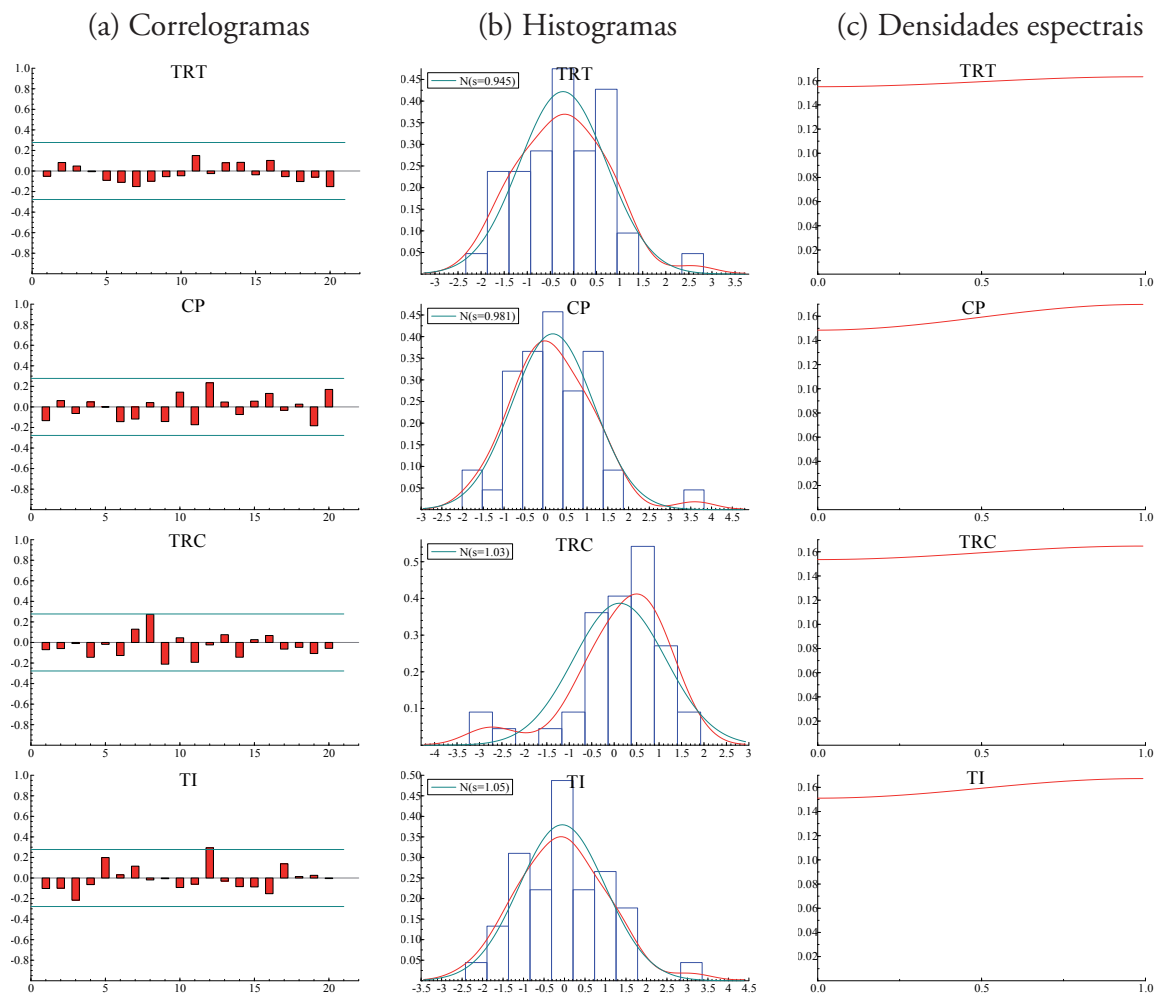
TER-MINASSIAN, T. **Preconditions for a successful introduction of structural fiscal balance-based rules in Latin America and the Caribbean**: a framework. Washington: BID, 2010. (Discussion Paper, n. 157).

APÊNDICE I

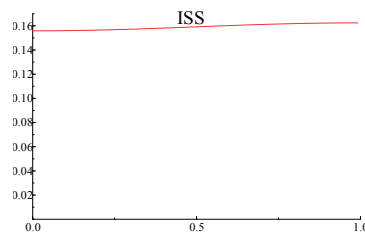
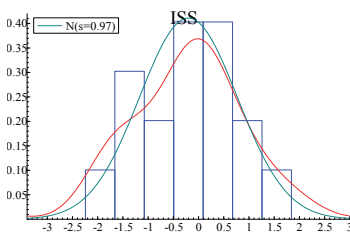
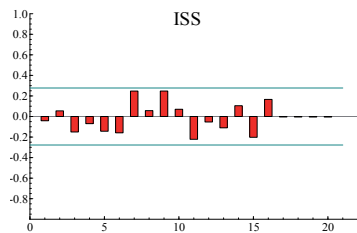
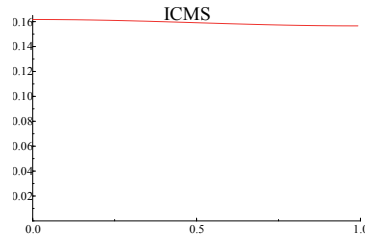
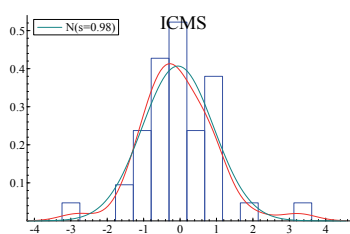
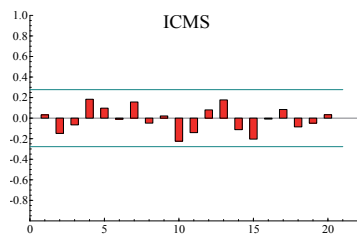
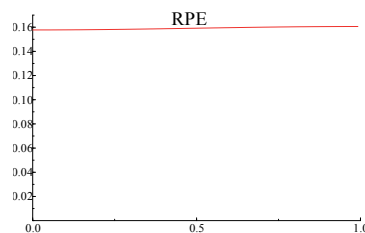
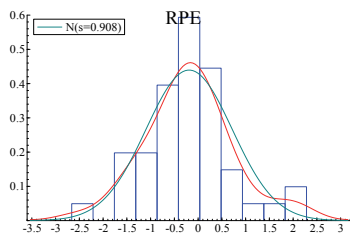
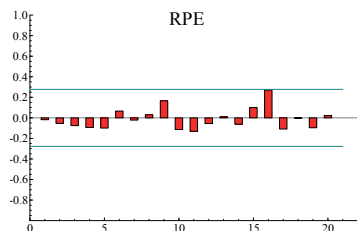
ANÁLISES DOS RESÍDUOS DAS REGRESSÕES DE ESPAÇO DE ESTADOS PARA AS RECEITAS TRIBUTÁRIAS

GRÁFICO 1A

Algumas propriedades dos resíduos das regressões para as receitas tributárias (1997-2009)²⁰



20. Primeiro trimestre de 1997 ao quarto trimestre de 2009.



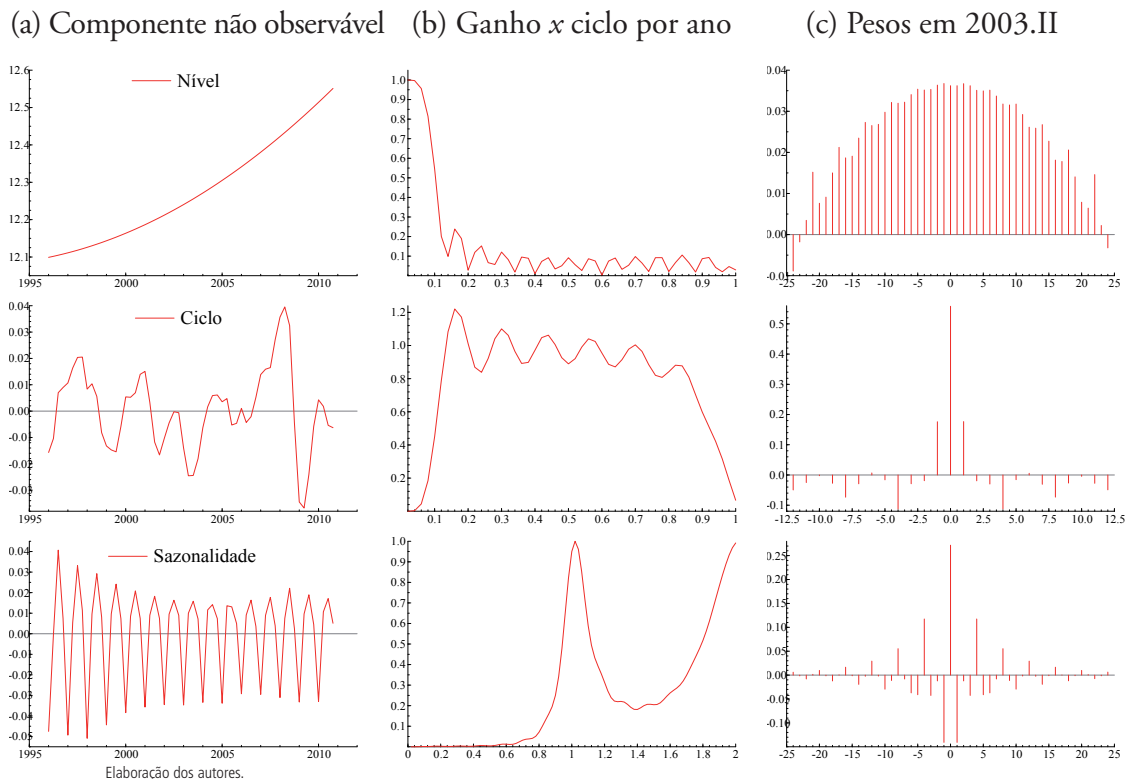
Elaboração dos autores.

APÊNDICE II

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

GRÁFICO 2A

Algumas propriedades dos componentes não observáveis do PIB (1996-2010)²¹



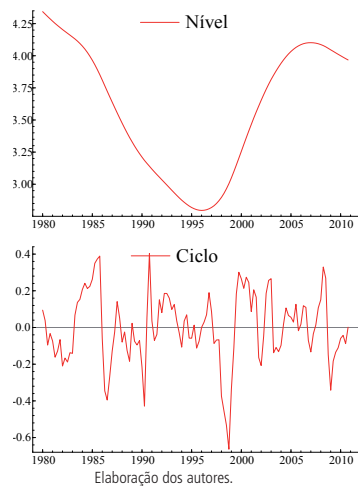
21. Primeiro trimestre de 1996 ao quarto trimestre de 2010.

APÊNDICE III

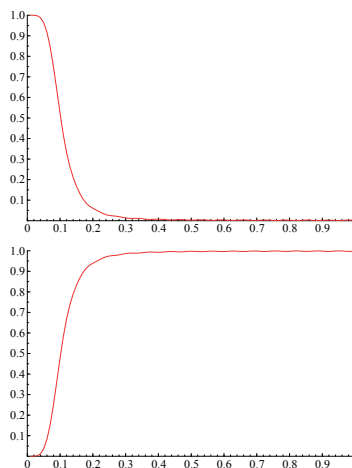
GRÁFICO 3A

Algumas propriedades dos componentes não observáveis do preço do petróleo (1981-2010)²²

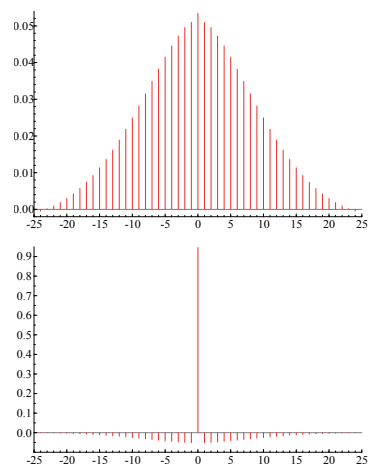
(a) Componente não observável



(b) Ganho \times ciclo por ano



(c) Pesos em 1995.II



22. Primeiro trimestre de 1981 ao quarto trimestre de 2010.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Marco Aurélio Dias Pires

Everson da Silva Moura

Revisão

Laetícia Jensen Eble

Luciana Dias Jabbour

Mariana Carvalho

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Andressa Vieira Bueno (estagiária)

Celma Tavares de Oliveira (estagiária)

Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

Editoração eletrônica

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Aline Rodrigues Lima (estagiária)

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



Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

