

de Mendonça, Mário Jorge Cardoso; Moreira, Tito Belchior Silva; Medrano, Luis Alberto Toscano; de Albuquerque, Joaquim Ramalho

Working Paper

Revisitando a sustentabilidade do endividamento público no Brasil

Texto para Discussão, No. 2199

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: de Mendonça, Mário Jorge Cardoso; Moreira, Tito Belchior Silva; Medrano, Luis Alberto Toscano; de Albuquerque, Joaquim Ramalho (2016) : Revisitando a sustentabilidade do endividamento público no Brasil, Texto para Discussão, No. 2199, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/144635>

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.

2199

TEXTO PARA DISCUSSÃO

REVISITANDO A SUSTENTABILIDADE DO ENDIVIDAMENTO PÚBLICO NO BRASIL

Mário Jorge Mendonça
Tito Belchior Moreira
Luis Alberto Medrano
Joaquim Ramalho

The logo for IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) features the lowercase letters 'ipea' in a white, sans-serif font. A yellow and green swoosh underline is positioned beneath the letters, starting under the 'i' and ending under the 'a'.

ipea

REVISITANDO A SUSTENTABILIDADE DO ENDIVIDAMENTO PÚBLICO NO BRASIL

Mário Jorge Mendonça¹
Tito Belchior Moreira²
Luis Alberto Medrano³
Joaquim Ramalho⁴

1. Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail*: <mario.mendonca@ipea.gov.br>.

2. Auditor do Tribunal de Contas da União (TCU); e professor do Departamento de Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB). *E-mail*: <tito@pos.ucb.br>.

3. Pesquisador da Dimac/Ipea; e professor adjunto do Departamento de Matemática da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ). *E-mail*: <lmedrano10@msn.com>.

4. Auditor do TCU. *E-mail*: <joaquimra@tcu.gov.br>.

Governo Federal

**Ministério do Planejamento,
Desenvolvimento e Gestão**
Ministro Romero Jucá Filho

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, 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

Manoel Carlos de Castro Pires

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Alexandre dos Santos Cunha

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

Roberto Dutra Torres Junior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Mathias Jourdain de Alencastro

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas
e Ambientais**

Marco Aurélio Costa

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

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto

José Aparecido Carlos Ribeiro

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas
e Políticas Internacionais, Substituto**

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Chefe de Gabinete

Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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

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

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.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2016

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica
Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

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

JEL: H24; N46; E62.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 UMA ANÁLISE DESCRITIVA DA EVOLUÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA	7
3 PROPOSTA DE INDICADOR DA DLSP/PIB CONSIDERANDO-SE A INCLUSÃO DA ELETROBRAS, PETROBRAS E RESTOS A PAGAR	11
4 SOLVÊNCIA INTERTEMPORAL DA DÍVIDA PÚBLICA: DADOS DE 2002 A 2014	16
5 MODELO DE PREVISÃO DE GASTOS E RECEITAS DO GOVERNO CENTRAL	28
6 BASE DE DADOS E RESULTADOS	33
7 CONCLUSÕES	36
REFERÊNCIAS	37
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR	38
APÊNDICE A	39
APÊNDICE B	49
APÊNDICE C	51

SINOPSE

Este estudo tem como objetivo examinar a questão da sustentabilidade da dívida pública no Brasil a partir de diferentes tipos de abordagens. Com base na análise dos fatores condicionantes da dívida líquida do setor público (DLSP) no período de 2002 a 2014, parece haver uma mudança no regime fiscal analisado entre 2011 e 2014 comparativamente ao período anterior de 2002 a 2010. Propomos um indicador de DLSP que inclui a Petrobras, a Eletrobras e os restos a pagar. A evolução deste indicador mostra que não houve uma redução tão acentuada da dívida líquida em relação ao produto interno bruto (PIB) como mostram os indicadores usuais. Utilizamos três testes distintos de cointegração usando as séries de despesas e receitas governamentais, visando checar a solvência da dívida pública. Os resultados não mostram evidências empíricas de que a dívida pública é solvente em longo prazo. Por fim, com base na aplicação do modelo fatorial dinâmico (MFD), foi feita a previsão das receitas e das despesas do governo central para um horizonte de previsão de 36 meses. Verificou-se que o resultado primário pode sofrer grave deterioração, uma vez que os valores preditos até agosto de 2018 tendem a diminuir em relação às receitas, enquanto para as despesas a tendência é de crescimento. Isso implica mais um fator de restrição à sustentabilidade e à solvência da dívida pública.

Palavras-chave: dívida líquida; cointegração; sustentabilidade da dívida; modelo fatorial dinâmico; previsão de receitas e despesas.

ABSTRACT

This study aims to examine the sustainability of the Brazilian public indebtedness using different approaches. Based on the analysis of the conditioning factors of net debt of the public sector (DLSP) in the period 2002-2014, there seems to be a change in fiscal regime between 2011 and 2014 compared to the previous period from 2002 to 2010. We propose to include Petrobras, Eletrobras and the remains payable into the DLSP. The result indicates that the difference between net debt and gross displays a sensible reduction. We apply three different cointegration tests in the series of government revenue and expenditure in order to check the sustainability of public debt. The results show no empirical evidence that public debt is long-term solvent. Finally, based on the dynamic factor model one forecasts the revenues and expenditures of the central government for 36 months ahead. It was found that the primary outcome may suffer serious deterioration

since from September 2015 to August 2018 the values predicted shows a decrease in revenues while the trend for expenses is growing. This implies a further limiting factor to the sustainability and solvency of public debt.

Keywords: net indebtedness; cointegration; sustainability; dynamics factorial model; forecasting.

1 INTRODUÇÃO

Com o impacto no Brasil da crise das hipotecas de alto risco (*subprime*), a partir de meados de 2008 o governo brasileiro aplica políticas anticíclicas para mitigar os efeitos sobre o produto e o emprego. Entretanto, após o impacto inicial da crise, o governo parece ter mudado o regime no sentido de abandonar o tripé macroeconômico implantado no Plano Real. O tripé está associado a uma política fiscal cautelosa com *superavit* primários compatíveis com a solvência da dívida pública, o regime de câmbio flutuante e de meta de inflação. Essa mudança de regime pode ter sido determinante para uma trajetória da dívida pública explosiva.

No contexto supracitado, inicialmente este estudo discute, na seção 2, a evolução da dívida pública com uma análise dos fatores condicionantes da dívida líquida do setor público (DLSP) e a relação entre as dívidas líquida e bruta do governo geral. Posto isso, na seção 3 propomos um indicador de DLSP considerando-se a inclusão da Eletrobras, Petrobras e restos a pagar. Com base em diferentes testes de cointegração entre as receitas e as despesas do governo, avaliamos a solvência da dívida pública na seção 4. Tendo em vista que as despesas e as receitas do governo são fundamentais para a solvência da dívida – pois determinam o resultado primário –, realizamos na seção 5 um exercício de previsão com horizonte de três anos à frente de receitas e despesas do governo central, com base na aplicação do modelo fatorial dinâmico (MFD). Os resultados e as conclusões são discutidos nas seções 6 e 7, respectivamente.

2 UMA ANÁLISE DESCRITIVA DA EVOLUÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA

Entenda-se a DLSP como o total das obrigações do setor público não financeiro, deduzido dos seus ativos financeiros junto aos agentes privados não financeiros e aos agentes financeiros, públicos e privados. Para a análise aqui feita, importa verificar a trajetória desse relevante indicador da sustentabilidade da política fiscal e apreciar sua composição.

A tabela 1 mostra a evolução anual da DLSP como proporção do produto interno bruto (PIB) de 2002 a 2014 e também sua variação anual. A primeira coluna mostra que houve uma queda da DLSP/PIB de 59,8% em 2002 para 37,6% em 2008. Em

2009 houve um incremento do indicador da DLSP/PIB para 40,9% em decorrência da política fiscal expansionista para minimizar o efeito da crise do *subprime*. A partir de 2010, o respectivo indicador fiscal retomou sua trajetória de queda de 38% para 31,5% em 2013. Em 2014, o indicador aumenta para 34,1%, situando-se num patamar próximo ao exercício de 2011. Observa-se na segunda coluna que em 2014 houve um incremento de 2,6% da DLSP/PIB, enquanto no auge dos efeitos da crise do *subprime* no Brasil, em 2009, o mesmo indicador apresenta um incremento de 3,4%, uma diferença de 0,8%.

TABELA 1
Evolução da DLSP (2002-2014)
(Em % do PIB)

	Dívida líquida total – saldo	Dívida líquida – variação acumulada no ano	Fatores condicionantes ¹	Efeito do crescimento do PIB sobre a dívida
2002	59,8	8,4	14,4	-6,0
2003	54,2	-5,6	2,3	-7,9
2004	50,2	-4,0	2,6	-6,6
2005	47,9	-2,3	2,6	-4,9
2006	46,5	-1,4	3,3	-4,7
2007	44,6	-1,9	3,4	-5,3
2008	37,6	-7,0	-1,4	-5,6
2009	40,9	3,4	5,8	-2,4
2010	38,0	-3,0	2,9	-5,9
2011	34,5	-3,5	0,7	-4,2
2012	32,9	-1,6	0,9	-2,5
2013	31,5	-1,4	1,5	-2,9
2014	34,1	2,6	4,7	-2,1
M_1 ²	46,6	-1,49	3,99	-5,48
M_2 ³	33,2	-0,96	1,91	-2,92

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB).

Notas: ¹ Os fatores condicionantes da dívida líquida como porcentagem do PIB consideram o total dos fatores dividido pelo PIB corrente acumulado nos últimos doze meses, segundo a fórmula: $(\sum \text{Fatores Condicionantes} / \text{PIB}_{12 \text{ Meses Valorizado}}) * 100$. Não reflete a variação da dívida em porcentagem do PIB.

² M_1: média aritmética simples de 2002 a 2010.

³ M_2: média aritmética simples de 2011 a 2014.

Obs.: Não inclui Eletrobras e Petrobras.

A tabela 1 mostra, ainda, na terceira coluna, os fatores condicionantes da variação da DLSP/PIB de forma agregada, os quais são discriminados na tabela 2, e, na última coluna, os efeitos do crescimento do PIB sobre a DLSP/PIB. Ressalte-se que o somatório entre os fatores condicionantes e o efeito do crescimento do produto sobre a dívida resulta na variação da DLSP/PIB. Em 2014, por exemplo, os fatores condicionantes referentes à variação da DLSP aumentaram o endividamento em 4,7%, enquanto o crescimento do PIB reduziu o endividamento em 2,1%. A conjugação

dos dois fatores resultou em aumento da DLSP/PIB em 2,6%. Em 2013, os fatores condicionantes referentes à variação da DLSP aumentaram o endividamento em 1,5%, enquanto o crescimento do PIB o reduziu em 2,9%, o que gerou – contrariamente ao exercício de 2014 – uma redução da DLSP/PIB em 1,4%.

A tabela 2 mostra a composição dos fatores condicionantes da variação da DLSP/PIB no período de 2002 a 2014, que se divide em cinco itens: necessidade de financiamento do setor público (NFSP); ajuste cambial; dívida externa – outros ajustes; reconhecimento de dívidas; e privatizações. A soma destes cinco itens resulta nos fatores condicionantes apresentados na tabela 1. Note-se que pequenas diferenças nas somas decorrem do processo de aproximação de casas decimais.

TABELA 2
Evolução da DLSP: fatores condicionantes (2002-2014)
(Em % do PIB)

	NFSP	Primário	Juros nominais	Ajuste cambial	Dívida interna indexada ao câmbio	Dívida externa – metodológico	Dívida externa – outros ajustes ¹	Reconhecimento de dívidas	Privatizações
2002	4,4	-3,2	7,6	9,8	5,1	4,6	0,0	0,4	-0,2
2003	5,2	-3,2	8,4	-3,8	-1,3	-2,5	0,9	0,0	0,0
2004	2,9	-3,7	6,6	-0,9	-0,2	-0,7	0,3	0,3	0,0
2005	3,5	-3,7	7,3	-0,9	-0,2	-0,7	-0,1	0,2	0,0
2006	3,6	-3,2	6,7	-0,3	-0,1	-0,2	0,1	0,0	-0,1
2007	2,7	-3,2	6,0	0,8	-0,1	0,9	-0,1	0,0	0,0
2008	2,0	-3,3	5,3	-2,5	0,1	-2,6	-0,8	0,0	0,0
2009	3,2	-1,9	5,1	2,4	-0,1	2,5	0,3	0,0	-0,1
2010	2,4	-2,6	5,0	0,5	0,0	0,4	0,0	0,1	-0,1
2011	2,5	-2,9	5,4	-1,5	-0,1	-1,4	-0,2	0,0	0,0
2012	2,3	-2,2	4,5	-1,2	-0,1	-1,1	-0,1	-0,1	0,0
2013	3,1	-1,8	4,8	-1,9	-0,1	-1,8	0,3	0,0	0,0
2014	6,2	0,6	5,6	-1,7	-0,1	-1,7	0,2	-0,1	0,0
M_1	3,32207	-3,12616	6,44824	0,56031	0,36638	0,19392	0,07811	0,11417	-0,07219
M_2	3,51559	-1,58749	5,10308	-1,58074	-0,07162	-1,50912	0,063262	-0,05567	-0,00265

Fonte: BCB.

Nota: ¹ Inclui ajuste de paridade da cesta de moedas que integram as reservas internacionais e a dívida externa, e demais ajustes da área externa.

Obs.: Não inclui Eletrobras e Petrobras.

Conforme a tabela 2, a NFSP é composta pela soma do primário (despesas excluindo os juros menos receitas) e os juros nominais. Um resultado positivo do primário indica um *deficit*, e um resultado negativo indica um *superavit*. O ajuste cambial é o resultado da soma entre a dívida interna indexada ao câmbio e a dívida externa – metodológico.

Considerando-se o exercício de 2014, observa-se que a NFSP/PIB contribuiu para o aumento da DLSP/PIB em 6,2%, dos quais 0,6% deveu-se ao *deficit* primário/PIB e 5,6% foi decorrente dos juros nominais apropriados no exercício como proporção do PIB. A participação do ajuste cambial no PIB foi negativa, o que contribuiu para uma redução da relação DLSP/PIB em 1,7%. Tal resultado foi composto pelas reduções de 0,1% da dívida interna indexada ao câmbio e de 1,7% da dívida externa – metodológico.

Os fatores denominados dívida externa – outros ajustes e reconhecimento de dívidas contribuíram, respectivamente, para aumento e redução da relação DLSP/PIB em 0,2% e 0,1%. As privatizações não apresentam impacto nos fatores condicionantes no exercício de 2014.

A tabela 2 nos permite avaliar se houve alguma mudança na postura da política fiscal nos dois períodos considerados ao comparar-se as suas médias, M_1 (2002-2010) e M_2 (2011-2014). Pode-se avaliar, por exemplo, se existem diferenças estatisticamente significantes nos dois períodos entre a NFSP/PIB e sua composição. Nesse contexto, pode-se observar que o segundo período apresenta uma NFSP superior ao primeiro em média.

O período de 2011 a 2014 apresenta uma média do *deficit* nominal/PIB de 3,5%, enquanto no período anterior observa-se uma média de 3,3%. Este resultado mostra uma gestão fiscal no segundo período menos comprometida com o equilíbrio das contas públicas. Se observarmos apenas a evolução do indicador fiscal NFSP/PIB ano a ano poderemos concluir que a piora da gestão fiscal no segundo período decorreu de um ano atípico, ou seja, o ano pré-eleitoral de 2014, no qual o *deficit* nominal alcançou 6,2% do PIB. Mas o quão elevado é esse número? Ao compararmos tal indicador aos anos pré-eleitorais anteriores, 2010 (2,4%), 2006 (3,6%) e 2002 (4,4%), nota-se que 6,2% é um número muito superior ao demais. Tal comparação sugere que uma política fiscal que gera um *deficit* nominal de 6,2% do PIB não se mostra comprometida com uma gestão fiscal responsável.

Pode-se observar na tabela 2 que, na média, o segundo período apresenta uma participação dos juros nominais como proporção do PIB inferior ao primeiro período. *Grosso modo*, observa-se uma tendência de queda da participação dos juros nominais como proporção do PIB até 2013. Em 2012, obteve-se o menor percentual, de 4,5%,

seguido por 4,8% em 2013. Em 2014, tal indicador aumentou para 5,6% do PIB, que corresponde a um valor intermediário aos anos de 2007 (6,0%) e 2008 (5,3%).

Pode-se notar também que até antes do impacto mais forte da crise do *subprime* em 2009, quando a taxa de crescimento do produto foi de -0,3%, a razão *superavit* primário/PIB situou-se acima de 3,0%. Em 2009, com as políticas anticíclicas, o *superavit* primário caiu para 1,9% do PIB, o que é justificável no sentido de mitigar os efeitos sobre o nível de atividade econômica. Em 2013, o indicador do *superavit* primário/PIB foi similar ao auge da crise em 2009, com um valor de 1,8%, e em 2014 a política fiscal gerou o único *deficit* primário anual em todo o período analisado.

Em 2011, o *superavit* primário obtido foi próximo a 3,0% do PIB. Se esse *superavit* fosse mantido próximo a 3,0% do PIB em todo o segundo período – 2011 a 2014 –, haveria uma redução da razão NFSP/PIB ao longo de todo este período. Entretanto, o que se observa é que houve uma redução do *superavit* primário de 2,9% do PIB em 2011 para 1,8% do PIB em 2013 e um *deficit* primário de 0,6% do PIB em 2014, mostrando uma política deliberada de redução do *superavit* primário e incremento da NFSP. Ou seja, parece que houve uma mudança no regime fiscal que fica mais evidente no segundo período analisado, de 2011 a 2014. Pode-se dizer que há sinais de que no primeiro período havia um comprometimento da política fiscal com a sustentabilidade da dívida pública, enquanto no segundo há indícios de que a política fiscal se tornou ativa no sentido de perseguir a manutenção de baixos níveis de desemprego, mesmo que à custa de mais inflação e maior endividamento público. Em outras palavras, esta política mostrou uma clara opção pelos objetivos ou interesses de curto prazo em detrimento de um cenário mais positivo em longo prazo, que ajudaria na obtenção de trajetórias sustentáveis tanto da dívida pública quanto do crescimento econômico.

3 PROPOSTA DE INDICADOR DA DLSP/PIB CONSIDERANDO-SE A INCLUSÃO DA ELETROBRAS, PETROBRAS E RESTOS A PAGAR

A DLSP incluía as dívidas das estatais Petrobras e Eletrobras. Em abril de 2009 a série da DLSP deixou de contabilizar as dívidas destas estatais. O BCB criou uma série com base no Demonstrativo nº 4.478, que elimina as dívidas da Eletrobras e da Petrobras retroativamente com o objetivo de obter uma série mais longa com a mesma metodologia. Na subseção 3.1 deste trabalho nós utilizamos o Demonstrativo nº 4.478.

O novo indicador de DLSP pretende ser mais abrangente no sentido de incluir as estatais Petrobras e Eletrobras, além dos restos a pagar processados e não processados. No caso da inclusão das duas estatais, utilizamos a seguinte métrica para o cálculo da dívida líquida de cada estatal, com base nos balanços das respectivas empresas: dívida líquida = dívida bruta - caixa.

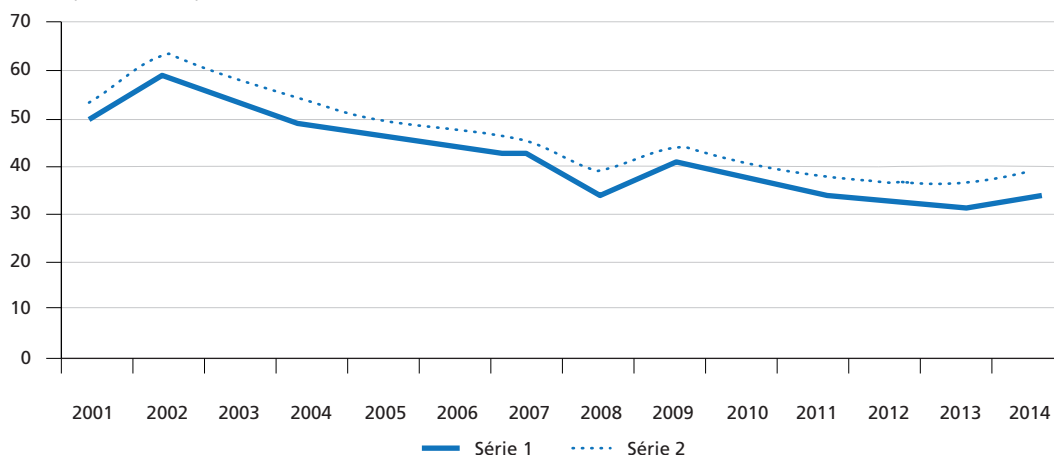
Sabendo-se que o cálculo da dívida líquida decorre da diferença entre a dívida bruta e os ativos líquidos das empresas, utilizamos a conta caixa como *proxy* para os ativos líquidos. Apesar de não ser uma representação real da situação de caixa da empresa, pois muitas vezes a maior parte da dívida é de longo prazo e o caixa é de disponibilidade imediata, este indicador serve como um dado a mais para avaliar a situação financeira da empresa e sua exposição às dívidas.

A inclusão dos restos a pagar no indicador tem por objetivo corrigir o montante da dívida referente a essas obrigações e que não é capturado pelo procedimento adotado na metodologia de apuração das estatísticas fiscais. Trata-se de obrigações definidas legalmente como dívida, conforme justamente apresentada no quadro demonstrativo da dívida consolidada do relatório de gestão fiscal, mas que não são incorporadas na apuração feita pelo BCB. De modo assimétrico, os recursos reservados para o pagamento desses restos a pagar, em face do comando estabelecido na Lei nº 4.320/1964, são considerados na apuração do resultado, uma vez que fazem parte das disponibilidades da Conta Única do Tesouro Nacional. Portanto, um indicador mais completo deve adicionar esses montantes de restos a pagar, uma vez que as disponibilidades são consideradas.

3.1 DLSP/PIB com Petrobras e Eletrobras

O gráfico 1 mostra a evolução das séries DLSP sem Eletrobras e Petrobras/PIB (série 1) e DLSP com Eletrobras e Petrobras/PIB (série 2). Pode-se observar que as duas séries evoluem ao longo do tempo de forma relativamente sincronizada. Entretanto, com o advento da crise do *subprime*, a diferença entre as duas séries tende a aumentar. Em 2007, a diferença alcançada foi a menor, 1,39% do PIB. Em 2009, aumentou para 1,96% até elevar-se para 5,74% do PIB em 2014. Isto significa que o endividamento das estatais aumentou fortemente neste período. Coincidentemente, no exercício de 2008 houve a mudança da metodologia de cálculo da DLSP, com a exclusão de tais estatais. O fato é que, em 2014, enquanto a DLSP sem as respectivas estatais representava 34% do PIB, com a inclusão das estatais essa dívida alcançou 40% do PIB.

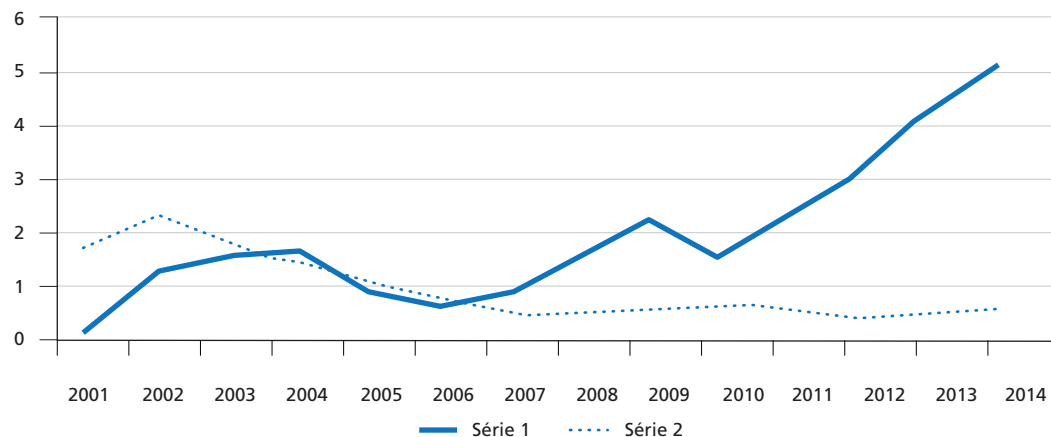
GRÁFICO 1
Evolução da DLSP com e sem Eletrobras e Petrobras (2001-2014)
(Em % do PIB)



Fonte: BCB e sítio <<http://www.baster.com>>.

O gráfico 2 mostra o comportamento das dívidas líquidas/PIB da Petrobras (série 1) e Eletrobras (série 2). Pode-se observar que a dívida líquida da Eletrobras/PIB apresenta uma queda no endividamento entre 2002 e 2008. A partir da crise do *subprime* em 2009 a série mostra-se relativamente estável. A Eletrobras apresenta o maior endividamento no exercício de 2002, ao atingir 2,32% do PIB. Em 2014, a empresa apresenta um endividamento de 0,63% do PIB.

GRÁFICO 2
Evolução da dívida líquida da Eletrobras e Petrobras (2001-2014)
(Em % do PIB)

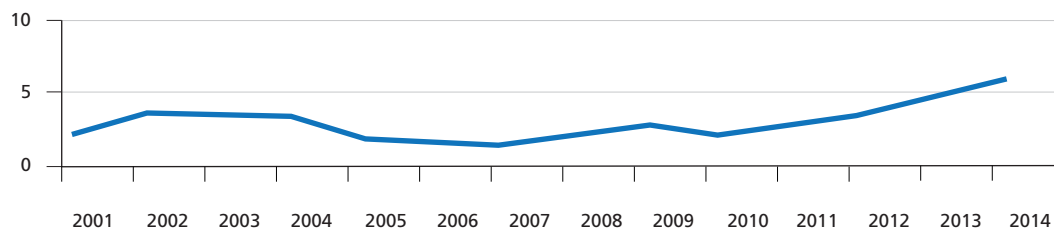


Fonte: Sítio <<http://www.baster.com>>.

A dívida da Petrobras/PIB cresce de 2001 (0,13% do PIB) a 2004 (1,62% do PIB) e depois apresenta uma queda até 2006 (0,63% do PIB). A partir de 2007 observa-se uma tendência de alta, com uma dívida líquida em 2014 equivalente a 5,11% do PIB. Houve uma queda pontual em 2010 que pode ser explicada pelo crescimento do PIB de 7,5% neste ano.

O gráfico 3 mostra a evolução da diferença entre as séries 1 e 2 do gráfico 1, que equivale ao total das dívidas da Eletrobras e da Petrobras como proporção do PIB. Pode-se observar que a diferença entre as séries mostra uma tendência de queda entre 2002 e 2007 e a partir daí a série apresenta uma tendência crescente. Isto significa que a partir de 2008 houve um processo de forte endividamento (predominantemente da Petrobras) de tais empresas, uma vez que no exercício de 2007 o endividamento alcançou o menor nível da série, 1,39% do PIB, chegando ao valor de 5,74% do PIB em 2014. Esse resultado evidencia dois pontos relevantes: *i*) o elevado e quase inacreditável grau de alavancagem da Petrobras; e *ii*) dado o grau de endividamento das estatais aqui consideradas, não se pode omitir sob qualquer pretexto a exclusão do endividamento destas empresas no cômputo da DLSP. A exclusão de tais valores significa a não fidedignidade da contabilização de uma das mais relevantes variáveis da política econômica, qual seja, a dívida pública.

GRÁFICO 3
Evolução da diferença da DLSP com e sem Eletrobras e Petrobras (2001-2014)
(Em % do PIB)



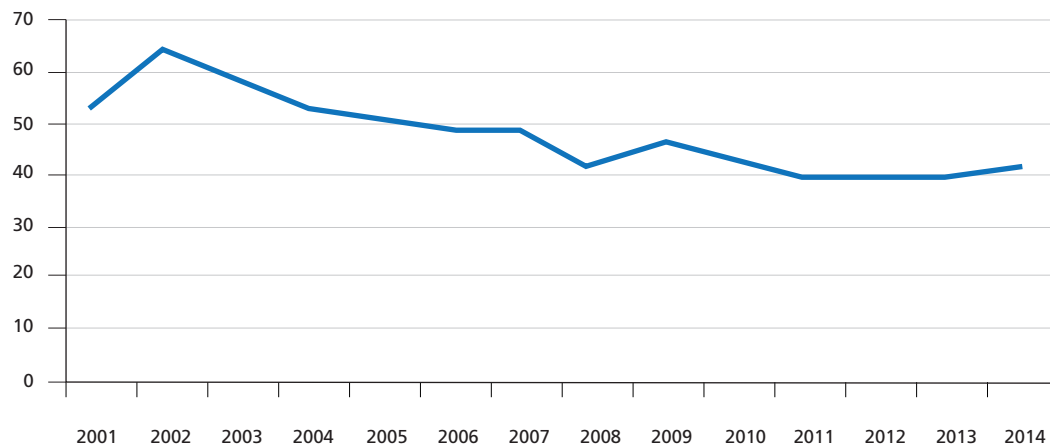
Fonte: BCB e sítio <<http://www.baster.com>>.

3.2 Dívida/PIB com Petrobras, Eletrobras e restos a pagar

O gráfico 4 mostra a DLSP/PIB com a Eletrobras e a Petrobras, incluindo os restos a pagar. Como já observado no gráfico 1, a DLSP com as respectivas estatais alcançou 40% do PIB em 2014. Com a inclusão dos restos a pagar a dívida alcançou 42,4% do PIB. Pode-se observar que há uma queda do endividamento como proporção do PIB

entre 2002 (64,74%) e 2008 (41,88%), e um aumento em 2009 (46,30%) com uma nova queda em 2010 (42,42%). A partir de 2011 observa-se uma inflexão na tendência de queda da dívida. Entre 2011 e 2013 a dívida situou-se em torno de 39,4% do PIB e elevou-se para o patamar de 42,4% em 2014.

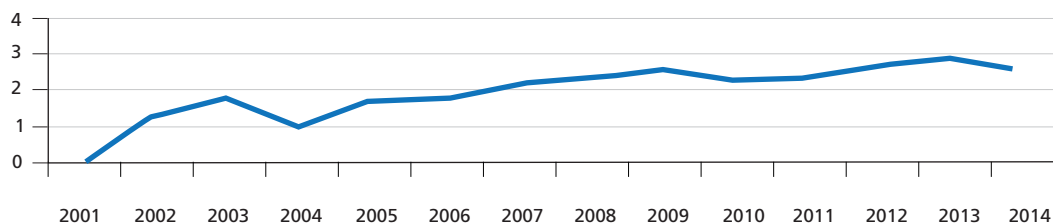
GRÁFICO 4
Evolução da DLSP com Eletrobras, Petrobras e restos a pagar (2001-2014)
(Em % do PIB)



Fonte: BCB, Brasil (2015) e sítio <www.baster.com>.

Pode-se observar no gráfico 5 a evolução dos restos a pagar processados e não processados por porcentagem do PIB. Há uma tendência de alta na série, com três quedas pontuais: 2004 (1,03%), 2010 (2,32%) e 2014 (2,55%). O maior valor ocorreu em 2013 (2,86%).

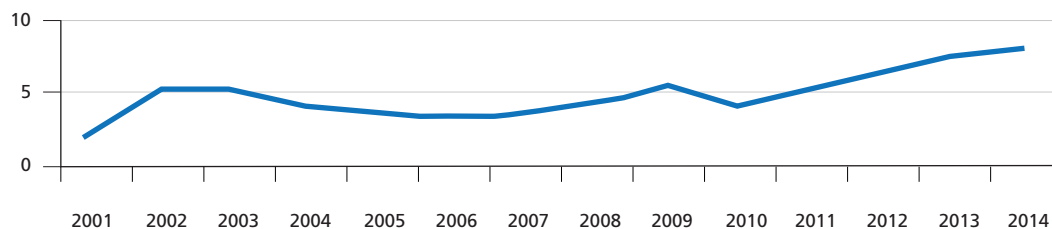
GRÁFICO 5
Evolução dos restos a pagar processados e não processados (2001-2014)
(Em % do PIB)



Fonte: BCB, Brasil (2015) e sítio <www.baster.com>.

Por fim, o gráfico 6 mostra o somatório dos valores das dívidas líquidas da Eletrobras e da Petrobras e os restos a pagar, como proporção do PIB. Este gráfico evidencia a importância de incluir na DLSP tais itens aqui analisados. Pode-se observar que o valor de 2010 situava-se em torno de 4,44% e saltou para 8,28% em 2014. Um valor de quase 6% do PIB certamente não é um valor desprezível.

GRÁFICO 6
Evolução dos restos a pagar processados e não processados, Eletrobras e Petrobras (2001-2014)
(Em % do PIB)



Fonte: BCB, Brasil (2015) e sítio <www.baster.com>.

4 SOLVÊNCIA INTERTEMPORAL DA DÍVIDA PÚBLICA: DADOS DE 2002 A 2014

Nesta seção são apresentadas evidências empíricas sobre a solvência intertemporal da dívida pública no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2014. Isto é, utilizam-se métodos econométricos para avaliar a trajetória das receitas e das despesas governamentais durante o período em questão. A análise estatística conjunta dessas duas séries de tempo é importante para uma avaliação da solvência da dívida pública no Brasil. Os dados referentes às séries temporais foram coletados no sítio da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Foram obtidas as despesas totais do Tesouro (execução financeira das despesas totais em milhões de reais), que incluem as despesas com os juros da dívida pública, e as receitas totais do Tesouro (execução financeira das receitas totais em milhões de reais), que não incluem a *senhoriagem*.¹

A seguir são descritas as três diferentes abordagens que seguiremos para avaliar a solvência da dívida pública.

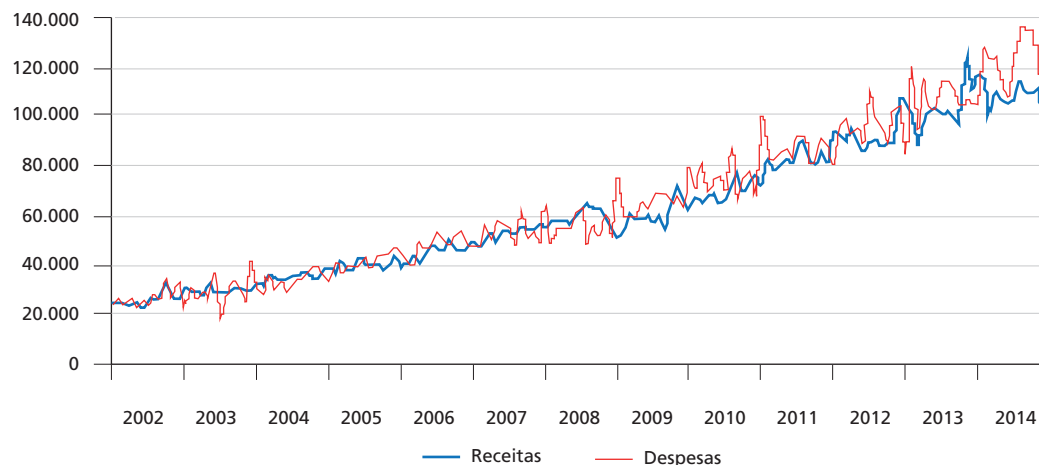
1. *Senhoriagem* é a receita colhida pelo governo como resultado do seu monopólio na impressão de dinheiro.

- 1) Análise univariada para testar, com base na metodologia de Box-Jenkins (BJ), se a diferença entre receitas e despesas governamentais é estacionária e apresenta média nula. Nesse caso, a dívida seria considerada solvente.
- 2) Análise de um processo de cointegração mais intuitivo conforme Hill, Griffiths e Judge (1997), tal que $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$, onde y é a receita governamental, x é despesa governamental e ε é o termo estocástico da regressão. Admitindo-se que y e x são variáveis não estacionárias, se o termo estocástico $\varepsilon_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t$ for uma combinação linear dessas duas variáveis, e se tal termo, ε_t , for também estacionário, então as duas variáveis são cointegradas. Em outras palavras, as receitas e as despesas governamentais são cointegradas se os resíduos da regressão gerados via mínimos quadrados ordinários (MQOs) forem estacionários. Nesse caso, se o β_1 estimado for estatisticamente igual ou superior a 1, então a dívida é solvente. Se for menor que 1, a dívida é considerada insolvente.
- 3) Avaliação do processo de cointegração via método de Johansen, em que se procura saber se existe ou não uma constante β , tal que $y_t - \beta x_t$ é um processo estacionário de média nula, y_t é a receita governamental e x_t os gastos do governo. Nesse caso, se o β_1 estimado for estatisticamente igual a 1, então a dívida é solvente. Pode-se dizer que o método de Johansen é mais aprimorado que o segundo método, embora ambos trabalhem com processos de cointegração.

Os gráficos 7 e 8 mostram a evolução ao longo do período aqui em questão dos fluxos financeiros das variáveis de interesse. O gráfico 7 mostra uma trajetória crescente das receitas e das despesas governamentais, e também um padrão similar das duas séries. As duas séries aparentam ser não estacionárias, ou seja, não são estáveis ao longo do tempo. As séries são dessazonalizadas pelo método de diferença de média móvel (aditiva).

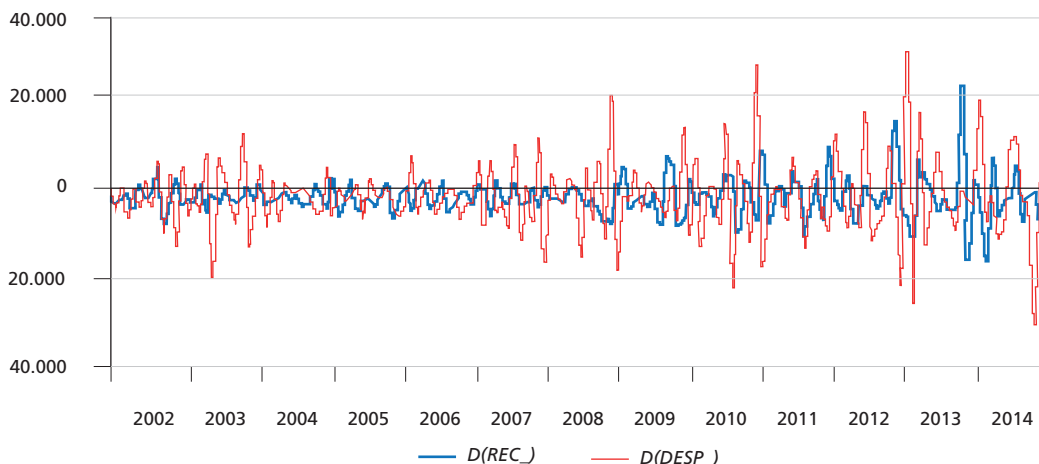
O gráfico 8, por sua vez, mostra as mesmas séries do gráfico 7 em primeira diferença, isto é, mostra a variação da receita ($receita_t - receita_{t-1}$) e das despesas ($despesa_t - despesa_{t-1}$). As duas séries em primeira diferença aparentam ser estacionárias. O comportamento das duas séries nestes gráficos nos dá a impressão de que tais séries são processos $I(1)$, isto é, não são estacionárias em nível, mas em primeira diferença. Nesse caso, diz-se que as duas séries são integradas de ordem 1.

GRÁFICO 7
Evolução das receitas e das despesas governamentais (2002-2014)
 (Em R\$ milhões)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 8
Evolução das primeiras diferenças: receitas e despesas governamentais (2002-2014)
 (Em R\$ milhões)



Elaboração dos autores.

Obs.: $D(REC_t)$ – diferença das receitas e $D(DES_t)$ – diferença das despesas.

Mais especificamente, as duas séries apresentam um comportamento (evolução ao longo do tempo) de um passeio aleatório, que é apenas um caso particular de uma classe de processos estocásticos conhecidos como processos integrados. O passeio aleatório é um processo não estacionário, mas sua primeira diferença é estacionária. Pode-se dizer, mais uma vez, que é um processo integrado de ordem 1, denotado por $I(1)$.

A impressão de que as duas séries apresentam um padrão do tipo passeio aleatório é confirmada na tabela 3, que mostra os resultados referentes aos testes de raiz unitária baseados no teste de Dickey-Fuller aumentado (*augmented Dickey-Fuller* – ADF). As séries também são submetidas aos testes de raiz unitária de Phillips-Perron (PP). Esses testes, ADF e PP, assumem a hipótese nula (H_0), ou seja, a hipótese a ser testada, de que as séries não são estacionárias. Se os testes não aceitarem a H_0 , diz-se que a série é estacionária. Considerando-se um nível de 5% de significância, se a probabilidade for menor ou igual a 0,05 ($p\text{-valor} \leq 0,05$), então não se aceita a H_0 e a série é considerada estacionária. Caso contrário, se a H_0 não for rejeitada, considera-se a série não estacionária. Dessa forma, $p\text{-valor} > 0,05$.

Os testes mostram que as séries em nível, receitas e despesas, não são estacionárias, elas apresentam, respectivamente, os valores das probabilidades de 97,59% e 99,99%, conforme tabela 3. Por sua vez, essas mesmas variáveis em primeira diferença apresentam probabilidades inferiores a 0,01%. Portanto, a variação das receitas e a variação das despesas são séries estacionárias.

TABELA 3
Testes de raiz unitária ADF com intercepto e sem tendência na regressão

Séries	Lags ¹	Estatística t	p-valor
Receitas (REC _t)	4	0,2678	0,9759
Δ Receitas [D(REC _t)]	3	-10,2918	< 0,0001
Despesas (DESP _t)	11	3,7057	0,9999
Δ Despesas [D(DESP _t)]	-5	-10,4068	< 0,0001

Elaboração dos autores.

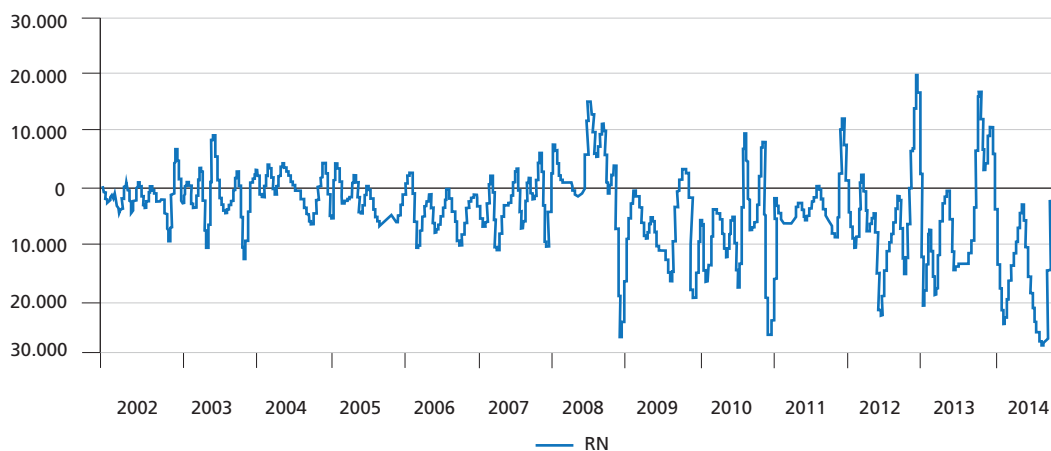
Nota: ¹ A escolha do número de lags foi baseada no critério de informação de Schwarz (Schwarz information criterion – SIC).

4.1 Metodologia de BJ

O gráfico 9 mostra a evolução do resultado nominal (RN) mensurado pela diferença das receitas (não inclui *senhoriagem*) e das despesas. Dessa forma, um valor negativo significa um *deficit*. O processo parece ser estacionário e a média parece ser negativa.

Com base nos testes de raiz unitária ADF, as séries mostram-se estacionárias ao apresentar uma estatística no valor de -3,936 e um valor crítico de -2,880, considerando-se um nível de significância de 5%. O teste PP confirma o resultado.

GRÁFICO 9
Evolução do RN: valores dessazonalizados (2002-2014)
 (Em R\$ milhões)



Elaboração dos autores.

A tabela 4 mostra que o processo é bem ajustado com base em um processo autorregressivo (AR), de modo que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ao nível de 10%. Com base no teste de Wald, o valor de $\mu \neq 0$ ao nível de 5%. O teste assume que $H_0: \mu = 0$ e, com uma estatística de qui-quadrado no valor de 13,38, H_0 não é aceita com um p -valor de 0,0002. Este resultado sugere que o valor médio do RN de -3.192,704 no período analisado é um indicador de que a dívida não é solvente. O correlograma apresentado na tabela B.1 do apêndice B, referente aos resíduos resultantes da estimativa da tabela 4, mostra que o erro é um ruído branco, o que valida a regressão.

TABELA 4
Variável dependente: RN

Variáveis	Coefficiente	Estatística t	p -valor
<i>CTE</i>	-3.192,704 (855,085)	-3,733	0,0003
<i>AR(12)</i>	0,359 (0,091)	3,938	0,0001
<i>AR(15)</i>	-0,162 (0,094)	-1,727	0,0864
Estatísticas			
<i>R</i> ²	0,120	<i>DW</i>	1,766
Estatística <i>F</i>	9,064	Prob. Est. <i>F</i>	0,0002

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão.

A primeira abordagem que avalia a solvência da dívida pública, referente à utilização da metodologia de BJ, busca verificar duas proposições: se a diferença entre receitas e despesas governamentais é estacionária e se a média estimada é nula. Se ambas as proposições forem aceitas, a dívida é solvente. Os resultados mostram que não há evidências empíricas de que a dívida pública seja considerada solvente no período analisado, uma vez que o valor médio do RN é não nulo e negativo, o que significa que, em média, as despesas são superiores às receitas.

Existem outras técnicas econométricas para testar se a dívida pública é sustentável. Uma delas refere-se ao uso da técnica de cointegração das séries de receitas e despesas governamentais.² A análise de cointegração tipicamente verifica se a despesa e a receita governamental estão em equilíbrio no longo prazo ao verificar se o vetor de cointegração é $(1, 1)$, isto é, para cada unidade monetária gasta pelo governo, tem-se uma unidade monetária de receita arrecadada pelo governo. Nesse caso, o *deficit* nominal deveria ser um processo estacionário com média zero.

4.2 Técnica de cointegração de Griffiths, Hill e Judge

A tabela 5 mostra a segunda abordagem via teste de cointegração. Com base nos resultados dos testes de raiz unitária apresentados na tabela 3, constata-se que as variáveis de interesse (receita e despesa governamental) são $I(1)$ e, nesse caso, elas podem ser cointegradas. Dessa forma, se elas se cointegrarem, então a regressão não será espúria e não perderemos qualquer informação valiosa de longo prazo, o que aconteceria se usássemos estimativas em primeira diferença.

A tabela 5 apresenta também os resultados empíricos de uma estimativa via MQOs da equação $REC_{-t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot DESP_{-t} + \varepsilon_t$, onde o parâmetro β_1 é conhecido como o parâmetro cointegrante. Se o parâmetro β_1 for estatisticamente menor que 1, então a dívida não é solvente, pois para cada incremento de R\$ 1,00 na despesa, o governo arrecada um valor inferior a R\$ 1,00.

2. Ver Trehan e Walsh (1988; 1991); Hakkio e Rush (1991); Haug (1991); Bohn (1991); Tanner e Liu (1994); e Ahmed e Rogers (1995).

TABELA 5
Variável dependente: receitas – teste de cointegração

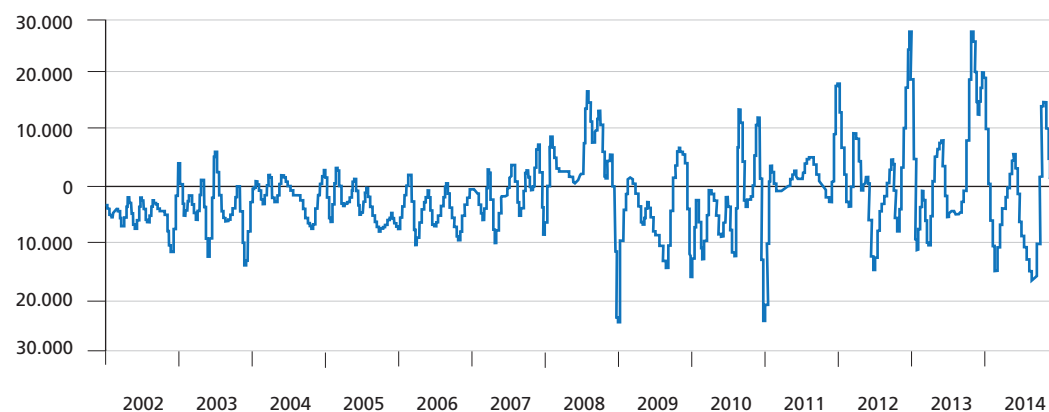
Variáveis	Coefficiente	Estatística <i>t</i>	<i>p</i> -valor
<i>CTE</i>	5.984,8 (1.371,9)	4,362	< 0,0001
<i>DESP_</i>	0,867 (0,019)	45,321	< 0,0001
Estatísticas			
<i>R</i> ²	0,930	<i>DW</i>	1,846
Estatística <i>F</i>	2.053,997	Prob. Est. <i>F</i>	< 0,0001

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão.

Os resultados empíricos mostram que o coeficiente estimado do parâmetro cointegrante é estatisticamente significativo ao nível de 1%. Com base no teste de Wald, rejeita-se a hipótese nula de que o coeficiente de elasticidade estimado (0,867) é igual a 1, com uma probabilidade menor que 0,0001 e um valor do qui-quadrado de 48,036. Dessa forma, há evidências empíricas de que a dívida não é solvente no longo prazo.

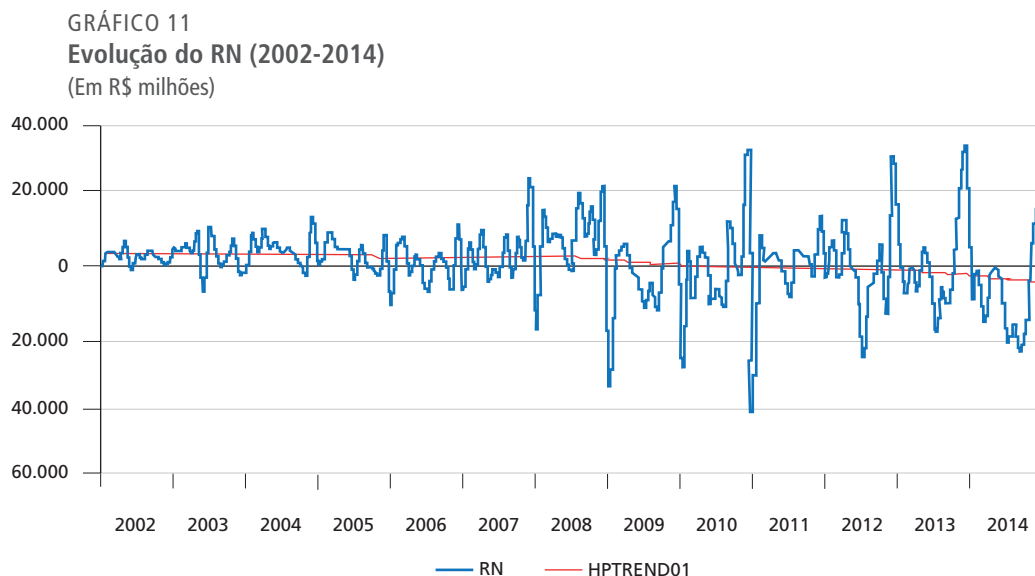
GRÁFICO 10
Evolução dos resíduos referente à estimativa da tabela 5 (2002-2014)
(Em R\$ milhões)



Elaboração dos autores.

O teste de raiz unitária ADF para os resíduos da regressão da tabela 5 mostra uma estatística ADF com 4 *lags* no valor de -4,837 contra um valor crítico de -1,942 para um nível de significância de 5%. O teste PP confirma a estacionariedade dos resíduos. Este resultado mostra que a regressão não é espúria.

O gráfico 11 também mostra a evolução da diferença entre as receitas e as despesas governamentais tal qual o gráfico 9, mas com a diferença que introduzimos o filtro Hodrick-Prescott (HP) para gerar uma tendência chamada *HPTREND*. Dessa forma, fica mais clara a diferença da evolução do RN antes e depois da crise do *subprime*. Pode-se notar que a partir de 2008 já começa a haver maior volatilidade do resultado nominal mensal. Em 2008, o *deficit* nominal obtém valor máximo em torno de mais ou menos R\$ 20 bilhões. Com o país sob efeito da crise do *subprime* e com o governo implementando política fiscal anticíclica, observa-se um *deficit* nominal de aproximadamente R\$ 37 bilhões em janeiro de 2009 e de cerca de R\$ 32 bilhões em janeiro de 2010. Já em janeiro de 2011, observa-se o pior resultado nominal de todo o período, com um *deficit* de aproximadamente R\$ 44 bilhões.



Elaboração dos autores.

Entretanto, as informações mais relevantes apresentadas no gráfico não são os valores pontuais do resultado nominal, mas a volatilidade e a tendência da série. Pode-se observar que a partir de 2009 parece haver uma tendência declinante, representada pela variável de linha *HPTREND01*, e uma volatilidade maior da série ao compararmos com o período anterior a este ano. Esse resultado sugere uma possível alteração na forma de condução da política fiscal, o que pode significar uma mudança do regime de política econômica ou, mais especificamente, do regime fiscal.

Com base nas considerações anteriores, vamos testar se há uma mudança de regime fiscal introduzindo, inicialmente, uma variável *dummy* tal que todos os valores mensais até dezembro de 2008 sejam iguais a zero e a partir de janeiro de 2009 iguais a um. Essa variável categórica denomina-se *D2009* e será inserida na mesma regressão da tabela 5. Se ela for estatisticamente significativa, então poderemos concluir que há evidências empíricas de uma mudança do regime fiscal adotado a partir de 2009 quando comparado com o período anterior. Vamos introduzir também uma variável interativa, resultante do produto entre a variável despesa do governo e a variável *dummy*, denominada *LDESP*D2009*. Caso tais variáveis não sejam estatisticamente significantes, introduziremos uma variável *dummy* para o ano de 2011, em que até dezembro de 2010 a série possui valor nulo e a partir de janeiro de 2011 ela passa a ter valor igual a 1.

Os resultados empíricos referentes à tabela 6 mostram que os coeficientes estimados das variáveis *D2009* e *LDESP*D2009* não são estatisticamente significantes. Isto quer dizer que não há evidências empíricas de que houve uma mudança de regime a partir de 2009. Os resíduos são estacionários com base na estatística ADF (-4,984) contra um valor crítico de -2,881 ao nível de 5% de significância. O resultado é validado pelo teste PP.

TABELA 6
Variável dependente: *LREC* – teste de cointegração (dados a partir de 2009)

Variáveis	Coefficiente	Estatística <i>t</i>	<i>p</i> -valor
<i>CTE</i>	1,350 (0,449)	33,005	0,0031
<i>LDESP</i>	0,873 (0,042)	20,621	< 0,0001
<i>D2009</i>	0,016 (0,074)	0,225	0,822
<i>LDESP*D2009</i>	-0,156 (0,822)	-0,189	0,849
Estatísticas			
R2	0,939	<i>DW</i>	2,101
Estatística <i>F</i>	777,658	Prob. Est. <i>F</i>	< 0,0001

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão.

Os resultados empíricos apresentados na tabela 7 mostram que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ao nível de 5%. A variável *dummy D2011* mostra um coeficiente estimado no valor de 2,71. Isso evidencia que a partir de 2011 o intercepto da regressão muda de 1,561 para 4,312 (1,561+2,751). A variável interativa *LDESP*D2011* demonstra um coeficiente estimado no valor de -0,232. Isto significa que a partir de 2011 o coeficiente angular da regressão muda

de 0,853 para 0,621 (0,853-0,232). A interpretação é que, na média, para todo o período considerado (de 2002 a 2014), para cada R\$ 1,00 de incremento da despesa do governo, a receita aumenta em R\$ 0,853. Especificamente para o período de 2011 a 2014, para cada R\$ 1,00 de incremento da despesa do governo, a receita aumenta em apenas R\$ 0,621. Este resultado nos dá evidências empíricas de que houve uma forte deterioração dos fundamentos da política fiscal no período de 2011 a 2014.

TABELA 7

Variável dependente: *LREC* – teste de cointegração (dados a partir de 2011)

Variáveis	Coefficiente	Estatística <i>t</i>	<i>p</i> -valor
<i>CTE</i>	1,561 (0,319)	4,884	< 0,0001
<i>LDESP</i>	0,853 (0,029)	28,659	< 0,0001
<i>D2011</i>	2,751 (1,291)	2,130	0,035
<i>LDESP*D2011</i>	-0,232 (0,112)	-2,062	0,041
Estatísticas			
<i>R2</i>	0,943	<i>DW</i>	2,091
Estatística <i>F</i>	845,044	Prob. Est. <i>F</i>	< 0,0001

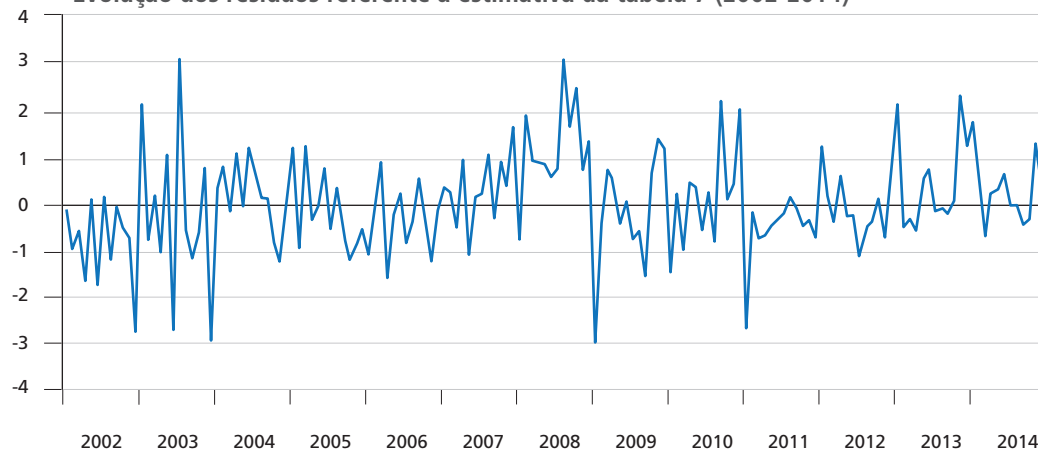
Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão.

Com base no teste de Wald, rejeita-se a hipótese nula de que o coeficiente de elasticidade estimado (0,853) é igual a 1 com uma probabilidade menor que 0,0001 e um valor do qui-quadrado de 24,35, confirmando o resultado-teste de hipótese da equação 1. Mais uma vez, encontram-se evidências empíricas de que a dívida não é solvente no longo prazo.

O gráfico 12 mostra a série dos resíduos referentes à regressão da tabela 7. O teste de raiz unitária ADF mostra uma estatística ADF no valor de -5,068 contra um valor crítico de -1,942 para um nível de significância de 5%. O teste PP confirma a estacionariedade dos resíduos.

GRÁFICO 12
Evolução dos resíduos referente à estimativa da tabela 7 (2002-2014)



Elaboração dos autores.

4.3 Técnica de cointegração de Johansen

A tabela 8 mostra a terceira abordagem via teste de cointegração de Johansen, com a apresentação de quatro modelos de cointegração. No apêndice A, tabela A.1, observa-se o teste de seleção de *lags* entre as séries *REC_* e *DESP_*. Os testes mostram que a seleção de nove defasagens é a mais adequada segundo quatro critérios.³ Com base na tabela A.2 do apêndice A, apenas quatro modelos atendem aos requisitos para o teste de cointegração pelos critérios das estatísticas do traço (*trace*) e do máximo autovalor (*max eigenvalue*). Pode-se observar que os quatro modelos apresentados evidenciam parâmetros de cointegração estatisticamente inferiores a 1, conforme teste de Wald apresentado também na tabela 8. Como a tendência é estatisticamente significativa, pode-se dizer que os modelos 3 e 4 apresentam modelos mais bem especificados. Tais modelos também apresentam os menores parâmetros de cointegração, em torno de 0,65. Isso significa que para cada R\$ 1,00 gasto pelo governo, arrecada-se apenas R\$ 0,65. Dessa forma, os resultados mostram que não há evidências empíricas de que a dívida pública no período analisado seja considerada solvente.

3. São eles: *sequential modified likelihood ratio test statistic* (LR), *final prediction error* (FPE), *Akaike information criterion* (AIC) e *Hannan-Quinn information criterion* (HQ), conforme tabela A.1 no apêndice A.

TABELA 8

Variável dependente: receitas – testes de cointegração de Johansen

Modelo 1: com intercepto e sem tendência na EC ¹ – tendência não determinística		Modelo 2: com intercepto e sem tendência na EC ¹ – tendência linear nos dados		Modelo 3: com intercepto e tendência na EC ¹ – tendência linear nos dados		Modelo 4: com intercepto e tendência na EC ¹ – tendência quadrática nos dados	
Variáveis	Coefficiente	Variáveis	Coefficiente	Variáveis	Coefficiente	Variáveis	Coefficiente
<i>DESP</i> _	-0,930 (0,040) [-23,100]	<i>DESP</i> _	-0,9219 (0,0331) [-27,891]	<i>DESP</i> _	-0,654 (0,104) [-6,299]	<i>DESP</i> _	-0,665 (0,103) [-6,431]
Intercepto	-7434,175 (2183,92) [-3,404]	Intercepto	-2.453,98	Intercepto	-7.791,912	Intercepto	-6.634,767
				Tendência	-153,855 (57,601) [-2,671]	Tendência	-159,175
Teste de Wald ²							
Qui-quadrado	<i>p</i> -valor	Qui-quadrado	<i>p</i> -valor	Qui-quadrado	<i>p</i> -valor	Qui-quadrado	<i>p</i> -valor
2.22E+29	< 0,00001	2.63E+29	< 0,00001	6.56E+28	< 0,00001	8.02E+28	< 0,00001

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ EC – equação de cointegração.

² *H*₀: coeficiente estimado da despesa igual a 1.

Obs.: 1. Os valores entre parênteses representam os erros-padrão, e os que estão entre colchetes, a estatística *t*.

2. Variável exógena: *D2011*.

3. Número de *lags* igual a 9.

A tabela 9 mostra o teste de causalidade de Granger com nove defasagens (*lags*), onde são testadas duas hipóteses. A primeira hipótese nula – despesa não causa, no sentido de Granger, a receita – não é aceita com uma estatística *F* no valor de 6,117 e um *p*-valor menor que 0,0001. A segunda hipótese nula – receita não causa, no sentido de Granger, despesa – não é marginalmente aceita com uma estatística *F* no valor de 1,666 e um *p*-valor de 0,10. Nesse sentido, pode-se dizer que *H*₀ é marginalmente rejeitada ao nível de significância de 10%. Os resultados empíricos mostram que as despesas causam, no sentido de Granger, as receitas do governo, e que as receitas causam, marginalmente, no mesmo sentido, as despesas do governo. Tais resultados indicam a possibilidade de bicausalidade entre receitas e despesas.

TABELA 9

Teste de causalidade de Granger

Hipótese nula	Estatística <i>F</i>	<i>p</i> -valor
<i>DESP</i> _ não causa, no sentido de Granger, <i>REC</i> _	6,1170	3,9E-07
<i>REC</i> _ não causa, no sentido de Granger, <i>DESP</i> _	1,6660	0,1037

Elaboração dos autores.

Obs.: Número de *lags* igual a 9.

5 MODELO DE PREVISÃO DE GASTOS E RECEITAS DO GOVERNO CENTRAL

Esta seção tem como objetivo fazer um exercício de previsão das receitas e dos gastos do governo central. Para tal, fazemos uso do MFD. É comum termos a situação de um modelo econométrico em que um vetor de variáveis dependentes Y é função de conjunto de variáveis explicativas ou exógenas X . Uma deficiência que se observa nesse tipo de abordagem é que quando se efetua um exercício de previsão do vetor Y , existe a necessidade de se conhecer ou postular de antemão a trajetória futura do conjunto de variáveis exógenas para o horizonte da previsão.⁴ Assim, a exigência de se ter de projetar o comportamento futuro de uma variável objetivando a previsão de outra contribui para ampliar o componente de incerteza no modelo.

Foi nesse sentido que Mendonça e Medrano (2015) estimaram o MFD para prever a arrecadação tributária no Brasil. Por ser um modelo que permite incorporar um grande número de variáveis endógenas, para se efetuar o exercício de previsão MFD não se faz necessário estabelecer a trajetória futura de qualquer variável.

Outro ponto importante é que o uso do MFD permite percepções importantes por meio da redução de dimensionalidade – isto é, de aumento no grau de agregação – do modelo. Se, de algum modo, a informação contida nas relações entre os vários tributos puder ser passada para um conjunto menor de variáveis, nossa habilidade de identificar a “verdadeira” estrutura dos dados será melhor. Com efeito, quanto menor for a dimensionalidade do modelo mais fácil será entendê-lo.

Diferentemente do que em geral é feito na literatura (Sáfadi e Pena, 2007), o componente sazonal das diferentes séries é modelado endogenamente, permitindo obter um melhor ajustamento e previsões mais precisas sobre a dinâmica futura dos impostos. Aplicamos, finalmente, procedimentos de inferência bayesiana – Kim e Nelson (1999), West e Harrison (1997), Carter e Kohn (1994), Gamerman e Lopes (2006), entre outros – que, entre outras vantagens, permitem resultados mais confiáveis em contextos em que a dimensão temporal da base de dados é pequena em relação ao

4. Por exemplo, costuma-se usar o PIB como fato gerador da carga tributária bruta (CTB) (Mendonça, Medrano e Sachsida, 2011). Portanto, temos que projetar os valores futuros do PIB para prever a trajetória futura da CTB.

espaço da dimensionalidade dos parâmetros – entre outras dificuldades, dificilmente tratáveis por meio de procedimentos frequencistas (Gelman *et al.*, 2003, p. 696). A seguir, apresentamos o MFD. Detalhes específicos acerca do procedimento de estimação do modelo e previsão aparecem no apêndice C.

5.1 MFD

O modelo fatorial pertence à classe de modelos de variáveis latentes, que são ferramentas importantes para a análise de dados multivariados. Uma razão dessa importância é a redução de dimensionalidade que proporcionam. Em um conjunto grande de variáveis, é natural a possibilidade de existir alta colinearidade entre elas, pois existem apenas algumas fontes de informação comuns contidas nos dados. Se, de algum modo, a informação presente nas inter-relações de muitas variáveis puder ser passada, com boa aproximação, para um conjunto muito menor, a habilidade de ver a estrutura nos dados será melhor. O objetivo da análise fatorial é reduzir as dimensões de modo que sejam apenas usadas as fontes de informação mais importantes. A ideia é que a informação contida nas variáveis que são mais correlacionadas pode ser mapeada por um subconjunto menor de variáveis latentes denominado fator. Os fatores devem ser não correlacionados, pois representam fontes independentes de informação. A redução de dimensionalidade aumenta a eficiência computacional resultante dessa redução e da ausência de correlação. Dado que os fatores são ortogonais, sua matriz de covariância não condicional é diagonal.

Além disso, essa redução de dimensionalidade faz com que os modelos fatoriais sejam parcimoniosos quando comparados com outros que analisam dados multivariados, sem proporcionar essa redução de dimensionalidade, como os modelos de vetores autorregressivos (VAR) (Hamilton, 1993), que são muito usados na literatura econométrica e lidam melhor quando o conjunto de variáveis é restrito.⁵ Como foi dito, o objetivo da análise fatorial é descrever a variabilidade original do vetor aleatório em um número menor de variáveis aleatórias (fatores) não correlacionadas. Assim, um modelo fatorial pode ser representado por:

$$y_t = \beta f_t + e_t, \quad e_t \sim N(0, \Sigma). \quad (1)$$

5. Mais detalhes a respeito das vantagens do uso de modelos fatoriais podem ser encontrados em Bartholomew (1987).

Onde y_t, f_t e e_t são vetores de dimensão m, k, m . Os fatores são independentes de modo que o vetor de fatores f_t tem distribuição $f_t \sim N(0, I_k)$, onde $\Sigma = \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_m^2)$. Os vetores e_t e f_s são independentes para todo t e s . β é a matriz de carga $m \times k$ dos fatores. Assim, sendo a variância de y_t condicionada a β e Σ , temos:

$$V(y_t | \beta, \Sigma) = \beta' \Sigma \beta + \Sigma. \quad (2)$$

5.1.1 Explicitação do MFD

Suponha m variáveis relacionadas que obedecem à distribuição normal multivariada denotada por $N(0, \Omega)$, onde Ω denota uma matriz $m \times m$ não singular de variância-covariância. Uma amostra aleatória de tamanho T é denotada por $\{y_t, t = 1, \dots, T\}$. O modelo utilizado neste estudo é dado por:

$$y_t = \beta f_t + S_t + e_t, \quad e_t \sim N(0, \Sigma) \quad (3)$$

$$f_t = \Gamma_1 f_{t-1} + \Gamma_2 f_{t-2} + \dots + \Gamma_p f_{t-p} + w_t, \quad w_t \sim N(0, \Lambda) \quad (4)$$

Onde y_t, f_t, e_t e w_t são vetores de dimensão m, k, m e k , respectivamente, β é uma matriz $m \times k$, $\Gamma_i = \text{diag}(\gamma_{i1}, \gamma_{i2}, \dots, \gamma_{ik})$, $i = 1, \dots, p$, $\Sigma = \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_m^2)$ e $\Lambda = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k)$.

Para algum inteiro positivo específico $k \leq m$, o modelo supracitado relaciona cada y_t com um vetor k -dimensional de variáveis aleatórias f_t , os fatores comuns, que obedecem a uma estrutura autorregressiva $AR(p)$. Temos ainda um componente sazonal $S_t = (S_{1t} \ S_{2t} \ \dots \ S_{mt})^T$ (West e Harrison, 1997), de forma que:

$$S_{it} = \sum_{j=1}^6 \left[a_{ij} \text{sen} \left(\frac{2\pi jt}{12} \right) + b_{ij} \cos \left(\frac{2\pi jt}{12} \right) \right] = \varphi_i X_t. \quad (5)$$

Onde:

$$X_t = \left(\text{sen} \left(\frac{2\pi t}{12} \right) \ \text{sen} \left(\frac{2\pi 2t}{12} \right) \ \dots \ \text{sen} \left(\frac{2\pi 6t}{12} \right) \ \cos \left(\frac{2\pi t}{12} \right) \ \cos \left(\frac{2\pi 2t}{12} \right) \ \dots \ \cos \left(\frac{2\pi 6t}{12} \right) \right)^T$$

$$E \varphi_i = (a_{i1} \ a_{i2} \ \dots \ a_{i6} \ b_{i1} \ b_{i2} \ \dots \ b_{i6}), \text{ para } i = 1, \dots, m.$$

Em problemas práticos, especialmente para valores grandes de m , o número de fatores k será pequeno quando comparado com m , de tal modo que muito da estrutura de variância-covariância é explicado pelos fatores comuns. As variâncias idiossincráticas σ_i^2 medem a variabilidade residual em cada uma das variáveis dos dados, uma vez que a contribuição dos fatores já foi considerada.

5.1.2 Restrições no modelo fatorial

Um modelo com k fatores deve apresentar alguma restrição para ser definido como um modelo único, não apresentando problemas de identificação. Há várias maneiras de identificar o modelo adicionando restrições no β . Optou-se por seguir, aqui, a alternativa usada em Geweke e Zhou (1996) e Aguilar e West (2000), entre outros, ao restringir β de modo que seja uma matriz de bloco triangular inferior, assumindo ser de posto completo, com elementos da diagonal principal iguais a 1, como apresentado adiante:

$$\beta = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \beta_{2,1} & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & 0 \\ \beta_{k,1} & \beta_{k,2} & \beta_{k,3} & \cdots & 1 \\ \beta_{k+1,1} & \beta_{k+1,2} & \beta_{k+1,3} & \cdots & \beta_{k+1,k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \beta_{m,1} & \beta_{m,2} & \beta_{m,3} & \cdots & \beta_{m,k} \end{pmatrix}.$$

A restrição exposta anteriormente garante que β tenha posto completo k , resolvendo os problemas de identificação que surgem pela invariância do modelo sob mudanças de locação da matriz β . Ao mesmo tempo, garante que o número de parâmetros livres no tempo t na representação fatorial não exceda os $m(m+1)/2$ parâmetros de Ω não restrito. Além de resolver os problemas de identificação, essa estrutura de β influencia a interpretação dos fatores e pode impactar no ajuste do modelo e na escolha do k em particular, mas não tem impacto nas previsões, pois as variâncias e covariâncias entre as séries são independentes da decisão de modelagem.

5.1.3 Especificação das distribuições *a priori*

Para completar a especificação do nosso modelo, deve-se atribuir classes de distribuições *a priori* para os parâmetros \underline{f}_0 , $\underline{\beta}$, $\underline{\Gamma}_i$, $i = 1, \dots, p$, $\underline{\Sigma}$, $\underline{\Lambda}$ e $\underline{\varphi}_i$, $i = 1, \dots, m$. As distribuições utilizadas são:

- vetor de fatores comuns inicial, $\underline{f}_0 \sim N(\underline{m}_0, \underline{C}_0)$;
- elementos não nulos da matriz de cargas $\underline{\beta}$, $\beta_{ij} \sim N(\mu_0, V_0)$ para $i > j$;
- elementos da matriz diagonal de variância-covariância $\underline{\Sigma}$, $\sigma_i^2 \sim IG\left(\frac{n_\sigma}{2}, \frac{n_\sigma S_\sigma}{2}\right)$, para $i = 1, \dots, m$;
- elementos das matrizes diagonais dos coeficientes autorregressivos $\underline{\Gamma}_1, \underline{\Gamma}_2, \dots, \underline{\Gamma}_p$, $\gamma_{ij} \sim N(m_r, S_r)$, para $i = 1, \dots, p, j = 1, \dots, k$;
- elementos da matriz diagonal de variância-covariância $\underline{\Lambda}$, $\lambda_j \sim IG\left(\frac{n_\lambda}{2}, \frac{n_\lambda S_\lambda}{2}\right)$, $j = 1, \dots, k$; e
- elementos dos vetores de coeficientes sazonais $\underline{\varphi}_1, \underline{\varphi}_2, \dots, \underline{\varphi}_m$, $a_{ij} \sim N(m_s, C_s)$ e $b_{ij} \sim N(m_s, C_s)$, para $i = 1, \dots, m$ e $j = 1, \dots, 6$.

5.1.4 Método MCMC⁶ para o modelo fatorial com k fatores

Nosso objetivo é obter as distribuições *a posteriori* dos parâmetros do modelo, assim como fazer inferência sobre o processo fatorial $\{f_t : t = 1, 2, \dots, T\}$. Como uma solução exata requer o cálculo de integrais intratáveis do ponto de vista analítico, vamos usar o método do amostrador de Gibbs para obter uma aproximação das distribuições *a posteriori* de interesse. Essas distribuições *a posteriori* completas e necessárias para implementar o algoritmo do MCMC se encontram no apêndice C.⁷

5.1.5 Previsão do MFD com componente sazonal

Nesta subseção, será descrita a metodologia para previsão h passos à frente, para um modelo de ordem de defasagem $p = 1$ (que será o valor adotado nas análises da seção 6). A extensão para $p > 1$ ocorre de forma simples e se encontra descrita no apêndice C. O interesse aqui é na densidade preditiva h passos à frente representada por:

6. Métodos de Monte Carlo via Cadeias de Markov (Markov Chain Monte Carlo – MCMC).

7. Para mais informações sobre como calcular essas condicionais completas no contexto de modelos fatoriais, indicamos Kim e Nelson (1999).

$$p(\underline{y}_{t+h} | \mathbf{y}) = \int p(\underline{y}_{t+h} | \underline{f}_{t+h}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varphi}, \Theta) p(\underline{f}_{t+h} | \underline{f}_t, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varphi}, \Theta) p(\underline{f}_t, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varphi}, \Theta | \mathbf{y}) d\underline{f}_{t+h} d\underline{f}_t d\boldsymbol{\beta} d\boldsymbol{\varphi} d\Theta \quad (6)$$

Onde:

$$\Theta = (\boldsymbol{\sigma}, \boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\gamma}), \quad \boldsymbol{\sigma} = (\sigma_1, \dots, \sigma_m), \quad \boldsymbol{\gamma} = (\gamma_{11}, \dots, \gamma_{1k}), \quad \boldsymbol{\lambda} = (\lambda_1, \dots, \lambda_k),$$

$$(\underline{y}_{t+h} | \underline{f}_{t+h}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varphi}, \Theta) \sim N(\boldsymbol{\beta} \underline{f}_{t+h} + \boldsymbol{\varphi} X_{t+h}, \boldsymbol{\Sigma}) \text{ e } (\underline{f}_{t+h} | \underline{f}_t, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\sigma}) \sim N(\underline{\mu}_h, \mathbf{V}_h).$$

$$\text{Com } \underline{\mu}_h = \boldsymbol{\Gamma}_1^h \underline{f}_t \text{ e } \mathbf{V}_h = \sum_{k=1}^h \boldsymbol{\Gamma}_1^{k-1} \boldsymbol{\Lambda} (\boldsymbol{\Gamma}_1^{k-1})^T, \text{ para } h > 0.$$

Portanto, se $\{(\boldsymbol{\beta}^{(1)}, \underline{f}_t^{(1)}, \boldsymbol{\varphi}^{(1)}, \Theta^{(1)}), \dots, (\boldsymbol{\beta}^{(M)}, \underline{f}_t^{(M)}, \boldsymbol{\varphi}^{(M)}, \Theta^{(M)})\}$ é uma amostra de $p(\underline{f}_t, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varphi}, \Theta | \mathbf{y})$, basta gerar uma amostra de tamanho M de $(\underline{f}_{t+h} | \underline{f}_t, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varphi}, \Theta)$, isto é, gerar $\{(\underline{f}_{t+h}^{(1)}), \dots, (\underline{f}_{t+h}^{(M)})\}$, de modo que $\hat{p}(\underline{y}_{t+h} | \mathbf{y}) = M^{-1} \sum_{j=1}^M p(\underline{y}_{t+h} | \underline{f}_{t+h}^{(j)}, \boldsymbol{\beta}^{(j)}, \boldsymbol{\varphi}^{(j)}, \Theta^{(j)})$ seja uma aproximação de Monte Carlo para $p(\underline{y}_{t+h} | \mathbf{y})$. Analogamente, uma amostra $\{\underline{y}_{t+h}^{(1)}, \dots, \underline{y}_{t+h}^{(M)}\}$ de $p(\underline{y}_{t+h} | \mathbf{y})$ é obtida apresentando $\underline{y}_{t+h}^{(j)}$ de $p(\underline{y}_{t+h} | \underline{f}_{t+h}^{(j)}, \boldsymbol{\beta}^{(j)}, \boldsymbol{\varphi}^{(j)}, \Theta^{(j)})$, para $j = 1, \dots, M$.

6 BASE DE DADOS E RESULTADOS

Nossa base de dados é composta pelas receitas e despesas do governo central administrada pela STN e também disponibilizada no *site* do BCB. Os dados são mensais e se referem ao período entre dezembro de 2006 e agosto de 2015.

As receitas e as despesas são discriminadas a seguir: receita tributária; receita da previdência; despesa total; despesa do Tesouro – transferência do Tesouro ao BCB; despesa de benefícios previdenciários; despesa de custeio e capital; despesa de transferência para estados e municípios; e despesa de pessoal e encargos pessoais.

Antes de apresentar os resultados obtidos, é importante tecer algumas considerações. Além das receitas e das despesas já listadas, foram incluídas no conjunto de variáveis do MFD algumas variáveis do cenário macroeconômico que julgamos correlacionadas aos gastos e às receitas e, portanto, capazes de adicionar capacidade

preditiva ao modelo. Desse modo, após uma seleção parcimoniosa, consideramos incluir um conjunto de variáveis macroeconômicas⁸ composto por:

- PIB a preços correntes;
- taxa de câmbio R\$/US\$;
- taxa básica de juros – Selic;
- componentes da dívida bruta;
- índice de preços ao consumidor amplo (IPCA);
- necessidade de financiamento do setor público;
- dívida externa;
- resultado primário;
- juros sobre a dívida interna;
- concessões de crédito do Tesouro às instituições federais; e
- base monetária.

De modo a avaliar a capacidade preditiva do modelo p passos à frente fora da amostra, usamos diversos tipos de critérios, tais como o erro quadrático médio (EQM),⁹ o desvio absoluto médio (DAM),¹⁰ o erro percentual absoluto médio (*mean absolute percentage error* – Mape),¹¹ o erro percentual médio (*mean percentage error* – MPE) e o erro acumulado percentual (erro %). Quando o objetivo específico se trata de checar a *performance* do modelo fora da amostra, ou seja, quando o objetivo é previsão, a literatura econométrica não dispensa muita discussão. Diferentemente, existem diversos critérios concorrentes quando o propósito é avaliar o desempenho do modelo dentro da amostra.¹² Em geral, o critério EQM é comumente mencionado na literatura econométrica teórica

8. Todas as séries estão disponíveis no *site* do BCB.

9. $EQM = N^{-1} \sum_{i=1}^N \tilde{e}_i^2$.

10. $DAM = \frac{1}{n} \sum_{j=T+1}^n |e_j|$.

11. $MAPE = \left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{|e_j|}{y_j} \right] \times 100$.

12. Os critérios de informação de Akaike, teste de razão de verossimilhança, Hannan-Quinn e Schwarz Bayesiano são exemplos de critérios de escolha de modelos dentro da amostra (Lutkepohl, 2007).

(Stock e Watson, 1999; Lutkepohl, 2007; Hamilton, 1993) quando o objetivo específico é checar a capacidade preditiva do modelo.

A utilização do erro de previsão acumulado no período como critério de escolha entre modelos se deve ao fato de ter parecido, a esses autores, uma boa opção, pois este é um critério adotado pelos órgãos responsáveis em acompanhar a arrecadação tributária no Brasil, a exemplo da Secretaria de Política Econômica (SPE). Isso se explica pelo fato de estarem interessados na previsão de arrecadação acumulada para o ano inteiro. Nesse caso, um erro de previsão positivo pode compensar outro negativo, de modo que eles se anulam ao final do período.

No apêndice C são apresentadas as tabelas e os gráficos dos resultados da previsão dos modelos de receitas e despesas do governo central. A previsão é feita para três anos e vai de setembro de 2015 a agosto de 2018.

A tabela C.1 no apêndice C mostra a evolução dos valores preditos das receitas do governo central (*RCGOVCT*) de setembro de 2015 a agosto de 2018. Pode-se observar, considerando também o gráfico C.2 no apêndice C, que a receita do governo central começa com um valor em setembro de 2015 de R\$ 121 bilhões e alcança R\$ 117 bilhões em julho de 2018. Há, portanto, uma previsão de queda de arrecadação no período considerado. Na tabela C.1 observa-se também os valores preditos das receitas tributárias (*RCTTRIB*), das receitas do Tesouro (*RCTSTOT*) e da previdência (*PREV*).

A tabela C.2 no apêndice C mostra a evolução dos valores preditos da despesa total do governo central (*DESPTOT*) de setembro de 2015 a agosto de 2018. Pode-se observar, considerando também o gráfico C.4 no apêndice C, que a despesa total do governo central começa com um valor em setembro de 2015 de R\$ 137 bilhões e alcança R\$ 163 bilhões em julho de 2018. Há, portanto, uma previsão de aumento das despesas no período considerado. Pode-se observar também que os componentes da despesa total apresentam tendência de elevação, como a despesa do Tesouro (gráfico C.5), as transferências a estados e municípios (gráfico C.6), o custeio e capital (gráfico C.7), os benefícios da previdência (gráfico C.8) e o pessoal e encargos sociais (gráfico C.9).

A combinação de elevação das despesas preditas e redução das receitas preditas conduz a um cenário de trajetória explosiva da dívida pública.

7 CONCLUSÕES

Os resultados deste trabalho mostram alguns aspectos relevantes. Com base em uma análise descritiva dos fatores condicionantes da variação da DLSP/PIB no período de 2002 a 2014, parece haver uma mudança no regime fiscal no período analisado de 2011 a 2014 comparativamente ao período anterior de 2002 a 2010. Existem indícios de que no primeiro período (de 2002 a 2010) havia um maior comprometimento de uma política fiscal compatível com a sustentabilidade da dívida pública. Um segundo resultado mostra que os créditos concedidos ao Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) têm um papel relevante para a expansão dos créditos internos. Tais créditos são ativos que, quando abatidos da dívida bruta do governo geral (DBGG), explicam em grande parte a queda da dívida líquida do governo geral (DLGG). Esse resultado é relevante ao mostrarmos evidências empíricas de que a DBGG causa, no sentido de Granger, a DLGG.

Propomos um indicador de DLSP/PIB que inclui a Petrobras, a Eletrobras e os restos a pagar. A evolução deste indicador mostra que não houve uma redução da dívida líquida em relação ao PIB tão acentuada como mostram os indicadores usuais.

Utilizamos três testes distintos de cointegração usando as séries de despesas e receitas governamentais, visando checar a solvência da dívida pública. Os resultados não mostram evidências empíricas de que a dívida pública é solvente no longo prazo.

Por fim, com base na aplicação do MFD, foi feita a previsão das receitas e das despesas do governo central utilizando-se dados mensais para o período de dezembro de 2006 a agosto de 2015. O horizonte de previsão é de 36 meses. Verificou-se que o resultado primário pode sofrer grave deterioração, uma vez que os valores preditos até agosto de 2018 tendem a diminuir em relação às receitas, enquanto para as despesas a tendência é de crescimento. Isso implica mais um fator de restrição à solvência da dívida pública.

REFERÊNCIAS

- AGUILAR, O.; WEST, M. Bayesian dynamic factor models and portfolio allocation. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 18, n. 3, p. 338-357, 2000.
- AHMED, S.; ROGERS, J. Government budget deficits and trade deficits: are present value constraints satisfied in long-term data? **Journal of Monetary Economics**, v. 36, p. 351-374, 1995.
- BARTHOLOMEW, D. J. **Latent variable models and factor analysis**. London: Charles Griffin, 1987.
- BOHN, H. Does budget balance through revenue or spending adjustments? **Journal of Monetary Economics**, p. 333-359, 1991.
- BRASIL. Secretaria do Tesouro Nacional. **Relatório de gestão fiscal 2015**. Brasília, 2015.
- CARTER, C. K.; KOHN, R. On Gibbs sampling for state space models. **Biometrika**, v. 81, n. 3, p. 541-553, 1994.
- GAMERMAN, D.; LOPES, H. F. **Markov chain Monte Carlo: stochastic simulation for Bayesian inference**. London: Chapman & Hall, 2006.
- GELMAN, A. *et al.* **Bayesian data analysis**. 3. ed. London: Chapman & Hall/CRC, 2003.
- GEWEKE, J.; ZHOU, G. Measuring the pricing error of the arbitrage pricing theory. **The Review of Financial Studies**, v. 9, n. 2, p. 557-587, 1996.
- HAKKIO, C. S.; RUSH, M. Is the budget deficit “too large”? **Economic Inquiry**, v. 29, n. 3, p. 429-445, 1991.
- HAMILTON, J. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- HAUG, A. A cointegration and government borrowing constraints: evidence for the United States. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 9, p. 97-101, 1991.
- HILL, R. C., GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. **Undergraduate econometrics**. New York: John Wiley, 1997.
- KIM, C. J.; NELSON, C. R. **State-space models with regime switching**. Massachusetts: The MIT Press, 1999.
- LUTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer-Verlag, 2007.
- MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A. T. **Aplicação do modelo fatorial dinâmico para previsão da receita tributária no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2015. (Texto para Discussão, n. 2064).

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

SÁFADI, T.; PENA, D. Bayesian analysis of dynamic factor models: an application to air pollution and mortality in São Paulo, Brazil. **Environmetrics**, v. 19, n. 6, p. 582-601, 2007.

STOCK, J.; WATSON, M. Forecasting inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, p. 293-335, 1999.

TANNER, E.; LIU, P. Is the budget deficit “too large?” Some further evidence. **Economic Inquiry**, v. 32, n. 3, p. 511-518, 1994.

TREHAN, B.; WALSH, C. E. Common trends, intertemporal balance, and revenue smoothing. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 425-444, 1988.

_____. Testing intertemporal budget constraints: theory and application to U.S. federal budget and current account deficits. **Journal of Money Credit**, v. 23, n. 6, p. 206-223, 1991.

WEST, M.; HARRISON, J. **Bayesian forecasting and dynamic models**. 2nd ed. New York: Springer, 1997.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FRUWIRTH-SCHMATTER, S. Data augmentation and dynamic linear models. **Journal of Time Series Analysis**, v. 15, n. 2, p. 183-202, 1994.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. **Growth in a time of debt**. Cambridge: NBER, 2010. (NBER Working Paper, n. 15639).

APÊNDICE A

TABELA A.1
Teste de seleção do número de defasagens (*lags*)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3211.721	NA	4.51e+16	44.02358	44.06445	44.04019
1	-2949.028	514.5904	1.30e+15	40.47984	40.60245	40.52966
2	-2930.155	36.45410	1.06e+15	40.27610	40.48045*	40.35913
3	-2922.872	13.86807	1.02e+15	40.23112	40.51722	40.34737
4	-2920.202	5.011246	1.04e+15	40.24934	40.61718	40.39880
5	-2909.478	19.83070	9.45e+14	40.15724	40.60682	40.33991
6	-2897.548	21.73643	8.48e+14	40.04860	40.57993	40.26449
7	-2891.346	11.12838	8.23e+14	40.01844	40.63151	40.26755
8	-2886.421	8.703699	8.13e+14	40.00577	40.70058	40.28809
9	-2868.738	30.76315*	6.75e+14*	39.81833*	40.59489	40.13387*
10	-2867.607	1.936346	7.03e+14	39.85764	40.71593	40.20638

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. (*) indicates lag order selected by the criterion.

2. Endogenous variables: REC_DESP...; Exogenous variables: C.

3. LR: sequential modified likelihood ratio test statistic (each test at 5% level); FPE: final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion.

TABELA A.2
Número de relações de cointegração

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	1	1	2
Max-Eig	2	2	1	1	2

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Nível de confiança: 5% (0.05 level). Critical values based on Mackinnon, J. G.; Haug, A. A.; Michelis, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, p. 563-577, 1999.

2. Series: Rec_Desp...

3. Lags interval: 1 to 7.

TABELA A.3
Vetor de correção de erro: modelo 1

Cointegrating Eq:	CointEq1	
REC_(-1)	1.000000	
DESP_(-1)	-0.930337	
	(0.04276)	
	[-21.7559]	
C	-7434.175	
	(2191.09)	
	[-3.39291]	
Error Correction:	D(REC_)	D(DESP_)
CointEq1	-0.513914	-0.210707
	(0.09923)	(0.18491)
	[-5.17916]	[-1.13954]
D(REC_(-1))	-0.111718	-0.100186
	(0.09688)	(0.18053)
	[-1.15315]	[-0.55494]
D(REC_(-2))	-0.098939	0.085285
	(0.09592)	(0.17874)
	[-1.03152]	[0.47715]
D(REC_(-3))	-0.071040	0.319971
	(0.08858)	(0.16507)
	[-0.80197]	[1.93843]
D(REC_(-4))	-0.321000	0.446877
	(0.08704)	(0.16219)
	[-3.68808]	[2.75526]
D(REC_(-5))	-0.049122	0.221536
	(0.09523)	(0.17746)
	[-0.51581]	[1.24836]
D(REC_(-6))	0.071156	0.203059
	(0.09068)	(0.16899)
	[0.78466]	[1.20163]
D(REC_(-7))	0.029867	0.236726
	(0.09009)	(0.16787)
	[0.33153]	[1.41014]
D(REC_(-8))	-0.171745	0.305600
	(0.08654)	(0.16127)
	[-1.98454]	[1.89499]
D(REC_(-9))	0.061615	0.181446
	(0.07874)	(0.14672)
	[0.78255]	[1.23668]

(Continua)

(Continuação)

Error Correction:	D(REC_)	D(DESCP_)
D(DESCP_(-1))	-0.455999 (0.10866) [-4.19640]	-1.222954 (0.20249) [-6.03953]
D(DESCP_(-2))	-0.566015 (0.13020) [-4.34743]	-1.005859 (0.24261) [-4.14593]
D(DESCP_(-3))	-0.648476 (0.14633) [-4.43161]	-0.996458 (0.27268) [-3.65432]
D(DESCP_(-4))	-0.607133 (0.15316) [-3.96400]	-0.951867 (0.28541) [-3.33508]
D(DESCP_(-5))	-0.462416 (0.15008) [-3.08117]	-0.686628 (0.27966) [-2.45518]
D(DESCP_(-6))	-0.291843 (0.13696) [-2.13085]	-0.245446 (0.25522) [-0.96170]
D(DESCP_(-7))	-0.302452 (0.11764) [-2.57102]	0.131429 (0.21922) [0.59955]
D(DESCP_(-8))	-0.346127 (0.09756) [-3.54784]	0.080389 (0.18180) [0.44219]
D(DESCP_(-9))	-0.028451 (0.06476) [-0.43931]	-0.100227 (0.12068) [-0.83049]
D2011	1822.725 (757.915) [2.40492]	3090.595 (1412.34) [2.18827]
R-squared	0.565011	0.583531
Adj. R-squared	0.499417	0.520730
Sum sq. resids	1.61E+09	5.57E+09
S.E. equation	3569.177	6651.020
F-statistic	8.613802	9.291757
Log likelihood	-1390.704	-1481.579
Akaike AIC	19.32471	20.56958
Schwarz SC	19.73342	20.97829
Mean dependente	468.3098	500.9687
S.D. dependente	5044.638	9607.227

(Continua)

(Continuação)

Error Correction:	D(REC_)	D(DESCP_)
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.64E+14
Determinant resid covariance		4.20E+14
Log likelihood		-2872.282
Akaike information criterion		39.93537
Schwarz criterion		40.81411

Elaboração dos autores.

Obs.: Erro-padrão () e estatística t [].

TABELA A.4
Vetor de correção de erro: modelo 2

Cointegrating Eq:	CointEq1	
REC_(-1)	1.000000	
DESCP_(-1)	-0.921948	
	(0.03306)	
	(-27.8912)	
C	-2453.976	
Error Correction:	D(REC_)	D(DESCP_)
CointEq1	-0.590317	0.403522
	(0.14447)	(0.25879)
	(-4.08611)	(1.55925)
D(REC_(-1))	-0.038886	-0.683596
	(0.13898)	(0.24897)
	(-0.27979)	(-2.74572)
D(REC_(-2))	-0.028887	-0.482524
	(0.13630)	(0.24416)
	(-0.21194)	(-1.97630)
D(REC_(-3))	-0.002644	-0.229608
	(0.12897)	(0.23103)
	(-0.02050)	(-0.99386)
D(REC_(-4))	-0.257055	-0.068648
	(0.12369)	(0.22157)
	(-2.07818)	(-0.30982)
D(REC_(-5))	0.007067	-0.238706
	(0.12339)	(0.22104)
	(0.05727)	(-1.07994)
D(REC_(-6))	0.117930	-0.187292
	(0.11247)	(0.20148)
	(1.04852)	(-0.92960)
D(REC_(-7))	0.071314	-0.108629
	(0.10765)	(0.19283)
	(0.66249)	(-0.56334)

(Continua)

(Continuação)

Error Correction:	D(REC_)	D(DES_)
D(REC_(-8))	-0.140125 (0.09740) (-1.43866)	0.044606 (0.17448) (0.25566)
D(REC_(-9))	0.080380 (0.08324) (0.96569)	0.025368 (0.14910) (0.17014)
D(DES_(-1))	-0.511543 (0.13599) (-3.76163)	-0.737978 (0.24360) (-3.02942)
D(DES_(-2))	-0.610424 (0.14656) (-4.16487)	-0.603567 (0.26255) (-2.29889)
D(DES_(-3))	-0.683983 (0.15658) (-4.36830)	-0.658535 (0.28048) (-2.34784)
D(DES_(-4))	-0.633372 (0.15905) (-3.98223)	-0.685368 (0.28491) (-2.40555)
D(DES_(-5))	-0.478463 (0.15257) (-3.13607)	-0.508752 (0.27330) (-1.86152)
D(DES_(-6))	-0.297490 (0.13736) (-2.16572)	-0.159314 (0.24606) (-0.64745)
D(DES_(-7))	-0.301516 (0.11747) (-2.56678)	0.157080 (0.21043) (0.74649)
D(DES_(-8))	-0.344769 (0.09746) (-3.53751)	0.095002 (0.17458) (0.54416)
D(DES_(-9))	-0.028644 (0.06480) (-0.44203)	-0.084872 (0.11608) (-0.73114)
C	2552.105 (606.229) (4.20980)	2819.271 (1085.96) (2.59611)
D2011	2059.100 (769.222) (2.67686)	2890.379 (1377.93) (2.09762)

(Continua)

(Continuação)

Error Correction:	D(REC_)	D(DESCP_)
R-squared	0.566672	0.616615
Adj. R-squared	0.497339	0.555274
Sum sq. resids	1.60E+09	5.13E+09
S.E. equation	3576.577	6406.848
F-statistic	8.173246	10.05217
Log likelihood	-1390.424	-1475.537
Akaike AIC	19.33458	20.50050
Schwarz SC	19.76373	20.92965
Mean dependent	468.3098	500.9687
S.D. dependent	5044.638	9607.227
Determinant Residual Covariance		3.85E+14
Log Likelihood		-2865.940
Akaike Information Criteria		39.86219
Schwarz Criteria		40.76136

Elaboração dos autores.

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

TABELA A.5
Vetor de correção de erro: modelo 3

Cointegrating Eq:	CointEq1	
REC_(-1)	1.000000	
DESCP_(-1)	-0.654168	
	(0.10386)	
	(-6.29864)	
@TREND(02:01)	-153.8553	
	(57.6019)	
	(-2.67101)	
C	-7791.912	
Error Correction:	D(REC_)	D(DESCP_)
CointEq1	-0.721958	0.107234
	(0.14856)	(0.27500)
	(-4.85987)	(0.38993)
D(REC_(-1))	0.056391	-0.454742
	(0.13936)	(0.25798)
	(0.40465)	(-1.76273)
D(REC_(-2))	0.042765	-0.268526
	(0.13369)	(0.24749)
	(0.31987)	(-1.08498)
D(REC_(-3))	0.053455	-0.052086
	(0.12594)	(0.23314)
	(0.42446)	(-0.22341)

(Continua)

(Continuação)

Error Correction:	D(REC_)	D(DESP_)
D(REC_(-4))	-0.213860 (0.12038) (-1.77649)	0.079346 (0.22285) (0.35605)
D(REC_(-5))	0.025220 (0.11878) (0.21232)	-0.118914 (0.21988) (-0.54080)
D(REC_(-6))	0.124463 (0.10743) (1.15858)	-0.077115 (0.19887) (-0.38777)
D(REC_(-7))	0.076323 (0.10294) (0.74141)	-0.007785 (0.19057) (-0.04085)
D(REC_(-8))	-0.135378 (0.09400) (-1.44012)	0.115240 (0.17402) (0.66222)
D(REC_(-9))	0.076606 (0.08076) (0.94856)	0.060845 (0.14950) (0.40698)
D(DESP_(-1))	-0.450809 (0.10574) (-4.26325)	-1.023648 (0.19575) (-5.22933)
D(DESP_(-2))	-0.557745 (0.12050) (-4.62858)	-0.883240 (0.22307) (-3.95948)
D(DESP_(-3))	-0.640186 (0.13282) (-4.82009)	-0.940308 (0.24587) (-3.82443)
D(DESP_(-4))	-0.602551 (0.13901) (-4.33450)	-0.952446 (0.25734) (-3.70112)
D(DESP_(-5))	-0.466263 (0.13810) (-3.37621)	-0.738779 (0.25565) (-2.88975)
D(DESP_(-6))	-0.297164 (0.12773) (-2.32643)	-0.339015 (0.23646) (-1.43370)
D(DESP_(-7))	-0.301488 (0.11082) (-2.72061)	0.026796 (0.20514) (0.13062)

(Continua)

(Continuação)

Error Correction:	D(REC_)	D(DESP_)
D(DESP_(-8))	-0.342652 (0.09263) (-3.69924)	0.001760 (0.17147) (0.01027)
D(DESP_(-9))	-0.029464 (0.06218) (-0.47386)	-0.137639 (0.11511) (-1.19576)
C	1683.406 (572.253) (2.94171)	3300.805 (1059.35) (3.11587)
D2011	3766.318 (880.506) (4.27745)	2984.628 (1629.99) (1.83107)
R-squared	0.586854	0.609633
Adj. R-squared	0.520751	0.547175
Sum sq. resids	1.52E+09	5.22E+09
S.E. equation	3492.293	6464.924
F-statistic	8.877835	9.760590
Log likelihood	-1386.942	-1476.854
Akaike AIC	19.28688	20.51855
Schwarz SC	19.71603	20.94770
Mean dependent	468.3098	500.9687
S.D. dependent	5044.638	9607.227
Determinant Residual Covariance		3.74E+14
Log Likelihood		-2863.769
Akaike Information Criteria		39.84615
Schwarz Criteria		40.76575

Elaboração dos autores.

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

TABELA A.6
Vetor de correção de erro: modelo 4

Cointegrating Eq:	CointEq1
REC_(-1)	1.000000
DESP_(-1)	-0.664834 (0.10337) (-6.43130)
@TREND(02:01)	-159.1754
C	-6634.767

(Continua)

(Continuação)

Error Correction:	D(REC_)	D(DESP_)
CointEq1	-0.721607 (0.15137) (-4.76733)	0.158770 (0.27926) (0.56854)
D(REC_(-1))	0.055991 (0.14199) (0.39432)	-0.501619 (0.26197) (-1.91483)
D(REC_(-2))	0.043164 (0.13590) (0.31761)	-0.308642 (0.25073) (-1.23099)
D(REC_(-3))	0.053534 (0.12833) (0.41716)	-0.092825 (0.23676) (-0.39207)
D(REC_(-4))	-0.213725 (0.12235) (-1.74677)	0.044308 (0.22573) (0.19628)
D(REC_(-5))	0.026077 (0.12007) (0.21719)	-0.143622 (0.22151) (-0.64837)
D(REC_(-6))	0.125917 (0.10830) (1.16264)	-0.093293 (0.19981) (-0.46691)
D(REC_(-7))	0.077660 (0.10377) (0.74840)	-0.023117 (0.19145) (-0.12075)
D(REC_(-8))	-0.134596 (0.09469) (-1.42142)	0.102200 (0.17470) (0.58501)
D(REC_(-9))	0.077214 (0.08119) (0.95106)	0.054411 (0.14978) (0.36326)
D(DESP_(-1))	-0.457951 (0.10821) (-4.23214)	-0.996796 (0.19963) (-4.99309)
D(DESP_(-2))	-0.565042 (0.12233) (-4.61917)	-0.867866 (0.22568) (-3.84555)
D(DESP_(-3))	-0.647723 (0.13457) (-4.81335)	-0.935034 (0.24827) (-3.76624)

(Continua)

(Continuação)

Error Correction:	D(REC_)	D(DES_)
	(0.14083)	(0.25982)
	(-4.32986)	(-3.68047)
D(DES_(-5))	-0.472207	-0.746524
	(0.13976)	(0.25784)
	(-3.37876)	(-2.89529)
D(DES_(-6))	-0.301765	-0.350558
	(0.12923)	(0.23841)
	(-2.33517)	(-1.47039)
D(DES_(-7))	-0.305061	0.013422
	(0.11213)	(0.20688)
	(-2.72053)	(0.06488)
D(DES_(-8))	-0.345362	-0.009471
	(0.09363)	(0.17275)
	(-3.68842)	(-0.05483)
D(DES_(-9))	-0.030895	-0.143285
	(0.06270)	(0.11567)
	(-0.49275)	(-1.23870)
C	2355.212	2129.586
	(873.653)	(1611.82)
	(2.69582)	(1.32123)
@TREND(02:01)	-7.282634	21.80880
	(12.7272)	(23.4806)
	(-0.57221)	(0.92880)
D2011	3638.017	1503.425
	(1251.97)	(2309.79)
	(2.90582)	(0.65089)
R-squared	0.586744	0.612173
Adj. R-squared	0.516757	0.546493
Sum sq. resids	1.52E+09	5.19E+09
S.E. equation	3506.813	6469.791
F-statistic	8.383634	9.320487
Log likelihood	-1386.962	-1476.378
Akaike AIC	19.30085	20.52572
Schwarz SC	19.75043	20.97530
Mean dependent	468.3098	500.9687
S.D. dependent	5044.638	9607.227
Determinant Residual Covariance		3.71E+14
Log Likelihood		-2863.315
Akaike Information Criteria		39.85363
Schwarz Criteria		40.79368

Elaboração dos autores.

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

APÊNDICE B

TABELA B.1
Correlograma dos resíduos da regressão da tabela 4

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.260	0.260	3.1204	0.077
		2 -0.05...	-0.13...	3.2709	0.195
		3 -0.24...	-0.21...	6.2167	0.102
		4 -0.21...	-0.11...	8.4952	0.075
		5 0.232	0.328	11.230	0.047
		6 0.073	-0.17...	11.507	0.074
		7 -0.00...	-0.04...	11.507	0.118
		8 -0.13...	-0.05...	12.561	0.128
		9 -0.14...	0.015	13.785	0.130
		1... 0.074	-0.00...	14.102	0.168
		1... -0.07...	-0.18...	14.403	0.211
		1... -0.02...	-0.00...	14.450	0.273
		1... -0.04...	0.033	14.564	0.335
		1... -0.04...	-0.03...	14.709	0.398
		1... 0.114	0.019	15.607	0.409
		1... 0.021	0.021	15.638	0.478
		1... 0.012	-0.00...	15.648	0.549
		1... -0.25...	-0.32...	20.683	0.296
		1... -0.11...	0.111	21.756	0.297
		2... -0.07...	-0.19...	22.284	0.325

Elaboração dos autores.

TABELA B.2
Correlograma dos resíduos da regressão da tabela 5

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.151	0.151	1.0567	0.304
		2 -0.00...	-0.02...	1.0568	0.590
		3 -0.10...	-0.10...	1.5668	0.667
		4 -0.12...	-0.09...	2.2827	0.684
		5 0.063	0.097	2.4864	0.779
		6 0.071	0.039	2.7502	0.839
		7 0.030	-0.00...	2.7996	0.903
		8 -0.07...	-0.08...	3.1150	0.927
		9 -0.12...	-0.07...	3.9945	0.912
		1... -0.02...	0.021	4.0189	0.946
		1... 0.006	-0.01...	4.0211	0.969
		1... -0.12...	-0.17...	4.9332	0.960
		1... -0.01...	0.016	4.9411	0.976
		1... -0.02...	0.003	4.9812	0.986
		1... -0.00...	-0.01...	4.9817	0.992
		1... 0.082	0.050	5.4661	0.993
		1... 0.046	0.030	5.6261	0.995
		1... -0.20...	-0.23...	8.7577	0.965
		1... -0.15...	-0.08...	10.693	0.934
		2... -0.13...	-0.10...	12.238	0.908

Elaboração dos autores.

APÊNDICE C

1 DESCRIÇÃO DO ALGORITMO MCMC¹ PARA O MFD

Neste apêndice descrevemos o procedimento bayesiano para estimação e previsão de um modelo fatorial dinâmico (MFD) do tipo introduzido na subseção 5.1.1. Neste caso, as equações 3 e 4 desta subseção podem ser colocadas numa estrutura de espaço de estados representada pelas equações C.1 e C.2 do seguinte modo:

$$y_t = F^E f_t + e_t^E \quad \text{C.1}$$

$$f_t^E = G^E f_{t-1}^E + w_t^E \quad \text{C.2}$$

Onde $e_t^E \sim N(0, \Sigma)$ e $w_t^E \sim N(0, Q^E)$:

$$G_{pkxp}^E = \begin{bmatrix} \Gamma_1 & \Gamma_2 & \dots & \Gamma_{p-1} & \Gamma_p \\ I_{kxk} & \underline{0}_{kxk} & \dots & \underline{0}_{kxk} & \underline{0}_{kxk} \\ \underline{0}_{kxk} & I_{kxk} & \dots & \underline{0}_{kxk} & \underline{0}_{kxk} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \underline{0}_{kxk} & \underline{0}_{kxk} & \dots & I_{kxk} & \underline{0}_{kxk} \end{bmatrix}, \quad f_t^E = \begin{bmatrix} \underline{f}_t \\ \underline{f}_{t-1} \\ \vdots \\ \underline{f}_{t-p+1} \end{bmatrix}, \quad w_t^E = \begin{bmatrix} w_t \\ \underline{0}_{kx1} \\ \vdots \\ \underline{0}_{kx1} \end{bmatrix},$$

$$Q_{pkxp}^E = \begin{bmatrix} \Lambda_{kxk} & \underline{0}_{kxk(p-1)} \\ \underline{0}_{k(p-1)xk} & \underline{0}_{k(p-1)xk(p-1)} \end{bmatrix}, \quad F_{mxpk}^E = [\beta_{mxk} \quad \underline{0}_{mxk} \quad \underline{0}_{mxk} \quad \dots \quad \underline{0}_{mxk}].$$

2 DISTRIBUIÇÕES A POSTERIORI COMPLETAS NECESSÁRIAS PARA A IMPLEMENTAÇÃO DO AMOSTRADOR DE GIBBS

Para $i = 1, \dots, k$, escreva $\beta_i = (\beta_{i1}, \dots, \beta_{ii})^T$, que são os elementos diferentes de zero. Para os restantes das linhas $i = k+1, \dots, m$, escreva $\beta_i = (\beta_{i1}, \dots, \beta_{ik})$. Similarmente, para $i = 1, \dots, k$, denote \mathbf{F}_i a matriz Txi contendo as primeiras i colunas

1. Monte Carlo via Cadeias de Markov (Markov Chain Monte Carlo – MCMC)

de \mathbf{F} , e para todo i seja \mathbf{y}_i a i -ésima coluna de \mathbf{y} e \mathbf{S}_i a i -ésima coluna de $(\mathbf{X}\phi^T)$ com $\mathbf{X} = (\mathbf{X}_1^T, \dots, \mathbf{X}_T^T)^T$ e $\mathbf{y}_i^* = \mathbf{y}_i - \mathbf{S}_i$. Seja $\underline{\gamma}_j = (\gamma_{1j}, \gamma_{2j}, \dots, \gamma_{pj})^T$ o vetor contendo o j -ésimo elemento da diagonal para cada uma das p matrizes $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_p$. Defina também para $j = 1, \dots, k$.

$$\mathfrak{S}_j = \begin{pmatrix} f_{p,j} & f_{p-1,j} & \cdots & f_{1,j} \\ f_{p+1,j} & f_{p,j} & \cdots & f_{2,j} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ f_{T-1,j} & f_{T-2,j} & \cdots & f_{T-p,j} \end{pmatrix} \text{ e } \mathbf{H}_j = \begin{pmatrix} f_{p+1,j} \\ f_{p+2,j} \\ \vdots \\ f_{T,j} \end{pmatrix}.$$

Para amostra da condicional completa de \underline{f}_t , aplicar filtro de Kalman para calcular $m_t = E[\underline{f}_t^E | D_t]$ e $C_t = V[\underline{f}_t^E | D_t]$ para $t = 1, \dots, T$, do seguinte modo:

$$a_t = G^E m_{t-1}, \quad R_t = G^E C_{t-1} G^{E^T} + Q^E.$$

$$\underline{f}_t = F^E a_t, \quad Q_t = F^E R_t F^{E^T} + \Sigma.$$

$$A_t = R_t F^{E^T} Q_t^{-1}, \quad e_t = (y_t - S_t) - \underline{f}_t.$$

Também armazenar m_t e C_t , $t = 1, \dots, T$. No final use m_t e C_t para gerar $\underline{f}_T^E | \cdot \sim N(m_T, C_T)$.

Outra opção seria definir \underline{f}_t^{E*} como sendo os primeiros k elementos de \underline{f}_t^E ; G^{E*} como sendo as primeiras k linhas de G^E ; e Q^{E*} como sendo o primeiro bloco $k \times k$ da matriz Q^E . Para $t = T-1, T-2, \dots, 1$, faça:

$$m_t^* = m_t + C_t G^{E*T} \left(G^{E*} C_t G^{E*T} + Q^{E*} \right)^{-1} \left(\underline{f}_{t+1}^{E*} - G^{E*} m_t \right),$$

$$C_t^* = C_t - C_t G^{E*T} \left(G^{E*} C_t G^{E*T} + Q^{E*} \right)^{-1} G^{E*} C_t.$$

Gere $\underline{f}_t^E | \cdot, \underline{f}_{t+1}^{E*} \sim N(m_t^*, C_t^*)$ e mantenha somente os k primeiros elementos gerados dessa forma. Esses primeiros k elementos formam uma amostra de \underline{f}_t^E da condicional completa.

A distribuição *a posteriori* condicional completa de Σ se reduz a um conjunto de m *gammas* inversas independentes, com $\sigma_i^2 \sim IG\left(\frac{n_\sigma^*}{2}, \frac{n_\sigma^* S_\sigma^*}{2}\right)$, onde:

$$n_\sigma^* = n_\sigma + T.$$

$$n_\sigma^* S_\sigma^* = n_\sigma S_\sigma + (\mathbf{y}_i^* - \mathbf{F}\beta_i^T)^T (\mathbf{y}_i^* - \mathbf{F}\beta_i^T).$$

A distribuição *a posteriori* condicional completa de β divide-se em:

- para $i = 1, \dots, k$, $\beta_i \sim N(\underline{\mu}_i, \underline{V}_i) 1(\beta_{ii} = 1)$, onde $\underline{\mu}_i = \underline{V}_i (V_0^{-1} \mu_0 1_i + \sigma_i^{-2} \mathbf{F}_i^T \mathbf{y}_i^*)$ e $\underline{V}_i^{-1} = V_0^{-1} I_i + \sigma_i^{-2} \mathbf{F}_i^T \mathbf{F}_i$; e para $i = k+1, \dots, m$, $\beta_i \sim N(\underline{\mu}_i, \underline{V}_i)$, onde $\underline{\mu}_i = \underline{V}_i (V_0^{-1} \mu_0 1_k + \sigma_i^{-2} \mathbf{F}^T \mathbf{y}_i^*)$ e $\underline{V}_i^{-1} = V_0^{-1} I_k + \sigma_i^{-2} \mathbf{F}^T \mathbf{F}$.
- A distribuição *a posteriori* condicional completa de γ_j é dada por, para $j = 1, \dots, k$, $\gamma_j \sim N(A_j, B_j)$, onde $A_j = B_j (S_r^{-1} m_r 1_p + \lambda_j^{-1} \mathfrak{S}_j^T H_j)$ e $B_j = S_r^{-1} I_{pp} + \lambda_j^{-1} \mathfrak{S}_j^T \mathfrak{S}_j$.

A distribuição *a posteriori* condicional completa de Λ se reduz a um conjunto de k *gammas* inversas independentes, com $\lambda_j \sim IG\left(\frac{n_\lambda^*}{2}, \frac{n_\lambda^* S_\lambda^*}{2}\right)$, onde:

$$n_\lambda^* = n_\lambda + T.$$

$$n_\lambda^* S_\lambda^* = n_\lambda S_\lambda + (\mathbf{H}_j - \mathfrak{S}_j \gamma_j)^T (\mathbf{H}_j - \mathfrak{S}_j \gamma_j).$$

A distribuição *a posteriori* condicional completa de φ_i é dada por, para $i = 1, \dots, m$, $\varphi_i \sim N(C_i, D_i)$, onde $C_i = D_i (C_s^{-1} m_s 1_{12} + \sigma_i^{-1} \mathbf{X} (\mathbf{y}_i - \mathbf{F}\beta_i))$ e $D_i = C_s^{-1} I_{12 \times 12} + \sigma_i^{-2} \mathbf{X}^T \mathbf{X}$.

3 PREVISÃO MFD COM COMPONENTE SAZONAL COM $p < 1$

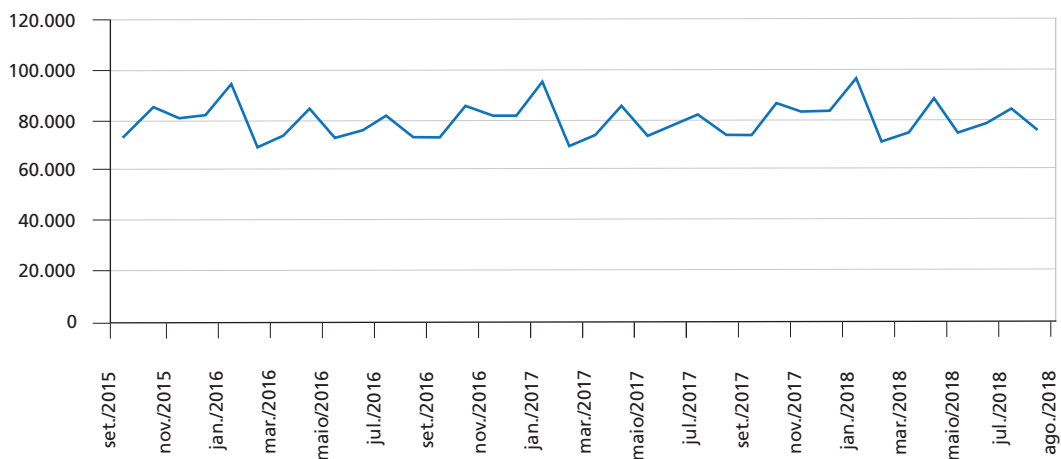
Passa o modelo descrito pelas equações (3) e (4) para a estrutura de espaço de estados definida pelas equações C.1 e C.2, e utilize a mesma metodologia apresentada na subseção 5.1.1, substituindo f_t , Λ , β e Γ_1 por f_t^E , Q^E , F^E e G^E , respectivamente.

TABELA C.1
Previsão das receitas do governo central (set./2015-ago./2018)

DATA	RCTRIB	RCGOVCT	RCTSTOT	PREV
Set./2015	72.783	120.837	91.263	31.020
Out./2015	85.159	120.819	91.488	31.418
Nov./2015	80.804	120.140	89.675	31.781
Dez./2015	81.984	133.722	92.589	43.745
Jan./2016	94.383	132.525	103.512	30.385
Fev./2016	69.238	107.002	78.756	31.004
Mar./2016	73.825	112.695	82.795	31.680
Abr./2016	84.620	126.553	95.660	32.487
Maio/2016	72.784	112.552	82.737	32.316
Jun./2016	76.214	113.042	82.948	32.187
Jul./2016	81.616	118.930	88.400	32.478
Ago./2016	73.247	112.851	82.732	32.946
Set./2016	73.016	120.398	90.339	32.604
Out./2016	85.299	120.332	89.859	33.066
Nov./2016	82.016	119.956	88.149	33.614
Dez./2016	82.186	133.702	91.733	45.291
Jan./2017	95.135	132.919	102.804	32.272
Fev./2017	70.072	107.713	77.522	32.866
Mar./2017	74.544	113.552	81.865	33.512
Abr./2017	85.741	127.300	95.588	34.474
Maio/2017	73.821	113.795	82.000	34.307
Jun./2017	77.536	114.578	82.432	34.237
Jul./2017	82.446	120.107	87.328	34.466
Ago./2017	74.175	115.732	82.657	34.935
Set./2017	74.368	122.363	89.152	34.918
Out./2017	86.453	122.712	89.466	35.060
Nov./2017	83.104	121.536	88.462	35.745
Dez./2017	83.719	135.733	90.540	47.423
Jan./2018	96.220	133.906	102.421	34.370
Fev./2018	71.359	109.798	76.557	35.125
Mar./2018	75.352	114.567	82.096	35.899
Abr./2018	88.046	129.547	95.668	36.904
Maio/2018	75.237	115.205	82.123	36.723
Jun./2018	78.665	116.523	82.721	36.915
Jul./2018	84.720	123.116	88.723	37.242
Ago./2018	76.056	117.056	82.694	37.489

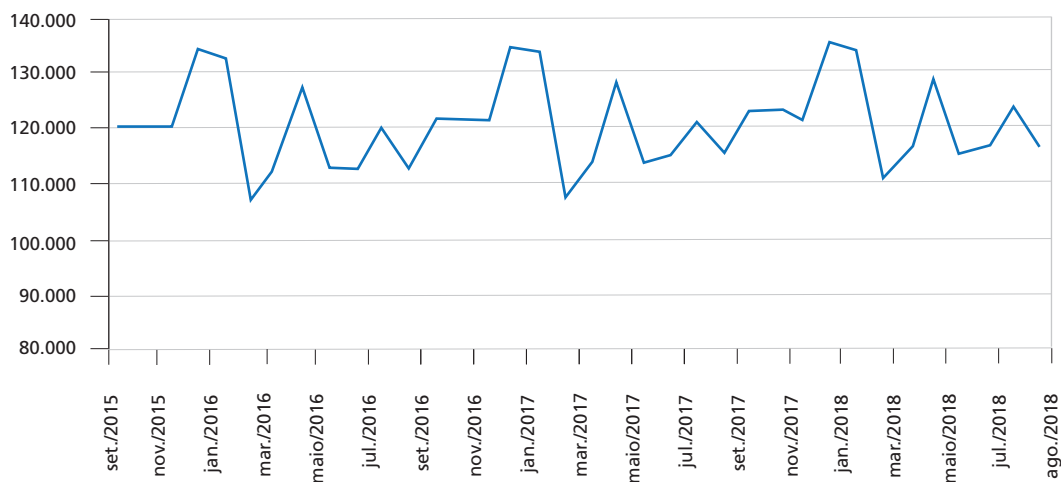
Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.1
Previsão das receitas tributárias do governo central (set./2015-ago./2018)
(Em R\$ milhões)



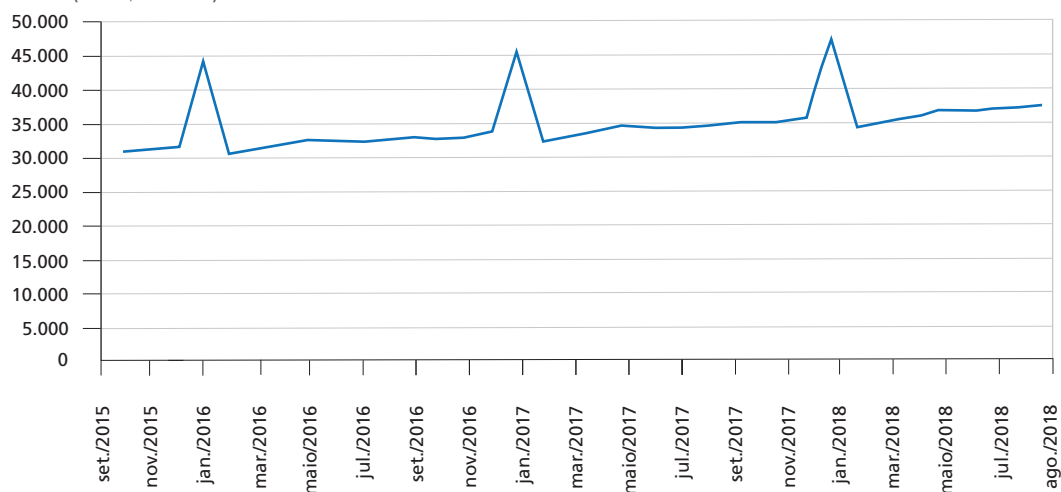
Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.2
Previsão da receita total do governo central (set./2015-ago./2018)
(Em R\$ milhões)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.3
Previsão das receitas da previdência do governo central (set./2015-ago./2018)
 (Em R\$ milhões)



Elaboração dos autores.

TABELA C.2
Previsão das despesas do governo central (set./2015-ago./2018)

DATA	DESPTOT	DESPTS	TRFESTMU	CUSTCAP	TRFTSBC	BENPREV	PESENGC
Set./2015	136.686	85.065	18.473	51.162	285	43.534	20.604
Out./2015	127.828	84.233	19.924	48.470	316	36.308	20.731
Nov./2015	131.088	85.612	22.634	45.285	265	38.924	22.801
Dez./2015	137.055	95.832	24.431	50.487	341	44.259	25.915
Jan./2016	134.538	89.760	22.497	48.550	246	37.735	23.739
Fev./2016	125.954	80.850	23.844	40.980	323	37.373	21.178
Mar./2016	125.867	80.361	18.828	45.340	294	38.877	21.401
Abr./2016	132.103	85.090	21.214	47.333	296	39.562	21.937
Mai/2016	131.615	85.469	23.564	46.343	291	38.720	21.225
Jun./2016	129.943	84.671	19.545	47.433	300	39.023	20.487
Jul./2016	136.314	89.458	18.182	51.349	288	39.209	25.094
Ago./2016	133.713	84.889	20.940	47.756	271	41.229	21.206
Set./2016	142.065	88.119	18.572	54.592	265	46.905	21.390
Out./2016	134.565	87.796	19.724	51.897	296	39.638	21.547
Nov./2016	139.487	88.976	22.761	48.537	242	42.538	23.738
Dez./2016	145.150	99.382	24.380	54.087	322	47.870	26.851
Jan./2017	143.134	93.356	22.706	52.780	225	41.432	24.678
Fev./2017	133.712	84.248	24.031	45.363	299	41.289	22.069
Mar./2017	135.458	83.973	19.024	49.237	275	42.846	22.405
Abr./2017	140.121	89.436	21.400	51.974	278	43.805	22.918

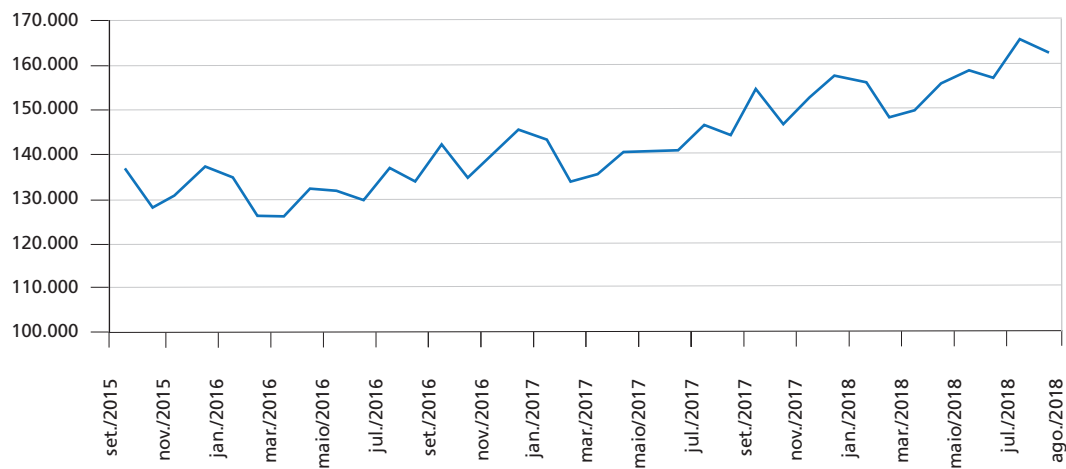
(Continua)

(Continuação)

DATA	DESPTOT	DESPTS	TRFESTMU	CUSTCAP	TRFTSBC	BENPREV	PESENGC
Maio/2017	140.715	89.790	23.725	51.332	266	43.069	22.229
Jun./2017	140.747	88.866	19.826	52.708	285	43.501	21.690
Jul./2017	146.486	93.556	18.407	57.040	267	43.798	26.287
Ago./2017	144.190	89.098	21.080	53.792	252	46.123	22.342
Set./2017	154.160	93.239	18.631	60.339	245	51.832	22.529
Out./2017	146.646	92.286	20.229	57.867	280	44.817	22.695
Nov./2017	152.640	94.266	22.957	55.444	232	48.002	25.004
Dez./2017	157.123	104.522	24.860	61.440	306	53.661	28.129
Jan./2018	155.832	99.244	23.037	60.640	214	47.268	25.981
Fev./2018	149.028	90.329	24.400	53.511	291	47.683	23.525
Mar./2018	149.745	90.274	19.174	57.999	262	49.333	23.854
Abr./2018	155.821	95.658	21.839	60.533	269	50.461	24.469
Maio/2018	158.389	96.263	24.185	60.350	262	50.409	23.861
Jun./2018	157.075	95.809	20.194	62.676	276	50.854	23.344
Jul./2018	165.832	100.697	18.824	67.232	259	51.840	27.961
Ago./2018	162.903	96.865	21.664	64.481	243	54.149	24.281

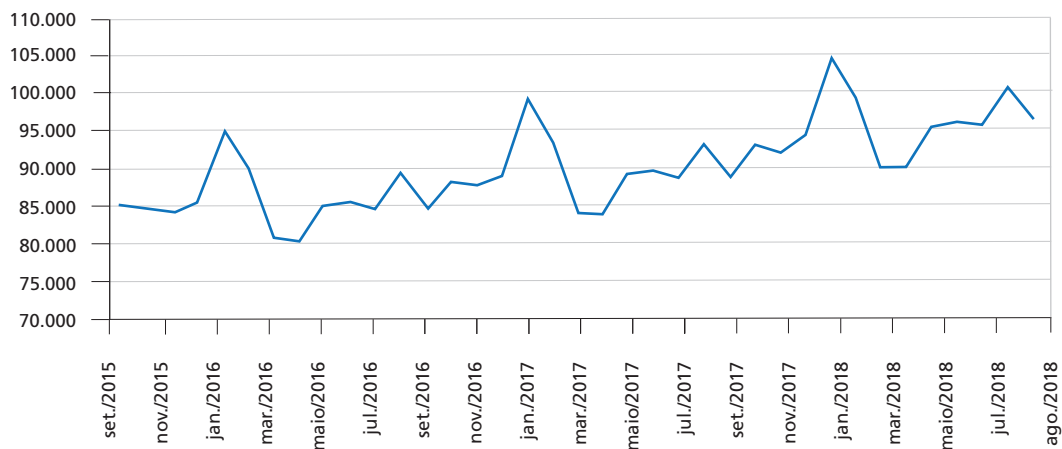
Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.4
Previsão da despesa total do governo central (set./2015-ago./2018)
(Em R\$ milhões)



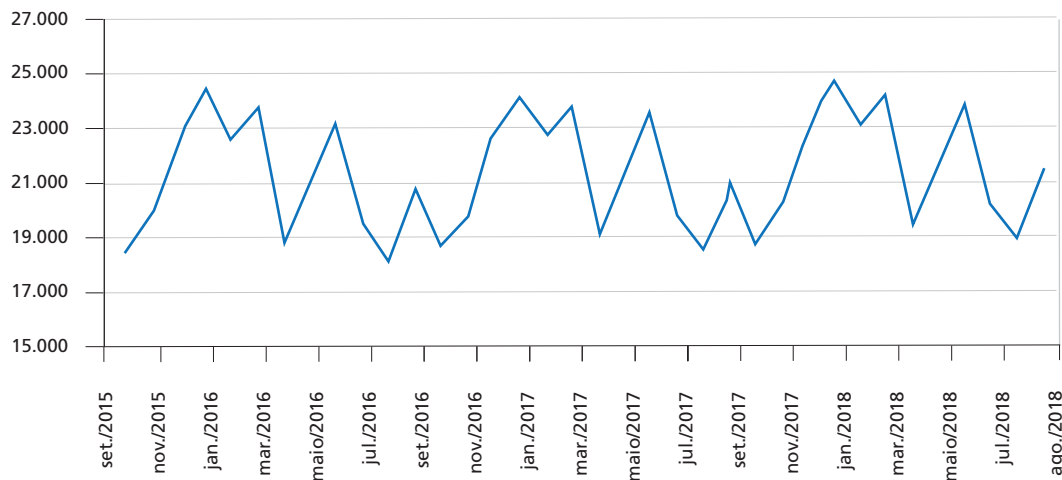
Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.5
Previsão da despesa do Tesouro do governo central (set./2015-ago./2018)
 (Em R\$ milhões)



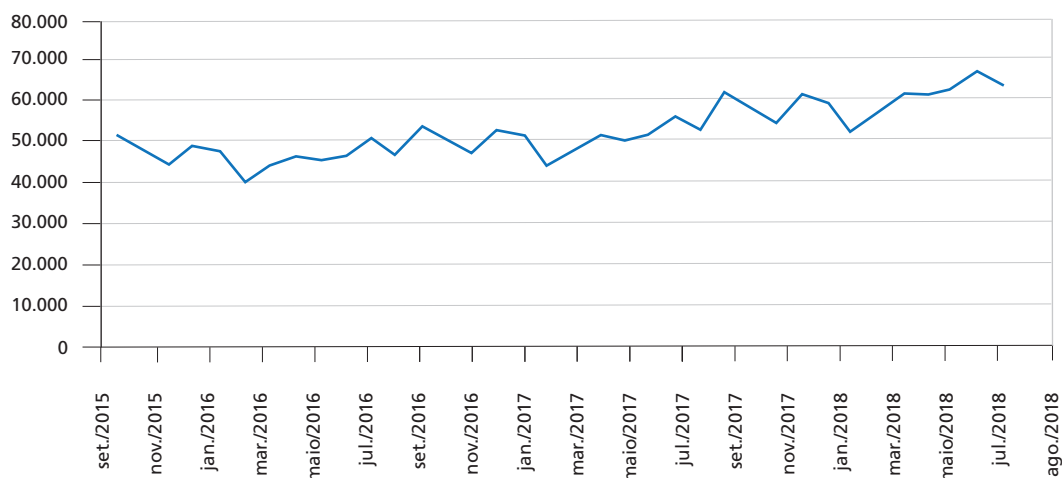
Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.6
Previsão das transferências a estados e municípios do governo central (set./2015-ago./2018)
 (Em R\$ milhões)



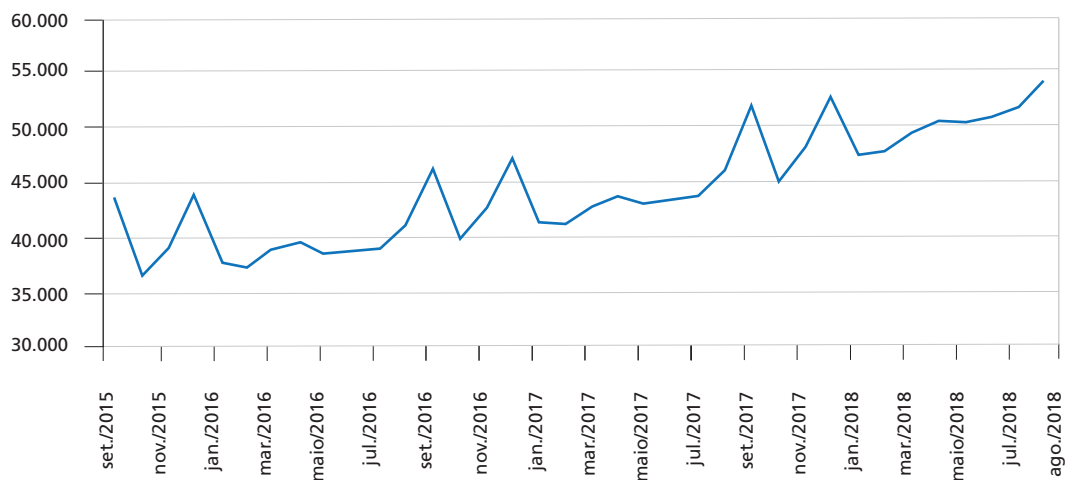
Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.7
Previsão do custeio e capital do governo central (set./2015-ago./2018)
(Em R\$ milhões)



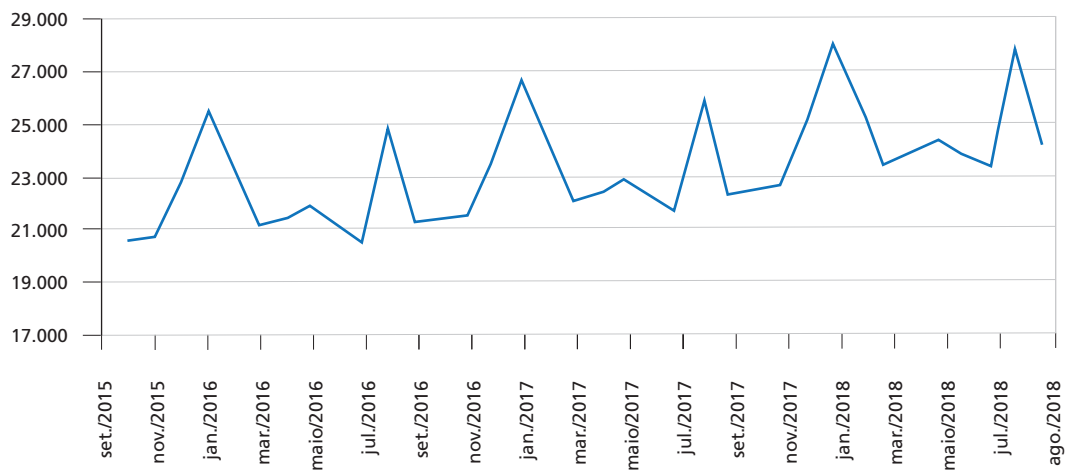
Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.8
Previsão dos benefícios da previdência do governo central (set./2015-ago./2018)
(Em R\$ milhões)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO C.9
Previsão do pessoal e encargos sociais do governo central (set./2015-ago./2018)
(Em R\$ milhões)



Elaboração dos autores.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Laura Vianna Vasconcellos

Luciana Bastos Dias

Luciana Nogueira Duarte

Thais da Conceição Santos Alves (estagiária)

Vivian Barros Volotão Santos (estagiária)

Editoração

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Glaucia Soares Nascimento (estagiária)

Vânia Guimarães Maciel (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Ministério do
Planejamento

