

da Silva, Alexandre Manoel Angelo; Duarte, Angelo José Mont'Alverne

Working Paper

Variáveis fiscais e PIB per capita no Brasil: Relações vigentes entre 1901 e 2006

Texto para Discussão, No. 1456

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: da Silva, Alexandre Manoel Angelo; Duarte, Angelo José Mont'Alverne (2009) : Variáveis fiscais e PIB per capita no Brasil: Relações vigentes entre 1901 e 2006, Texto para Discussão, No. 1456, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91044>

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.

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1456

VARIÁVEIS FISCAIS E PIB *PER* *CAPITA* NO BRASIL: RELAÇÕES VIGENTES ENTRE 1901 E 2006

**Alexandre Manoel Angelo da Silva
Angelo José Mont'Alverne Duarte**

Brasília, dezembro de 2009

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1456

VARIÁVEIS FISCAIS E PIB *PER* *CAPITA* NO BRASIL: RELAÇÕES VIGENTES ENTRE 1901 E 2006*

Alexandre Manoel Angelo da Silva**
Angelo José Mont'Alverne Duarte***

Brasília, dezembro de 2009

* Mencione-se que as opiniões expressas neste artigo não refletem, necessariamente, as opiniões dos órgãos em que os autores trabalham. Agradecemos aos comentários do economista Elcyon Caiado. Erros remanescentes são de inteira responsabilidade da autoria.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea.

*** Coordenador-Geral na Secretaria Extraordinária de Reformas Econômico-Financeiras do Ministério da Fazenda (SEREF/MF).

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro Samuel Pinheiro Guimarães Neto

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

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

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos, Cooperação Técnica e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (em implantação)

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

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

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Comunicação

Daniel Castro

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

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

ISSN 1415-4765

JEL H50, E62, C32

TEXTO PARA DISCUSSÃO

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

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

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

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 DESCRIÇÃO DOS DADOS E ALGUNS FATOS ESTILIZADOS	8
3 METODOLOGIA	10
4 RESULTADOS	12
5 CONCLUSÕES	15
APÊNDICE	17
REFERÊNCIAS	27

SINOPSE

Este artigo realiza, por meio da técnica *Markov Switching Vector Autorregressive* (MS-VAR), uma análise da receita primária, da despesa primária, do investimento e do consumo do governo federal brasileiro, de modo a verificar se estes itens se comportaram de maneira pró ou anticíclica em relação ao produto interno bruto (PIB) *per capita* do Brasil, no período 1901-2006. Os resultados são sugestivos em pelo menos duas direções. Primeiro, nos períodos em que os respectivos regimes estatísticos mostraram-se significativos, denota-se que, no Brasil, o governo federal é perdulário, pois, enquanto a taxa real de crescimento de suas despesas primárias cresceu a uma média de 7,7% ao ano (a.a.), o PIB *per capita* cresceu em média 5,09% a. a., isto é, em média, nos períodos de alto crescimento econômico, a despesa do governo federal cresce significativamente mais que o aumento de riqueza da sociedade. Segundo, no governo federal, só há um único regime fiscal de ciclicidade, que é o regime pró-cíclico entre a despesa primária e o PIB *per capita*, datado em diversos períodos do século passado.

ABSTRACT¹

This paper analyses primary revenue, primary expenditure, public investment and public consumption from Brazilian federal government by *Markov Switching Vector Autorregressive methodology* (MS-VAR), investigating if these fiscal variables are procyclical or countercyclical in relation to Brazil Gross Domestic Product (GDP) *per capita*, in the period 1901 to 2006. Results suggest two important conclusions. First, the Brazilian federal government is wasteful. In fact, while the real growth rate from primary expenditure grew 7.7% year-over-year, the GDP *per capita* grew 5.09% year-over-year. Second, in the Brazilian federal government, there is only one fiscal regime, which is the procyclical regime between the primary expenditure and the GDP *per capita*.

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

1 INTRODUÇÃO

Há uma considerável gama de estudos empíricos que analisam como os componentes da despesa pública de países da América Latina respondem a choques no produto, se de forma pró-cíclica ou anticíclica. Em geral, ao utilizar diversas categorias de gasto e períodos amostrais distintos, os autores destes estudos concluem ou indicam que o gasto público comporta-se de maneira pró-cíclica (GAVIN; PEROTTI, 1997; KAMINSKY; REINHART; VÉGH, 2004; ALESINA; TABELLINI, 2005; TALVI; VÉGH, 2005; ELLERY JR.; GOMES, 2005; AKITOBY *et al.*, 2006). A literatura justifica o caráter pró-cíclico da política fiscal em países em desenvolvimento sob pelo menos dois argumentos. Uma primeira razão estaria relacionada a restrições de liquidez enfrentadas por tais economias. Nos períodos de expansão, a oferta de crédito é mais abundante e os governos poderiam tomar empréstimos com maior facilidade e, com isso, elevar os dispêndios públicos. Nas recessões, a escassez da oferta de crédito limita o crescimento dos gastos públicos (GAVIN; PEROTTI, 1997; CATÃO; SUTTON, 2002; KAMINSKY; REINHART; VEGH, 2004).

Uma segunda linha de argumentação reside na literatura de economia política. Lane e Tornell (1998) defendem a existência do “efeito voracidade”, ou seja, nos períodos de expansão, os recursos públicos são maiores e a disputa por uma parcela excedente destes recursos intensifica-se, o que obriga os governos a acomodarem as demandas dos diversos grupos por meio da expansão dos gastos. Por sua vez, Alesina e Tabellini (2005) defendem que a natureza pró-cíclica advém do comportamento dos eleitores diante de governos corruptos. A fim de evitar que os grupos corruptos ou “caçadores de renda” consigam extrair os recursos públicos excedentes do período de *boom*, os eleitores demandam maiores gastos públicos. O problema é que os eleitores observam a expansão econômica, mas não são capazes de identificar, ao menos na margem, a elevação do endividamento público. Portanto, os problemas de informação imperfeita e agência¹ dos eleitores acabam conduzindo a uma expansão ainda maior dos empréstimos e gastos por parte do setor público.

Neste artigo, objetiva-se promover uma análise da receita primária, da despesa primária, do investimento e do consumo do governo federal brasileiro, de modo a verificar se estes itens se comportaram de maneira pró ou anticíclica em relação ao produto interno bruto (PIB) *per capita* do Brasil, no período 1901-2006. De fato, no âmbito da esfera federal brasileira, este estudo visa investigar empiricamente qual é a relação entre os componentes do orçamento público e o PIB *per capita*, durante o século XX e o limiar do século XXI. Trata-se de um estudo eminentemente descritivo e exploratório (de dados) do ponto de vista econométrico, que formalmente não testa qualquer modelo teórico.

Em particular, investiga-se se a relação encontrada entre essas variáveis fiscais e o PIB *per capita* altera-se ao longo do tempo. Nesse sentido, estimam-se modelos autorregressivos univariados e multivariados com a técnica *Markov Switching Vector Autorregressive* (MS-VAR). Esta técnica permite estimar modelos em que as variáveis se relacionam de maneira diferente em distintos regimes, de forma que os parâmetros destes modelos mudam de acordo com o regime em vigor. Assim, os modelos levam

1. O problema de agência surge porque “*Voters can replace a government that abuses of his powers, but in equilibrium they generally cannot push rents all the way to zero*” (ALESINA; TABELLINI, 2005, p. 3).

em consideração possíveis relações de não linearidades, já que a imposição de linearidade entre cada variável investigada e seus valores passados e os valores defasados das outras variáveis selecionadas é feita apenas em cada regime de maneira separada, de modo que os dados descrevem o comportamento entre as variáveis de uma forma mais flexível. Ademais, destaque-se que questões de endogeneidade ou causalidade reversa entre as variáveis são contempladas quando se utiliza a técnica.

Os resultados encontrados neste artigo podem contribuir para a literatura empírica de política fiscal no Brasil, em especial para a que se preocupa com a evolução dos dados fiscais, haja vista que, a despeito do substancial número de artigos que investigam relações entre variáveis fiscais, não se encontrou na literatura brasileira artigo com o objetivo de realizar o proposto neste estudo. No âmbito internacional, de acordo com o encontrado, a literatura empírica de economia tem apontado respostas em relação à ciclicidade da política fiscal apenas com o uso de Vetores Autorregressivos (VAR). Como parece serem óbvias as vantagens da técnica de MS-VAR em relação ao VAR, espera-se que este artigo também tenha algum tipo de contribuição no sentido de sugerir uma forma mais adequada para obter respostas acuradas relativas à datação da evolução de dados fiscais.²

Assim, além desta introdução, o artigo está estruturado em quatro seções. Na seção 2, descrevem-se os dados e alguns fatos estilizados do período em análise, 1901-2006. Na seção 3, discutem-se, de maneira sucinta, os principais aspectos do modelo MS-VAR. Na seção 4, apresentam-se os resultados empíricos. Por fim, na seção 5, evidenciam-se as principais conclusões.

2 DESCRIÇÃO DOS DADOS E ALGUNS FATOS ESTILIZADOS

No período 1901-2006, quatro variáveis não financeiras do governo federal brasileiro foram utilizadas na análise: receita tributária total – direta e indireta; despesa primária; formação bruta de capital fixo (FBCF);³ e consumo do governo, que exclui das despesas primárias as transferências governamentais às famílias e às empresas. No período 1901-2000, estas quatro variáveis foram retiradas do estudo Estatísticas do Século XX, disponível na *homepage* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No período 2001-2006, utilizaram-se os dados do Tesouro Nacional, disponível na *homepage* da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda (STN/MF). Além destas variáveis do governo federal, utilizou-se a variável PIB *per capita* do Brasil, disponibilizada para o período 1901-2006 no Ipeadata.

Inicialmente, a fim de melhor captar as possíveis relações de ciclicidade existentes entre as séries, todas as variáveis foram deflacionadas utilizando o deflator do PIB, disponível na *homepage* do IBGE para o período 1900-2006. Em seguida, foram calculadas as taxas de crescimento de cada uma das variáveis, obtendo-se, então: taxa real de crescimento do consumo do governo (DCG), taxa real de crescimento do investimento (DINV), taxa real de crescimento da despesa primária (DDP), taxa real de crescimento da receita tributária total (DRT) e a taxa real de

2. Na literatura internacional, há artigos que investigam relações entre variáveis fiscais utilizando MS-VAR como Höppner e Wesche (2000), mas estes autores não investigam possíveis relações de ciclicidade.

3. Neste artigo, utiliza-se investimento como sinônimo de FBCF.

crescimento do PIB *per capita* (DPIBPC). A gráfico 2, no Apêndice, mostra o comportamento das cinco taxas reais de crescimento, que são as séries analisadas neste artigo.⁴ Alguns fatos merecem ser destacados.

De 1901 a 2006, as taxas reais de crescimento do PIB *per capita* oscilaram substancialmente, entre valores positivos e negativos. Nos idos de 1901 a 1928, quando existiam dois ou três anos com taxas reais de crescimento sequencialmente positivas, em seguida, surgia um outro curto período com taxas reais de crescimento negativas. A forte oscilação do PIB *per capita* nesse período está em consonância com o descrito em Fritsch (1990). Dito de outro modo, segundo este autor, durante o período 1900-1930, a sucessão de crises econômicas esgarçaram o tecido político além de sua possibilidade de resistência, ensejando, ao longo dos anos 1930, não só um profundo redesenho das políticas econômicas, como também das formas de organização do Estado.

Entre 1932 e 1939, o Brasil experimentou o primeiro longo período no século XX com taxas reais positivas de crescimento do PIB *per capita*, com uma taxa média de crescimento real em torno de 4,5%. De 1940 a 1947, a economia brasileira passou por outro interstício de oscilação entre taxas positivas e negativas. Em seguida, no período 1948-1955, o Brasil experimentou mais um longo período com taxas reais de crescimento do PIB *per capita* sequencialmente não negativas, que gerou uma taxa média de crescimento real de aproximadamente 4,1%.

No período 1957-1962, impulsionada pelas políticas do então presidente Juscelino Kubitschek, a economia brasileira não somente alcança outro longo período com taxas reais de crescimento positivas do PIB *per capita*, mas também obtém a mais elevada – até então conhecida – taxa média de crescimento real desta variável, cerca de 5,6%. A esse período, segue-se um inter-regno com reordenamento das contas públicas na presidência de Jânio Quadros, que renunciou perante a impopularidade de suas medidas, gerando a desordem política que culminaria no golpe militar de 1964. Esta desordem certamente é o principal fator da forte oscilação na taxa real de crescimento do PIB *per capita*, no interregno 1963-1965.

Durante os anos de 1966 a 1980, de maneira ininterrupta, de acordo com a amostra utilizada neste estudo, a economia brasileira experimenta o período mais extenso de taxas reais de crescimento positivas do PIB *per capita*. Ademais, nesse período, o Brasil obteve a maior taxa média de crescimento real do PIB *per capita* do século XX, aproximadamente 5,8%. Nessa época, o I e II Planos Nacionais de Desenvolvimento (PNDs) são instituídos e acontece o que os historiógrafos da economia brasileira chamam de milagre econômico. Este é um período em que os economistas debruçam-se com veemência até os dias atuais, no intuito de entender os determinantes das altas taxas de crescimento do PIB *per capita* ocorridas na época (VELOSO; VILLELA; GIAMBIAGI, 2007).

De 1981 a 1992, em que se perpassa a redemocratização e as mais diversas tentativas de estabilização de preços, a taxa real de crescimento do PIB *per capita* volta a oscilar fortemente, com mais variações negativas do que positivas, de forma que a taxa média de crescimento real deste período fica em torno de - 0,6%.

4. Todas as figuras e tabelas deste estudo são apresentadas no Apêndice.

No período 1993-2006, com a democracia e a estabilização econômica estabelecendo-se, a economia brasileira volta a experimentar um período com taxa real de crescimento do PIB *per capita* variando mais positivamente do que negativamente, recuperando aparentemente sua tendência de crescimento de longo prazo, com uma taxa média de crescimento real do PIB *per capita* em torno de 1,5 %. Destaque-se que, ao se considerar apenas o período 2003-2006, esta taxa média passa para aproximadamente 2,7%.

Na maior parte do período em análise, a receita tributária total apresenta taxas reais de crescimento positivas. De fato, no período 1901-2006, somente em aproximadamente 20 anos, não necessariamente sequenciados, esta receita apresentou taxas reais de crescimento negativas. Embora com níveis de taxas reais de crescimento distintas, durante esse período, a taxa real de crescimento da despesa primária apresentou variações similares às apresentadas pela receita tributária total. Em outras palavras, em períodos em que a receita tributária apresentou taxas reais de crescimento positivas, a despesa também as apresentou e vice-versa. É válido também destacar que tanto as taxas reais de crescimento da receita quanto da despesa apresentaram um comportamento similar ao apresentado pelas taxas reais de crescimento do PIB *per capita*. Além disso, é possível identificar que, em termos absolutos, as variações das taxas reais de crescimento da receita e da despesa são sempre maiores do que a da taxa real de crescimento do PIB *per capita*.

No que concerne às taxas reais de crescimento do investimento e do consumo do governo federal no período em investigação, não há, ao menos visualmente, uma relação entre estas taxas e a taxa real de crescimento do PIB *per capita*. Ademais, ao observar os gráficos das duas variáveis fiscais, percebe-se que há um comportamento errático ou bastante oscilatório durante todo o período analisado.

Antes da análise principal deste artigo, que é feita por meio do modelo MS-VAR, testou-se a presença de raiz unitária em cada uma das séries utilizadas.⁵ Em consequência disto, utilizou-se o teste “aumentado” de Dickey e Fuller (1981) e o proposto por Zivot e Andrews (1992), que leva em consideração quebras estruturais nas séries. Os resultados sugerem que as cinco séries usadas neste artigo são estacionárias. As escolhas das defasagens do VAR seguiram os seguintes critérios de seleção: Akaike (AIC), Schwarcz (SIC) e Hanna-Quin (HQ), de modo que a defasagem do VAR foi escolhida quando indicada por todos os testes ou por sua maioria.⁶

3 METODOLOGIA⁷

Na metodologia VAR, os dados descrevem o comportamento entre as variáveis de uma forma mais flexível, impondo apenas restrições de linearidades entre cada variável investigada e seus valores passados e os valores defasados das outras variáveis

5. Para que a análise VAR seja efetuada, é necessário testar se as séries são estacionárias, pois, como é de praxe, somente são utilizadas séries estacionárias na estimação do VAR. A fim de obterem-se maiores detalhes sobre a necessidade de utilizar séries estacionárias na estimação de modelos VAR, ver capítulo 11 de Hamilton (1994).

6. Os resultados dos testes de raiz unitária e dos critérios de seleção para escolha de defasagens poderão ser disponibilizados, caso sejam solicitados.

7. Em linhas gerais, esta seção segue Hamilton (1994), Krolzig (1997) e, em alguma medida, beneficia-se da estrutura metodológica proposta por Ribeiro e Teixeira (2007).

selecionadas. Assim, questões de endogeneidade ou causalidade reversa entre as variáveis são contempladas nesta metodologia. Contudo, quando a série temporal apresenta quebra estrutural, variando em diferentes patamares, o modelo VAR não é o mais apropriado.

Nesse caso, os modelos MS-VAR apresentam-se como uma forma de estimar uma série temporal em que ocorra mudança súbita, do tipo quebra estrutural, de modo que, após esta mudança, a série passa a seguir um regime diferente do que vigia. Entenda-se mudança de regime o fato de os parâmetros do modelo VAR serem variantes no tempo, isto é, de acordo com um determinado regime, assumem valores diferentes.⁸

Desde que, neste artigo, busca-se responder se alguns itens do orçamento público federal se comportaram de maneira pró ou anticíclica em relação ao PIB *per capita*, investigando-se não apenas se a relação encontrada entre as variáveis fiscais e o PIB *per capita* altera-se ao longo do tempo, mas também em quais períodos tais alterações aconteceram, o modelo MS-VAR apresenta-se como mais apropriado do que o próprio VAR.

Os parâmetros do modelo MS-VAR variam ao longo do tempo, dependentes da variável discreta não observada s_t , que indica o regime prevalecente em t e segue um processo de Markov. Neste caso, dada uma variável temporal y_t estacionária, pode-se apresentar o seguinte modelo autorregressivo:⁹

$$y_t = \mu(s_t) + \alpha_1(s_t)y_{t-1} + \dots + \alpha_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (1),$$

em que μ é o intercepto, $\alpha_1, \dots, \alpha_p$ são os termos autorregressivos e u_t é o termo de erro, tal que $u_t | s_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2(s_t))$. Os termos $\mu(s_t), \alpha_1(s_t), \dots, \alpha_p(s_t)$ e $\sigma^2(s_t)$ representam funções que descrevem os parâmetros em função da variável de regime s_t .

Em outras palavras, apesar de os parâmetros serem variantes no tempo, são considerados invariantes quando condicionados à variável não observável $s_t \in \{1, \dots, M\}$. Esta representação empírica é conhecida por MS(N) – AR(p), caracterizada pelo número de regimes N e pela autorregressividade de ordem p . Ressalte-se que s_t é não observável, discreta ao longo do tempo e guiada por um processo de Markov, que é definido por probabilidades de transição constantes entre quaisquer dois regimes. Estas probabilidades são representadas da seguinte forma:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \text{ em que } \sum_{j=1}^N p_{ij} = 1, \text{ ou para todo } i, j \in \{1, \dots, M\}. \quad (2)$$

A fim de se obter uma distribuição de probabilidade estacionária, assume-se que o processo de Markov é ergódico. Estimam-se os parâmetros $\mu, \alpha_1, \dots, \alpha_p$ e σ^2 em cada regime, a probabilidade de transição p_{ij} e o valor inicial de cada regime. Costuma-se representar estes parâmetros conjuntamente por um vetor ζ . Condicionando-se no valor de ζ e nas observações amostrais de \mathcal{Y} , representado pelo vetor $Y_t = (y_t, \dots, y_1)$, é possível calcular a probabilidade de o processo estar em um regime específico na data t .

8. Para maiores detalhes, ver capítulo 22 de Hamilton (1994).

9. Observe que a representação da equação (1) refere-se a um modelo univariado. A partir desta representação, facilmente, é possível estender-se para o caso multivariado, no qual, em vez de MS-AR, obtém-se MS-VAR. Para maiores detalhes, ver Krolzig (1997).

Em cada data t , duas diferentes probabilidades podem ser estimadas: as filtradas e as suavizadas. O procedimento que calcula as probabilidades filtradas usa as observações disponíveis até a data t e é representado por $\Pr(s_t|Y_t; \zeta)$. O procedimento que calcula as probabilidades suavizadas fornece uma inferência do regime usando informação da amostra inteira – até a data t – e é representado por $\Pr(s_t|Y_T; \zeta)$.

De acordo com o exposto em Hamilton (1990) e utilizado em Ribeiro e Teixeira (2007), o algoritmo de maximização das expectativas pode ser utilizado em conjunto com os procedimentos de cálculo das probabilidades filtradas e suavizadas, de modo a obter as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros. Cada interação do algoritmo consiste em dois passos. No passo de cálculo das expectativas, os valores de s_t não observados são estimados por meio das probabilidades suavizadas.

Em seguida, as probabilidades condicionais $\Pr(s_t|Y_t; \zeta^{(j-1)})$ e $\Pr(s_t|Y_T; \zeta^{(j-1)})$ são estimadas usando o vetor de parâmetros $\zeta^{(j-1)}$ referente ao último passo de maximização. No passo de maximização, a estimativa de máxima verossimilhança de ζ é obtida, por meio dos regimes de probabilidades condicionais, $\Pr(s_t|Y_t; \zeta)$ e $\Pr(s_t|Y_T; \zeta)$, que são substituídas pelas probabilidades suavizadas do último passo de maximização, ou seja, $\Pr(s_t|Y_T; \zeta^{(j-1)})$.

Com vista a iniciar o processo, o algoritmo assume valores iniciais para os parâmetros ($\zeta^{(0)}$). A partir daí, interagem-se os dois passos até a função de verossimilhança aumentar muito pouco entre duas interações sucessivas. As especificações dos modelos univariados e multivariados MS-VAR seguiram a estratégia proposta por Krolzig (1997). Inicialmente, foram estimados modelos simples nos quais as mudanças de regime restringem-se ao parâmetro do intercepto.

Em seguida, utilizando o teste *Likelihood Ratio* (LR), esse modelo inicial era confrontado com modelos alternativos nos quais sucessivamente estendia-se a mudança de regime aos outros parâmetros do modelo. Neste artigo, de acordo com o teste LR, o tipo de procedimento sempre levou à opção pelo modelo com mudança de regime restrita ao intercepto. Ademais, de acordo com o intuito de investigar os períodos pró-cíclicos e anticíclicos e em virtude da frequência – anual – das séries, optou-se por especificar os modelos MS-AR e MS-VAR com dois regimes.

4 RESULTADOS

Inicialmente, investigou-se a possibilidade de um regime comum entre duas ou mais séries. Isto foi feito ajustando-se um modelo univariado para cada uma das cinco séries utilizadas neste estudo e verificando-se se existiam mudanças de regime contemporâneas, enfatizando as relações entre as variáveis fiscais e o PIB *per capita*.

Após isto, ao se detectar uma relação contemporânea, estimou-se o modelo bivariado e inferiu-se a respeito das relações de ciclicidade existentes.

Os resultados das estimativas dos modelos univariados da taxa real de crescimento do consumo do governo, da taxa real de crescimento do investimento, da taxa real de crescimento da despesa primária, da taxa real de crescimento da receita tributária total e da taxa real de crescimento do PIB *per capita*, incluindo as propriedades visuais dos resíduos padronizados – isto é, resíduos corrigidos para os efeitos de mudança de regime – e as probabilidades de regime, são apresentados nas tabelas 1 a 5 e nos gráficos 3 a 12, que, assim como os demais gráficos e tabelas relacionadas aos resultados deste artigo, estão no Apêndice.

As propriedades estatísticas dos resíduos padronizados sugerem normalidade e ausência de correlações fortes (gráficos 3, 5, 7, 9 e 11). Em todos os modelos univariados ajustados, o teste LR rejeitou a hipótese nula de linearidade. Os parâmetros estimados para a taxa real de crescimento do consumo governo (DCG) estão na tabela 1, ressaltando-se que as mudanças de regime, de maneira idêntica aos demais modelos, são restritas somente ao parâmetro do intercepto. Neste caso, nenhum dos regimes é significativo do ponto de vista estatístico, embora o regime 1, por exemplo, corresponda a uma taxa média de crescimento de aproximadamente 4,53% ao ano (a.a).¹⁰

No caso dessa variável DCG, incorporamos uma *dummy* (DUMDCG) de 1934, visto que sem esta *dummy* o modelo degeneraria. As probabilidades de transição estimadas levam a uma pequena preponderância do regime 2 em relação ao regime 1. Note que o regime 2 tem uma frequência (probabilidade incondicional) de aproximadamente 51,5%, com duração média de 3,71 anos, que é numericamente superior ao encontrado no regime 1. O gráfico 4 mostra as probabilidades suavizadas e estimadas para DCG. Mais uma vez, denota-se a pequena predominância do regime 2.

Os parâmetros estimados para a taxa real de crescimento do investimento (DINV) estão na tabela 2. No caso de DINV, nenhum dos regimes é significativo, o que desautoriza qualquer tipo de análise em relação ao modelo MS (2) – AR (1) estimado. Os parâmetros estimados para a taxa real de crescimento da despesa primária (DDP) estão na tabela 3. Note que somente o regime 2 é significativo. Neste regime, que tem duração média de 4,3 anos, a taxa real média de crescimento é de aproximadamente 7,7% a.a.

O gráfico 8 mostra as probabilidades suavizadas e estimadas para DDP. Note que o regime 2 prepondera fortemente nos seguintes intervalos: 1917 a 1920, 1930 a 1938 e 1948 a 1953. Destaque-se ainda os intervalos 1955 a 1961 e 1967 a 1979, nos quais também o regime 2 prepondera sobre o regime 1, mas em menor intensidade do que os demais intervalos em que o regime 2 foi significativamente preponderante.

10. A fim de calcular a média da taxa de crescimento, toma-se a esperança incondicional da respectiva equação do modelo MS-VAR. Neste caso e nos seguintes, $\Delta y_t = \mu_1 + \beta \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$, no primeiro regime, e $\Delta y_t = \mu_2 + \beta \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ no segundo regime. Ao calcular-se a esperança incondicional do primeiro regime, tem-se: $E(\Delta y) = \mu_1 / (1 - \beta)$, o que equivale, no caso da taxa real de crescimento do consumo do governo, a $E(DCG) = 5,3844 / 1,1873 = 4,5349$. Vários modelos foram estimados, mas, de acordo com os critérios convencionais de comparação de modelos, o MS (2) – AR (1) sempre apresentou melhor desempenho.

Os parâmetros estimados para a taxa real de crescimento da receita tributária total (DRT) estão na tabela 4. De maneira semelhante à variável DCG, incorporamos *dummies* (DUMDRT) de 1914 a 1916 para DRT, pois sem estas *dummies* o modelo degeneraria; mesmo assim, nem o regime 1 nem o regime 2 são significativos, isto é, de igual forma às taxas reais de crescimento do consumo e do investimento governamental, não se deve retirar conclusões a partir da taxa real de crescimento da receita tributária total, considerando-se a aludida significância estatística.

Os parâmetros estimados para a taxa real de crescimento do PIB *per capita* (DPIBPC) estão na tabela 5. Observe-se que apenas o regime 2, que corresponde a uma taxa média de crescimento em torno de 5,2% a.a., é significativo. Este tem uma duração média de aproximadamente quatro anos. No gráfico 12, são apresentadas as probabilidades filtradas e suavizadas. Observe-se que o regime 2 prepondera fortemente nos anos iniciais dos idos de 1920, de 1933 a 1939, na década de 1950 até o início da década de 1960 e de 1968 até 1979.

Sabendo-se que um dos objetivos deste artigo é investigar qual a relação entre variáveis fiscais e o PIB *per capita*, após analisar todos os resultados das estimativas dos modelos univariados, ao menos, três observações merecem ser feitas.

Em primeiro lugar, destaque-se o fato de a taxa real de crescimento do PIB *per capita* é significativa em apenas um regime, que é positivo. As taxas reais de crescimento da despesa primária são positivas e significativas em um regime.¹¹ Nem o consumo do governo, nem o investimento governamental, nem a receita tributária apresentam regimes significativos do ponto de vista estatístico. Logo, somente é possível aferir alguma ciclicidade entre as taxas reais de crescimento do PIB *per capita* e da despesa primária.

Em segundo, observando-se as médias das taxas reais de crescimento auferidas por meio dos modelos MS (2) – AR (1), pode-se desconfiar do quão perdulário o governo federal tem sido desde a Proclamação da República do Brasil. De fato, enquanto o PIB *per capita* cresceu em média 5,09% a.a., a taxa real de crescimento das despesas primárias cresceu a uma média de 7,7% a.a. Em outras palavras, no século XX e no limiar do século XXI, em média, o governo federal cresceu em uma proporção maior que o aumento de riqueza da sociedade.¹²

Em terceiro lugar, ao se observar minuciosamente os modelos univariados estimados, comparando-se a evolução de cada um destes em relação à do PIB *per capita*, percebe-se um regime contemporâneo para as taxas reais de crescimento da despesa primária e do PIB *per capita*. Ademais, destaque-se que esta era a única relação passível de ser investigada, dado que os regimes encontrados nas outras variáveis (DCG, DINV e DRT) não foram estatisticamente significativos. Diante disto, estimou-se um modelo bivariado, MS (2) – VAR (1), para as duas variáveis.¹³

11. A taxa real de crescimento da receita tributária total é significativamente negativa no outro regime; porém, este regime vigora em somente dois anos, o que torna sua análise completamente desprezível para os propósitos deste artigo.

12. De antemão, dizemos que essa afirmação de que o governo federal foi perdulário nesse período traz consigo forte julgamento de valor. No entanto, caso socorrêssemos de uma função de bem-estar social para fazer tal afirmação, incorreríamos, de igual modo, em afirmações carregadas de juízo de valor.

13. Novamente, o MS (2)-VAR (1) apresentou-se como o modelo mais apropriado.

Os parâmetros estimados para o modelo bivariado que contempla a taxa real de crescimento da despesa primária (DDP) e a taxa real de crescimento do PIB *per capita* (DPIBPC) estão na tabela 6. Observe-se que, em um nível de significância de 5%, a DDP e a DPIBPC confirmam os resultados encontrados nos modelos univariados; isto é, no regime 2, estas taxas são positivas e significativas em níveis próximos aos observados nos modelos univariados, o que sugere que, no Brasil, durante o século XX e o limiar do século XXI, o único regime de ciclicidade observado entre despesa primária e PIB *per capita* é o pró-cíclico.¹⁴

Além disso, é válido também destacar que, de maneira significativa, o modelo bivariado sugere que um aumento de 1% na taxa real de crescimento da despesa primária no ano anterior leva a uma diminuição de aproximadamente 2,7% no crescimento da taxa real de crescimento do PIB *per capita*. O gráfico 12 mostra as probabilidades suavizadas e estimadas para DDP e DPIBPC. Note-se que o regime 2, que se caracteriza como pró-cíclico e tem uma duração média de 4,8 anos, prepondera em meados da década de 1980, em meados da de 1990 e em vários subperíodos das décadas de 1920, 1930, 1940, 1950, 1960 e 1970.

5 CONCLUSÕES

Neste artigo, investigaram-se as relações entre as taxas reais de crescimento de cinco variáveis fiscais e a taxa real de crescimento do PIB *per capita*, observando-se, inclusive, possíveis relações de ciclicidade no período 1901-2006. A técnica MS-VAR permitiu a possibilidade de diversas relações entre estas variáveis ao longo desse período. Assim, de acordo com os resultados encontrados, pelo menos, três considerações podem ser feitas.

Primeiro, observando-se as médias das taxas reais de crescimento auferidas por meio dos modelos estimados, pode-se sugerir que o governo federal é perdulário, pois, enquanto a taxa real de crescimento das despesas primárias aumentou a uma média de 7,7% a.a., o PIB *per capita* cresceu em média 5,09% a.a. Em outras palavras, no século XX e no limiar do século XXI, em média, o governo federal cresceu em uma proporção maior que o aumento de riqueza da sociedade.

Segundo, no Brasil, ao longo do período em análise, observa-se um único regime fiscal de ciclicidade, que é o regime pró-cíclico entre a despesa primária e o PIB *per capita*, datado em diversos períodos do século passado, o que pode corroborar os resultados encontrados em diversos estudos empíricos para a América Latina, conforme mencionado na Introdução.

Terceiro, os resultados deste artigo sugerem que um aumento de 1% na taxa real de crescimento da despesa primária do governo federal no ano anterior implica uma diminuição de aproximadamente 2,7% no aumento da taxa real de crescimento do PIB *per capita*.

14. Mesmo sem observar um regime contemporâneo entre as outras variáveis fiscais e o PIB *per capita*, foram estimados modelos bivariados e multivariados entre ambos. Neste caso, nenhuma relação de ciclicidade foi sugerida. Os resultados estão disponíveis, caso sejam solicitados.

Diante dos principais resultados deste estudo, é válido mencionar que existe uma linha de argumentação que tenta explicar a pró-ciclicidade da política fiscal relacionando-a com a existência de déficits ou superávits fiscais de acordo com o ciclo econômico.¹⁵ Neste sentido, é preciso ressaltar que a existência de pró-ciclicidade foi obtida apenas entre a taxa real de crescimento da despesa primária e a taxa real de crescimento do PIB *per capita*, não sendo observado nenhum regime entre as demais variáveis e o PIB *per capita*. Assim, a partir dos resultados obtidos, não é possível inferir que toda política fiscal no Brasil, no período em análise, possuiu caráter pró-cíclico ou anticíclico. De fato, com os resultados deste artigo, em relação à ciclicidade, o que se pode afirmar é apenas que as despesas primárias do governo federal se comportaram de maneira pró-cíclica em relação ao PIB *per capita*, no século XX e no limiar do século XXI.

Há de se mencionar ainda que, levando-se em consideração os resultados deste artigo em conjunto com a observação do gráfico 1, no Apêndice, que mostra a evolução das despesas primárias consolidadas dos governos federal, estaduais e municipais no período 1900-2006, obtém-se uma reflexão adicional. De fato, com tais evidências, é possível refletir sobre propostas fiscais para o Brasil de políticas fiscais reversíveis ou contingentes, de forma a evitar uma expansão permanente dos gastos públicos. Em outras palavras, é possível refletir sobre propostas de natureza anticíclica, tais como aumento do valor do seguro-desemprego e impulsos fiscais de natureza congênere, como proposto em Blanchard *et al.* (2008).

De fato, é possível inferir que, no caso brasileiro, a natureza pró-cíclica das despesas primárias, juntamente com sua tendência natural de ininterrupto aumento, como proporção do PIB, leva despesas primárias concebidas como temporárias a transformarem-se em permanentes no decorrer do tempo. Ora, considerando-se o resultado encontrado neste artigo de que o crescimento da taxa real de elevação da despesa primária afeta negativamente a taxa real de crescimento do PIB *per capita*, cremos que, no Brasil, em vez de diletantismo sobre propostas de natureza anticíclica, tanto em tempos de bonança quanto em tempos de crise, a proposta ideal é fortalecer a governança fiscal por meio do aumento da transparência das contas públicas e da permanente busca pela melhoria da eficiência, eficácia e efetividade dos gastos públicos.

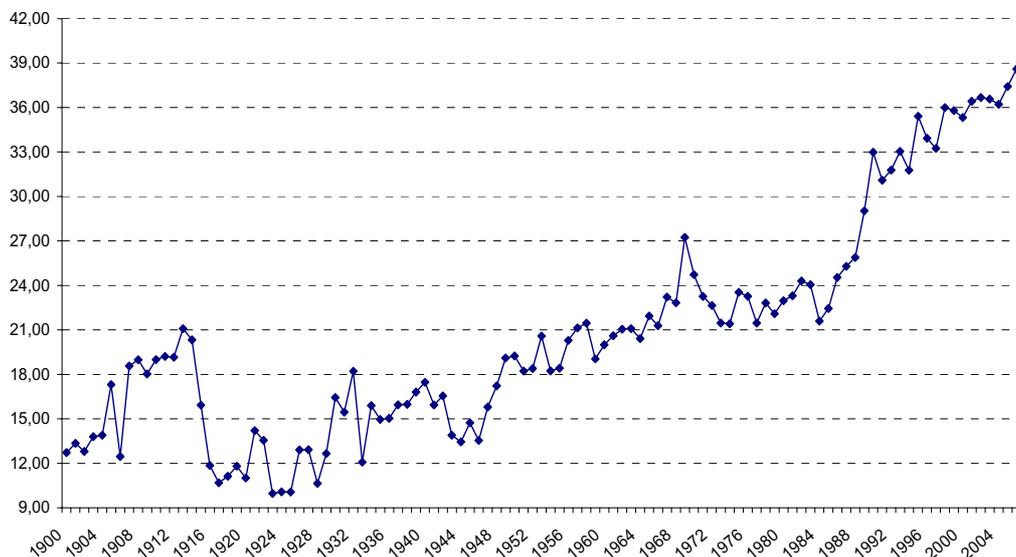
Por fim, voltando estritamente aos resultados encontrados neste artigo, deve-se destacar que, do ponto de vista da pesquisa empírica da economia brasileira, a combinação do resultado de que o crescimento da taxa real de elevação da despesa primária afeta negativamente a taxa real de crescimento do PIB *per capita*, com o resultado obtido referente ao comportamento perdulário do governo federal, sugere uma lacuna a ser explorada pelos pesquisadores da área de crescimento econômico.

15. Para maiores detalhes, ver Talvi e Vegh (2005). Mencione-se, também, a impossibilidade de se obter resultados primários com o conjunto de dados disponíveis, nos anos de 1901 a 2006.

APÊNDICE

GRÁFICO 1

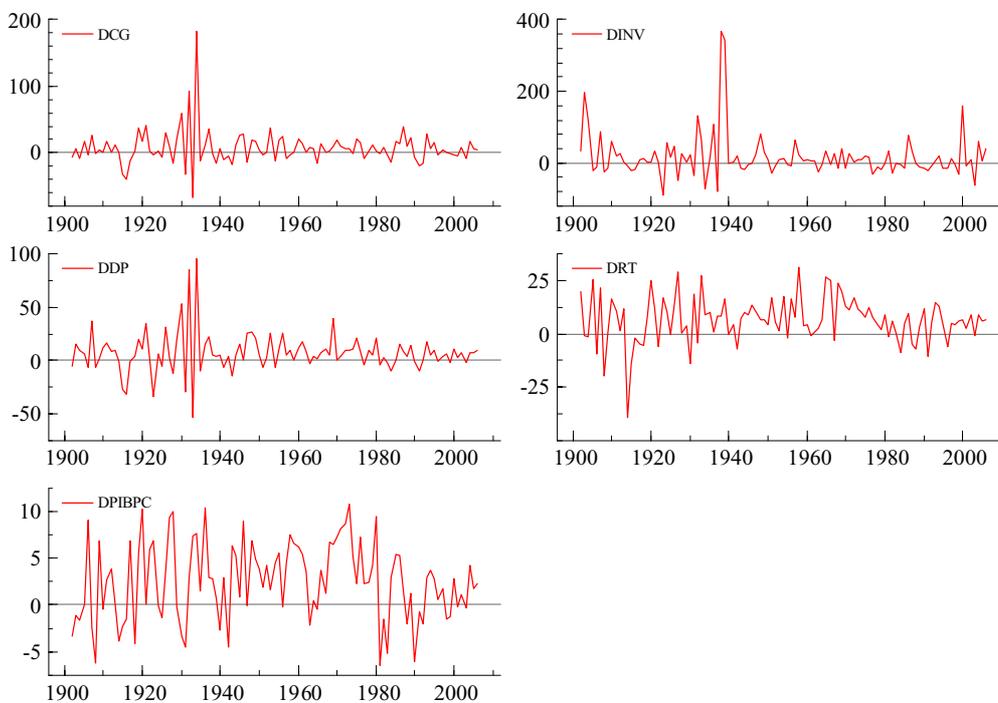
Consolidação das despesas primárias dos governos federal, estaduais e municipais – 1900-2006
(Em % do PIB)



Fontes: IBGE e STN/MF.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

As cinco séries utilizadas na análise econométrica – 1901-2006



Elaboração dos autores.

TABELA 1

Modelo univariado MS(2)-VAR(1) estimado para a taxa real de crescimento do consumo do governo, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos¹

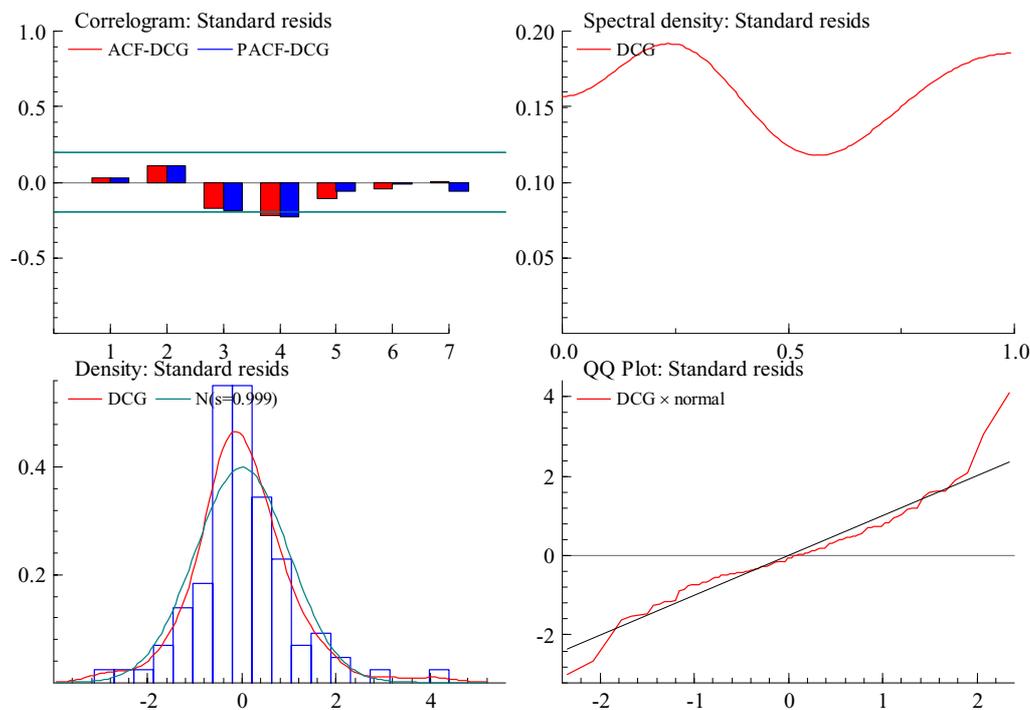
Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística <i>t-student</i>
Regime 1 (intercepto)	5,3844	10,1638	0,5298
Regime 2 (intercepto)	6,5355	10,8124	0,6044
DCG (-1)	-0,1873	0,0746	-2,5092
DUMDCG	162,6722	19,7445	8,2391
Desvio-padrão dos resíduos		18,827	
Log-verossimilhança		-452,9004	
Período amostral		1901-2006	
Probabilidades de transição			
P_{11}	0,7140	P_{12}	0,2860
P_{21}	0,2693	P_{22}	0,7307
Propriedades dos regimes	Probabilidade incondicional	Duração média (anos)	
Regime 1	0,4849	3,50	
Regime 2	0,5151	3,71	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 1%.

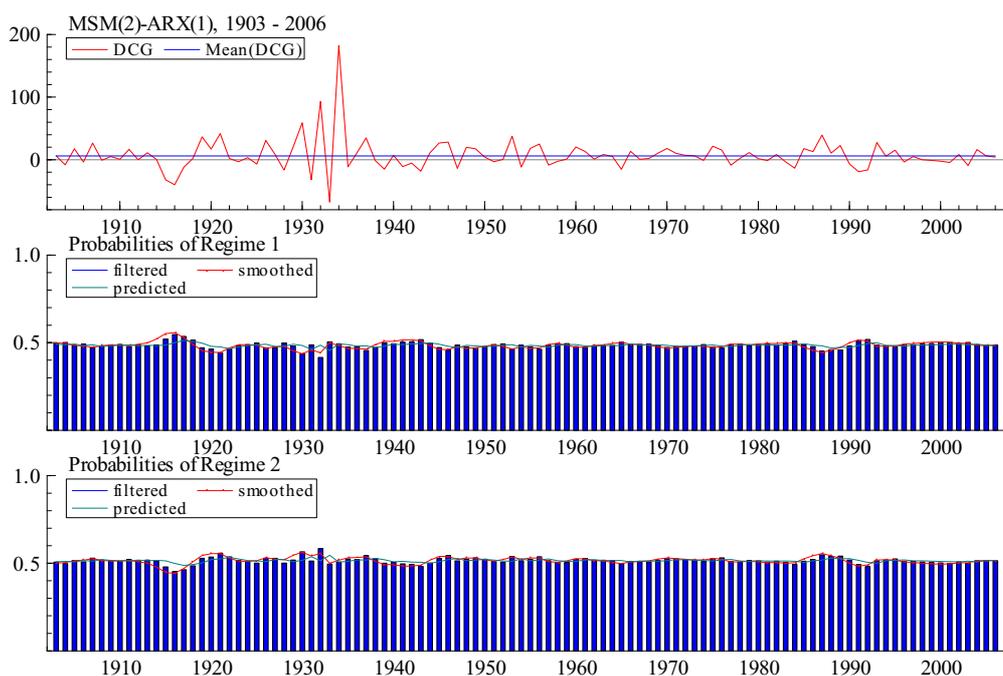
GRÁFICO 3

Modelo estimado para a taxa real de crescimento do consumo do governo – propriedades dos resíduos padronizados



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4

Probabilidades filtradas e suavizadas – taxa real de crescimento do consumo do governo

Elaboração dos autores.

TABELA 2

Modelo univariado MS(2)-VAR(1) estimado para a taxa real de crescimento do investimento, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos¹

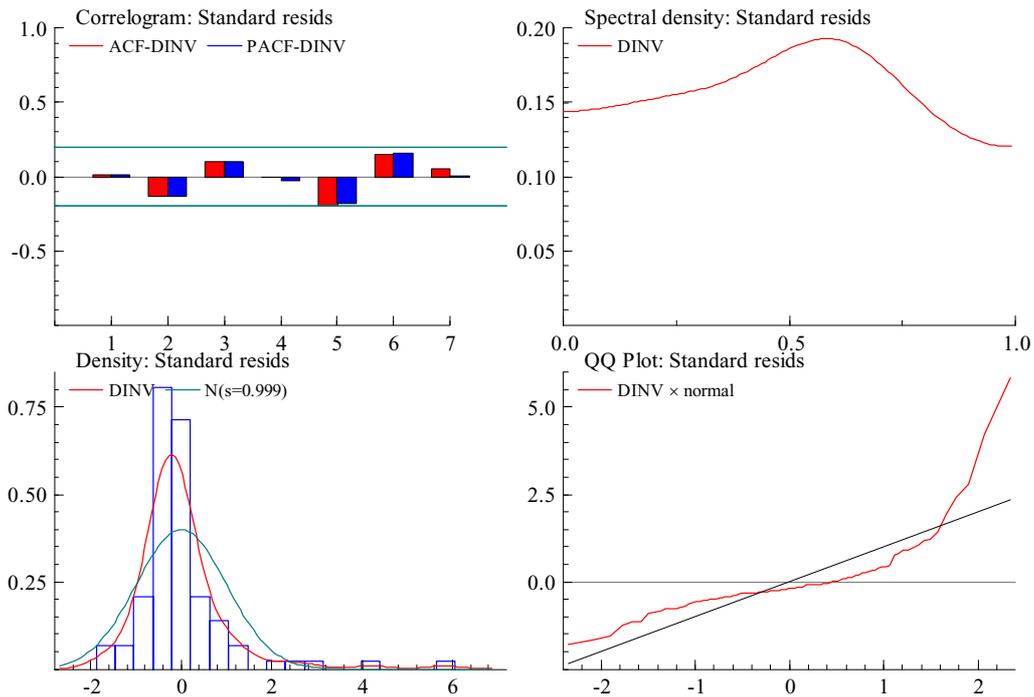
Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística <i>t-student</i>
Regime 1 (intercepto)	14,095	25,9344	0,5435
Regime 2 (intercepto)	21,2347	17,8407	1,1902
DINV (-1)	0,1644	0,0987	1,666
Desvio-padrão dos resíduos		62,8500	
Log-verossimilhança		-578,3555	
Período amostral		1901-2006	
Probabilidades de transição			
P_{11}	0,7503	P_{12}	0,2497
P_{21}	0,2626	P_{22}	0,7374
Propriedades dos regimes	Probabilidade incondicional	Duração média (anos)	
Regime 1	0,5126	4,01	
Regime 2	0,4874	3,81	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 10%.

GRÁFICO 5

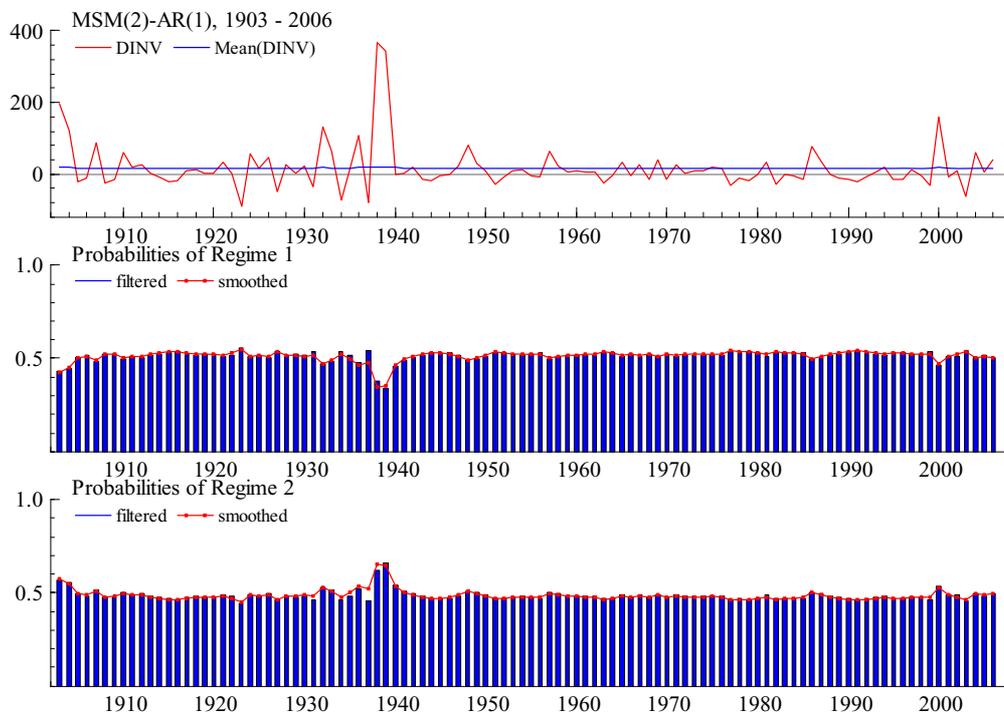
Modelo estimado para a taxa real de crescimento do investimento – propriedades dos resíduos padronizados



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 6

Probabilidades filtradas e suavizadas – taxa real de crescimento do investimento



Elaboração dos autores.

TABELA 3

Modelo univariado MS(2)-VAR(1) estimado para a taxa real de crescimento da despesa primária, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos¹

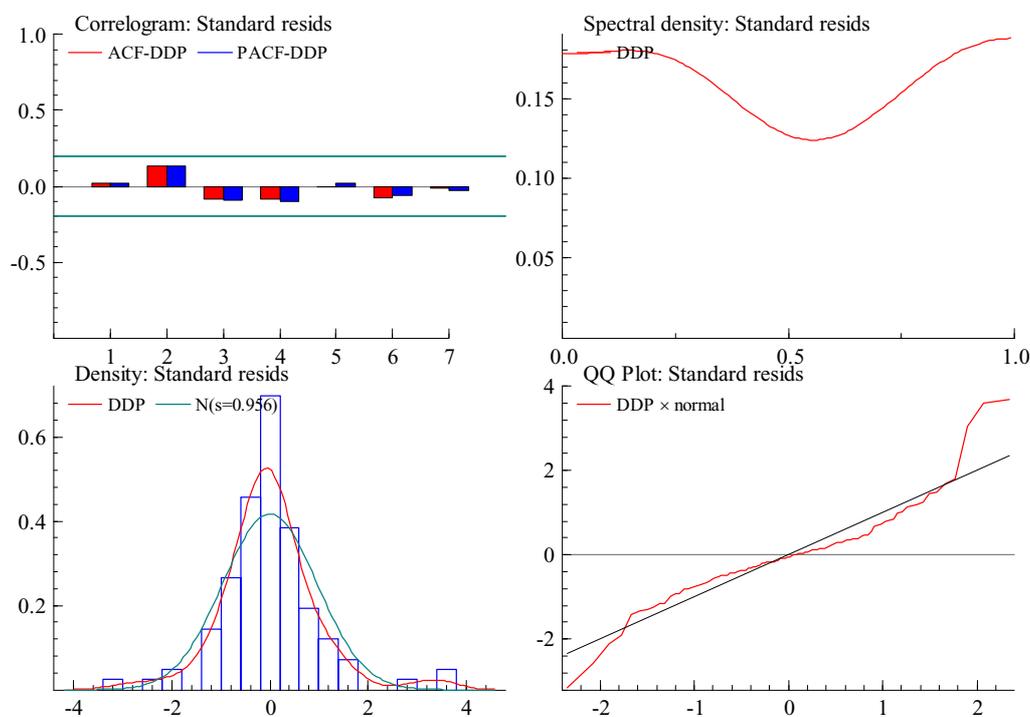
Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística <i>t-student</i>
Regime 1 (intercepto)	3,0209	4,4308	0,6818
Regime 2 (intercepto)	11,1818	4,0326	2,7729
DDP (-1)	-0,4476	0,1016	-4,4058
Desvio-padrão dos resíduos		16,3320	
Log-verossimilhança		-442,5119	
Período amostral		1901-2006	
Probabilidades de transição			
P_{11}	0,733	P_{12}	0,267
P_{21}	0,2332	P_{22}	0,7668
Propriedades dos regimes	Probabilidade incondicional	Duração média (anos)	
Regime 1	0,4662	3,75	
Regime 2	0,5338	4,29	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 10%.

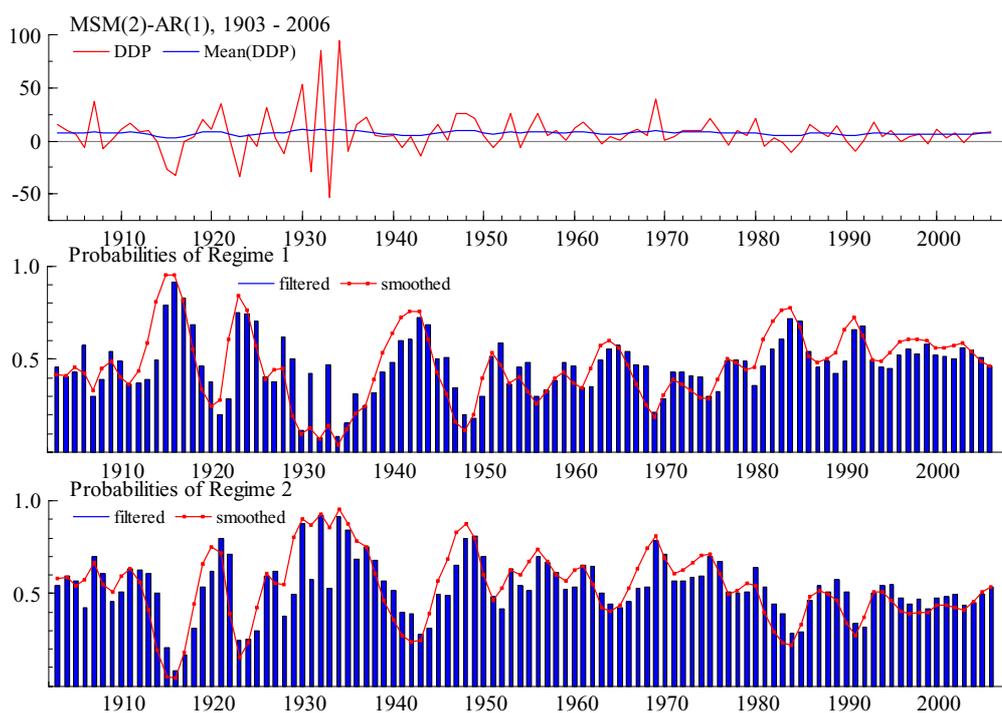
GRÁFICO 7

Modelo estimado para a taxa real de crescimento da despesa primária – propriedades dos resíduos padronizados



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 8

Probabilidades filtradas e suavizadas – taxa real de crescimento da despesa primária

Elaboração dos autores.

TABELA 4

Modelo univariado MS(2)-VAR(1) estimado para a taxa real de crescimento da receita tributária total, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos ¹

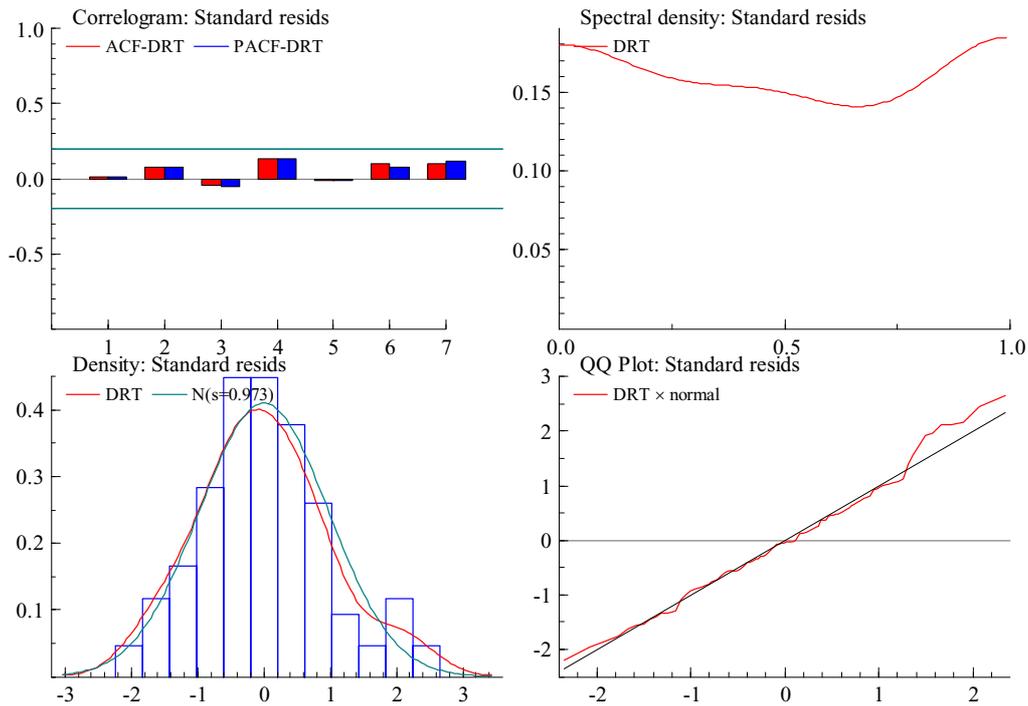
Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística <i>t-student</i>
Regime 1 (intercepto)	5,4598	1,9664	2,7766
Regime 2(intercepto)	12,7846	5,2533	2,4337
DRT (-1)	-0,2167	0,1150	-1,8845
DUMDRT	-28,5626	5,8408	-4,8902
Desvio-padrão dos resíduos		8,9748	
Log-verossimilhança		-382,0908	
Período amostral		1901-2006	
Probabilidades de transição			
P_{11}	0,9337	P_{12}	0,0663
P_{21}	0,2584	P_{22}	0,7416
Propriedades dos regimes		Probabilidade incondicional	Duração média (anos)
Regime 1	0,7959		15,09
Regime 2	0,2041		3,87

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 1%.

GRÁFICO 9

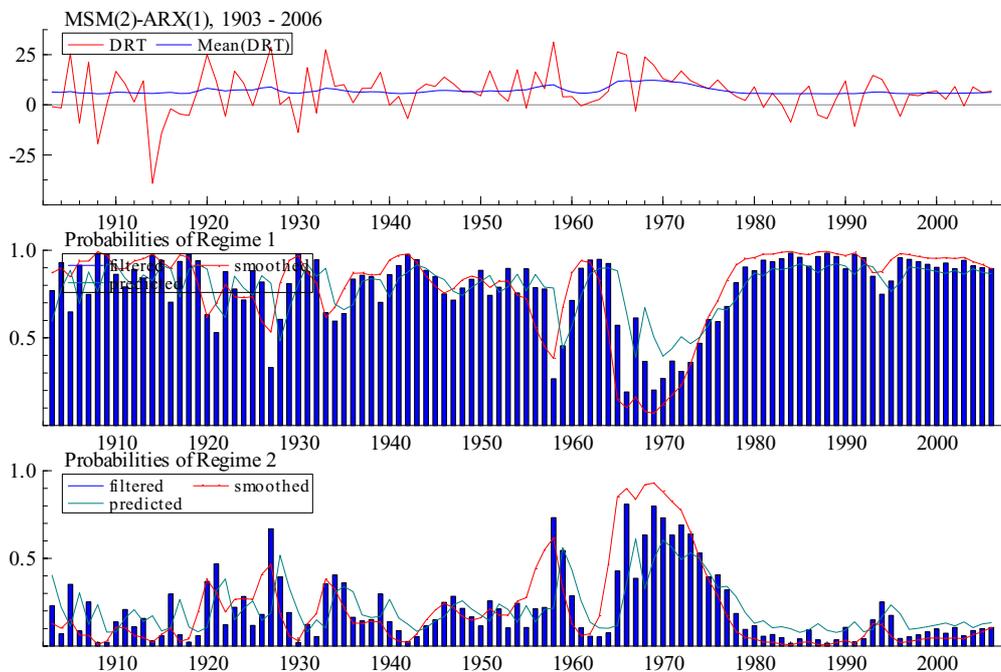
Modelo estimado para a taxa real de crescimento da receita tributária total – propriedades dos resíduos padronizados



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 10

Probabilidades filtradas e suavizadas – taxa real de crescimento da receita tributária total



Elaboração dos autores.

TABELA 5

Modelo univariado MS(2) -VAR(1) estimado para a taxa real de crescimento do PIB *per capita*, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos ¹

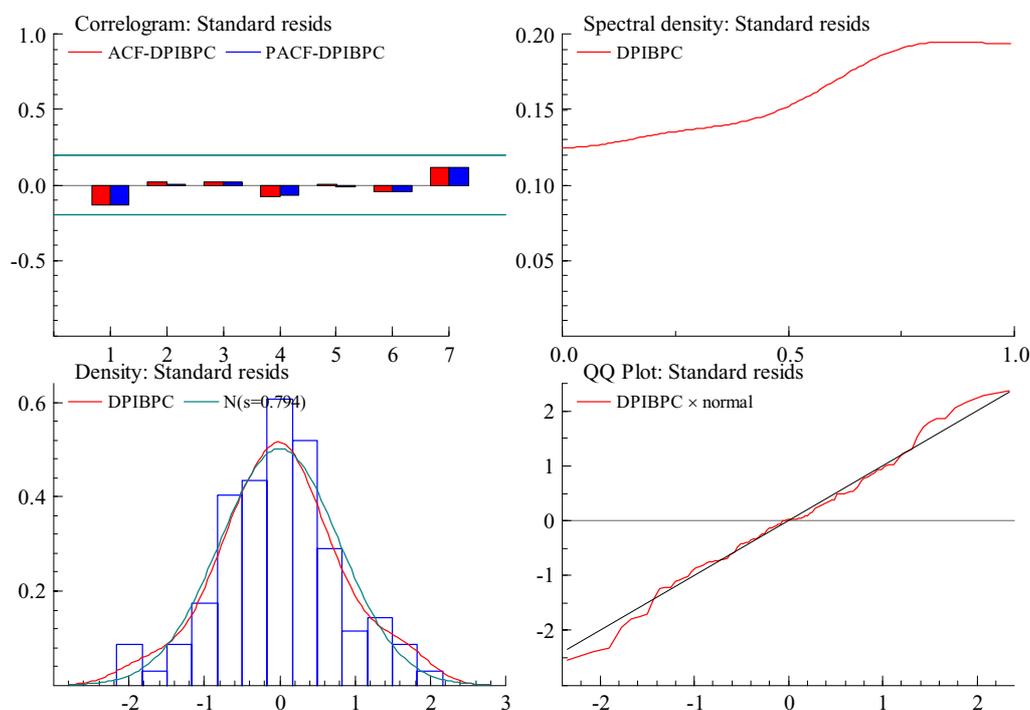
Coefficientes	Estimativa	Desvio-padrão	Estatística <i>t-student</i>
Regime 1 (intercepto)	-0,5424	0,9262	-0,5856
Regime 2 (intercepto)	5,0943	0,7990	6,3757
DPIBPC (-1)	0,0149	0,1358	0,1099
Desvio-padrão dos resíduos		2,9936	
Log-verossimilhança		-290,5061	
Período amostral		1901-2006	
Probabilidades de transição			
p_{11}	0,6905	p_{12}	0,3095
p_{21}	0,2507	p_{22}	0,7493
Propriedades dos regimes	Probabilidade incondicional	Duração média (anos)	
Regime 1	0,4475	3,2300	
Regime 2	0,5525	3,9900	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 10%.

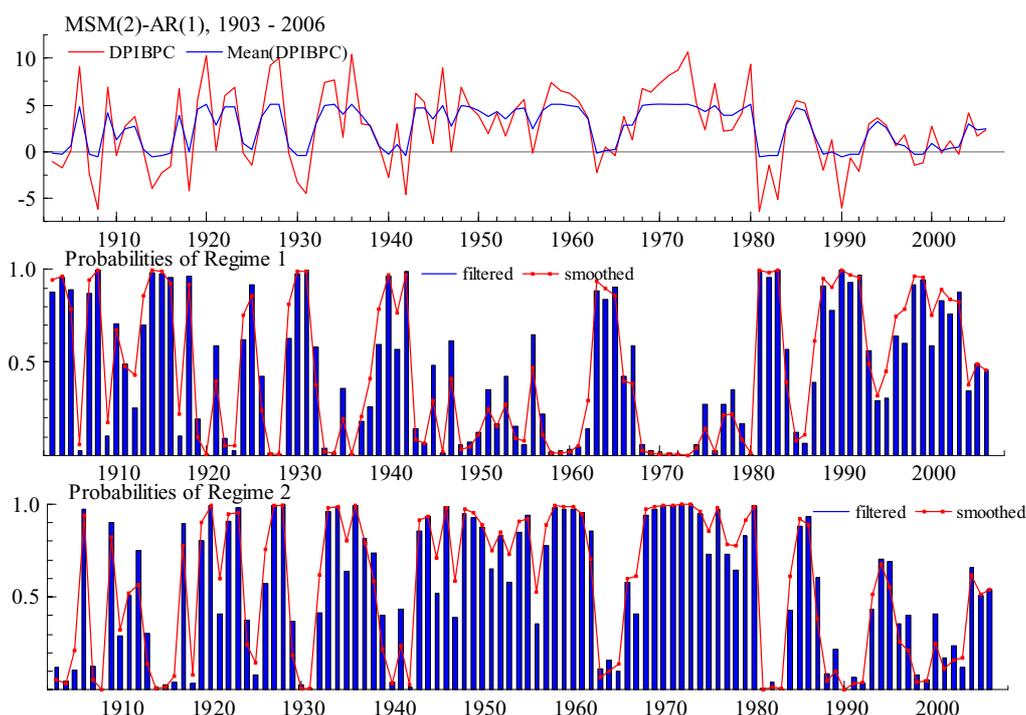
GRÁFICO 11

Modelo estimado para a taxa real de crescimento do PIB *per capita* – propriedades dos resíduos padronizados



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 12

Probabilidades filtradas e suavizadas – taxa real de crescimento do PIB *per capita*

Elaboração dos autores.

TABELA 6

Modelo multivariado MS(2)-VAR(1) estimado para a taxa real de crescimento do PIB *per capita* e taxa real de crescimento da despesa primária, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos¹ – estatística t-student em parênteses

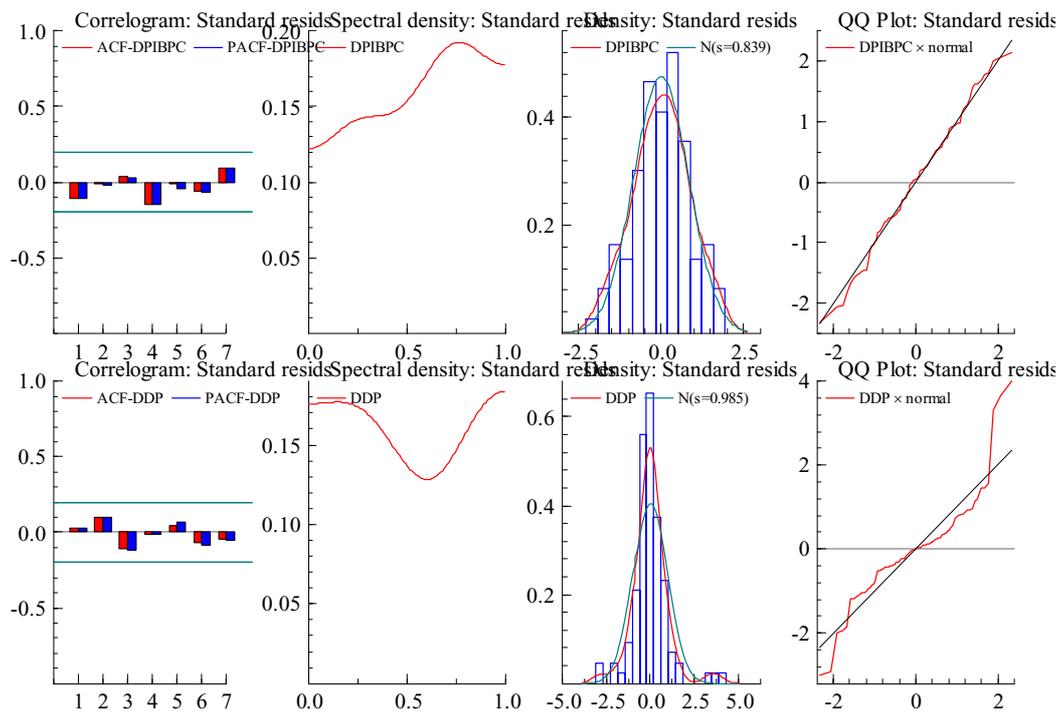
Coefficientes	DPIBPC	DDP	
Regime 1 (intercepto)	-0,010575 (-0,0091)	2,894552 (1,4158)	
Regime 2 (intercepto)	5,2279 (-6,7211)	12,1009 (-3,2728)	
DPIBPC (-1)	-0,078996 (-0,8214)	0,761812 (1,4937)	
DDP (-1)	-0,027739 (-1,6)	-0,454699 (-5,001)	
Desvio-padrão dos resíduos (regime 1)	1,1605	2,0444	
Desvio-padrão dos resíduos (regime 2)	0,7778	3,6974	
Log-verossimilhança		-727,4917	
Período amostral		1901-2006	
Probabilidades de transição			
P_{11}	0,7999	P_{12}	0,2001
P_{21}	0,2067	P_{22}	0,7933
Propriedades dos regimes			
Regime 1	Probabilidade incondicional	Duração média (anos)	
	0,5081	5,00	
Regime 2	0,4919	4,84	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 5%.

GRÁFICO 13

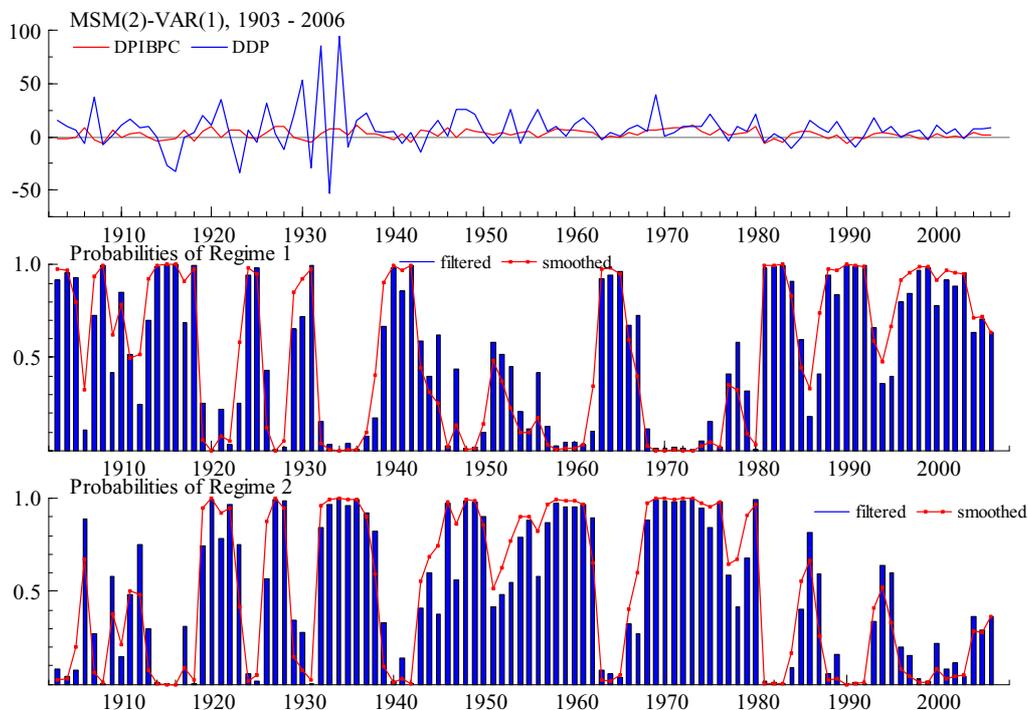
Propriedades dos resíduos padronizados para cada uma das equações do modelo multivariado estimado



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 14

Probabilidades filtradas e suavizadas – modelo MS (2)-VAR (1)



Elaboração dos autores.

REFERÊNCIAS

AKITOBY, B. *et al.* Public spending, voracity and Wagner's Law in developing countries. *European Journal of Political Economy*, v. 22, n. 4, p. 908-924, Dec. 2006.

ALESINA, A.; TABELLINI, G. *Why is fiscal policy often procyclical?*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, Sep. 2005 (NBER Working Paper, n. 11600).

BLANCHARD, O. *et al.* *Fiscal policy for the crisis*. International Monetary Fund: Washington, DC, Dec. 2008 (IMF Staff Position Note).

CATÁO, L.; SUTTON, B. *Sovereign defaults: the role of volatility*. International Monetary Fund: Washington, DC, 2002 (IMF Working Papers, n. 02/149).

DICKEY, D.; FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1.057-1.072, 1981.

ELLERY JR., R.; GOMES, V. Ciclo de negócios no Brasil durante o século XX: uma comparação com a evidência internacional. *Revista Economia*, v. 6, n. 1, p. 45-66, 2005.

GAVIN, M.; PEROTTI, R. Fiscal policy in Latin America. *In*: BERNANKE, B.; ROTEMBERG, J. (Ed.). *NBER Macroeconomics Annual 1997*. Cambridge, MA: MIT Press, 1997.

FRITSCH, W. Apogeu e crise na Primeira República: 1900-1930. *In*: ABREU, M. P. (Org.).

A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana 1889-1989. Rio de Janeiro: Campus, 1990, p. 31-72.

HAMILTON, J. D. Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, v. 45, n. 1-2, p. 39-70, 1990.

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

HÖPPNER, F.; WESCHE, K. *Non-linear effects of fiscal policy in Germany: a Markov-Switching approach*. Bonn, Germany: University of Bonn, Bonn Graduate School of Economics, 2000 (Bonn Econ Discussion Paper).

KAMINSKI, G.; REINHART, C.; VEGH, C. When it rains it pours: procyclical capital flows and macroeconomic policies. *In*: GERTLER, M.; ROGOFF, K. (Ed.). *NBER Macroeconomic Annual 2004*. Cambridge, MA: MIT Press, 2004.

KROLZIG, H. M. *Markov Switching Vector Autoregressions: modelling, statistical inference and application to business cycle analysis*. Berlin: Springer-Verlag, 1997.

LANE, P. R.; TORNELL, A. Why aren't latin american saving rates procyclical? *Journal of Development Economics*, v. 57, n. 1, p. 185-200, Oct. 1998.

RIBEIRO, M. B.; TEIXEIRA, J. R. Financial system, savings and investment in Brazil: evidence from Markov Switching Autoregressive Models. *In: VI INTERNATIONAL COLLOQUIUM – MACRODYNAMIC CAPABILITY AND ECONOMIC DEVELOPMENT*, 2007. Brasília: Theasurus, 2007, v. 1, p. 95-114.

TALVI, E.; VEGH, C. Tax base variability and procyclicality of fiscal policy. *Journal of Development Economics*, forthcoming, 2005.

VELOSO, F. A.; VILLELA, A.; GIAMBIAGI, F. *Determinantes do “milagre” econômico brasileiro (1968-1973): uma análise empírica*. Rio de Janeiro: Ipea, abr. 2007.

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

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2009

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Revisão

Njobs Comunicação

Editoração

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Everson da Silva Moura

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares