

# VARIÁVEIS FISCAIS E PIB PER CAPITA NO BRASIL:

## Existem regimes fiscais anticíclicos entre 1901 e 2006?

*Alexandre Manoel Angelo da Silva<sup>1</sup>*

*Angelo José Mont'Alverne Duarte<sup>2</sup>*

### Resumo

Este artigo realiza, por meio da técnica *Markov Switching*, 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, nos períodos de alto crescimento econômico, com duração média de aproximadamente 4 anos, 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.

**Palavras-chave:** despesa primária, PIB *per capita* e pró-cíclico.

**JEL Classification:** H50, E62, C32

<sup>1</sup> Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA e UFAL. Email: alexandre-manoel.silva@ipea.gov.br

<sup>2</sup> Ministério da Fazenda – MF.

## Abstract

This paper analyses primary revenue, primary expenditure, public investment and public consumption from Brazilian federal government by *Markov Switching* methodology, 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, during periods of high economic growth, 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*.

**Key-words:** primary expenditure, GDP *per capita* e procyclical.

**JEL Classification:** H50, E62, C32.

## 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 desses estudos concluem ou indicam que o gasto público se comporta de maneira pró-cíclica. (AKITOBY et al., 2006; ALESINA; FILIPE; TABELLINI, 2008; ELLERY-JR.; GOMES, 2005; GAVIN; PEROTTI, 1997; KAMINSKY; REINHART; VÉGH, 2004; TALVI; VÉGH, 2005) 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 essas 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. (CATÃO; SUTTON, 2002; GAVIN; PEROTTI, 1997; 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 desses recursos se intensifica,

o que obriga os governos a acomodarem as demandas dos diversos grupos por meio da expansão dos gastos. Por sua vez, Alesina, Filipe e Tabellini (2008) 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”, esses 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 agência<sup>3</sup> 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 esses itens se comportaram de maneira pró ou anticíclica em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* do Brasil, no período de 1901 a 2006. De fato, no âmbito da esfera federal brasileira, este estudo visa investigar empiricamente qual é a relação entre esses componentes do orçamento público e o PIB *per capita*, durante o século XX e 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*. Esta técnica permite estimar modelos em que as variáveis se relacionam de maneira diferente em distintos regimes, de forma que os parâmetros desses modelos mudam de acordo com o regime em vigor. Assim, esses modelos levam em consideração possíveis relações de não-linearidade, 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 essa 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

<sup>3</sup> O problema de agência surge por que “voters can replace a government that abuses of his powers, but in equilibrium they generally cannot push rents all the way to zero”. (ALESINA; FILIPE; TABELLINI, 2008)

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 *Markov Switching* 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.<sup>4</sup>

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

## Descrição dos dados e alguns fatos estilizados

Inicialmente, a fim de melhor captar as possíveis relações de ciclicidade existentes entre as séries, todas as variáveis foram deflacionadas utilizando-se o deflator do PIB, disponível na *homepage* do IBGE, para o período 1900 a 2006. Em seguida, foram calculadas as taxas de crescimento de cada uma das variáveis, obtendo-se, então: a taxa real de crescimento do consumo do governo (DCG), a taxa real de crescimento do investimento (DINV), a taxa real de crescimento da despesa primária (DDP), a taxa real de crescimento da receita tributária total (DRT) e a taxa real de crescimento do PIB *per capita* (DPIBPC). O gráfico 1 mostra o comportamento dessas cinco taxas reais de crescimento, que são as séries analisadas neste artigo.<sup>5</sup> Alguns fatos merecem ser destacados.

Nos anos 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

<sup>4</sup> Na literatura internacional, há artigos que investigam relações entre variáveis fiscais utilizando a *Markov Switching*, como Höppner e Wesche (2000), mas esses não investigam possíveis relações de ciclicidade.

<sup>5</sup> Todos os gráficos e tabelas deste estudo são apresentadas no Apêndice, página 74

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 esse autor, durante os anos 1900-1930, a sucessão de crises econômicas esgarçam o tecido político além de sua possibilidade de resistência, ensejando, ao longo dos anos 30, não só um profundo redesenho das políticas econômicas, como das formas de organização do Estado.

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

No período de 1957 a 1962, impulsionada pelas políticas do 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 dessa variável, cerca de 5,6%. A esse período segue-se um interregno com reordenamento das contas públicas na presidência Jânio Quadros, que renunciou perante a impopularidade de suas medidas, gerando a desordem política que culminaria no golpe militar de 1964. Essa desordem certamente é o principal fator da forte oscilação da 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 o II PND são instituídos e acontece o que os historiógrafos da economia brasileira chamam de milagre econômico. Este é um período em que os economistas debruçam com veemência até os dias atuais, no intuito de entender os determinantes das altas taxas de crescimento do PIB *per capita* ocorridas na época.<sup>6</sup>

De 1981 a 1992, em que se perpassa a redemocratização e as mais diversas tentativas de estabilização de preços, a taxa real de crescimento

<sup>6</sup> A esse respeito ver Veloso, Villela e Giambiagi (2007).

do PIB *per capita* volta a oscilar fortemente, com mais variações negativas do que positivas, de forma que a taxa média de crescimento real desse período fica em torno de - 0,6%.

No período de 1993 a 2006, com a democracia e a estabilização econômica se estabelecendo, 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, essa 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, essa 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 essas taxas e a taxa real de crescimento do PIB *per capita*. Ademais, ao observar os gráficos dessas 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 *Markov Swtching* - Vector Autorregressive (MS-VAR), testou-se a presença de raiz unitária em cada uma das séries utilizadas.<sup>7</sup> Em consequência disso, utili-

<sup>7</sup> 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 obter maiores detalhes sobre a necessidade de utilizar séries estacionárias na estimação de modelos VAR, ver o capítulo 11 de Hamilton (1994).

zou-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.<sup>8</sup>

## Metodologia<sup>9</sup>

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 selecionadas. Assim, questões de endogeneidade ou causalidade reversa entre as variáveis são contempladas nessa 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 autorregressivos vetoriais *Markov Swtching* (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 essa mudança, essa série passa a seguir um regime diferente daquele que vigia. Entenda-se mudança de regime o fato dos parâmetros do modelo VAR serem variantes no tempo, i.e, de acordo com um determinado regime, assumem valores diferentes.<sup>10</sup>

Desde que, neste artigo, busca-se responder se alguns itens do orçamento público federal comportaram-se de maneira pró ou anticíclica em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, investigando-se não apenas se a relação encontrada entre essas variáveis fiscais e o PIB *per capita* altera-se ao longo do tempo, mas também em quais períodos essas 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

<sup>8</sup> Os resultados dos testes de raiz unitária e dos critérios de seleção para a escolha de defasagens poderão ser disponibilizados, caso sejam solicitados.

<sup>9</sup> Em linhas gerais, esta seção segue Hamilton (1994) e Krolzig (1997).

<sup>10</sup> Para maiores detalhes, ver o capítulo 22 de Hamilton (1994).

prevalecente em t e segue um processo de Markov. Nesse caso, dada uma variável temporal  $y_t$  estacionária, pode-se apresentar o seguinte modelo autorregressivo<sup>11</sup>:

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

em que  $\mu$  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 dos parâmetros serem variantes no tempo, são considerados invariantes no tempo quando condicionados à variável não observável  $s_t \in \{1, \dots, N\}$ . Essa 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. Essas probabilidades são representadas da seguinte forma:

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

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  $\sigma^2$  em cada regime, a probabilidade de transição  $p_{ij}$  e o valor inicial de cada regime. Costuma-se representar esses parâmetros conjuntamente por um vetor  $\zeta$ . Condicionando-se no valor de  $\zeta$  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.

Em cada data t, duas diferentes probabilidades podem ser estimadas: filtradas e suavizadas. O procedimento que calcula as probabilidades

filtradas usa as observações disponíveis até a data t e é representado por  $\mathbf{P}(s_t | Y_t; \zeta)$ . 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  $\mathbf{P}(s_t | Y_T; \zeta)$ .

De acordo com o mostrado em Hamilton (1990) e utilizado em Ribeiro & 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 de 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  $\mathbf{P}(s_t | Y_t; \zeta^{(j-1)})$  e  $\mathbf{P}(s_t | Y_T; \zeta^{(j-1)})$  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  $\zeta$  é obtida, por meio dos regimes de probabilidades condicionais,  $\mathbf{P}(s_t | Y_t; \zeta)$  e  $\mathbf{P}(s_t | Y_T; \zeta)$ , que são substituídas pelas probabilidades suavizadas do último passo de maximização, ou seja,  $\mathbf{P}(s_t | Y_T; \zeta^{(j-1)})$ .

Com vistas 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 *Markov Switching* seguiram a estratégia proposta por Krolzig (1997). Inicialmente, foram estimados modelos simples nos quais as mudanças de regime se restringem ao parâmetro do intercepto.

Em seguida, utilizando o teste *Likelihood Ratio* (LR), esse modelo inicial era confrontado com modelos alternativos nos quais sucessivamente se estendia a mudança de regime aos outros parâmetros do modelo. Neste artigo, de acordo com o teste LR, esse 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.

<sup>11</sup> Observe que a representação da equação (1) refere-se a um modelo univariado. A partir dessa representação, facilmente é possível estender para o caso multivariado, no qual em vez de MS-AR obtém-se MS-VAR. Para maiores detalhes, ver Krolzig (1997).

## Resultados

Inicialmente, investigou-se a possibilidade de um regime comum entre duas ou mais séries. Isso foi feito ajustando um modelo univariado para cada uma das cinco séries utilizadas neste estudo e verificando se existiam mudanças de regime contemporâneas, enfatizando as relações entre as variáveis fiscais e o PIB *per capita*. Após isso, 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 (i.e, resíduos corrigidos para os efeitos de mudança de regime) e as probabilidades de regime, são apresentados nas tabelas 1 a 5 e nos gráficos 2 a 11, os quais, assim como os demais gráficos e tabelas relacionados aos resultados deste artigo, estão no apêndice.

As propriedades estatísticas dos resíduos padronizados sugerem normalidade e ausência de correlações fortes (gráficos 2, 4, 6, 8 e 10). 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.).<sup>12</sup>

No caso dessa variável DCG, incorporamos uma *dummy* (DUMDCG) no ano de 1934, visto que sem essa *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

<sup>12</sup> A fim de calcular a média da taxa de crescimento, toma-se a esperança incondicional da respectiva equação do modelo *Markov Switching*. Nesse caso e nos seguintes,  $\Delta y_t = \mu_1 + \beta \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$ , no primeiro regime, e  $\Delta y_t = \mu_2 + \beta \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$ , no segundo regime. Ao se calcular a esperança incondicional do primeiro regime, tem-se:  $E(\Delta y_t) = \mu_1 / (1 - \beta)$ , o que equivale, no caso da taxa real de crescimento do consumo governo, a  $E(\text{DCG}) = 5,3844 / 1,1873 = 4,5349$ . Vários modelos foram estimados, mas, de acordo com os critérios convencionais de comparação de modelos, o MS (2) – AR (1) sempre apresentou melhor desempenho.

no regime 1. O gráfico 3 mostra as probabilidades suavizadas e estimadas para a 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 da 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. Nesse regime, que tem duração média de 4,3 anos, a taxa real média de crescimento é de aproximadamente 7,72% a.a.

O gráfico 7 mostra as probabilidades suavizadas e estimadas para a DDP. Note que o regime 2 prepondera fortemente nos seguintes intervalos: 1917 a 1920, 1930 a 1938 e 1948 a 1953. Destaquem-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.

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) nos anos de 1914 a 1916 para a DRT, pois sem essas *dummies* o modelo degeneraria, mesmo assim nem o regime 1 nem o regime 2 é significativo, i.e., 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 que apenas o regime 2, que corresponde a uma taxa média de crescimento em torno de 5,17% a.a., é significativo. Esse regime tem uma duração média de aproximadamente 4 anos. No gráfico 11, são apresentadas as probabilidades filtradas e suavizadas. Observe que o regime 2 prepondera fortemente nos anos iniciais dos idos de 1920, nos anos de 1933 a 1939, na década de 50 até o iníciozinho da década de 60 e nos anos de 1968 até 1979.

Sabendo-se que um dos objetivos deste artigo é investigar qual é 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 que 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.<sup>13</sup> Nem o consumo do governo nem o investimento governamental nem 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 aferidas por meio dos modelos MS (2)-AR (1), depreende-se que, no regime 2 da despesa primária e no regime 2 do PIB *per capita*, em que há significância estatística e possuem duração média de aproximadamente 4 anos, enquanto o PIB *per capita* cresceu em média 5,17% a.a., a taxa real de crescimento das despesas primárias cresceu em uma média de 7,72% a.a. Em outras palavras, nos períodos em que houve significância estatística, com duração média de 4 anos, o governo federal cresceu em uma proporção maior que o aumento de riqueza da sociedade.

Em terceiro lugar, ao se observar minuciosamente os modelos univariados estimados, comparando-se a evolução de cada um deles 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 essa 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 disso, estimou-se um modelo bivariado, MS (2)-VAR (1), para essas duas variáveis.<sup>14</sup>

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 que, em um nível de significância de 5%, a DDP e a DPIBPC confirmam os resultados encontrados nos modelos univariados, i.e, no regime 2, essas taxas são positivas e significativas em níveis próximos aos observados nos modelos univariados, o que sugere que, no Brasil, durante o século XX e limiar do século XXI, o único regime de ciclicidade observado entre despesa primária e PIB *per capita* é o pró-cíclico.<sup>15</sup>

Além disso, é válido também destacar que, de maneira significativa, o modelo bivariado sugere que um aumento de 1% na taxa real de cres-

<sup>13</sup> A taxa real de crescimento da receita tributária total é significativamente negativa no outro regime, porém esse regime vigora em somente dois anos, o que torna sua análise completamente desprezível para os propósitos deste artigo.

<sup>14</sup> Novamente, o MS (2)-VAR (1) apresentou-se como o modelo mais apropriado.

<sup>15</sup> Mesmo sem observar um regime contemporâneo entre as outras variáveis fiscais e o PIB *per capita*, foram estimados modelos bivariados e multivariados entre essas outras variáveis e o PIB *per capita*. Neste caso, nenhuma relação de ciclicidade foi sugerida. Esses resultados estão disponíveis, caso sejam solicitados.

cimento 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 11 mostra as probabilidades suavizadas e estimadas para DDP e DPIBPC. Note 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 80, em meados da década de 90 e em vários subperíodos das décadas de 20, 30, 40, 50, 60, 70.

## 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 a 2006. A técnica *Markov Switching* permitiu a possibilidade de diversas relações entre essas 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, nos regimes estatisticamente significativos, enquanto a taxa real de crescimento das despesas primárias cresceu a uma média de 7,72% a.a., o PIB *per capita* cresceu em média 5,17% a.a. Em outras palavras, no século XX e limiar do século XXI, nos períodos em que houve significância estatística, com duração média de 4 anos, 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 crescimento da taxa real de crescimento do PIB *per capita*.

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 superá-

vits fiscais de acordo com o ciclo econômico.<sup>16</sup> Nesse 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 a 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 sugerir é tão somente que as despesas primárias do governo federal se comportaram predominantemente de maneira pró-cíclica em relação ao PIB *per capita*, no século XX e no limiar do século XXI.

Por fim, 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 crescimento da despesa primária afeta negativamente a taxa real de crescimento do PIB *per capita* com o resultado obtido referente ao fato do governo federal crescer predominantemente em uma proporção maior que o aumento de riqueza da sociedade sugere uma lacuna a ser explorada pelos pesquisadores da área de crescimento econômico.

## Referências

AKITOBAY, B. et al. Public spending, voracity, and wagner's law in developing countries. *European Journal of Political Economy*, v. 22, p. 908-924, 2006.

ALESINA, A.; FILIPE, R.; TABELLINI, G. Why is fiscal policy often procyclical? *Journal of the European Economic Association*, v. 6, n. 5, p. 1006-1036, 2008. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/s/tpr/jeurec.html>>. Acesso em: 19 mar. 2011.

CATÃO, Luis A.; SUTTON, Bennett W. Sovereign defaults: the role of volatility. *IMF Working Papers*, v. 2, n. 149, p. 1-27, sept. 2002.

DICKEY, D.; FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a Unit Root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-72, 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.

<sup>16</sup> Para maiores detalhes, ver Talvi e Vegh (2005). Mencione-se, também, a impossibilidade de se obterem resultados primários com o conjunto de dados disponíveis nos anos 1901-2006.

GAVIN, M.; PEROTTI, R. Fiscal policy in Latin America. In: BERNANKE, Ben; ROTEMBERG, Julio. *NBER Macroeconomics Annual*. 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. *Time Series Analysis*. Princeton: 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, Mark; ROGOFF, Kenneth (Ed.). *NBER macroeconomic annual*. 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, Philip; TORNELL, Aaron. Why aren't Latin American saving rates procyclical? *Journal of Development Economics*, v. 57, 185- 200, 1998.

RIBEIRO, M. B.; TEIXEIRA, J. R. Financial system , savings and investment in Brazil: evidence from Markov Switching Autoregressive Models. In: INTERNATIONAL COLLOQUIUM – MACRODYNAMIC CAPABILITY AND ECONOMIC DEVELOPMENT, 6., 2007. Brasília. *Anais...* Brasília: Theasurus, 2007, v.1, p. 95-114.

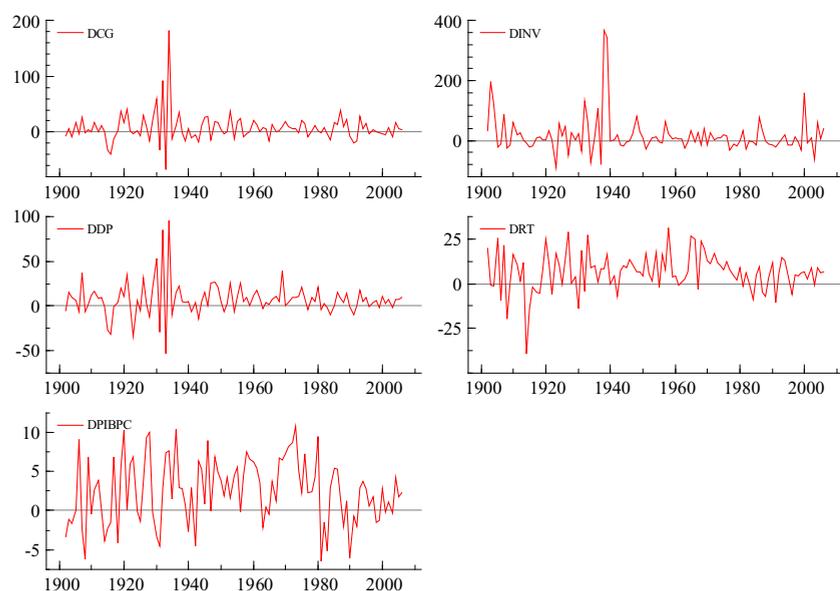
TALVI, E.; VEGH, C. Tax base variability and procyclicality of fiscal Policy. *Journal of Development Economics*, 2005.

VELOSO, F. A.; VILLELA, A.; GIAMBIAGI, F. Determinantes do “milagre” econômico brasileiro (1968 - 1973): uma análise empírica. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Texto Para Discussão*, Brasília, n. 1273, 2007. Publicação do Ipea.

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*, 10, p. 251-270, 1992.

## Apêndice

Gráfico 1 – As cinco séries utilizadas na análise econométrica, período 1901-2006.



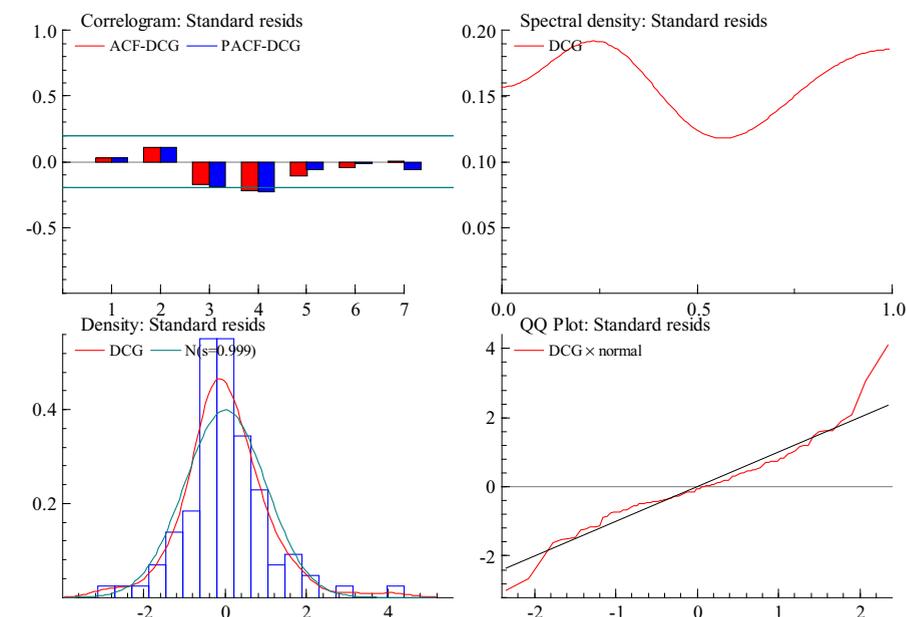
Fonte: elaboração própria.

Tabela 1 – Modelo univariado MS(2)-AR(1) estimado para a taxa real de crescimento do consumo do governo, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (\*).

Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística t-student
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			
$p_1$	0,7140	$p_2$	0,2860
$p_2$	0,2693	$p_1$	0,7307
Propriedades dos Regimes	Probabilidade Incondicional	Duração Média (anos)	
Regime 1	0,4849	3,50	
Regime 2	0,5151	3,71	

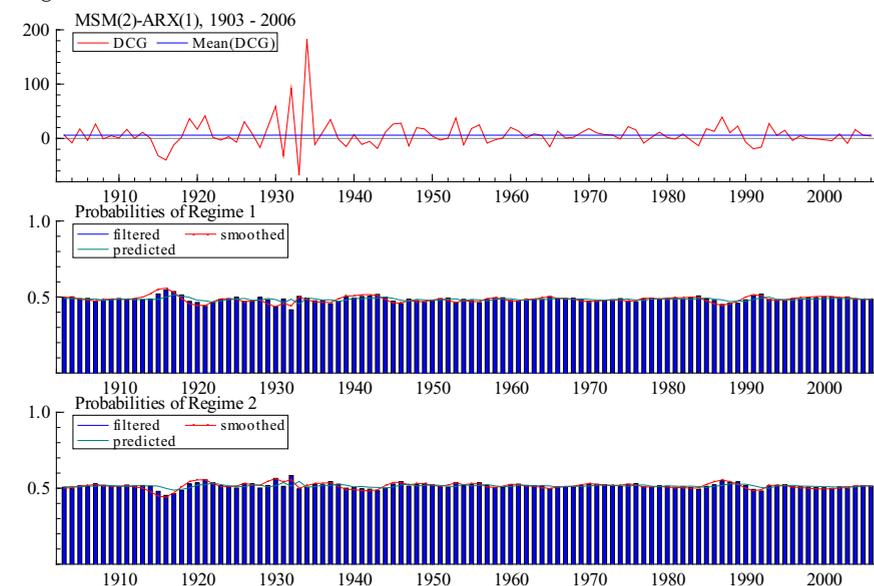
\* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 1%.  
Fonte: elaboração própria.

Gráfico 2 – Modelo estimado para a taxa real de crescimento do consumo do governo: propriedades dos resíduos padronizados.



Fonte: elaboração própria.

Gráfico 3 – Probabilidades filtradas e suavizadas: taxa real de crescimento do consumo do governo



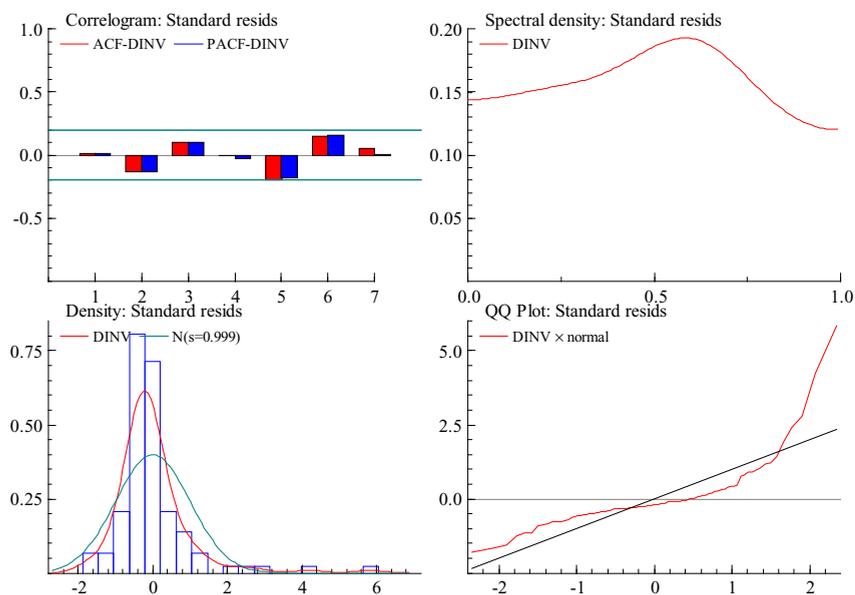
Fonte: elaboração própria.

Tabela 2 – Modelo univariado MS(2)-AR(1) estimado para a taxa real de crescimento do investimento, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (\*).

Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística t de student
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			
$p_1$	0,7503	$p_2$	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	

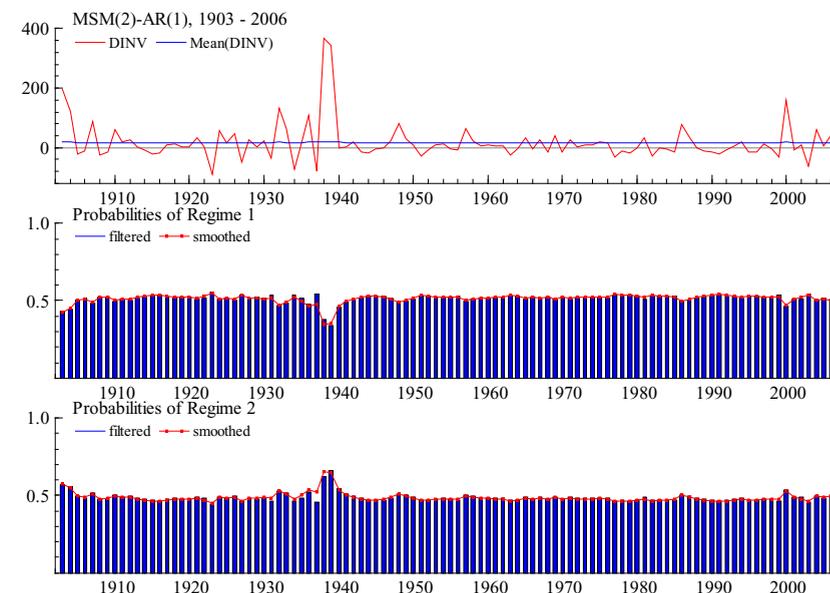
\* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 10%.  
Fonte: elaboração própria.

Gráfico 4 – Modelo estimado para a taxa real de crescimento do investimento: propriedades dos resíduos padronizados.



Fonte: elaboração própria.

Gráfico 5 – Probabilidades filtradas e suavizadas: taxa real de crescimento do investimento



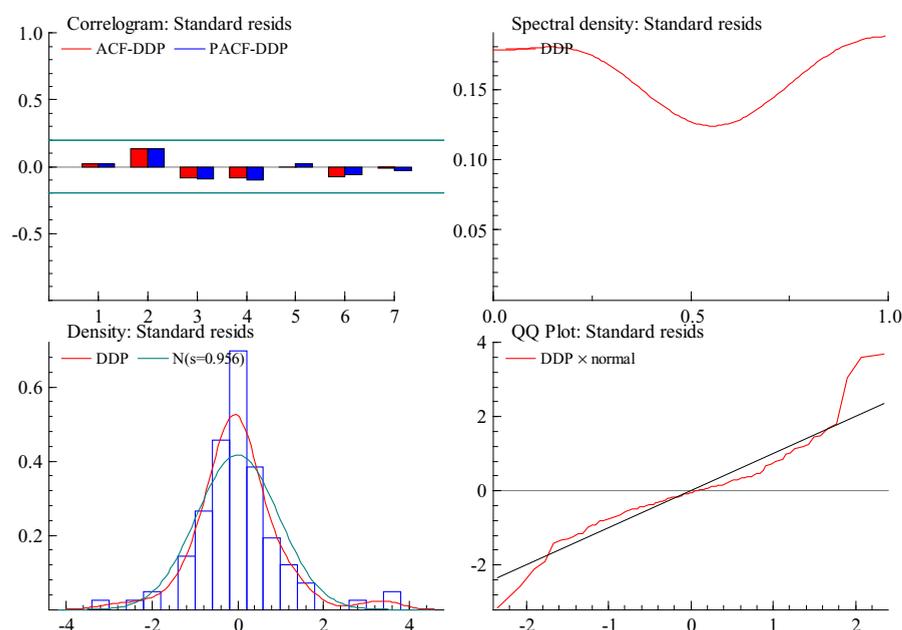
Fonte: elaboração própria.

Tabela 3 – Modelo univariado MS(2)-AR(1) estimado para a taxa real de crescimento da despesa primária, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (\*).

Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística t de student
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			
$p_1$	0,733	$p_2$	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	

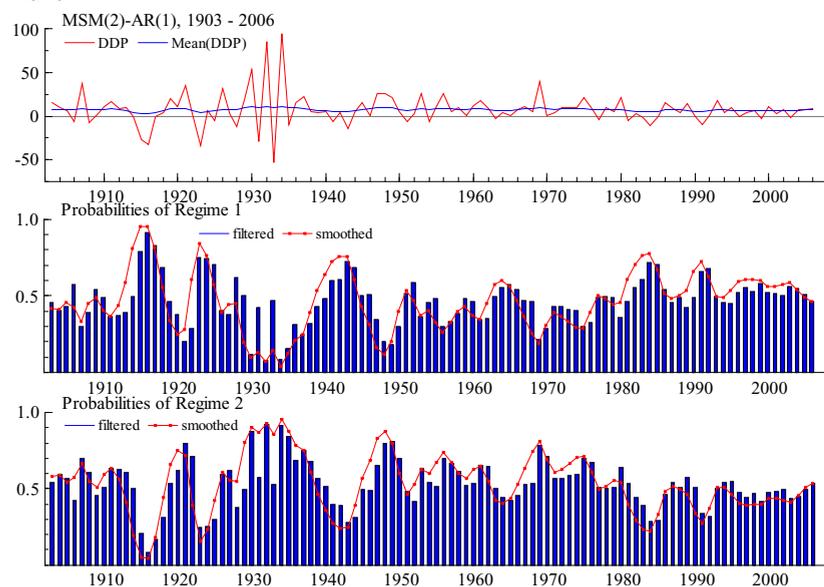
\* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 10%.  
Fonte: elaboração própria.

Gráfico 6 – Modelo estimado para a taxa real de crescimento da despesa primária: propriedades dos resíduos padronizados.



Fonte: elaboração própria.

Gráfico 7 – Probabilidades filtradas e suavizadas: taxa real de crescimento da despesa primária



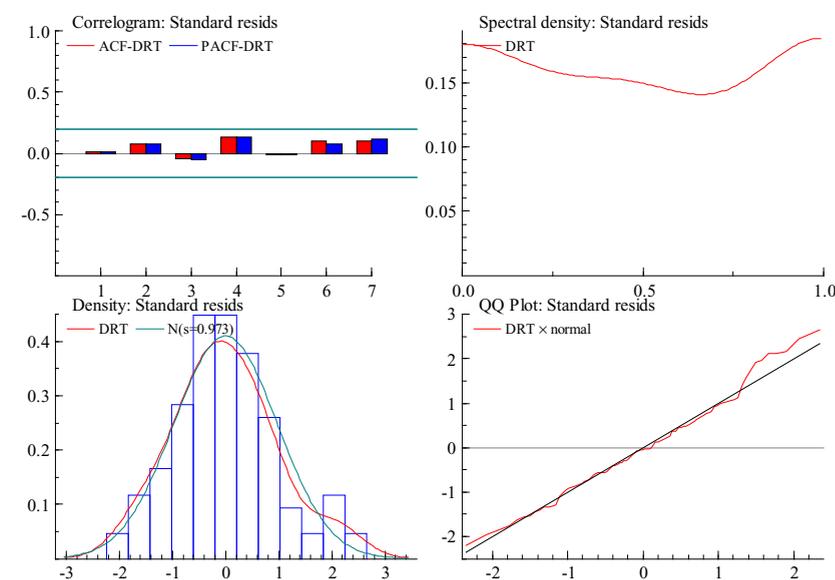
Fonte: elaboração própria.

Tabela 4 – Modelo univariado MS(2)-AR(1) estimado para a taxa real de crescimento da receita tributária total, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (\*).

Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística t de student
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			
$p_1$	0,9337	$p_2$	0,0663
$p_2$	0,2584	$p_1$	0,7416
Propriedades dos Regimes	Probabilidade Incondicional	Duração Média (anos)	
Regime 1	0,7959	15,09	
Regime 2	0,2041	3,87	

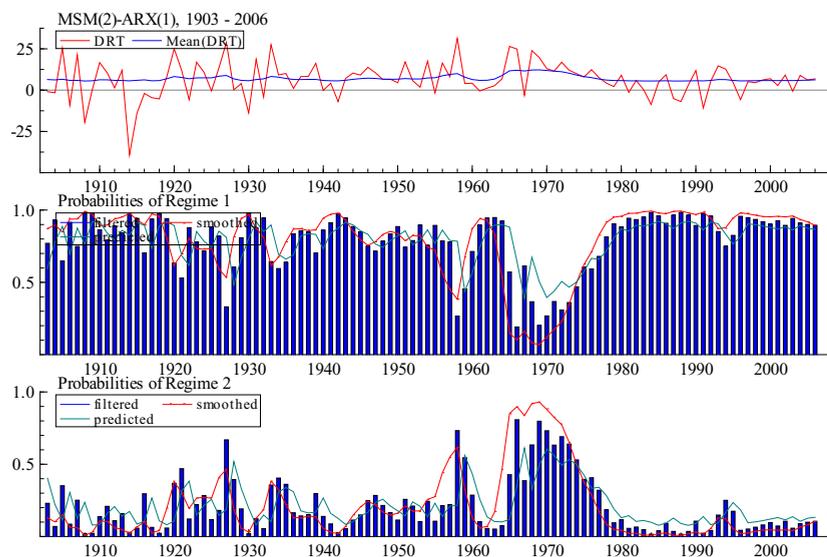
\* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 1%.  
Fonte: elaboração própria.

Gráfico 8 – Modelo estimado para a taxa real de crescimento da receita tributária total: propriedades dos resíduos padronizados.



Fonte: elaboração própria.

Gráfico 9 – Probabilidades filtradas e suavizadas: taxa real de crescimento da receita tributária total



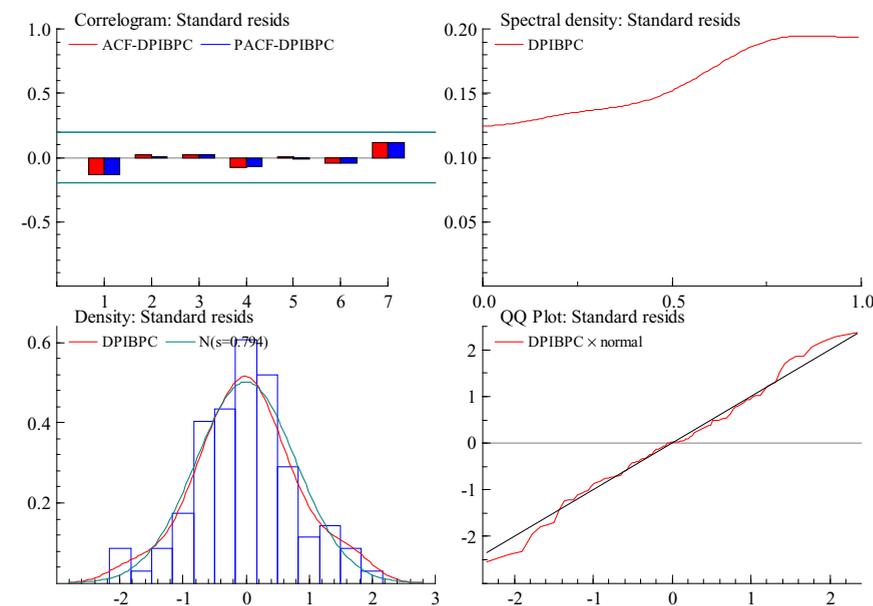
Fonte: elaboração própria.

Tabela 5 – Modelo univariado MS(2)-AR(1) estimado para a taxa real de crescimento do PIB per capita, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (\*).

Coefficientes	Estimativa	Desvio-padrão	Estatística t de student
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			
$p_1$	0,6905	$p_2$	0,3095
$p_2$	0,2507	$p_1$	0,7493
Propriedades dos Regimes		Probabilidade Incondicional	
Regime 1	0,4475	Duração Média (anos)	3,2300
Regime 2	0,5525		3,9900

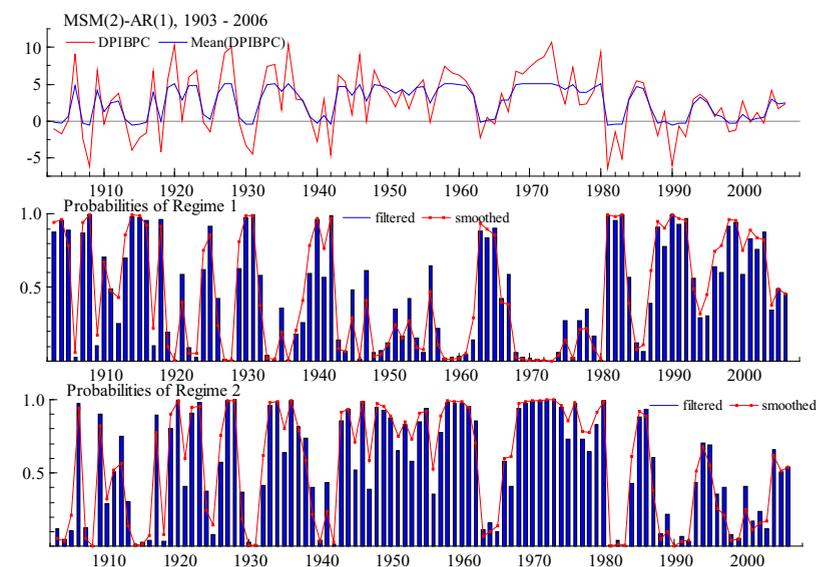
\* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 10%.  
Fonte: elaboração própria.

Gráfico 10 – Modelo estimado para a taxa real de crescimento do PIB per capita: propriedades dos resíduos padronizados.



Fonte: elaboração própria.

Gráfico 11 – Probabilidades filtradas e suavizadas: taxa real de crescimento do PIB per capita



Fonte: elaboração própria.

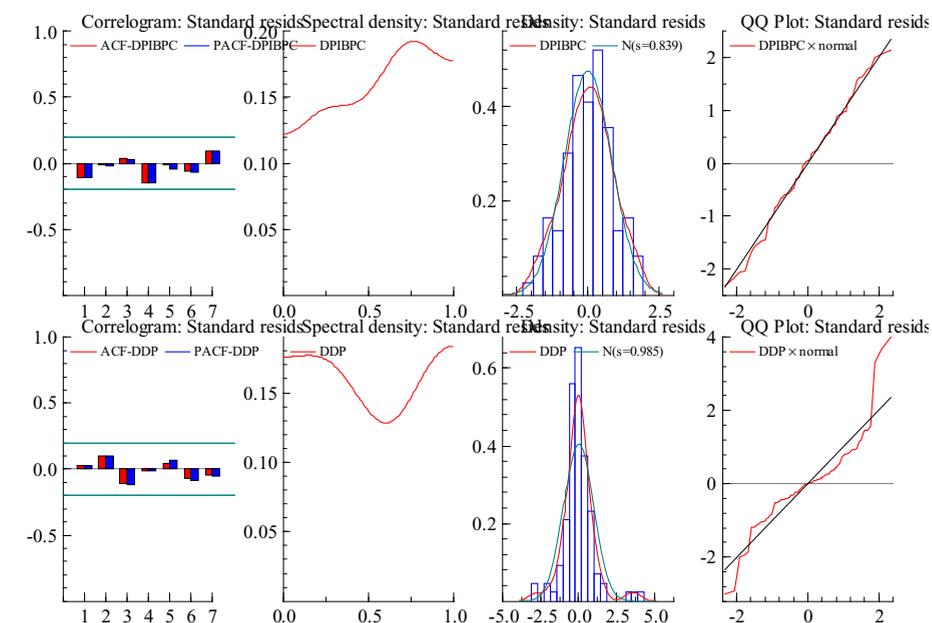
Tabela 6 – Modelo multivariado MS(2)-VAR(1) estimado para a taxa real de crescimento do PIB per capita e taxa real de crescimento da despesa primária, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (\*). Estatística t-student em parênteses.

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		
$p_1$	0,7999	$p_2$ 0,2001
$p_2$	0,2067	$p_1$ 0,7933
Propriedades dos Regimes	Probabilidade Incondicional	Duração Média (anos)
Regime 1	0,5081	5,00
Regime 2	0,4919	4,84

\* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 5%.

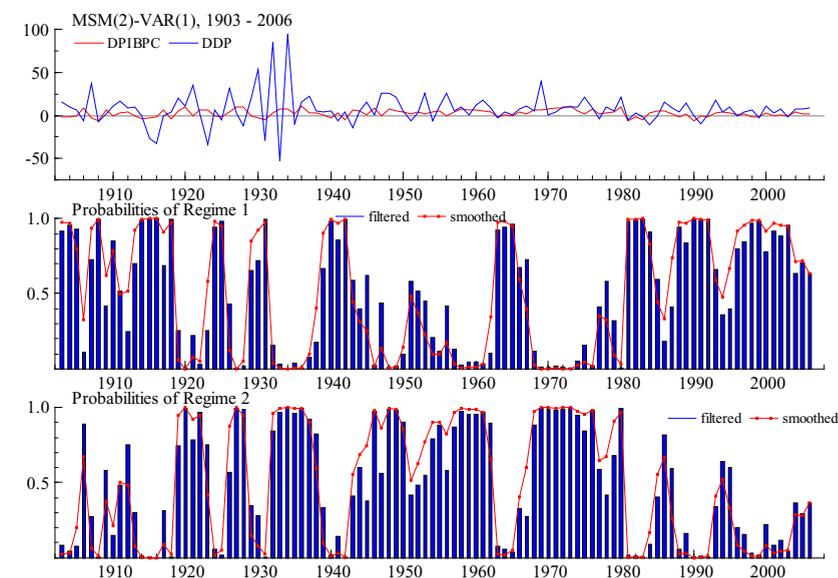
Fonte: elaboração própria.

Gráfico 12 – Propriedades dos resíduos padronizados para cada uma das equações do modelo multivariado estimado



Fonte: elaboração própria.

Gráfico 13 – Probabilidades filtradas e suavizadas: modelo MS (2)- VAR (1)



Fonte: elaboração própria.

