

Marzo 2019 - ISSN: 1696-8352

A COORDENAÇÃO POLÍTICA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DO REGIME DE DOMINÂNCIA VIGENTE NO PERÍODO 2006-2018

Andrey Luis dos Santos Robinson¹
Luana Rigo²
Bruno Rodrigues Pereira³
Daniel Arruda Coronel⁴
Universidade Federal De Santa Maria

Para citar este artículo puede utilizar el siguiente formato:

Andrey Luis dos Santos Robinson, Luana Rigo, Bruno Rodrigues Pereira y Daniel Arruda Coronel (2019): "A coordenação política brasileira: uma análise do regime de dominância vigente no período 2006-2018", Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana, (marzo 2019). En línea:

<https://www.eumed.net/rev/oel/2019/03/coordenacao-politica-brasil.html>

Resumo: Este trabalho investigou qual regime vigente de dominância, fiscal (DF) ou monetária (DM), predominou na economia brasileira, entre janeiro de 2006 e fevereiro 2018. Neste sentido, utilizou-se a modelagem econométrica com Vetores Autorregressivos (VAR), além de um modelo complementar com mudança de regime no sentido de Markov (MS), como uma alternativa às variáveis *dummy*. A base de dados é mensal e composta por Necessidade de Financiamento do Setor Público, Dívida Líquida do Setor Público, Taxa de Câmbio, M1, IPCA, Expectativas de Inflação, Selic. Os resultados encontrados através do choque de um desvio padrão nos canais de investigação do tema, isto é, a Dívida Líquida do Setor Público e a Taxa Selic de um modelo VAR sugerem que a autoridade monetária não é totalmente independente, apesar de controlar as expectativas inflacionárias. Os resultados encontrados no modelo MS reforçam os encontrados no VAR e sugerem a existência de dois regimes distintos na economia brasileira, o primeiro prevalecendo em momentos de estabilidade e o outro, em momentos de crise. Assim, por conta da relação entre as variáveis, não é possível concluir que a economia brasileira esteja em um regime de DF.

Palavras-chave: Dominância Fiscal. Gastos Públicos. Inflação. Brasil. Vetor Autorregressivo.

THE BRAZILIAN POLITICAL COORDINATION: ANALYSIS OF THE REGIME OF DOMINANCE CURRENT IN THE PERIOD 2006-2018

Abstract: This work investigated which current regime of dominance, fiscal or monetary, predominated in Brazilian economy between January, 2006 and February, 2018. In this sense, we used the econometric model with Autoregressive Vectors (VAR), besides a complementary model with change of regime in the sense of Markov (MS), as an alternative of the dummy variables. The database was monthly and composed by the Public Sector Borrowing Requirements, Public Sector Net Debt, Exchange Rate, M1, IPCA, Inflation Expectations, Selic. The results found through the standard deviation shock in the investigation channels of the theme, that is, the Public Sector Net Debt and the Selic rate of a VAR model suggest that the monetary authority is not completely independent, although controlling the inflationary expectations. The results found in the MS model reinforce the results found at VAR, and suggest the existence of two distinct regimes in Brazilian economy, the first

prevailing in moments of stability and the other in moments of crisis, even though, because of the relation between the variables, it is not possible to conclude that the Brazilian economy is in a regime of fiscal dominance.

Keywords: Fiscal Dominance, Public Spending, Inflation, Brazil, Autoregressive Vector.

1 INTRODUÇÃO

A relação entre política fiscal e monetária é amplamente discutida no mundo inteiro por *policy makers*, tanto por possuir objetivos quanto por usar instrumentos diferentes. A falta de coordenação entre essas políticas pode levar a resultados antagônicos, como a restrição de um instrumento em detrimento do outro. Para Fonseca (2011), a política monetária se propaga pela economia através dos mecanismos de transmissão até ocasionar alterações na taxa de inflação. No Brasil, após implantação do regime de metas de inflação, em 1999, a política monetária começou a ter na taxa de juros (SELIC) o seu principal instrumento para controlar o nível dos preços da economia. A política fiscal, conforme Moreira e Carvalho (2013), é o conjunto de operações relacionadas aos dispêndios do Estado bem como o montante de recursos obtidos para financiamento das atividades. Por esse motivo, uma expansão dos gastos do governo pode levar ao aumento dos níveis de preço da economia, e um dos principais canais de transmissão da política fiscal é a dívida pública do Estado.

Em 2011, Dilma Rousseff assumiu a presidência do Brasil e consolidou a *Nova Matriz Econômica (NME)*, ou seja, um forte conjunto de medidas intervencionistas “que combinavam política monetária com redução da taxa de juros e política fiscal com dirigismo no investimento, elevação dos gastos, concessão de subsídios e intervenção nos preços (BARBOSA, p. 52, 2017)”. O resultado foi uma forte recessão. Entre 2015 e 2016, o Produto Interno Bruto (PIB) cresceu aproximadamente -7%. O déficit primário do setor público, em 2016, foi registrado acima de R\$ 155,3 bilhões. Entre o final de 2015 e o início de 2016, com a taxa de juros acima de 13%, buscava-se controlar uma inflação próxima de 10%, cujo retorno para a meta de 4,5% ocorreria apenas em abril de 2017.

Tendo em vista os regulares aumentos na taxa de juros que perseguiram a inflação com intuito de trazê-la para o centro da meta durante todo o período de crise, questiona-se, portanto, a capacidade de a autoridade monetária controlar os níveis de preços da economia brasileira. Segundo Giambiagi (2011), a maneira como foi conduzida a política fiscal brasileira a partir de 2006 e, em específico, 2011/2012, com a consolidação da NME, obteve como resultado a piora substancial das contas públicas brasileiras no período recente. A política monetária efetuada em 2012 reduziu a credibilidade do Banco Central, visto que, naquela época, baixava-se a taxa de juros quando a inflação começava a acelerar (BARBOSA, 2017). “A fragilidade das contas públicas pode ser considerada como um importante indicador do regime de dominância vigente, uma vez que reflete as atitudes do governo central (NOBREGA; MAIA; BESSARIA 2015, p.4)”.

Desta forma, este trabalho pretende investigar se a economia brasileira, entre janeiro de 2006 e fevereiro de 2018, apresentou comportamento monetário dominante (DM) ou fiscal dominante (DF). Para tal, utilizam-se as funções de impulso-resposta de um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), e os choques de um desvio padrão direcionam-se para os canais de análise acerca do tema, isto é, a taxa Selic e a Dívida Líquida do Setor Público, conforme enfatiza a literatura. Além disso, é utilizado um modelo com mudança de regime no sentido de Markov (MS), porque esse procedimento econométrico permite trabalhar com a quebra estrutural das variáveis, e assim, através das

probabilidades de transição definidas endogenamente no modelo, verificar se houve, e quando houve mudança no estado das variáveis de interesse.

Deste modo, esta pesquisa é importante porque atualiza a literatura com evidências empíricas acerca do tema, em um período em que a capacidade do Estado em fazer políticas e controlar a inflação foi questionada. Nesse contexto, conhecer o regime, fiscal ou monetário, dominante na economia brasileira, entre 2006 e 2008, auxilia na compreensão dos problemas enfrentados pela economia, e também, na formulação de soluções através de políticas públicas.

Para atingir os propósitos desta pesquisa, além desta introdução, neste trabalho constam cinco seções. A seção 2 contém o referencial teórico. A seção 3 é dedicada à metodologia utilizada. Na seção 4, constam os resultados encontrados e, por fim, as conclusões são tratadas na seção 5.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A discussão sobre os regimes fiscal e monetário dominante remetem a Sargent e Wallace (1981), que identificaram um efeito particular na política monetária. Para os autores, mediante certas circunstâncias, o controle da autoridade monetária sobre o nível de inflação pode ser muito limitado embora o nível de preços e a base monetária permaneçam interligados. Se não houver coordenação entre política fiscal e monetária, a política fiscal utilizada de maneira equivocada pode tornar ineficazes os mecanismos da política monetária para controle ou manutenção da inflação. Na dominância monetária (DM), a política monetária domina a política fiscal, e, nesse esquema de coordenação, a autoridade monetária atua de forma independente, define a base monetária para os períodos e anuncia para a autoridade fiscal quanto de receita ela vai obter através de senhoriagem, cabendo à autoridade fiscal condicionar uma combinação ótima entre receita oriunda de títulos e senhoriagem para manter estável a razão dívida/PIB. Já a dominância fiscal (DF) ocorre quando a política fiscal atua de forma independente e pode estabelecer uma relação de repressão sobre a política monetária. Nesse caso, a autoridade fiscal anuncia todos os déficits possíveis ao definir o seu horizonte de planejamento e determina o montante de receita necessária através da venda de títulos e senhoriagem. Sendo assim, caso a autoridade fiscal não consiga cobrir os déficits com a venda de títulos, a autoridade monetária é forçada a monetizar a dívida e consentir com a inflação adicional. Nessa concepção, a inflação ainda é tratada como fenômeno exclusivamente monetário, pois a autoridade monetária precisa “criar dinheiro” para cobrir os crescentes déficits da autoridade fiscal.

Em meados da década de 1990, um grupo de pesquisadores questionou a capacidade de uma autoridade monetária independente ser responsável pela estabilidade nos preços. Seguindo as interpretações de autores como Sims (1994) e Woodford (1994), o instrumento de política monetária não é suficiente para controlar os níveis de preços da economia. A Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) leva esse nome porque é a taxa de crescimento dos títulos do governo que influencia os níveis de preço do sistema econômico.

Para Mendonça (2003), na teoria tradicional de Sargent e Wallace, uma política monetária austera praticada pelo Banco Central seria condição suficiente para obter uma política fiscal adequada. A TFNP se distingue dessa versão na forma como é interpretada a restrição orçamentária

intertemporal da autoridade fiscal. Ou seja, na concepção de Sargent e Wallace, a restrição da autoridade fiscal satisfaz-se com títulos emitidos, coleta de tributos ou, para qualquer nível de preços, o uso de senhoriação, assim, os valores presentes das receitas e gastos são igualados e o orçamento mantém-se equilibrado. Porém, na TFNP, o valor contemporâneo da restrição orçamentária corresponde a uma condição de equilíbrio e não a uma restrição sobre a política, portanto, quando há mudança no equilíbrio da autoridade fiscal, o nível dos preços se move de maneira a equilibrar o sistema novamente.

Os superávits primários ocupam distintas atribuições no regime de dominância monetária e no regime de dominância fiscal. Conforme Gadelha e Divino (2008), no regime fiscal ricardiano (regime de dominância monetária), os superávits primários são originados para não ocasionar distorções fiscais para qualquer trajetória do nível de preços no tempo. Por outro lado, no regime fiscal não-ricardiano (regime de dominância fiscal), os superávits primários são ocasionados casualmente, sem a preocupação de se manter a trajetória da dívida pública constante.

Os trabalhos de Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) encontraram evidências de DF no Brasil, em 2002, destacando a probabilidade de *default* da dívida pública e as consequências sobre o câmbio e a inflação. Para chegar a essas conclusões, os autores elaboram um modelo para uma economia aberta e incorporam uma situação onde a política monetária contracionista tem seu efeito anulado pela depreciação cambial.

De acordo com Blanchard (2004), nos modelos convencionais de economia aberta, o aumento na taxa de juros reduz a inflação por meio de dois canais: *i*) redução na demanda agregada, consequência do menor investimento e consumo; *ii*) e taxa de câmbio, em razão da maior procura por títulos públicos que, por conta da maior rentabilidade, resulta em maior fluxo de entrada de capital estrangeiro, e, nesse contexto, o câmbio irá apreciar e a inflação reduzir.

No entanto, quando a economia é conduzida dentro de um regime com metas inflacionárias, a política monetária contracionista, cujo propósito é trazer a inflação para o centro da meta, pode ser vista com maus olhos pelos investidores porque deixa o serviço da dívida mais elevado, nesse caso, os investidores percebem o aumento da probabilidade de *default* da dívida e procuram investimentos novos no estrangeiro. Assim, a fuga de capitais irá provocar depreciação na taxa de câmbio, e, como parcela da dívida pública é indexada em moeda estrangeira, a desvalorização cambial eleva ainda os níveis do endividamento. Essa dinâmica afeta as expectativas de inflação dos agentes e se repete de modo a formar um círculo vicioso que estimula a dinâmica inflacionária da economia (BLANCHARD, 2004).

Assim, sob a hipótese de DF, a questão gira em torno das condições necessárias que fazem que aumentos na taxa de juros provoquem depreciação na taxa de câmbio e não apreciação cambial. Se o investidor interpretar a situação fiscal do país como desfavorável, os efeitos de uma política monetária contracionista vão ser anulados pelos efeitos na depreciação cambial e mais uma vez o cenário de DF é construído. A seguir, a Tabela 1 apresenta uma síntese dos trabalhos que abordaram o tema no Brasil.

Tabela 1 – Resumo dos trabalhos sobre DF e DM

Autor (es)	Metodologia empregada	Intervalo	Resultado
Tanner e Ramos (2003)	VAR	1990-2001	DM
Fialho e Portugal (2005)	VAR/MS-VAR	1994-2004	DM
Ázara (2006)	AR	1999-2005	DF
Aguiar (2007)	VAR	1999-2006	DM
Ornellas e Portugal (2011)	DSGE	1999-2009	DF
Bresseira e Araújo (2009)	VECM	2003-2009	DM
Ferreira (2015)	VAR	2003-2013	DM
Nobrega, Maia e Besarria (2014)	VAR/MS-VAR	2003-2015	DF

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com a Tabela 1, os modelos VAR são amplamente utilizados para verificar as hipóteses acerca do presente tema, e de um modo geral, observa-se predomínio do regime monetário dominante na economia brasileira, apesar de haverem períodos com dominância fiscal. Nesse ponto, Andretta (2016) destaca que, em certos períodos, a economia brasileira passa por situações que tangenciam um regime fiscal dominante, enquanto Ornellas e Portugal (2011) argumentam que existe na economia brasileira um baixo grau de dominância fiscal, o que possibilita à autoridade monetária combater a inflação.

Diante disso, a próxima seção apresenta a base de dados, e os modelos VAR e MS utilizados neste trabalho.

3 METODOLOGIA

Essa seção apresenta a metodologia e a base de dados apresentados no presente trabalho, conforme sugere a literatura acerca do tema.

3.1 Vetor Autorregressivo

Os modelos de VAR surgiram a partir da crítica feita por Sims (1980), na década de 1980, aos modelos econométricos até então. Basicamente, o modelo VAR reproduz a evolução das variáveis de interesse sobre o mesmo período de tempo como uma função linear de suas relações passadas, dessa forma, tal modelagem possibilita submeter as relações dinâmicas das variáveis a um choque exógeno. Esse procedimento auxilia no entendimento das relações contemporâneas das variáveis (MAIA, 2001). Nesse sentido, é regular o uso dos modelos VAR para estudar as relações de cunho macroeconômico. A forma reduzida do VAR(p)-padrão é apresentada da seguinte forma:

$$x_t = v + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que: x_t representa um vetor ($nx1$) com todas variáveis inseridas do modelo VAR; o vetor ($nx1$) de intercepto é representado por v ; $A_i, i = 0,1,2, \dots, k$. correspondem às matrizes de coeficientes (nxn); ε_t é o vetor de resíduos ($nx1$).

3.2 Procedimentos Econométricos

A especificação do modelo passou primeiramente pelos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado(ADF) e Ng-Perron, sob a hipótese nula de que as variáveis apresentam raiz unitária (não é estacionária). O teste ADF é conhecido por se tratar de um teste de baixa potência estatística, tendendo a aceitar a hipótese nula, mesmo quando essa é falsa. Conforme Maddala e Kim (1998), o teste de Ng-Perron é uma análise que busca corrigir esses problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Phillips-Perron(PP) e Dickey-Fuller, tornando os resultados mais robustos.

Fez-se necessário também aplicar o teste de cointegração de Johansen. As variáveis cointegradas levam como característica a extensão da influência sofrida por seus caminhos no tempo. De acordo com Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1991), é possível saber a quantidade de vetores de cointegração a partir da “estatística Max” (λ_{max}) e da “estatística do Traço” ($\lambda_{traço}$). A estatística do traço testa a hipótese nula de que o número de distintos vetores cointegrantes é igual a r , contra a alternativa geral. Já a estatística Max testa a hipótese nula de os vetores cointegrantes ser igual a r , contra a alternativa $r + 1$ vetores cointegrantes.

3.3 Modelo com mudança de regime Markoviano

Os modelos com mudança de regime de Markov (MS) foram introduzidos por Hamilton (1989) e são aplicados a séries que apresentam mudanças ao longo do tempo (PIPPER, 2004). Tal modelagem não presume que as mudanças de estado sejam eventos determinísticos, e a ideia aqui representada implica que, entre um regime e outro, existe uma probabilidade de transição que é determinada endogenamente pelos modelos MS (MENDONÇA; SANTOS ; SACHIDA, 2009).

Com o objetivo de verificar em qual período houve mudanças nas relações entre as variáveis, utilizou-se um modelo econométrico para averiguar o comportamento da DLSP ao longo do tempo. Alternativamente, as quebras estruturais poderiam ser tratadas de forma exógena através da utilização de variáveis *dummy*, entretanto é muito difícil saber em qual momento ocorrem tais quebras, pois, “mesmo no caso improvável de o pesquisador ‘acertar’ a data exata da(s) quebra(s) relevante(s) bem como o período de duração das quebras, a introdução de *dummies* não resolve problemas relacionados à mudança de regimes na variância dos erros do modelo (MENDONÇA; SANTOS ; SACHIDA, 2009)”. Assim, o modelo econométrico estimado é descrito como se segue:

$$\ln(dlsp) = \beta_0 + \beta_1 \ln(M1) + \beta_2 \ln(nfsp) + \beta_3 \ln(Selic) \quad (2)$$

Para obter uma compreensão com a utilização do modelo MS neste trabalho, conforme se verificou no referencial teórico, uma economia fiscal dominante se comporta de maneira diferente de uma economia monetária dominante. Nesse sentido, pode-se refletir sobre dois regimes distintos, que podem se intercalar ao longo do tempo sem que seja possível ter certeza de qual regime é

predominante em cada período específico. De acordo com Pippenger (2004), essa alternância entre os regimes é um evento probabilístico, assim, utiliza-se uma matriz quadrada ($N \times N$) para armazenar as probabilidades, denominada de *matriz de transição* representada por (P), que tem a seguinte forma:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Em que p_{11} é a probabilidade de permanecer no regime 1 estando no regime 1, $1 - p_{22}$ denota a probabilidade de transitar do regime 1 para o regime 2. Para a segunda linha, o raciocínio é similar.

3.4 Fonte de dados

As séries temporais utilizadas neste trabalho têm periodicidade mensal e abrangem o período entre janeiro 2006 e fevereiro de 2018 da economia brasileira, totalizando 146 observações.

Quadro 1– Séries de interesse

Série	Variável	Unidade de Medida	Fonte
Dívida Líquida do Setor Público	DLSP	(%) PIB	Banco Central
Necessidade de Financiamento do Setor Público	NFSP	(%) PIB, sem desvalorização cambial.	Banco Central
Expectativa de inflação	EXPI	Índice	IPEAdata
Índice de Preços	IPCA	Índice	IPEAdata
Taxa de Câmbio Efetiva Real	CÂMBIO	Índice	IPEAdata
Base monetária	M1	(%) do PIB	IPEAdata
Taxa de Juros	SELIC	(%)	IPEAdata

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Dívida Líquida do Setor Público consolida o endividamento líquido do setor público não financeiro e do Banco Central do Brasil (BCB) junto ao sistema financeiro, setor privado não financeiro e resto do mundo (Banco Central, 2018).

A Necessidade de Financiamento do Setor Público nominal é calculada a partir da variação mensal da Dívida Fiscal Líquida e contém o fluxo acumulado nos doze meses (Banco Central, 2018).

A Expectativa de Inflação está disponível no Sistema de Expectativas de Mercado do Banco Central e é calculada através de coleta de projeções elaboradas por um agregado de instituições atuantes no mercado financeiro em geral (IPEAdata, 2018).

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor amplo (IPCA) é calculado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e reflete a variação do custo de vida das famílias com renda mensal de 1 a 40 salários mínimos, residentes de regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo, além dos municípios de Campo Grande e Goiânia (Banco Central, 2018).

A Taxa de Câmbio Efetiva Real é uma medida de competitividade das exportações dada pela cotação do real em relação às moedas dos quinze principais mercados, ponderada pela participação desses países no total das exportações brasileiras (Banco Central, 2018).

A base monetária ou M1 é o papel moeda em poder do público somados os depósitos à vista (IPEAdata, 2018).

A Taxa Selic é a taxa média ajustada dos financiamentos diários apurados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic) para títulos federais (IPEAdata, 2018).

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Previamente à estimação do modelo, todas as variáveis foram transformadas em seus logaritmos naturais para obter suas respectivas elasticidades e estabilizar a variância. Logo após, verifica-se se as séries de dados possuem raiz unitária, e, para tal, foram utilizados os métodos Dickey-Fuller Aumentado e NG-Perron. De maneira geral, os testes demonstraram que as séries são não estacionárias a 5% e 1%. Os resultados estão apresentados no Quadro 2.

QUADRO 2- Resultado dos testes ADF e NG-PERRON

VARIÁVEIS	ADF ESTATÍSTICA	VALOR P	NG-PERRON			
			MZ_{α}	MZ_{β}	MSB	MPT
CÂMBIO	-0.966381	0.2975	-2.81450	-1.06138	0.37711	28.7948
DLSP	1.657646	1.0000	0.71756	0.35162	0.49002	63.1512
M1	-1.427925	0.8497	-0.53830	-0.32532	0.60435	75.3145
NFSP	-1.588248	0.7941	-2.02341	-0.93032	0.45978	40.6112
SELIC	-0.849578	0.3466	0.38409	0.20532	0.53457	22.4921
EXPI	-2.578585	0.0993	0.43651	0.41420	0.94888	56.5524
IPCA	-1.624821	0.0982	-6.99485	-1.85246	0.26483	13.0537

Fonte: Elaborado pelos autores

Após inserir as variáveis no modelo, foi delimitado o número de defasagens com base nos testes de Likelihood Ratio Test (LR), Final Prediction Error (FPE), Akaike Informaion Criterion (AIC), Shwartz Critério (SC) e Hannan-Quinn Information Criterion (HQ). O teste LR indicou 4 *lags*, enquanto FEP, AIC, SC e HQ sugeriram 2 *lags*, os resultados estão na tabela 2.

Tabela 2 – Critério de Lags

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	505.7209	NA	4.29e-11	-6.845491	-6.722877	-6.795671
1	1674.548	2225.574	7.82e-18	-22.36366	-21.50537	-22.01492
2	1767.378	169.1296	3.60e-18*	-23.14217*	-21.54818*	-22.49449*
3	1799.394	55.69979	3.82e-18	-23.0876	-20.75793	-22.141
4	1834.930	58.90164*	3.89e-18	-23.08124	-20.01589	-21.83571
5	1856.383	33.79493	4.84e-18	-22.88195	-19.08092	-21.33751

Fonte: Elaborado pelos autores

*número indicado de defasagens

O número ótimo de defasagens foi selecionado após verificar a existência ou não de autocorrelação serial no modelo, e, para tal, foi utilizado o teste de autocorrelação residual LM, conforme a Tabela 3, onde foi rejeitada a presença de autocorrelação residual para 2,4 e 5 lags.

Tabela 3 – Teste LM

Lags	Estatística LM	Prob
1	49.26935	0.0693
2	38.48440	0.3577*
3	59.80623	0.0076
4	44.86558	0.1476*
5	40.66986	0.2722*

Fonte: elaborado pelos autores

*ausência de autocorrelação residual

Dessa forma, foi escolhido o modelo com 2 lags, que também é indicado pela maioria dos testes na Tabela 2 (FPE, AIC, SC e HQ). Além disso, após verificar que o modelo é não estacionário (QUADRO 2) e definir o número de defasagens utilizadas, foi necessário verificar se as variáveis cointegram, e, nesse caso, foi efetuado o Teste de Cointegração de Johansen, Tabela 4.

Tabela 4 – Teste de Johansen

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	4	4	4	6
Max-Eig	1	2	2	1	1

Fonte: Elaborado pelos autores

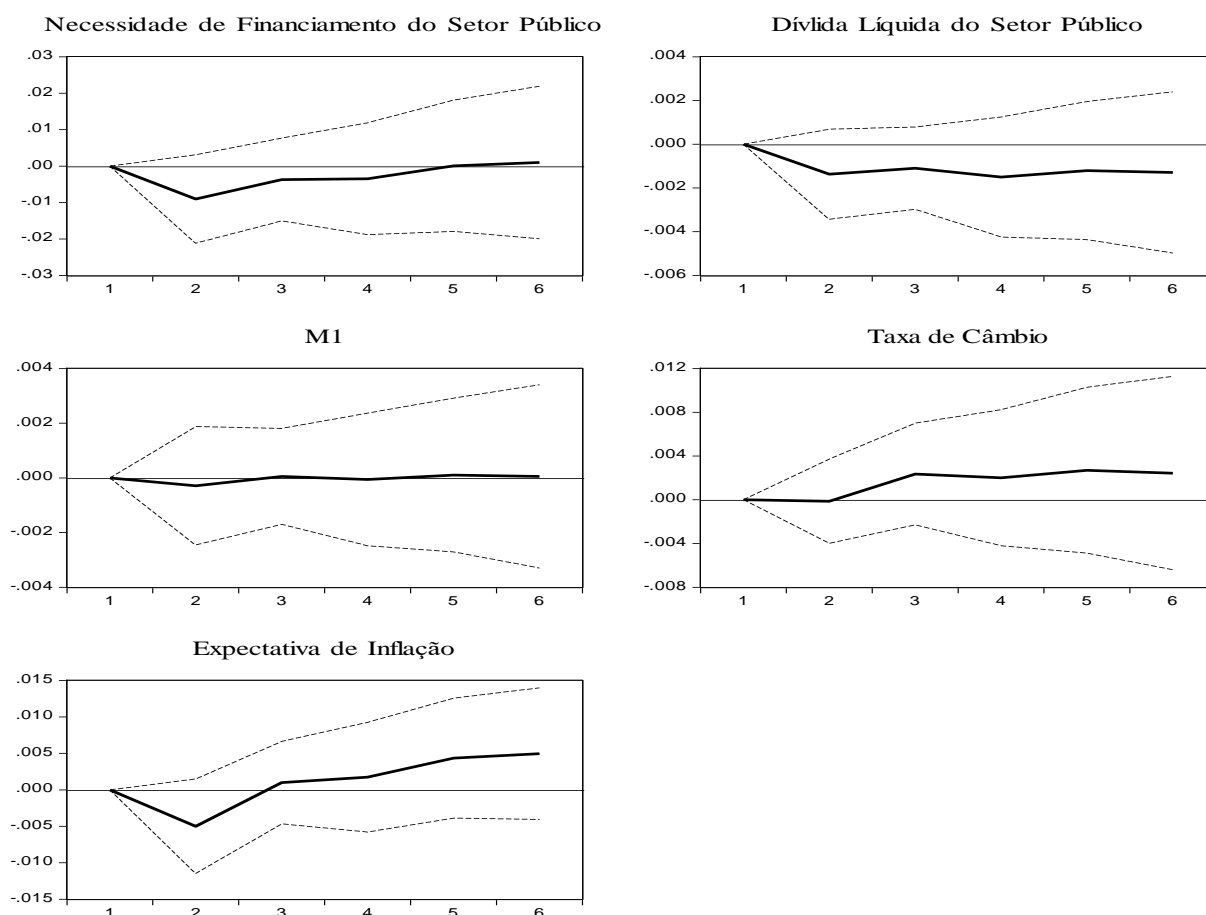
Considerando que todas as variáveis do modelo são não estacionárias e que, de acordo com os testes Trace e Max-Eig, elas cointegram ao menos uma vez em ambos os testes, portanto, o modelo estimado será em nível porque existe pelo menos um vetor que garante o equilíbrio de longo prazo no modelo.

Ademais, as funções de impulso-resposta de um VAR serão direcionadas aos canais de investigação das relações de DF e DM, tal como sugere a literatura sobre esse tema. Sendo assim, foram analisados os efeitos do impulso de um desvio padrão na taxa dlsp e na Selic sobre as demais

variáveis ao longo de seis períodos. A Figura 1 contém os efeitos do choque de um desvio padrão sobre a Selic nas demais variáveis. A Selic no período possui média de 2,5 e desvio padrão de 0,318, portanto o choque é de 0,318 pontos percentuais.

A Figura 1 sugere a existência de uma autoridade monetária incapaz de reduzir a base monetária da economia. De acordo com a teoria macroeconômica convencional, o aumento da taxa de juros, ou política monetária contracionista, reduz a base monetária da economia com objetivo de reduzir a demanda agregada e controlar a inflação. Tal resultado não é observado na Figura 1, onde a política monetária permanece praticamente constante durante todos os seis períodos. O choque na Selic reduz as expectativas de inflação nos primeiros dois períodos. A reversão do sinal de negativo para positivo e a tendência crescente entre o terceiro e o sexto período sugere que os agentes modificaram as expectativas inflacionárias de modo a incorporar a não redução da base monetária, ou seja, a política monetária contracionista não consegue controlar as expectativas dos agentes durante todos os seis períodos.

Figura 1 – Resposta ao impulso na Selic



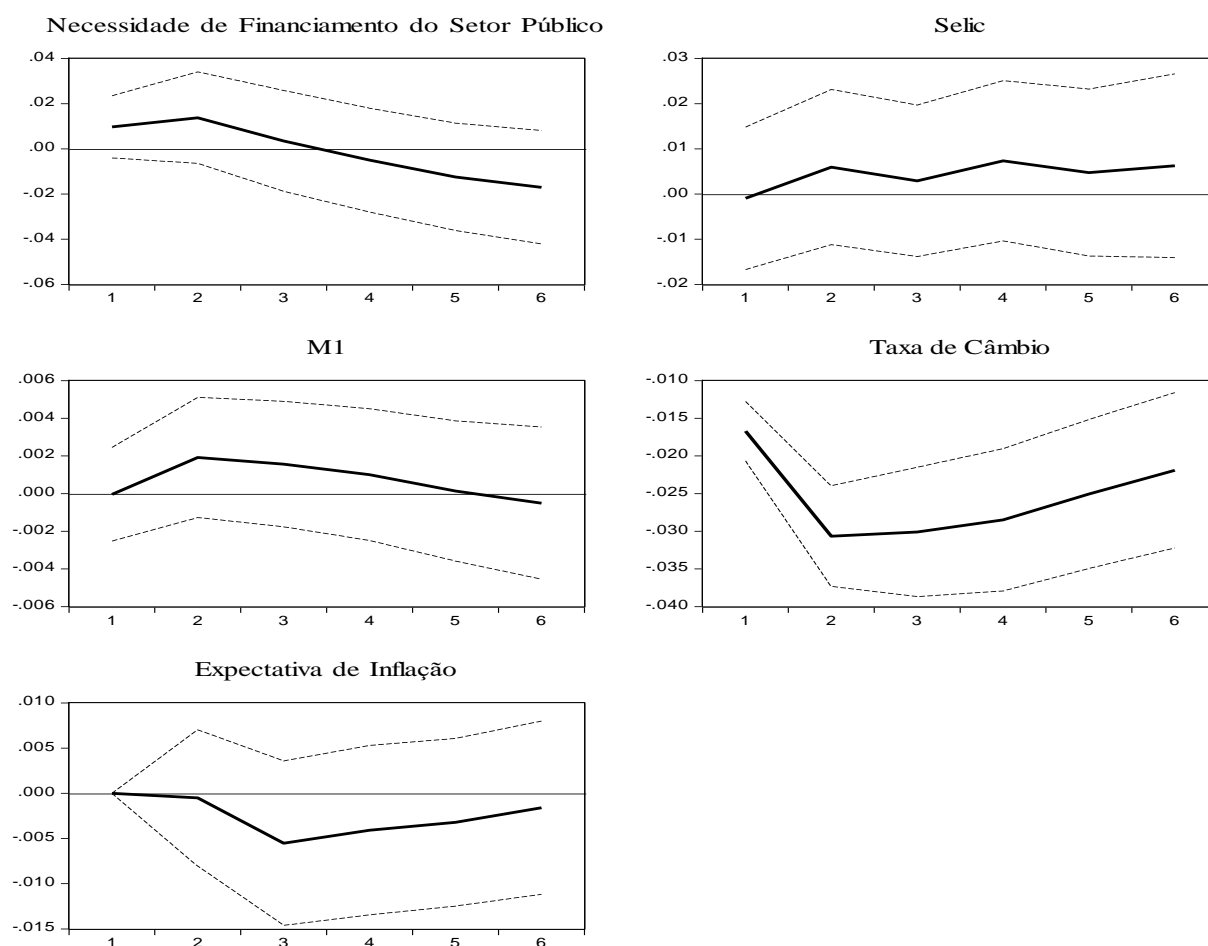
Fonte: Elaborado pelos autores

Quando o incremento na taxa de juros é elevado, a teoria macroeconômica prevê que a taxa de câmbio irá apreciar por conta da entrada de capital estrangeiro na busca de maior rentabilidade

dos títulos públicos. Na DF no sentido de Blanchard (2004), os agentes econômicos entendem que o aumento da taxa de juros deixa o serviço da dívida mais elevado, e o receio de *default* da dívida provoca a fuga de capitais para o exterior e a taxa de câmbio acaba depreciando. A depreciação cambial, consequência da fuga de capitais, anularia os efeitos previstos da política monetária contracionista. Na Figura 1, a depreciação cambial, a partir do segundo período concomitante à reversão em magnitude das expectativas de inflação no terceiro período, sugerem que a política monetária perdeu credibilidade, ou seja, não consegue provocar uma apreciação cambial como consequência da entrada de investidores estrangeiros na busca da maior rentabilidade dos títulos públicos.

Uma parcela dos títulos da dívida está indexada na Selic de curto prazo, e o aumento da taxa de juros provoca redução tanto da necessidade de financiamento quanto da expansão da dívida pública. Esse comportamento corrobora a ideia de que a política monetária não é independente no período de análise. A Figura 2 contém os efeitos de um choque expansionista na DLSP. No período, a DLSP possui média de 3,7 e o desvio padrão de 0,18. Portanto, o choque é de 0,18 desvios padrão.

Figura 2 – Resposta ao impulso na dlsp



Fonte: Elaborado pelos autores

O impulso na dlsp tem efeito contemporâneo positivo na nfsp, mas, nos primeiros 3 períodos, o governo não consegue realizar o superávit primário, com a reversão ocorrendo após 3 períodos.

Durante todo período, a Selic manteve-se acima da média, e esse resultado sugere que o governo utilizou a taxa de juros para financiar seus gastos. Nesse mesmo contexto, a taxa de câmbio apreciou, o que está de acordo com a teoria macroeconômica em que a apreciação cambial é a resposta da entrada de investidores em busca de maiores rendimentos dos títulos públicos brasileiros, nesse caso, proporcionados pela expansão da dívida concomitante ao aumento na taxa de juros. Esses resultados sugerem que os títulos públicos brasileiros gozam de algum crédito, além de reforçar a ideia de que a autoridade monetária não é totalmente dependente.

No entanto, há o aumento da base monetária, M1, com a expansão da dívida. Esse resultado sugere a existência de um regime fiscal dominante na economia brasileira, tal como a concepção de Sargent e Wallace (1981), em que a expansão da dívida de uma autoridade fiscal está associada a uma expansão da base monetária, fato observado na Figura 2.

As expectativas de inflação diminuem em relação à expansão dos gastos públicos, revelando credibilidade dos títulos da autoridade fiscal, além do comprometimento das autoridades, monetária e fiscal, em controlar as expectativas dos agentes com relação à taxa de inflação.

De maneira geral, os resultados encontrados até o momento sugerem que a autoridade monetária não é totalmente independente da autoridade fiscal. Evidentemente a autoridade monetária consegue controlar as expectativas dos agentes com relação à inflação, no entanto, em níveis mais elevados de dívida, tanto a taxa de juros quanto a base monetária da economia aumentam. Esse resultado é contraditório, porque se espera que a taxa de juros mais elevada reduza a base de moeda da economia e não o contrário. Dito isso, o próximo passo é verificar se houve alguma mudança de estado/regime na conduta da dlsp, entre 2006 e 2018, e, para tal, é utilizado o modelo com mudança de regime de Markov.

4.1 Avaliando a mudança de regime

A Tabela 5 apresenta os resultados obtidos no modelo com mudança de regime. Antes disso, cumpre destacar que todas as variáveis do modelo estão em seus logaritmos naturais, modelo foi estimado em nível, e individualmente as estatísticas t são assintoticamente significantes. Para estimar o modelo, foram considerados dois regimes com objetivo de verificar a presença de DM ou DF na economia brasileira.

Tabela 5 – Resultado da estimativa com mudança de regime

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Prob.
Regime 1			
C	4.237918	0.206546	0.0000*
M1	-0.24606	0.088298	0.0053*
NFSP	0.054616	0.017321	0.0016*
SELIC	0.182732	0.028444	0.0000*
IPCA	-0.34873	0.022862	0.0000*
Regime 2			
C	2.723325	0.347647	0.0000*
M1	0.581633	0.165856	0.0005*
NFSP	0.217416	0.032531	0.0000*
SELIC	0.086902	0.033979	0.0105*
IPCA	-0.41137	0.017374	0.0000*

Fonte: Elaborado pelos autores

* valores estatisticamente significantes a 1%

Em ambos os regimes, o IPCA é negativo, e esse resultado indica que a autoridade fiscal e a autoridade monetária atuam com algum grau de coordenação, pois o aumento da inflação não é um indicativo da dívida.

O sinal positivo da NFSP indica que a trajetória da dívida não é sustentável quando a necessidade de financiamento aumenta a dívida aumenta, sobretudo no segundo regime. O ideal para ter uma trajetória sustentável da dívida seria uma relação negativa entre DLSP e NFSP.

A taxa de juros SELIC tem relação positiva com a dívida. Esse resultado é razoável porque os títulos públicos brasileiros estão indexados na Selic.

O resultado da base monetária, M1, é distinto em ambos os regimes. O sinal do coeficiente no primeiro regime é negativo, enquanto no segundo é positivo, sugerindo que, no primeiro momento, a variação do M1 reduz a dívida e no segundo, aumenta. Tal resultado sugere que há monetização da dívida.

Dando continuidade à análise, a matriz de probabilidade de transição entre os dois regimes é representada na Tabela 6, onde é possível observar que ambos os regimes possuem elevada persistência no tempo.

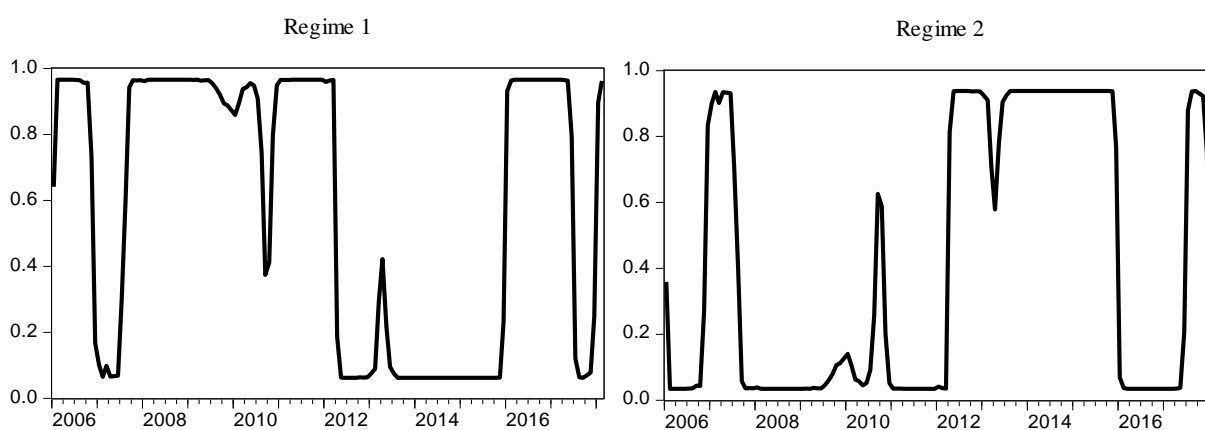
Estando no regime 1, a probabilidade de permanecer no regime atual é de cerca de 96,5%, enquanto a probabilidade de mudança para o regime 2 é de cerca de 3,5%. Encontrando-se no regime 2, a probabilidade de permanecer neste regime é de 93,8%, enquanto a probabilidade de mudança para o regime 1 é de aproximadamente 6,2% (TABELA 6).

Tabela 6 - Matriz de Transição

<i>Transição</i>	<i>Regime 1</i>	<i>Regime 2</i>
Regime 1	0,965362	0,034638
Regime 2	0,061806	0,938196

Fonte: Elaborado pelos autores

A Figura 3 demonstra a probabilidade suavizada para o período analisado, onde se observa que não há predominância de um único regime durante todo o período analisado. Quando direcionado o foco para períodos menores, é possível verificar que um regime prevalece sobre o outro.

Figura 3 – Probabilidade *one-step-ahead* do modelo

Fonte: Elaborado pelos autores

O primeiro regime teve início em 2006 com elevada probabilidade, sendo logo revertido pelo segundo regime, que prevaleceu entre 2007 até início de 2008. Entre 2009 e 2010, não há predominância de um regime. De acordo com Souza et al. (2018), nesse período o país respondia aos eventos da crise norte-americana do *sub-prime*, que afetou a economia mundial, deixando vestígios durante períodos posteriores.

O segundo regime é predominante entre o início de 2012 e 2016. Segundo Barbosa (2017), quando Dilma Rousseff assumiu a presidência, em 2011, houve a mudança oficial na maneira como foi conduzida a política econômica brasileira, e, nesse contexto, entre 2011/2012, a Nova Matriz Econômica foi oficialmente lançada e flertou com maiores gastos governamentais e certo descaso com as metas inflacionárias.

Basicamente, os resultados encontrados nessa seção fortalecem os resultados encontrados com o modelo VAR, onde foi possível verificar que a política monetária não é independente. A base monetária possui relação positiva com a dívida no segundo regime, no entanto, a inflação não muda o sinal, isso sugere que há alguma coordenação entre as políticas econômicas.

5 CONCLUSÃO

Com déficit público acumulado a partir de 2014, agravado em 2015, questiona-se a capacidade do governo brasileiro em fazer política fiscal. Durante a recessão de 2014/2017, a coordenação política do país foi amplamente discutida. Tendo em vista a mudança na gestão política a partir de 2011, o rompimento do tripé macroeconômico e a adesão da Nova Matriz Econômica, este trabalho procurou comparar dois períodos distintos de coordenação política brasileira e averiguar qual o regime de dominância foi predominante em ambos os períodos.

Dessa forma, através das funções de impulso e resposta de um VAR, foram testadas as hipóteses de DF no entendimento de Sargent e Wallace e Blanchard, para o período entre janeiro 2006 e fevereiro 2018. Os resultados dos testes empíricos sugerem que a política monetária não foi independente, porém, não foi possível verificar um regime fiscal dominante. Apesar de ser possível verificar o aumento da base monetária com níveis mais elevados de dívida, a autoridade monetária mostra-se capaz de controlar as expectativas dos agentes em relação à taxa de inflação. Tal resultado foi corroborado através do modelo com mudança de regime, onde foi possível observar dois estados distintos da dívida, um antes da NME e outro depois.

Ademais, períodos de déficits elevados levam à perda de credibilidade da autoridade fiscal, e oferecer títulos públicos à taxa de juros maiores pode fazer a autoridade monetária perder o controle dos preços da economia. Por conta disso, é importante que o governo brasileiro gere superávits e recupere a capacidade de fazer política fiscal para não comprometer a política monetária no controle dos níveis preços, tendo em vista, conforme observado nas teorias, o alto custo de praticar política monetária em regime de DF, consequência da dinâmica inflacionária prevista pelas teorias.

Assim, a principal limitação deste trabalho consiste em não utilizar uma variável que mede o risco-país no modelo. Dessa forma, como sugestão para trabalhos futuros, além de atualizar a literatura, seria importante a inclusão de uma variável que mede o risco-país para verificar o comportamento do modelo após o choque de um desvio padrão nessa variável. Além disso, um VEC (Vetor de Correção de Erros) poderia ser complementar a este estudo por apresentar as relações de curto e longo prazo da economia.

6 REFERÊNCIAS

ANDRETTA, F. H. **Dominância fiscal no Brasil 2001-2016**. Monografia. Universidade Federal do Paraná, dezembro de 2016. Disponível em: <<http://acervodigital.ufpr.br/handle/1884/46818>>

ÁZARA, A. **Dominância Fiscal e suas implicações sobre a Política Monetária no Brasil: Uma análise do período 1999-2005**. São Paulo, SP. Dissertação (Mestre em Economia de Empresas). Fundação Getúlio Vargas Escola de Economia de São Paulo, 2016, 84 p.

AGUIAR, M.. T. de. **Dominância fiscal e a regra de reação fiscal uma análise empírica para o Brasil**. São Paulo, SP. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade de São Paulo, , 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BACEN). 2018. Disponível em:<<https://www.bcb.gov.br/pt-br/>>. Acesso em: 31/05/2018.

BARBOSA, F. de, H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos avançados**, São Paulo, 31(89):51-60. Disponível em: <https://www.revistas.usp.br/eav/article/view/132416>., 2017.

ARAÚJO, J. M. de; BESARRIA, C. d. N. . Relação de dominância entre as políticas fiscal e monetária: uma análise para a economia brasileira no período de 2003 a 2009. *Revista de Economia*, 40(1):55-70, 2014.

BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons From Brazil. In: **National Bureau of Economic Research**, nº 10389, Cambridge, 2004. pág 1-49. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w10389>, 2004.

DE SOUZA, A. D. et al. Crise mundial de 2008 e adoção de políticas econômicas pelo governo brasileiro. **Revista de Ciências Empresariais da UNIPAR-RECEU**, v. 18, n. 1, 2018.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. . Inflation targeting and debt: lessons from Brazil. In: **National Bureau of Economic Research**, nº10390, Cambridge, 2004. Pág 1-21. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10390>>, 2004.

FERREIRA, L. A. M. .Dominância fiscal ou dominância monetária: uma análise do regime de metas de inflação. Uberlândia, MG. Dissertação(Mestrado em Economia). Universidade federal de Uberlândia, 60 p, 2016;

FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. S. Monetary and fiscal policy interactions in Brazil: an application of the fiscal theory of the price level. **Estudos Econômicos**, 35(4):657-685, 2005.

FONSECA, M.W. Eficácia da política monetária no Brasil: Análise empírica pós-regime de metas de inflação. **Revista FAE**, Curitiba, 14(1): 4-25 Disponível em: <<https://revistafae.fae.edu/revistafae/article/download/179/109>>, 2011.

GADELHA, S. R. de B.; DIVINO, J. A. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade. *Economia Aplicada*, 12(4): 659-675, 2008.

GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A. CASTRO, L. B. de; HERMANN, J. Economia brasileira contemporânea. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. 2011. Acesso em: 31/05/2018.

HAMILTON, J. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Times Series and The Business Cycle. **Econometrica**, 57:357-84, 1989

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEADATA). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>> Acesso em: maio 2018.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, 59(6):1551-1581. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/2938278?seq=1#page_scan_tab_contents, 1991.

JOHANSEN, S.; JOSELIUS, K. . Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statics**, 52(2):169-210, 1990. Disponível em: <http://digidownload.libero.it/rocco.mosconi/JohansenJuselius1990.pdf>.

MADDALA, G.S.; KIMM, I.-M. Unit Roots, Cointegration and Structural Change. Cambridge, 504 p, 1998.

MAIA, S. F. **Modelos de Vetores Autoregressivos**: Uma Nota Introdutória. Maringá, PR. Programa de Mestrado em Economia. 1-32 p, 2001.

MENDONÇA, H. F. de, Teoria fiscal da determinação do nível de preços: uma resenha. **Revista de economia contemporânea**, 7(2): 307-332, 2003.

MENDONÇA, M. J. C. de; SANTOS, C. H. M dos, SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: uma abordagem de mudanças de regime. **Revista Estudos Econômicos**. SãoPaulo(SP), 39(4): 874-894, 2009. . Disponível em:
<<http://www.revistas.usp.br/ee/article/view/35994/38711>>.

MOREIRA, T. B. S.; CARVALHO JÚNIOR, A. C. C. 2013. Interação entre políticas monetária, fiscal e cambial no Brasil: um enfoque sobre a consistência das políticas Revista Economia e Desenvolvimento. Recife (PE), 12(1): 72-102. Disponível em:
<<http://www.periodicos.ufpb.br/ojs/index.php/economia/article/view/17858/10195>>.

NOBREGA, W. C. L.; MAIA, S. F.; BESÁRRIA, C. da N. 2016. Interação Entre a Política Fiscal e Monetária: Uma análise sobre o regime de Dominância Vigente na Economia Brasileira. In: Associação Nacional de Pós- Graduação em economia (ANPEC). Área 4: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças. 2016. Disponível em:
https://www.anpec.org.br/encontro/2016/submissao/files_/i4f0fe1ee90bb73e0418ddb970f6a09292.pdf>.

ORNELLAS, R.; PORTUGAL; M. S.. Fiscal and Monetary Interaction in Brazil. In: 33° Meeting of the Brazilian Econometric Society. Foz do Iguaçu, PR. 2011. p. 1-29 Disponível em:
<<http://bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE11/paper/download/2829/1289>>.

PIPER, M. C. **Modelo de séries temporais com mudança de regime Markoviana.** Porto Alegre, RS. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. n° pag: 71. 2004. Disponível em:
<<https://lume.ufrgs.br/handle/10183/134309>>.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 5(3):1-17. 1981.
Disponível em: <<http://www.minneapolisfed.org/research/qr/qr531.pdf>>.

SIMS, C. A. A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy. In: **Economic Theory 4**. New Haven. p. 381-399. 1994. Disponível em:
<web.mit.edu/14.461/222/part1/sims.pdf>.

TANNER E.; RAMOS, A M. Fiscal Sustainability and Monetary versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil, 1991-2000. In: IMF Working Paper. 2005. Disponível em:
<<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp0205.pdf>>.

WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. In: Economic Theory 4. New Haven. p. 345-380, 1993. Disponível em:
<<https://academiccommons.columbia.edu/catalog/ac:167765>>

¹ Mestrando do Programa de Pós Graduação em Economia e Desenvolvimento – Universidade Federal de Santa Maria (PPGED/UFSM), RS. Contato: andreyrobinson@ymail.com

² Mestranda do Programa de Pós Graduação em Economia e Desenvolvimento – Universidade Federal de Santa Maria (PPGED/UFSM), RS. Contato: luana-rigo@hotmail.com

³ Graduando do curso de Economia, UFSM/RS. Contato: bruno.r.p.20@hotmail.com

⁴ Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais, com atuação como Docente Permanente nos Programas de Pós-Graduação (Stricto sensu) em Gestão de Organizações Públicas, de Agronegócios e de Economia e Desenvolvimento da UFSM. Atualmente, é bolsista de produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), diretor da Editora UFSM e presidente do seu conselho editorial. E-mail: daniel.coronel@uol.com.