

NÃO-LINEARIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA NO PERÍODO DE METAS DE INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE COM BASE EM UM MODELO MS-VAR.

*Eliane Cristina de Araujo*¹
*José Luis da Costa Oreiro*²
*Mateus Ramalho Ribeiro da Fonseca*³

RESUMO

Este artigo analisa a hipótese de não linearidade da política monetária brasileira, após, implantação do regime de metas de inflação. No âmbito teórico, este trabalho analisa brevemente os regimes de crescimento e os regimes macroeconômicos sob a ótica pós-keynesiana. No aspecto histórico, buscou-se analisar o comportamento da economia brasileira, entre os anos de 2000 a 2013, por meio das principais variáveis macroeconômicas: taxa de juros, inflação, produção, dívida pública, câmbio e termos de troca. Como a política monetária vem se modificando ao longo do tempo, buscou-se analisá-la de maneira não linear, por meio de uma estimação econométrica de vetores autoregressivos com mudanças markovianas (MS-VAR). Desta forma, pôde-se comprovar que a política monetária brasileira se comporta de forma não linear, e que tem dois regimes bem definidos e persistentes. Assim, percebe-se que o principal instrumento da política monetária agiu de maneira distinta no período analisado, sendo esta uma característica da presença de não linearidade.

Palavras-chave: Não linearidade, Regime de Metas de Inflação, Vetores autoregressivos com correntes de Markov.

Classificação JEL: C14, E12, E42.

ABSTRACT

This paper examines the hypothesis of non-linearity of the Brazilian monetary policy after implementation of inflation targeting regime. At the theoretical level, this paper briefly analyzes the growth regimes and the macroeconomic policy regimes in the post-Keynesian perspective. In historical aspect, we sought to analyze the behavior of the Brazilian economy, between the years 2000-2013 through the main macroeconomic variables: interest rates, inflation, production, public debt, rates and terms of trade. Since monetary policy has been changing over time, we sought to analyze it in a nonlinear way, through an econometric estimation of vector autoregression with Markovian changes (MS-VAR). Thus, we could demonstrate that the Brazilian monetary policy behaves in a non-linear way, and it has two well-defined and persistent regimes. Thus, it is noticed that the main instrument of monetary policy acted differently in the analyzed period, this being a characteristic of the presence of nonlinearity.

Key-words: Nonlinearity, Inflation Targeting, Markov-switching Vector Autoregressive.

JEL Classification: C14, E12, E42.

Janeiro de 2015

¹ Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM) e professora permanente do Programa de Pós-Graduação em Economia da UEM (PCE/UEM). E-mail: elianedearaujo@gmail.com.

² Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, Pesquisador Nível IB do CNPq e Presidente da Associação Keynesiana Brasileira. E-mail: jose.oreiro@ie.ufrj.br. Página pessoal: www.joseluisoreiro.com.br.

³ Mestre em economia pela Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM). Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE-UFRGS). Bolsista CAPES. E-mail: mateusramalho88@hotmail.com.

1. INTRODUÇÃO

Em geral, a teoria econômica tende a linearizar suas relações para facilitar a interpretação e se chegar a conclusões definitivas sobre diversos aspectos da economia. Por não se limitar a este procedimento metodológico uma alternativa é a hipótese, em geral associada a heterodoxia, da existência de equilíbrios múltiplos, segundo a qual uma função da existência de relações funcionais não-lineares, pode existir mais de uma configuração macroeconômica estável.

Diversos autores têm trabalhado com a hipótese de não linearidade nos modelos econômicos. Palley (2004) argumenta que aumentos na taxa de juros real, podem aumentar a dívida pública sem exercer, até certo ponto, impactos sobre a política fiscal. Entretanto, há um determinado nível crítico, que fariam o governo adotar uma política fiscal mais restritiva, quando se têm elevações adicionais na taxa de juros, com o objetivo de evitar um aumento explosivo da dívida pública.

Barbosa-Filho (2011) trata deste tema, apresentando uma especificação estruturalista da Curva de Phillips, que, segundo o autor, é um instrumento útil para modelar diversos temas macroeconômicos, possibilitando, resultados alternativos para os modelos econômicos. Quando aplicado à economia brasileira, seu modelo revela uma relação não linear entre a inflação de longo prazo e a taxa de câmbio real, sendo que, uma mesma taxa de inflação pode ser consistente com mais de um valor de taxa de câmbio, revelando dessa forma, múltiplos equilíbrios entre inflação e taxa de câmbio.

O trabalho de Oreiro e Araujo (2013) baseia-se um modelo neo-Kaleckiano de crescimento econômico na qual a taxa de câmbio real tem uma relação não linear com a taxa de acumulação do capital. Na estimativa deste modelo para o Brasil, os autores constaram que a elevação da taxa de câmbio real implica em aumento na taxa de acumulação de capital na economia, mas que acima de certo nível da taxa de câmbio real, o efeito do câmbio depreciado sobre o investimento se torna negativo. Assim, as evidências empíricas apresentadas pelos autores mostram uma relação não linear entre taxa de câmbio e crescimento econômico.

Especificamente no caso da política monetária é possível citar duas pesquisas: a de da Silva Filho, da Costa Silva e Frascaroli (2006) e a de Tomazzia e Meurer (2010). No primeiro trabalho estima-se um modelo VAR sujeitos a mudanças markovianas (MS-VAR) de 1980 a 2005. No segundo trabalho, os autores estimaram um modelo MS-VAR para economia brasileira de 1995 a 2009. Ambos os trabalhos encontraram regimes monetários distintos nos períodos analisados, evidenciando a não-linearidade da política monetária.

Desta forma, *o objetivo deste artigo é averiguar a possibilidade de não linearidade na política monetária brasileira pós-implantação do RMI*. Essa identificação é importante, pois permite que se tenha uma noção mais ampla dos efeitos da elevação da taxa de juros sobre diferentes variáveis macroeconômicas no Brasil, além de permitir conhecer quais as características e tendências que a política monetária tem apresentado nos últimos anos. Parte-se da hipótese de que os efeitos da taxa de juros sobre a economia brasileira não se deram de forma linear no período de 2000 a 2013.

O modelo MS-VAR estimado no artigo identificou dois regimes monetários distintos: um primeiro regime, que ocorreu predominantemente entre 2000 e 2007, com breves períodos de quebras para o segundo regime; e o segundo regime, que ocorreu de maneira predominante a partir de 2007 até 2013. O primeiro regime monetário se assemelha àquilo que Oreiro (2011) denominou de “tripé flexibilizado”, ou seja, um regime de política macroeconômica caracterizado pela manutenção de metas constantes de inflação, intervenção significativa da autoridade monetária no mercado de câmbio via operações de reservas e meta de superávit primário estável ao longo do tempo. Já o segundo regime monetário tem muitas semelhanças com àquilo que Oreiro (2011) denominou de “desenvolvimentismo inconsistente”, ou seja, um regime macroeconômico no qual um crescimento robusto do produto passa a ser um dos objetivos da política monetária lado a lado com a obtenção da meta de inflação, ao mesmo tempo em que a autoridade monetária tenta administrar a flutuação da taxa de câmbio por intermédio da introdução de controles a entrada de capitais externos e a política fiscal passa a adquirir um caráter notadamente expansionista em função das sucessivas reduções da meta de superávit primário.

O artigo está dividido em cinco seções, contando com esta seção. Na segunda seção analisam-se alguns aspectos dos regimes macroeconômicos segundo a ótica pós-keynesiana. Na terceira seção, será

feita uma breve apresentação e análise das principais variáveis macroeconômicas ligadas à política monetária. Na quarta seção, será estimado um modelo MS-VAR com o objetivo de encontrar uma possível não linearidade na política monetária, através da utilização do modelo VAR com as correntes de Markov. E por fim, o paper será concluído evidenciando os principais resultados obtidos.

2. REGIMES DE CRESCIMENTO E REGIMES DE POLÍTICA MACROECONÔMICA.

O *regime de política macroeconômica* é definido como o conjunto de objetivos, metas e instrumentos de política macroeconômica, bem como o arcabouço institucional no qual essas políticas são implementadas. Já o *regime de crescimento* é definido como a relação existente entre crescimento, demanda agregada e distribuição de renda com um foco no componente da demanda autônoma que atua como motor de crescimento de longo-prazo. Ambos os regimes são importantes uma vez que a interação entre ambos pode induzir o crescimento econômico sustentável de longo prazo. Essa abordagem é muito utilizada pela tradição pós-keynesiana. Para essa escola o crescimento econômico é eminentemente *demand-led*, ou seja, tem como motor fundamental a expansão da demanda agregada, seja via consumo, investimentos ou saldo positivo das exportações líquidas. Os estudos de Bowles & Boyer (1995); Uemura (2000); Palley (2002); Stockhammer & Onaran (2004); Naastepad & Storm (2006-2007); Hein & Vogel (2008); Stockhammer et al. (2009) se dedicam a uma investigação empírica da relação entre demanda agregada, distribuição e acumulação e verificam que há, basicamente, dois padrões básicos de acumulação, a saber: i) *wage-led*, que é aquele regime de crescimento baseado em salários, devido a uma resposta negativa da demanda agregada a uma elevação da participação dos lucros na renda; ii) *profit-led*, regime de acumulação baseado nos lucros, em que a demanda agregada responde positivamente a um aumento na participação dos lucros na renda. Dessa forma, ambos os regimes de acumulação estão ligados à demanda agregada. Oreiro (2012) define as características ideais de um regime de política macroeconômica para que o mesmo possa induzir um crescimento econômico sustentável no longo-prazo, o qual deve ser necessariamente *profit-led*, segundo a concepção deste autor.

Tabela 1 - Descrição do Regime Macroeconômico Ideal.

Tipo de Política	Objetivos	Metas Operacionais	Instrumentos
Política Monetária	Inflação baixa e estável no médio e longo prazos. Crescimento robusto e sustentável do produto real.	Metas de inflação. Meta de crescimento do produto real compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos.	Taxa de juros de curto prazo (SELIC). Depósitos compulsórios. Requerimento de capital próprio.
Política Cambial	Competitividade das exportações de manufaturados nos mercados internacionais.	Meta de taxa real de câmbio competitiva nos médio e longo prazo, compatível com o equilíbrio no balanço de pagamentos.	Controles a entrada de capitais.
Política Fiscal	Estabilização do nível de atividade econômica. Dívida pública como proporção do PIB baixa e estável nos médio e longo prazos.	Meta de déficit fiscal ciclicamente ajustado igual ou próximo de zero. Meta de crescimento do produto real compatível com o equilíbrio no balanço de pagamentos	Estabilizadores automáticos. Gastos discricionários com investimento público em obras de infraestrutura.

Fonte: Oreiro (2011 e 2012). Elaboração Própria.

Araújo e Gala (2012) realizaram um estudo acerca da natureza do regime de crescimento prevalecente no caso brasileiro. Como resultados desse estudo, os autores encontraram evidências de que

o padrão brasileiro é do tipo *wage-led*, de forma que, a demanda agregada responde positivamente a um aumento da participação dos salários na renda. Contudo, quando os autores consideram o setor externo da economia brasileira, o padrão de acumulação passou a ser baseada nos lucros, ou seja, um regime *profit-led*. Esses resultados são importantes, uma vez que, pode-se, em posse dessas informações, formular políticas econômicas direcionadas para um ou outro regime, com o intuito de acelerar os investimentos, aumentando a taxa de crescimento econômico. Já Oreiro, Abramo e Lima (2013) estimam um modelo de acumulação macro-dinâmico pós-keynesiano, que tem por objetivo estimar quais regimes de acumulação ocorreram no Brasil, entre 1995 e 2008. O resultado deste trabalho foi que dos períodos de 1995 a 1998 e de 2007 a 2008, o regime de acumulação foi do tipo *wage-led*, e que do período de 1998 a 2007, foi *profit-led*.

Segundo Oreiro (2012) o regime de crescimento sustentável no longo-prazo não é apenas *profit-led*, mas *export-led*, ou seja, um regime no qual o crescimento se dá via aumento das exportações líquidas, permitindo uma expansão da taxa do produto real, induzido por um aumento de produtividade do trabalho. Esse regime macroeconômico de acumulação teve sua origem no desenvolvimento dos trabalhos de Kaldor (1966, 1981 e 1988) e Thirlwall (1983 e 2002). Sinteticamente, estes trabalhos mostram que economias com baixo dinamismo econômico no setor externo, têm baixos níveis de crescimento econômico, com estagnação da demanda agregada, e consequente processo de desindustrialização⁴, conforme explicita Oreiro (2012).

No que se refere aos regimes de política macroeconômica, Oreiro (2011) mostra que entre 2000 e 2006 o regime de política macroeconômica foi alicerçado sob um tripé macroeconômico “flexibilizado” com objetivos, metas e instrumentos que podem ser vistos na tabela 2 abaixo:

Tabela 2 - Descrição do Regime Macroeconômico do Tripé "Flexibilizado"

Tipo de Política	Objetivos	Metas Operacionais	Instrumentos
Política Monetária	Estabilidade da taxa de inflação tanto no longo-prazo, quanto no curto-prazo.	Metas constantes de inflação	Taxa de juros de curto prazo (SELIC).
Política Cambial	Autonomia da política monetária. Estabilidade da taxa real de câmbio	Nenhuma	Compra de reservas internacionais em larga escala.
Política Fiscal	Dívida Pública como proporção do PIB estável no médio e longo prazo. Aumento do investimento público	Redução da meta de superávit primário.	Aumento da carga tributária. Aumento das despesas primárias como proporção do PIB. Estabilidade do superávit primário como proporção do PIB.

Fonte: Oreiro (2011). Elaboração Própria.

Já o período pós 2007, percebe-se pelos dados que o regime de política macroeconômica muda. Oreiro (2011) descreve esse regime como sendo como regime macroeconômico do “Desenvolvimentismo Inconsistente”. Esse termo “Desenvolvimentismo Inconsistente” se deve ao fato de o autor discordar quanto a manutenção de longo prazo do regime proposto, como mostra a tabela 3:

⁴ O conceito “clássico” de desindustrialização foi cunhado por Rowthorn e Ramaswany (1999) caracterizado como uma persistente redução da participação do emprego industrial no emprego total, de um país ou mesmo de uma região. Entretanto, Tregenna (2009) redefiniu o termo desindustrialização agregando ao termo “clássico”, uma queda do valor adicionado da indústria como proporção do PIB. Para maiores detalhes, ver Oreiro e Feijó (2010).

Tabela 3 - Descrição do Regime Macroeconômico do "Desenvolvimentismo Inconsistente"

Tipo de Política	Objetivos	Metas Operacionais	Instrumentos
Política Monetária	Estabilidade da taxa de inflação no longo-prazo. Crescimento robusto(?) (sustentável?) do produto real.	Metas constantes de inflação mas com alongamentos do prazo de convergência.	Taxa de juros de curto prazo (SELIC). Medidas macroprudenciais.
Política Cambial	Autonomia da política monetária. Estabilidade da taxa real de câmbio	Nenhuma	Compra de reservas internacionais em larga escala. Controle à entrada de capitais.
Política Fiscal	Dívida Pública como proporção do PIB estável no médio e longo prazo. Aumento do investimento público. Aumento da demanda agregada doméstica.	Meta de superávit primário em torno de 2,5% do PIB.	Aumento da carga tributária. Aumento das despesas primárias como proporção do PIB. Redução do superávit primário como proporção do PIB.

Fonte: Oreiro (2011). Elaboração Própria.

Entretanto, como os dados mais recentes mostram, de 2007 a 2013, houve um crescimento vigoroso nos anos de 2007, 2008 e 2010, mas com fortes sinais de redução do crescimento de 2011 em diante, mostrando claramente que o regime macroeconômico desenvolvimentista é inconsistente, como mostra a tabela a seguir:

Tabela 4 - A Evolução da Economia Brasileira no Regime de Metas de Inflação

Principais Indicadores	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
SELIC (%) ¹	19	15,75	19,00	25,00	16,50	17,75	18,00	13,25
Varição do IPCA (%)	8,9	5,97	7,67	12,53	9,30	7,60	5,69	3,14
Varição Real do PIB (%) ²	0,3	4,3	1,3	2,7	1,2	5,7	3,2	4,0
Superávit Primário (% PIB)	3,2	3,6	3,7	4,1	4,3	4,6	4,8	4,3
DLSP (% PIB) ¹	48,7	48,8	52,0	60,4	54,8	50,6	48,4	47,3
Câmbio Nominal (R\$/US\$) ¹	1,80	1,95	2,31	3,53	2,88	2,65	2,34	2,13
Saldo Comercial (US\$ bilhões)	-1,2	-0,7	2,7	13,1	24,8	33,6	44,7	46,5
Principais Indicadores	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	
SELIC (%) ¹	11,25	13,75	8,75	10,75	11,50	7,25	10,00	
Varição do IPCA (%)	4,46	5,90	4,31	5,91	6,50	5,84	5,91	
Varição Real do PIB (%) ²	6,1	5,2	-0,3	7,5	2,7	0,9	2,4 ⁴	
Superávit Primário (% PIB)	4,0	4,1	2,1	2,8	3,1	2,4	2,1 ³	
DLSP (% PIB) ¹	45,5	38,5	42,1	39,2	36,4	35,2	33,9 ³	
Câmbio Nominal (R\$/US\$) ¹	1,77	2,33	1,74	1,66	1,87	2,04	2,34	
Saldo Comercial (US\$ bilhões)	40,0	24,8	25,3	20,1	29,8	19,4	25,6	

¹ Final de período. ² Nova série das Contas Nacionais Trimestrais, segundo a metodologia adotada em 2006 pelo IBGE. ³ Até novembro de 2013. ⁴ Até o terceiro trimestre de 2013. Fonte: IPEADATA (superávit primário, DLSP, saldo comercial,

câmbio nominal, EMBI Brasil e Reservas Cambiais); IBGE (PIB e IPCA); Banco Central do Brasil (SELIC); e IMF (Conta Corrente). Elaboração própria.

O comportamento da taxa de juros Selic, que desde 2003 vem tendo uma trajetória decrescente, teve em 2002 seu maior valor médio, de 25. O IPCA tem se mostrado estável a partir de 2005, estando sempre no centro da meta estipulada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM). A taxa de câmbio teve uma forte depreciação até 2002, e depois ela vem se apreciando, até que em 2007, com a crise internacional, ela volta a se depreciar. Nos dois anos seguintes, a taxa de câmbio volta a apreciar, até que a partir de 2011, o câmbio mostra sinais de depreciação contínua, até o valor de R\$2,34.

Feitas estas considerações acerca dos principais componentes da economia brasileira de 1999 a 2013, parte-se para a análise empírica baseada no modelo MS-VAR.

3. UMA ANÁLISE EMPÍRICA DE VETORES AUTO REGRESSIVOS COM MUDANÇAS DE REGIME MARKOVIANO.

3.1. Um modelo teórico de mudança de regime.

O modelo MS-VAR baseia-se na teoria das cadeias de Markov que tem por pressuposto que a ideia de *path-dependence* ou *dependência de trajetória*. O modelo de Arthur (1989, 1994) trata justamente do aspecto de como o *path-dependence* emerge. O autor considera uma economia com na qual os agentes possam adotar apenas duas convenções: uma convenção “altista” que será denominada por A, e uma convenção “baixista” que será denominado por B. Se a convenção adotada for altista, a taxa de juros esperada será Θ_h , ao passo que se a convenção for baixista, Θ_l .

Num determinado tempo t , coexistem as duas convenções, então o estado de expectativas de longo prazo (Θ) é dado pelo seguinte:

$$\Theta = x_A \Theta_h + (1 - x_A) \Theta_l \quad (3.1)$$

Onde x_A é a participação da convenção altista no total de adoções.

Considere que há também dois agentes: um com preferencia natural a ser altista (R) e outro com preferencia natural a ser baixista (S). Há também um grande número de agentes, tanto do tipo R, quanto do tipo S. Supõe-se também que existam externalidades de rede, na qual se associa-se a adoção de uma das referidas convenções. Dessa forma a matriz de pay-offs é definida de seguinte forma:

Tabela 5 - Matriz de Pay-Offs dos Agentes Tipo R e Tipo S para as Convenções A e B.

	A	B
R	$V_R^A = a_R + r x_A$	$V_R^B = b_R + r x_B$
S	$V_S^A = a_S + s x_A$	$V_S^B = b_S + s x_B$

Onde : V_i^j é o *pay-off* do agente i ($i = R, S$) associado a escolha da convenção j ($j = A, B$), e x_j é a participação da convenção j no número total de adoções.

Considere que a cada instante, um agente (podendo ser de qualquer tipo), escolha uma convenção. No início do processo, o número de adoções é próxima de zero, sendo que os agente tipo R tenderão a escolher a convenção altista, enquanto os agentes S, a convenção baixista. Considerando, entretanto, que a ordem na qual os agentes de ambos os tipos exercem as suas escolhas é inteiramente aleatória, isto é, os n primeiros agentes a escolher entre uma convenção e outra podem ser apenas do tipo R ou S, ou alguma combinação entre ambos. À medida que uma das duas convenções é mais adotada nos estágios iniciais do processo de escolha do que a outra, o retorno associado a escolha dessa convenção aumenta. Dessa forma, se o número de adoções dessa convenção for suficiente grande, então os agentes que tem preferencias naturais pela outra, podem mudar de opinião, passando a adotar a outra convenção. Assim, verifica-se na

tabela 5 que os agentes tipo R irão adotar a convenção B, ou seja, irão mudar de opinião a respeito das convenções A, se $V_R^A < V_R^B$. Para que isso ocorra é necessário que:

$$X'_A < \frac{b_r - a_r + r}{2r} \quad (3.2)$$

Em outras palavras, a participação da convenção altista no total de adoções, tem que ser suficientemente pequena para induzir os agentes do tipo R a adotar a convenção baixista. Analogamente, se $V_S^A > V_S^B$ então os agentes tipo S irão passar a adotar a convenção *otimista*. A condição necessária (e suficiente) para que isso ocorra é que :

$$X''_A < \frac{b_s - a_s + s}{2s} \quad (3.3)$$

As equações (3.2) e (3.3) são chamadas de “barreiras de absorção”, uma vez que os valores das participações relativas da convenção altista, no número total de adoções para os quais os agentes mudam as suas preferências a respeito das referidas convenções. A dinâmica de XA ao longo do tempo é que vai determinar para onde vai convergir as convenções dos agentes. Definindo P como uma função alocativa, que relaciona a participação de cada convenção no número total de adoções com a probabilidade de que a próxima convenção a ser escolhida seja do tipo A ou B. Devido a existência de retornos crescentes associados a adoção de uma ou outra convenção, a probabilidade de uma determinada convenção seja adotada na próxima vez em que se faz uma escolha é influenciada, pela participação da referida convenção no número total de adoções. Assim, temos que:

$$P = [P_A(x_A), P_B(x_B)] \quad (3.4)$$

Onde $P_j(x_j)$ é a probabilidade de que a próxima convenção a ser adotada seja do tipo j ($j = A, B$)

Seja Y o vetor de adoções iniciais, ou seja, o vetor que especifica o número inicial de adoções de cada uma das convenções em consideração. Temos que:

$$Y = (Y_A, Y_B) \quad (3.5)$$

onde : Y_j é o número de adoções iniciais da convenção j .

Seja w o número de adoções iniciais, ou seja:

$$w = Y_A + Y_B \quad (3.6)$$

Defina-se, ainda, Y^n como o vetor de adoções no tempo n , ou seja, o vetor que especifica o número de adoções das convenções A e B após a realização de n escolhas.

$$Y^n = (Y_A^n, Y_B^n) \quad (3.7)$$

Considere que Y^n evolui ao longo do tempo de acordo com a seguinte equação em diferenças finitas :

$$Y^{n+1} = Y^n + \beta(x^n) \quad (3.8)$$

onde : $\beta(\cdot)$ é um vetor de variáveis aleatórias $[\beta_A(x_A), \beta_B(x_B)]$, tal que $\beta_j(x_j) = 1$ com $P_j(x_n)$ e $\beta_j(x_j) = 0$ com $1 - P_j(x_j)$.

A equação (4.8) mostra que a próxima convenção a ser escolhida será oriunda de um processo aleatório, em que a convenção A tem uma probabilidade P_A de ser escolhida e B, a probabilidade de $1 - P_A$.

Há ainda o aspecto de auto-alimentação positiva (Arthur, 1987, p.11) que é definida por:

$$x^{n+1} = x^n + \{[P(x^n) - x^n]/(n + w)\} \quad (3.9)$$

A equação (3.9) mostra que se a probabilidade de que a próxima convenção a ser escolhida, seja do tipo j , for maior do que a participação dessa convenção no número total de adoções, então essa participação deverá aumentar. No entanto, como a referida probabilidade é uma função positiva de x^n , então o movimento inicial de aumento da participação da convenção j deverá ser reforçado. Daqui se segue que eventualmente o sistema irá convergir para uma posição na qual apenas a convenção j é adotada. Por outro lado, se $P_j(x_j^n) < x_j^n$ então a participação da convenção j no número total de adoções deverá se reduzir gradativamente até chegar a zero.

A participação das convenções A e B só irão permanecer constantes ao longo do tempo se $P(x^n) = x^n$. Os pontos para os quais essa condição é atendida são chamados de *pontos fixos* (*Ibid*, p.11). Dependendo do formato da função alocativa pode existir mais de um ponto fixo para o sistema apresentado em (3.9).

Daqui se segue que, a longo-prazo, apenas uma das duas convenções será adotada pela totalidade dos agentes econômicos. Qual das duas será a convenção escolhida irá depender da sequência de *pequenos eventos históricos* que determina a ordem na qual os agentes tipo R e tipo S realizam as suas escolhas. Sendo assim, a posição de equilíbrio para a qual a economia irá convergir é *path-dependent*, ou seja, depende da trajetória no tempo das participações relativas das convenções otimista e pessimista.

Se, nos estágios iniciais do processo de adoção de convenções, um número suficientemente grande de agentes adotar a convenção otimista, então a economia irá convergir para a posição de equilíbrio de longo-período caracterizada por uma elevada taxa de lucro e uma alta taxa de acumulação de capital. Caso contrário, a economia irá convergir para o equilíbrio definido por uma baixa taxa de lucro e uma reduzida taxa de acumulação de capital. Daqui se segue, portanto, que a *história importa para a dinâmica de longo-prazo das economias capitalistas*.

E é isso que o modelo MS-VAR se utiliza para estimar modelos não lineares. Na próxima subseção será abordada a literatura empírica que se utiliza dessa abordagem para estimar modelos não lineares.

3.2. Literatura Empírica

Diversos autores têm trabalhado com a hipótese da existência de não linearidade nos modelos macroeconômicos. O trabalho pioneiro foi o de Hamilton (1989) que analisou os ciclos de negócios para os Estados Unidos. Já os trabalhos de Krolzig (1996, 1997, 1998, 2003a e 2003b) foram que deram impulso para a difusão destes modelos na pesquisa macroeconômica sendo amplamente difundidos e citados em diversos trabalhos empíricos. Há também os trabalhos de Sims e Zha (2004 e 2006) e Kim e Nelson (1999) e Ehrmann, Ellison e Valla (2003) que usam as correntes de Markov para analisar diversos aspectos macroeconômicos. Alguns deles, mesclam as correntes markovianas com vetores auto-regressivos, fundamentais para a realização deste trabalho.

Para o caso brasileiro, em especial, no tocante a política monetária, há os trabalhos de da Silva Filho (2006), da Silva Filho *et al* (2007) e Tomazzia e Meurer (2010) que analisam os aspectos da não-linearidade da política monetária brasileira. Esses autores encontraram de maneiras diferentes, provas de que os efeitos da política monetária brasileira sobre variáveis econômicas é não linear e que os modelos estimados usando MS-VAR são mais ajustados e coerentes, do que os trabalhos que se utilizam apenas dos modelos VAR.

No trabalho de Silva Filho *et al* (2007), cujo período analisado vai de 1980 a 2005, é marcado por dois momentos distintos: o primeiro, pré-Plano Real, no qual a taxa de juros não surtia efeito sobre o nível de preços; e o segundo, pós-Plano Real, em que o governo consegue reaver a taxa de juros como instrumento de política monetária, passando a ter efeitos sobre o nível de preços. Já o trabalho de Tomazzia e Meurer (2010) apresentou três mudanças estruturais importantes: a primeira delas, entre 1995 e 1998; segundo, de 1999 até 2003; e a terceiro, de 2003 em diante. Os efeitos do aumento da taxa de juros, na produção e nos preços se tornaram crescentes no período, conforme se mudava de um regime para outro. Isso quer dizer que entre 1995 e 1998, a política monetária, via taxa de juros, impactava pouco

na produção e inflação, mas que com o passar do tempo, haja vista a mudança de regime, a taxa de juros passou a impactar de maneira mais contundente estas variáveis, em especial, a produção.

Dessa forma, os resultados encontrados explicam as diversas mudanças de política monetária, como mudanças de moeda, mudanças de regime monetárias, além de mostraram que a política monetária se comportou e maneira não linear.

3.3. Dados Seleccionados

Os dados seleccionados do modelo são séries de tempo mensal da economia brasileira, do período de janeiro de 2000 a outubro de 2013, totalizando 164 observações. São utilizadas sete variáveis endógenas, a saber: a taxa de juros SELIC (Selic) anualizada; inflação (ipca), medido pelo índice mensal acumulado em doze meses de preços ao consumidor amplo – IPCA; o índice da produção industrial (ind), mensal e dessazonalizado; o percentual da dívida líquida do setor público em proporção do PIB (div); O percentual da dívida indexada a SELIC (divselic); o índice da taxa de câmbio R\$/US\$ nominal (cambio); e um índice que mede os termos de troca da economia brasileira (ttroca). Todas as variáveis expressas em logaritmo natural, uma vez que todas, ou estão em forma de índice, ou foram acumuladas em 12 meses.

Os dados foram extraídos da base de dados online do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEADATA, do banco de dados de séries temporais do Banco Central do Brasil, e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A escolha das variáveis citadas baseou-se no trabalho de Modenesi e Araújo (2013) que é o de incluir no modelo empírico, informações sobre o comportamento do Banco Central, levando-se em consideração o canal de transmissão da taxa de juros (Selic), dos setores externo (cambio e ttroca) e de produção (ind e ipca), além de uma variável que mede o grau de endividamento público do governo central (div e divselic).

Com relação à variável ind, como não há uma variável que meça o crescimento do PIB mensalmente, é comum, nos estudos empíricos, se utilizar de uma *proxy* para o PIB, como uma medida aproximada, que mostre estatisticamente, o comportamento do PIB no modelo em questão, em especial, nos modelos macroeconômicos. Nesse estudo, utiliza-se como *proxy* do PIB o índice da produção industrial, medido mensalmente pelo IBGE e pela Confederação Nacional das Indústrias (CNI). O comportamento figura de cada variável pode ser observado na figura 1:

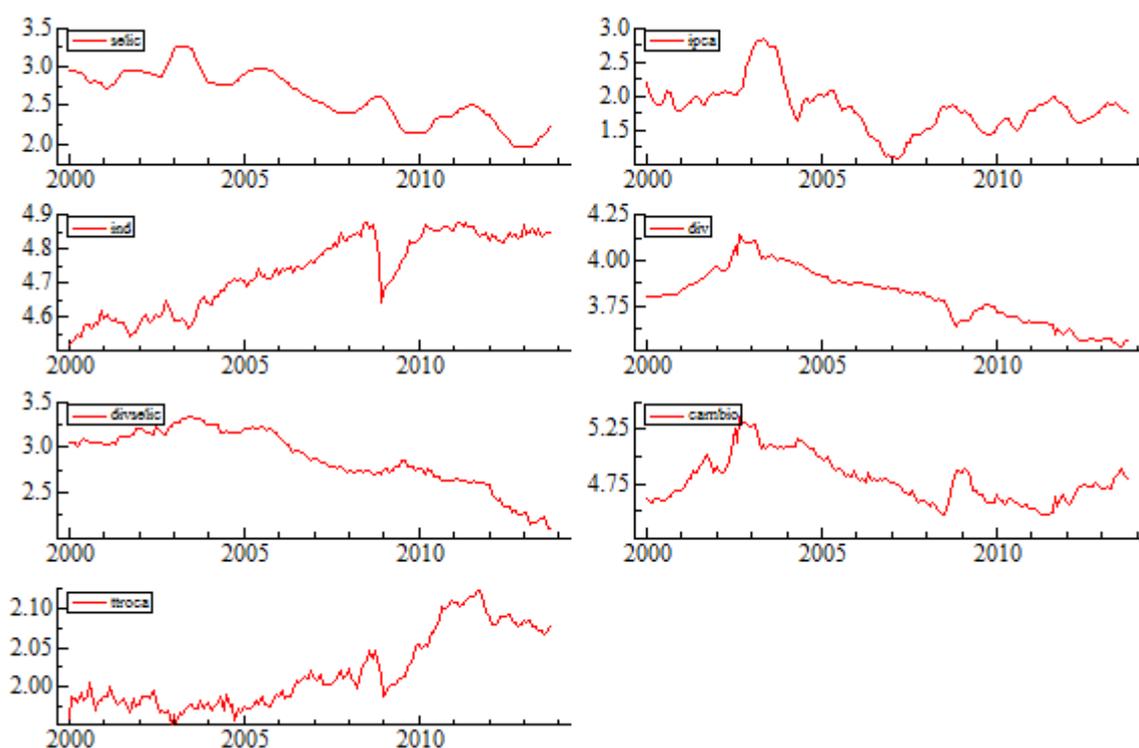


Figura 1 - Comportamento das variáveis seleccionadas ao longo do tempo.

Os softwares utilizados para a realização deste trabalho foram o Eviews 7.0 e o OxMetrics 7.0 com o pacote *Enterprise*. Feitas as devidas considerações acerca dos dados utilizados e dos *softwares* que serão utilizados para formulação deste modelo, parte-se para a estimação do modelo VAR que será feita na próxima seção. Essa estimativa é importante porque o resultado do modelo não-linear, isto é, do MS-VAR, pode ser comparado com este.

3.4. O Modelo VAR

Em modelos de séries temporais, como VAR ou VEC (Vetor de Correção de Erros), a primeira etapa é analisar a estacionaridade das séries e que caso não seja estacionárias na sua forma natural, faz-se necessário diferenciá-las quantas vezes forem necessárias, até que se tornem estacionárias, especificando-as de maneira correta no modelo.

Entretanto, há uma ampla discussão sobre a especificação do modelo, no emprego da metodologia do VAR. Segundo Sims (1990), as séries não deveriam ser diferenciadas, uma vez que, o objetivo da estimação do modelo é o de compreender as inter-relações entre as variáveis, e com a diferenciação, perdem-se essas inter-relações. Nessa mesma linha de pensamento, Bernanke e Mihov (1998) afirmam que a estimação do modelo VAR com as variáveis em nível, independentemente se há ou não relações de cointegração (que caracterizam relação de longo prazo), ainda produz estimadores consistentes, estatisticamente. Conquanto, se houver relação de cointegração entre as variáveis, a especificação das variáveis em diferença no modelo VAR é inconsistente e produz estimadores viesados. Dessa mesma forma

[...] no procedimento bayesiano (MS-VAR), adotado elimina-se o problema da ordem de integração das séries, bem como diminui a relevância do tamanho da amostra. Diversos autores advogam vigorosamente em favor da alternativa bayesiana, sobre a abordagem clássica mais tradicional, no que se refere à questão da raiz unitária (DEJONG; WHITEMAN, 1991; KOOP, 1992; SIMS, 1988; SIMS; UHLIG, 1991). Por exemplo, é conhecido o fato de que os testes ADF são de baixa potência frente a alternativas plausíveis, especialmente no que se refere à hipótese alternativa de tendência estacionária. A abordagem Bayesiana, por outro lado, revelaria que as hipóteses de raiz unitária e de tendência estacionária apresentariam probabilidade bastante similares quanto às suas funções a posteriori. Assim, a abordagem Bayesiana fornece um sumário mais razoável da informação amostral que a abordagem clássica. Outro problema com os testes clássicos de raiz unitária é o da descontinuidade gerada na teoria assintótica (SIMS, 1988). A abordagem Bayesiana desde que é baseada na função de probabilidade, não apresenta o mesmo problema da descontinuidade. Finalmente, Koop (1992) igualmente indica que, na abordagem clássica, os valores críticos gerados a partir de pequenas amostras podem diferir substancialmente dos valores críticos assintóticos. Já a abordagem Bayesiana, desde que é condicional à amostra observada, fornece resultados para pequenas amostras mais exatas. Em resumo, o problema da raiz unitária não é um ponto crítico na estatística bayesiana (Mendonça, Mendrano e Sachsida, 2011, p. 20).

Essa discussão, no contexto dos modelos MS-VAR, é procedente, uma vez que esse modelo é uma variação do modelo VAR. Krolzig (1996, 1997a, 1997b, 1998, 2001a, 2001b, 2003a e 2003b) realizou diversos estudos sobre os ciclos econômicos em que se utilizam variáveis estacionárias, isto é, com séries diferenciadas no modelo. Entretanto, Sims e Zha (2002, 2004a e 2006), realizaram trabalhos de mudanças macroeconômicas e sobre o comportamento da política monetária para a economia dos Estados Unidos, utilizando as variáveis em nível e a inferência bayesiana, dando maior ênfase no comportamento dos termos de erro de cada equação do sistema.

Os estudos empíricos de da Silva Filho (2006), da Silva Filho *et al* (2006) e Tomazzia e Meurer (2010) não utilizam as variáveis em primeira diferença e nem as testa, alegando que a verificação da estacionariedade das séries, assim como a cointegração das mesmas são desnecessárias uma vez que as séries como estão, fornecem parâmetros robustos [Sims, Stock e Watson (1990), Bernanke e Gertler (1995) e Céspedes, Lima e Maka (2008)].

Além disso, o trabalho de Toda e Yamamoto (1995) cuja estimação do modelo VAR com as variáveis em nível e integração e cointegração desconhecidas, forneceram parâmetros estatísticos confiáveis e robustos. Caso defasagens sejam adicionadas, iguais ao número de integrações máximas das

variáveis, o teste de seleção de defasagens indicará qual o número correto de defasagens a serem utilizadas no modelo proposto. Dito isto, o teste de seleção de defasagens é mostrado a seguir:

Tabela 6 - Teste de seleção de defasagem.

Defasagens (p)	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1009,489	n.d.	7,27e-15	-12,68973	-12,55404	-12,63463
1	2493,371	2817,497	9,41e-23	-30,85279	-29,76732	-30,41197
2	2666,410	313,2230	1,96e-23*	-32,42291*	-30,38764*	-31,59636*

Fonte: elaboração própria.

* Indica o número de defasagens selecionado por cada critério para o sistema VAR.

LR: estatística LR; FPE: erro final de previsão; AIC: critério de informação de Akaike; SC: critério de informação de Schwarz; HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

Como mostrado no teste de seleção de defasagem, com exceção do teste LR, todos os outros critérios mostram que o modelo VAR ótimo se dá na segunda defasagem. Os testes de robustez mostraram que o VAR com duas defasagens se mostrou estável, podendo ser aplicado o modelo MS-VAR sem maiores problemas.

3.5. O Modelo MS-VAR

Na posse das informações oriundas do modelo VAR estimado e analisado na seção anterior, pode-se usar esses dados para estimar e analisar o modelo MS-VAR. Para se observar o comportamento das mudanças da política monetária, estimou-se um modelo MS-VAR irrestrito, com intercepto, variância e parâmetros variando conforme o regime. Dessa forma, utilizando a nomenclatura desenvolvida por Krolzig (1997a), estimou-se um MSIAH(2)-VAR(2), em que o número de regimes possível, m, foi travado em 2 (dois) e a defasagem ótima, p, foi escolhida de acordo com os critérios estimados do modelo VAR da seção anterior que é igual a 2 (dois).

A explicação do porquê se fixou o número de regimes em 2 (dois), foi que sob o RMI o Brasil teve apenas dois tipos de política monetária, uma altista, representados por aumentos de taxas de juros, e outro baixista, no sentido apostado a anterior. Agora, levando em consideração o teste de linearidade (Teste LR) na tabela 7, percebe-se que o modelo em questão é não linear, a uma significância de 1%, e que os parâmetros mudam de maneira significativa entre os regimes, justificando dessa forma, o uso do modelo MS-VAR.

Tabela 7 - Teste LR de linearidade.

H ₀ - O modelo é linear		
Teste de linearidade LR	7785,1	[0.0000]*

Fonte: elaboração própria.

Quanto aos resíduos do MS-VAR estimado, estes se apresentaram bem comportados, como mostram as figuras 2:

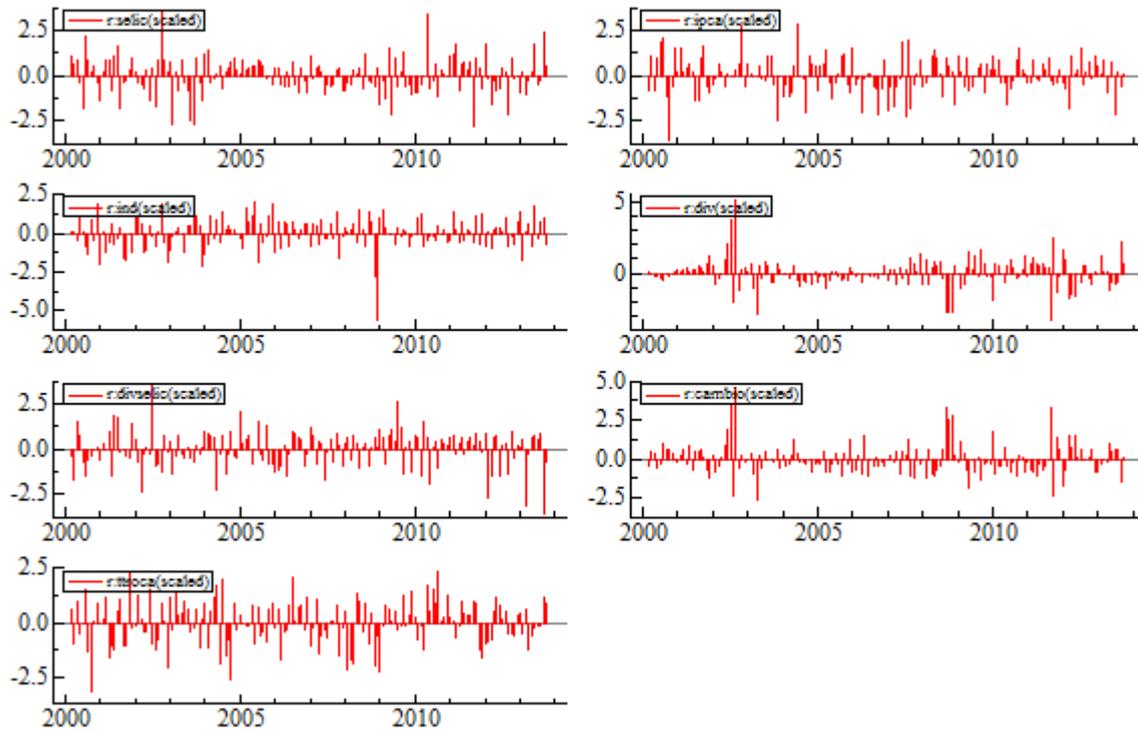


Figura 2 - Resíduos no MS-VAR.

Nos testes residuais, os resíduos apresentaram-se comportados e tendendo a uma distribuição normal. O teste de normalidade dos resíduos mostrou-se significativo a 1%. Entretanto, uma análise gráfica dos correlogramas, densidade e o QQ-Plot dos resíduos foram realizados, como mostra a figura 3:

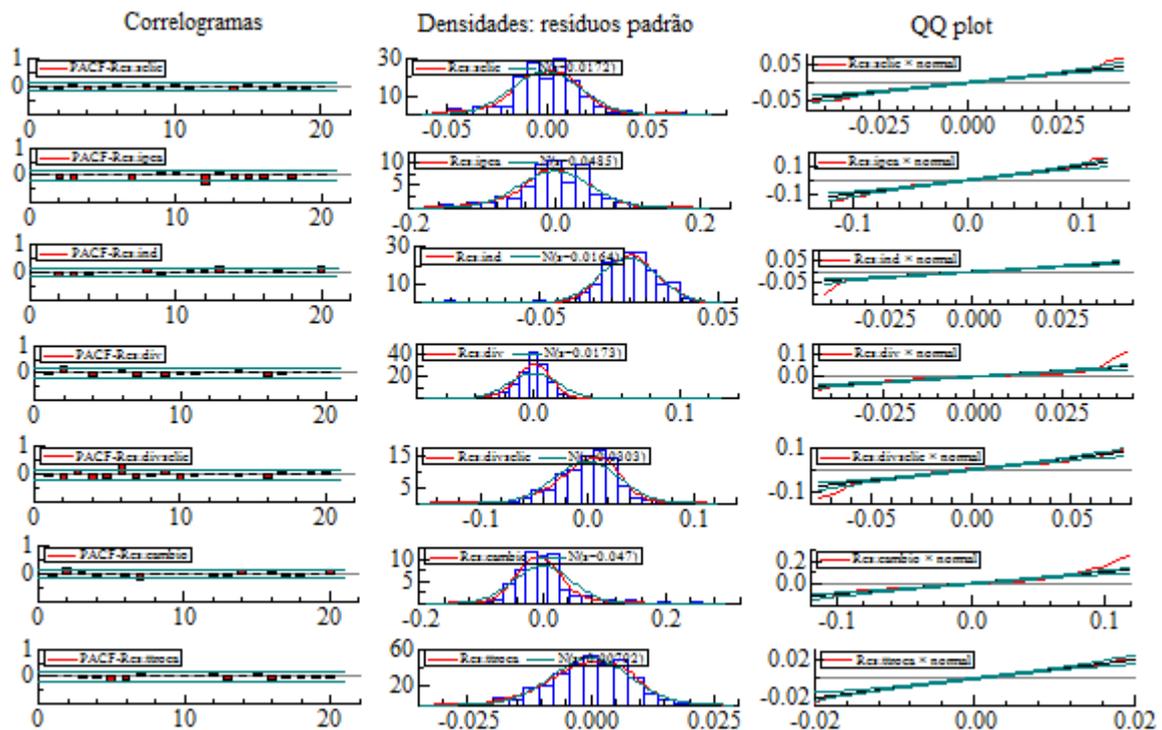


Figura 3 - Correlograma, densidade e QQ-Plot dos resíduos-padrão no MS-VAR.

Os resíduos mostram-se pouco correlacionados e sua distribuição tende a ser uma distribuição normal, com exceção da variável Ind, que apresenta sua distribuição dos resíduos com uma calda alongada para a esquerda, mas que não compromete de maneira significativa o modelo estimado. Já a ferramenta QQ-Plot, é uma ferramenta relativamente simples, mas muito poderosa, quando se quer analisar a distribuição dos resíduos comparados a uma distribuição normal (Cleveland, 1985).

Desta forma, pode-se admitir que os resíduos do modelo estimado têm distribuições bem comportadas e próximas de uma distribuição normal (na média), o que pode-se concluir que, o fato de se ter utilizado séries não estacionárias como variáveis endógenas no modelo, em nada comprometeu a estimação dos resultados.

A convergência do algoritmo EM, se deu após 39 iterações, com uma probabilidade de mudança de 0,0001. A figura 4 mostra o bom ajustamento do modelo em cada regime estimado.

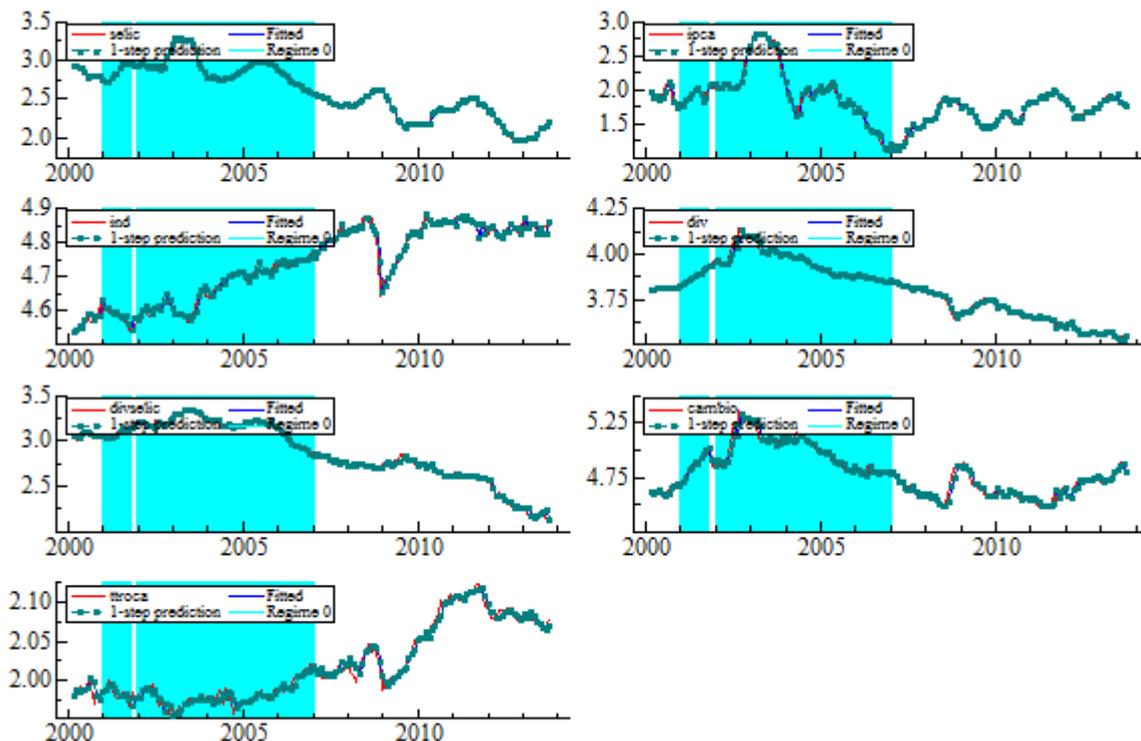


Figura 4 - Ajustamento do modelo aos regimes.

O MS(2)-VAR(2) estimado neste trabalho para o período de janeiro de 2000 a outubro de 2013, mostrou a seguinte matriz de transição dos regimes:

$$\hat{T} = \begin{bmatrix} 0,96467 & 0,019851 \\ 0,035330 & 0,98015 \end{bmatrix} \quad (4.1)$$

Pode-se perceber, através da matriz \hat{T} , que os regimes estimados no modelo são persistentes, isto é, uma vez que política monetária permanece em um dos regimes, a probabilidade de conservar-se neste mesmo regime é altíssima. Isso ocorre porque, segundo a matriz \hat{T} , estando no primeiro regime, a probabilidade de mudar para o segundo regime é de apenas 3,5%, enquanto que, para permanecer no mesmo regime, a probabilidade é de 96,46%. O mesmo ocorre no segundo regime, uma vez estando nele, a probabilidade de mudança é de apenas 1,98%, enquanto que, a de permanência é de 98%.

Então, neste caso, a função de Impulso-Resposta dependente do regime é um bom instrumental analítico. A figura 5 ilustra o comportamento da taxa de juros Selic e as probabilidades estimadas dos dois regimes.

Figura 5 - Taxa de juros SELIC (selic) e as probabilidades filtrada e suavizada.

A figura 5 mostra que, de acordo com as probabilidades estimadas, pode-se classificar temporalmente os dois regimes, tendo como resultado a tabela 8:

Tabela 8 - Classificação estimada dos regimes.

Regime 1	Regime 2
01/2001 - 10/2001 (0.998)	04/2000 - 12/2000 (0.998)
01/2002 - 01/2007 (0.995)	11/2001 - 12/2001 (0.999)
	02/2007 - 10/2013 (0.999)
Total: 71 meses Representa 43.29% do período estimado com uma média de duração de 35 meses.	Total: 93 meses Representa 56.71% do período estimado com uma média de duração de 31 meses.

Fonte: elaboração própria
A probabilidade está entre parêntesis.

O regime 2 se mostra mais persistente, mas não configura o regime predominante, totalizando 93 meses do período analisado e tendo uma média de duração de 31 meses. Já o regime 1 configura uma menor persistência, totalizando 71 meses do período analisado e tendo uma média de 35 meses de duração.

Desta forma, para analisar com maior profundidade cada uma das diferenças entre os modelos estimados e a diferença de regime dentro do modelo MS-VAR, usualmente, constrói-se as funções de impulso resposta. Essa função é importante na análise de séries temporais, uma vez que, ela sumariza as informações dos parâmetros autoregressivos estimados, assim como as variâncias e covariâncias estimadas, tornando a interpretação das mudanças entre os parâmetros muito mais evidente e fácil de ser observada. As funções de impulso resposta serão analisadas com maior profundidade e seus resultados discutidos na próxima subseção.

3.6. Resultados

Feitas as devidas considerações acerca do modelo MS-VAR, a montagem do modelo, seu ajustamento e os testes para saber se a regressão é robusta e significativa do ponto de vista econométrico, essa seção será dedicada a análise dos principais resultados obtidos.

A partir dos resultados obtidos, essa parte do estudo se dedicará a analisar as funções de impulso-resposta (FIR). Primeiramente, analisam-se as FIR do modelo MS-VAR, que trás duas funções distintas: a primeira FIR é resultado de uma estimação dependente do Regime 1; enquanto que a segunda FIR é dependente do Regime 2. Elas estão representadas pelas figuras 6 e 7, respectivamente.

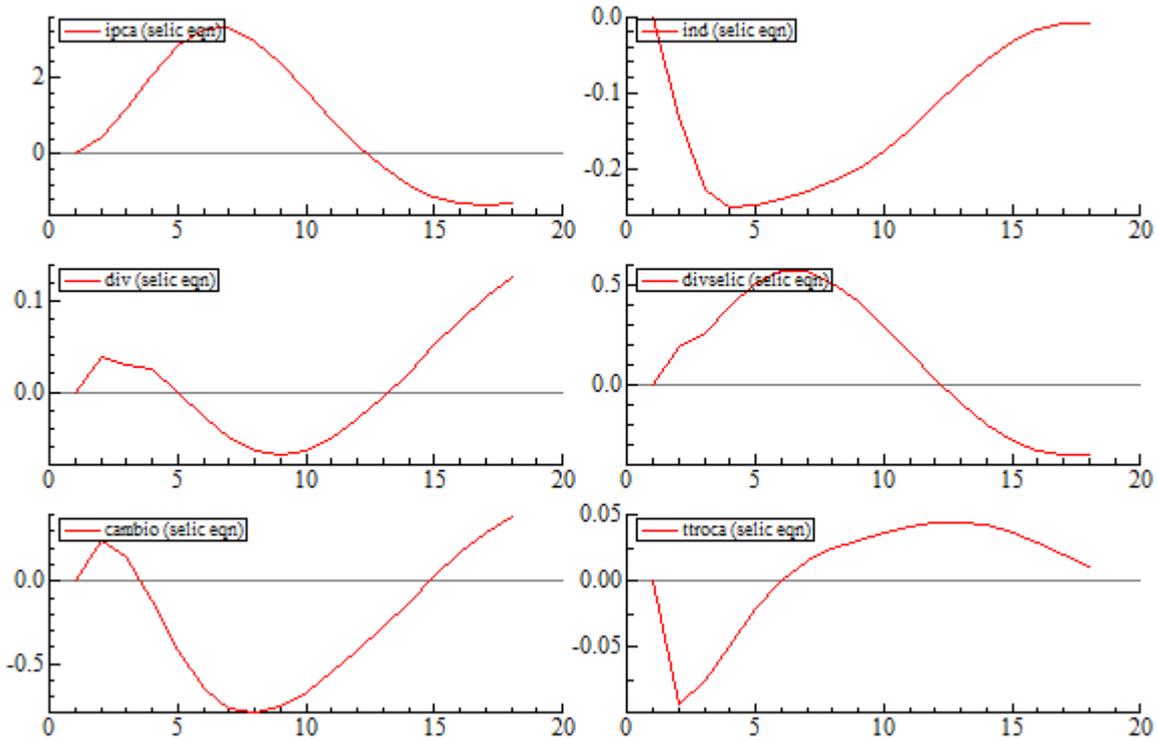


Figura 6 - Função de Impulso-Resposta dependente do Regime 1. (choque de um ponto percentual na Selic).

Na FIR dependente do Regime 1, tem-se que o um choque na taxa de juros impacta positivamente, num primeiro momento, o IPCA, e apenas depois de 12 períodos, a taxa de juros efetivamente impactar o nível de preços negativamente. Quanto aos outros choques, à taxa de juros Selic, impacta negativamente todas as outras variáveis, *Ind*, *div*, *cambio* e *troca*. O resultado sobre a variável de atividade econômica já era esperada. Agora o resultado sobre a dívida e sobre a dívida indexada a Selic já é mais ambíguo. As duas variáveis tem movimento contrário, isto é, enquanto uma tem impacto positivo, a outra tem impacto negativo. Esse resultado, pelo menos num primeiro momento, não foi observado na economia brasileira, mesmo porque, os trabalhos existentes sobre a condução da política monetária e que usam o modelo MS-VAR, não se utilizam destas variáveis. Contudo, o trabalho de Palley (2004) argumenta que o impacto da taxa de juros, pode, até certo ponto, não impactar a dívida pública. A seguir, a FIR dependente do Regime 2:

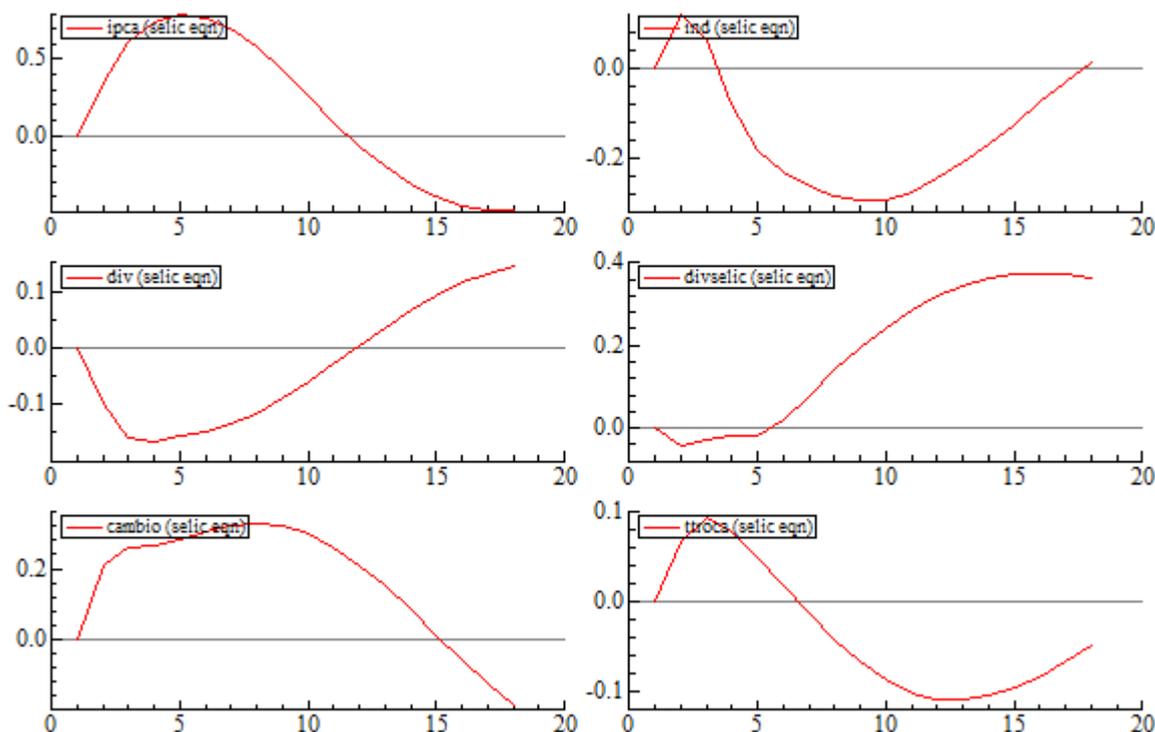


Figura 7 - Função de Impulso-Resposta dependente do Regime 2. (choque de um ponto percentual na Selic).

Agora analisando o choque da taxa de juros, nas outras variáveis, dependente do regime 2, vemos que os resultados são ligeiramente diferentes, para as variáveis *div*, *cambio* e *troca*. Num primeiro momento, o impacto da Selic no IPCA é muito parecido com o do regime, mas tem um início disperso, com um aumento nos primeiros 11 meses, para somente depois desse período, o IPCA ceder ao choque, tornando-se negativo. O choque na *proxy* para o PIB é o mesmo obtido no Regime 1. Entretanto, os resultados obtidos com *div* e *cambio*, são bem diferentes.

A dívida sofre um pequeno choque negativo num primeiro momento, para depois crescer de maneira significativa, se estabilizando num patamar elevado, isto é, ele não converge, mostrando que o efeito de aumento da taxa de juros tem efeitos persistentes na dívida pública, o mesmo ocorrendo a dívida indexada a Selic. Já o câmbio, sofre um aumento relativamente grande nos dois primeiros períodos, para depois se reduzir e apenas depois do 14º períodos, ela se torna negativa, sem que também haja uma convergência. Isso mostra que, assim como no caso da dívida pública, os efeitos são persistentes.

A partir desses resultados, podem-se auferir algumas conclusões acerca da condução da política monetária. **A primeira delas é que, como mostra os modelos, a taxa de juros Selic, principal instrumento de controle inflacionário, é pouco efetivo.** Isso porque a economia brasileira sofre com efeito chamado *price puzzle*⁵. A taxa de inflação e a taxa de juros nominal têm uma correlação positiva, e esse aspecto da política monetária, tem sido objeto constante de análise nas pesquisas acadêmicas, uma vez que não encontra respaldo teórico na literatura econômica tradicional.

Geralmente, a literatura empírica que busca uma “solução” para o *price puzzle* é formada por dois grupos distintos. Para o primeiro, esse comportamento seria fruto de problemas de má identificação na estimação dos modelos VAR, isto é, as variáveis incluídas nos modelos estimados, não esgotam o conjunto de informação que o Banco Central tem a sua disposição (Sims, 1992).

Por sua vez, o segundo grupo questiona a teoria convencional, afirmando que no âmbito dos efeitos de uma contração monetária não antecipada pelos agentes econômicos é uma elevação dos níveis

⁵ O ponto de partida desse fenômeno é o artigo de Sims (1992), embora o termo “*price puzzle*” só tenha sido cunhado posteriormente por Eichenbaum (1992), em comentário ao artigo de Sims.

de preços. Esse fenômeno decorreria da existência de outro canal de transmissão da política monetária, um canal de custos, que operaria através da oferta agregada.

Uma segunda conclusão que se pode tirar dos resultados obtidos é a de que, tanto o regime 2, quanto o VAR completo, tem resultados muito similares e que esses resultados já foram obtidos em outros trabalhos. Entre eles, pode-se citar os trabalhos de Modenesi e Araujo (2009, 2011 e 2012), Cespedes, Lima e Maka (2008) e Belaisch (2003). Esses resultados mostram que esse regime na política monetária, ocorreu em breves períodos (de no máximo de quatro meses) entre 2000 e 2003, e que é o regime vigente, desde 2007. O primeiro regime teve um breve momento em 2000 e vigorou entre os anos de 2001 e 2007, com um breve intervalo em 2003 de dois meses. Dessa forma, pode-se dizer que basicamente se tem dois regimes distintos: um primeiro, antes de 2007, e o segundo, pós 2007.

Contudo, os resultados antagônicos obtidos com as variáveis *div* e *cambio* são inesperados. Primeiro, porque não se encontra na literatura um resultado parecido com os obtidos neste trabalho, pelo menos, no que diz respeito a economia brasileira. Além disso, como foi mostrado anteriormente, os regimes são persistentes e em se tratado de estarmos sobre os efeitos do regime 2, isso resultaria que, a atual política de aumento da taxa de juros, provocaria efeitos persistentes sobre a dívida pública e o câmbio.

Além disto, com as mudanças de regime, foi possível estimar de maneira mais ajustada os modelos em questão, fazendo com os resultados e as FIR fossem mais condizentes com as características da condução da política monetária, e com o histórico da economia brasileira.

4 – CONCLUSÃO

No decorrer deste artigo investigou-se a existência de não linearidade na política monetária brasileira no período pós RMI. Por meio do modelo de Vetores Autorregressivos com correntes markovianas (MS-VAR), pode-se comprovar a existência de não-linearidade na condução da política monetária, cuja hipótese de não-linearidade são as mesmas dos trabalhos de Palley (2004), Barbosa-Filho (2011) e Oreiro e Araujo (2013), tem enfoque pós-keynesianos.

O modelo MS-VAR, o mesmo modelo utilizado por da Silva Filho *et al* (2006) e a de Tomazzia e Meurer (2010), tendo como grande diferencial a possibilidade de identificação de mudanças de regime na condução da política monetária, identificou dois regimes monetários distintos: um primeiro regime, que ocorreu predominantemente entre 2000 e 2007, com breves períodos de quebras para o segundo regime; e o segundo regime, que ocorreu de maneira predominante a partir de 2007 até 2013. O primeiro regime possui características similares ao “tripé flexibilizado” apontado por Oreiro (2011), ao passo que o segundo possui características similares ao “desenvolvimentismo inconsistente”.

Essa “quebra” mostra fortes indícios de que há uma não linearidade da política monetária, seguida de uma alta persistência dos regimes estimados, isto é, uma vez estando num dos regimes, a probabilidade de mudança para outro regime é muito baixa. As funções de impulso-respostas mostram claras diferenças entre os regimes estimados e o VAR normal. Em ambos os regimes e no VAR, a resposta da inflação a um aumento da taxa de juros é de aumento nos períodos iniciais seguidos de sua redução após 10 períodos⁶, embora a amplitude do efeito seja significativamente maior no regime 1. Além disso, a atividade econômica (*Ind*) mostra uma queda mais persistente no regime 2, do que no 1.

Observaram-se ainda, dois resultados controversos: os choques da dívida pública e no câmbio aos aumentos da taxa de juros. No primeiro regime, tanto a dívida, quanto o câmbio respondem de maneira negativa, nos primeiros períodos, seguidos de sua convergência para a origem dos choques. Já no segundo regime, os choques tanto de dívida quanto de câmbio, são positivos e não convergem para sua origem, demonstrando certa persistência. Esses resultados obtidos do regime 2, se assemelham muito ao obtido do VAR(3) linear estimado, corroborando a qualidade dos resultados obtidos.

As características do RMI desde sua implantação contou com inúmeros ajustes, e a política monetária também sofreu transformações. Os impactos dos juros sobre a economia se deu de maneira diferenciada no período estudado. Isto que dizer que, a política monetária, via taxa de juros, teve dois

⁶ Fato estilizado, conhecido como *price puzzle* na literatura econômica. Ver Sims (1992).

momentos distintos. O primeiro momento, no regime 1, os efeitos tem uma amplitude e duração menor. Já no regime 2, os efeitos são mais longos e persistentes, demonstrando que neste regime, a política monetária causa impactos mais significativos, do que no primeiro regime.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, Eliane; GALA, Paulo. Regimes de crescimento econômico no Brasil: evidências empíricas e implicações de política. *Estudos avançados*, v. 26, n. 75, p. 41-56, 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Departamento Econômico. (2013). Séries Temporais.
- BARBOSA-FILHO, Nelson. A Structuralist Philips Curve. 10º Forum de Economia da Fundação Getúlio Vargas, 2011.
- BELAISCH, Ms Agnes. Exchange Rate Pass-Through in Brazil (EPub). International Monetary Fund, 2003.
- BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. National bureau of economic research, 1995.
- BERNANKE, Ben S.; MIHOV, Ilian. Measuring monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 869-902, 1998.
- BOWLES, S.; BOYER, R. Wages, aggregate demand, and employment in an open economy: an empirical investigation. In: EPSTEIN, G.; GINTIS, H. (Ed.) *Macroeconomic policy after the conservative era*. Cambridge: Cambridge University Press, 1995. p.143-71, 1995.
- CÉSPEDES, Brisne; LIMA, Elcyon; MAKKA, Alexis. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123-160, 2008.
- CLEVELAND, William S. *The elements of graphing data*. Monterey, CA: Wadsworth advanced books and software, 1985.
- DA SILVA FILHO, Osvaldo Cândido. Política monetária e mudanças macroeconômicas no Brasil: uma abordagem MS-VAR. Dissertação de Mestrado, UFPB, 2006.
- _____; DA COSTA SILVA, Luciano; FRASCAROLI, Bruno Ferreira. Política monetária e mudanças macroeconômicas no brasil: uma abordagem MS-VAR. Fórum do Banco do Nordeste, 2006.
- DEJONG, David N.; WHITEMAN, Charles H. The case for trend-stationarity is stronger than we thought. *Journal of Applied Econometrics*, v. 6, n. 4, p. 413-421, 1991.
- DEMPSTER, Arthur P. et al. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal statistical Society*, v. 39, n. 1, p. 1-38, 1977.
- DIACONIS, Persi et al. Geometric bounds for eigenvalues of Markov chains. *The Annals of Applied Probability*, v. 1, n. 1, p. 36-61, 1991.
- EHRMANN, Michael; ELLISON, Martin; VALLA, Natacha. Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model. *Economics Letters*, v. 78, n. 3, p. 295-299, 2003.
- EICHENBAUM, Martin. Comment on “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy” *European Economic Review*, n. 36 p. 1001–1011, 1992.
- HAMILTON, James D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 357-384, 1989.
- HAMILTON, James D. Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of econometrics*, v. 45, n. 1, p. 39-70, 1990.
- HEIN, Eckhard; VOGEL, L. Distribution and growth reconsidered: empirical results for six OECD countries. *Cambridge Journal of Economics*, v.32, n.3, p.479-511, 2008.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE) Brasil, 2013.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Data, I. P. E. A. (2013).
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. *Statistic Data*. 2013.
- KALDOR, Nicholas. Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom: an inaugural lecture. Cambridge University Press, 1966.
- KALDOR, Nicholas. The role of increasing returns, technical progress and cumulative causation in the theory of international trade and economic growth. *Economie appliquée*, v. 34, n. 6, p. 593-617, 1981.

- KALDOR, Nicholas. The role of effective demand in the short and long-run growth. *The Foundations of Keynesian Analysis*. Macmillan Press: London, 1988.
- KEMENY, John G.; SNELL, James Laurie. *Finite markov chains*. New York: Springer, 1976.
- KIM, Chang-Jin; NELSON, Charles R. *State-space models with regime switching: classical and Gibbs-sampling approaches with applications*. MIT Press Books, v. 1, 1999.
- KOOP, Gary. 'Objective' bayesian unit root tests. *Journal of Applied Econometrics*, v. 7, n. 1, p. 65-82, 1992.
- KROLZIG, Hans-Martin. *Statistical analysis of cointegrated VAR processes with Markovian regime shifts*. SFB 373 Discussion Paper 25/1996, Humboldt Universität zu Berlin, 1996.
- _____. *International business cycles: Regime shifts in the stochastic process of economic growth*. 1997a.
- _____. *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. Berlin: Springer, 1997b.
- _____. *Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox*. 1998.
- _____. *Business cycle measurement in the presence of structural change: international evidence*. *International Journal of Forecasting*, v. 17, n. 3, p. 349-368, 2001a.
- _____. *Markov-switching procedures for dating the Euro-zone business cycle*. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung/Quarterly Journal of Economic Research*, v. 70, n. 3, p. 339-351, 2001b.
- _____. *Business cycle analysis and aggregation. Results for Markov-switching VAR processes*. Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford: 2003a.
- _____. *Predicting Markov-switching vector autoregressive processes*. *Journal of Forecasting*. Forthcoming, 2003b.
- MCLACHLAN, Geoffrey; KRISHNAN, Thriyambakam. *The EM algorithm and extensions*. John Wiley & Sons, 2007.
- MENDONÇA, Mario Jorge; MEDRANO, Luis Alberto; SACHSIDA, Adolfo. *Avaliando o efeito de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário*. Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011.
- MODENESI, André de Melo; ARAÚJO, Eliane Cristina de. *Custos e Benefícios do Controle Inflacionário no Brasil (2000-2008): uma Avaliação com Base em um Modelo VEC*. II Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira, 2009.
- _____. *Costs and Benefits of Inflation Control in Brazil (2000-2008): an empirical analysis of the monetary policy transmission mechanism based on a VAR model*. In: 8th International Conference Developments in Economic Theory and Policy. 2011.
- _____. *Price Stability under Inflation Targeting in Brazil: an empirical analysis of the monetary policy transmission mechanism based on a VAR model*. IE-UFRJ Discussion paper: 03, 2012.
- _____. *Estabilidad de precios bajo metas de inflación en Brasil: análisis empírico del mecanismo de transmisión de la política monetaria con base en un modelo VAR, 2000-2008*. *Inv. Econ., México*, v. 72, n. 283, marzo 2013.
- NAASTEPAD, C. W. M.; STORM, S. *OECD demand regimes, 1960-2000*. *Journal of Post Keynesian Economics*, v.29, n.2, p.213-48, 2006-2007.
- NEAL, Radford M. *Probabilistic inference using Markov chain Monte Carlo methods*. 1993.
- OREIRO, José Luis; FEIJÓ, Carmem A. *Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos eo caso brasileiro*. *Revista de Economia Política*, v. 30, n. 2, p. 219-232, 2010.
- OREIRO, José Luis da Costa. *Crescimento e Regimes de Política Macroeconômica: teoria e aplicação ao caso brasileiro no período 1999-2011*. 8º Fórum de Economia de São Paulo. Disponível em http://eesp.fgv.br/sites/eesp.fgv.br/files/file/1%20Painel_Oreiro%20texto.pdf, 2011.
- OREIRO, José Luis da Costa. *Novo-desenvolvimentismo, crescimento econômico e regimes de política macroeconômica*. *Estudos Avançados*, v. 26, n. 75, p. 29-40, 2012.
- OREIRO, José Luis; ABRAMO, Laura Díaz; DA COSTA LIMA, Pedro Garrido. *Taxa de Câmbio, Taxa de Juros e Regimes de Acumulação em um Modelo Macro-Dinâmico Pós-Keynesiano*. VI Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira (AKB), Anais de Congresso, 2013.

- OREIRO, José Luis; ARAUJO, Eliane. Exchange rate misalignment, capital accumulation and income distribution: Theory and evidence from the case of Brazil. *Panaeconomicus*, v. 60, n. 3, p. 381-396, 2013.
- PALLEY, Thomas I. A new development paradigm: domestic demand-led growth. *Foreign Policy Focus*, 2002.
- PALLEY, Thomas I. Escaping the debt constraint on growth: a suggested monetary policy for Brazil. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 24, n. 1, p. 93, 2004.
- ROWTHORN, Robert; RAMASWAMY, Ramana. Growth, trade and deindustrialization. *IMF Staff papers*, v. 46, n. 1, p. 18-41, 1999.
- SIMS, Christopher A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, nº 48, p. 1-48, 1980.
- _____. Bayesian skepticism on unit root econometrics. *Journal of Economic dynamics and Control*, v. 12, n. 2, p. 463-474, 1988.
- _____. *Macroeconomics and reality. Modelling Economic Series*. Clarendon Press, Oxford, 1990.
- _____. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992.
- _____; STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 113-144, 1990.
- SIMS, Christopher A.; UHLIG, Harald. Understanding unit rooters: A helicopter tour. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1591-1599, 1991.
- SIMS, Christopher A.; ZHA, Tao. Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, v. 39, n. 4, p. 949-68, 1998.
- _____. *Macroeconomic switching*. manuscript, Princeton University, 2002.
- _____. MCMC method for Markov mixture simultaneous-equation models: a note. *Federal Reserve Bank of Atlanta*, 2004.
- _____. Were there regime switches in US monetary policy?. *The American Economic Review*, p. 54-81, 2006.
- STOCKHAMMER, E.; ONARAN, Ö. Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a neo-Kaleckian macro-model. *Structural Change and Economic Dynamics*, v.15, n.4, p.421-47, 2004.
- STOCKHAMMER, E. et al. Functional income distribution and aggregate demand in the Euro Area. *Cambridge Journal of Economics*, v.33, n.1, p.139-59, 2009.
- THIRLWALL, Anthony P. A plain man's guide to Kaldor's growth laws. *Journal of Post Keynesian Economics*, p. 345-358, 1983.
- THIRLWALL, Anthony Philip. *The nature of economic growth: an alternative framework for understanding the performance of nations*. Edward Elgar Publishing,
- TOMAZZIA, Eduardo Cardeal; MEURER, Roberto. Transmissão da política monetária: análise de quebras estruturais na economia brasileira recente por modelos VAR, SVAR e MS-VAR. *ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA-ANPEC*, v. 38, p. 1-20, 2010.
- TREGENNA, F. Characterizing deindustrialization: an analysis of changes in manufacturing employment and output internationally. *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 33, 2009.
- TURNER, Christopher M.; STARTZ, Richard; NELSON, Charles R. A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. *Journal of Financial Economics*, v. 25, n. 1, p. 3-22, 1989.
- UEMURA, H. Growth, distribution and structural change in the post-war Japanese in Japanese capitalism in crisis: a regulationist interpretation. Edited by R. Boyer and Toshio Yamada. London: Routledge, 2000.