

**NÃO-LINEARIDADE ENTRE CÂMBIO E PREÇOS NO BRASIL E IMPLICAÇÕES PARA
UMA ESTRATÉGIA DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO**

Mateus Ramalho Ribeiro da Fonseca

Doutorando em Economia - Área de Concentração: Economia do Desenvolvimento - Programa de
Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS)
mateusramalho88@hotmail.com

Eliane Cristina de Araújo

Professora da Universidade Estadual de Maringá e pesquisadora do CNPq
elianedearaujo@gmail.com

Elisangela Araújo

Professora Adjunta da Universidade Estadual de Maringá
elisangela15.araujo@gmail.com

NÃO-LINEARIDADE ENTRE CÂMBIO E PREÇOS NO BRASIL E IMPLICAÇÕES PARA UMA ESTRATÉGIA DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

Resumo:

O objetivo deste artigo é realizar uma análise empírica da política monetária no Brasil a partir de um modelo *Markov Swiching Vector Autoregressive* (MS-VAR) ou Vetores Autorregressivos com Cadeias de Markov, na busca de evidências da não-linearidade da relação entre câmbio e preços no Brasil e como isso pode trazer conseqüências para a utilização do câmbio em uma estratégia de desenvolvimento econômico. O intuito é verificar se existem mudanças de regime na política monetária e se, em razão desta, decorrem comportamentos distintos da economia com respeito à trajetória de variáveis centrais para a condução da referida política – taxa de juros, taxa de câmbio, inflação, nível de atividade econômica e dívida pública. O período analisado compreende os meses de janeiro de 2000 a outubro de 2016, para o qual o modelo indicou a existência de dois regimes distintos: i) regime 1 (um), de apreciação cambial, mais persistente, totalizando 146 meses e ii) o regime 2 (dois), de menor persistência, totalizando 55 meses. A análise demonstrou ainda que, em períodos de apreciação cambial, tanto pelo lado da demanda, quanto da oferta, existe um conjunto de forças que determinam uma trajetória baixista para os níveis de preços. Tal fato sugere que a taxa de câmbio tem um papel fundamental no controle da inflação, todavia, apontam para a necessidade de uma reavaliação da política que vêm sendo adotada no Brasil, que dada à variabilidade excessiva, tem implicado diversos obstáculos, sobretudo, ao desenvolvimento do setor produtivo nas últimas décadas.

Palavras-chave: Taxa de câmbio. Inflação. Economia Brasileira. Vetores Autorregressivos com Cadeias de Markov.

Abstract:

The objective of this article is to perform a theoretical and empirical analysis of monetary policy in Brazil through a Markov Swiching Vector Autoregressive (MS-VAR) model or Autoregressive Markov Chain Vectors looking for evidence of the non-linearity of the relation between exchange rates and prices in Brazil. The main goal is to verify if there are regime changes in the monetary policy and if, because of this, different behaviors of the economy occur with respect to the trajectory of central variables for the conduct of the mentioned policy - interest rate, exchange rate, inflation, level of economic activity and public debt. The period analyzed covers the months from January 2000 to October 2016, for which the model indicated the existence of two distinct regimes: i) regime 1 (one) of the exchange appreciation, more persistent, totalizing 146 months and ii) Regime 2 (two), of lower persistence, totalizing 55 months. The analysis also showed that, in the first regime (exchange rate appreciation), both the supply and demand variables show a declining trend, contributing to the fall in the general price level. This fact suggests that the exchange rate has a fundamental role in the control of inflation, however, they point to the need for a reassessment of the policy that has been adopted in Brazil, which due to excessive variability, has imply several obstacles to the productive sector development in the last decades.

Keywords: Exchange rate. Inflation. Brazilian economy. Autoregressive Vectors with Markov Chains.

Código JEL: E44 E52 O 23

ÁREA 6: Macroeconomia

1. Introdução

Dentre os diversos canais de transmissão da política monetária, a taxa de câmbio se destaca como um dos mais importantes, o que tem sido amplamente documentado na literatura econômica brasileira nas últimas décadas.

De fato, após a mudança para o regime de câmbio flutuante e a respectiva introdução do Regime de Metas de Inflação (RMI) no Brasil em meados de 1999, a taxa de câmbio apresentou considerável variabilidade chegando a ultrapassar R\$ 4,00, como em 2002 e 2015, por exemplo, ou ainda, situar-se próximo de R\$ 1,50, como ocorrido dos anos de 2007 e em 2011. Seja em resposta aos acontecimentos domésticos – com destaque para as alterações na taxa básica de juros no cumprimento das metas de inflação – seja em razão de choques externos, a alteração das percepções sobre os rumos da economia, implicaram maior ou menor disposição à entrada de capitais estrangeiros, especialmente, os de curto prazo, contribuindo para a volatilidade deste preço fundamental da economia brasileira.

A questão a ser destacada, contudo, é que essas diferentes trajetórias da taxa de câmbio tem um papel central para explicar a variação dos preços domésticos. Todavia, a despeito das consequências da variação cambial ser um tema de interesse, em particular, a estimação do chamado coeficiente de repasse cambial, ou *pass through* da taxa de câmbio, que mede os efeitos de mudanças na cotação da moeda doméstica sobre o nível de preços, bem menos atenção tem sido dada ao fenômeno da não-linearidade, isto é, de como diferentes níveis da moeda doméstica (apreciação/depreciação) interferem na trajetória da inflação no país.

A não-linearidade, neste sentido, lança luz à questões mais complexas, que podem ajudar na compreensão da condução da política macroeconômica doméstica e seus principais resultados, que passa a ter na taxa de câmbio um aliado (ou obstáculo) no cumprimento das metas estipuladas pelas Autoridades Monetárias. Neste sentido, a constatação deste fenômeno, faz com que a discussão avance para uma seara mais ampla, abarcando questões como a da importância da adoção de mecanismos de gerenciamento da taxa de câmbio, não somente com o objetivo de manter a inflação dentro da meta, mas, sobretudo, para situar este “preço” fundamental em níveis condizentes com as necessidades de uma economia em desenvolvimento, como é o caso do Brasil.

Sobre essa discussão vale ressaltar, inclusive, que nos últimos anos, particularmente após a crise financeira internacional deflagrada em 2008, diversas economias – desenvolvidas e em desenvolvimento – convencidas dos limites de algumas políticas macroeconômicas tidas como consensuais pelo *mainstream* para a promoção do crescimento e estabilidade, como é o caso da liberalização financeira, voltaram-se para a adoção de mecanismos disciplinadores dos fluxos internacionais de capitais, de modo a se promover crescimento econômico com estabilidade. O Brasil todavia, manteve-se apartado deste debate, mantendo intactos os fundamentos que conduzem a política macroeconômica, desde 1999.

A luz dessa constatação, o objetivo deste artigo é realizar uma análise empírica da condução da política monetária com base em um modelo *Markov Switching Vector Autoregressive* (MS-VAR) ou Vetores Autorregressivos com Cadeias de Markov, na busca de evidências da existência de não-linearidade da relação entre câmbio e preços no Brasil. O intuito é verificar se existem mudanças de regime na política monetária e se, em razão destas, decorrem comportamentos distintos da economia. A ideia é investigar ainda se, decorrente de tal não-linearidade, variáveis centrais para a condução da política monetária – taxa de juros, taxa de câmbio, inflação, nível de atividade econômica e dívida pública estão sujeitas a mudanças de regime desde a adoção do RMI em 1999.

A pesquisa se encontra estruturada da seguinte forma. Após esta introdução, a seção 2 apresenta uma discussão teórica e também uma estatística descritiva da relação entre câmbio e preços na economia brasileira a partir do RMI. Na seção 3 é apresentada a metodologia e a base de dados utilizada para a investigação da hipótese da não-linearidade da política monetária no Brasil,

através dos modelos *Markov Swiching Vector Autoregressive* (MS-VAR) ou Vetores Autorregressivos com Cadeias de Markov. Na sequência, a Seção 4, traz as estimações e discute os resultados encontrados. Na Seção 5, faz-se uma discussão sobre a condução da política cambial no país e seus principais problemas, à luz da experiência internacional do pós-crise de 2007/08. Finalmente, são apresentadas as considerações finais do trabalho, adiantando-se que as evidências da não-linearidade sugeridas pela presente pesquisa apontam para a necessidade de uma reavaliação da política macroeconômica que vêm sendo adotada no Brasil, com destaque, para os efeitos sobre a trajetória da taxa de câmbio, como um dos obstáculos ao crescimento e a estabilidade nas últimas décadas.

2. Relação entre câmbio: aspectos teóricos e evidências para a economia brasileira

O interesse pelo estudo da relação taxa de câmbio e inflação ganhou alento a partir do início dos anos 1970, quando ocorreu o fim do sistema de paridade das taxas de câmbio em relação ao dólar, fixadas pelo acordo de Bretton Woods (1944), com a respectiva adoção do sistema de taxas de câmbio flutuantes por diversos países (MENON, 1995).

Na medida em que as flutuações da taxa de câmbio não possibilitaram o reestabelecimento do equilíbrio balanço de pagamentos, mas levavam a novos desequilíbrios, tornou-se crescente a busca de alternativas para os novos problemas econômicos, com destaque para o estudo da relação entre a taxa de câmbio e o nível de preços, em especial, dos bens comercializados internacionalmente (*tradeables*) com vistas à implementação de políticas econômicas mais assertivas.

Voltando-se o olhar especificamente para a economia brasileira, esta relação assume grande importância, em particular, após a mudança para o regime de câmbio flutuante e a respectiva introdução do Regime de Metas de Inflação (RMI). Desde então, a taxa de câmbio tem sido um dos mecanismos relevantes pelos quais a política monetária e seu instrumento principal (a taxa de juros básica Selic) afeta o nível geral de preços, sendo a investigação deste tema uma constante na literatura econômica brasileira (MINELLA E CORREA, 2005; TOMBINI E ALVES, 2006, SQUEFF, 2009).

Ao efeito que a taxa de câmbio exerce sobre a inflação denomina-se *pass-through* ou repasse cambial para os preços domésticos e mede a variação percentual da taxa de inflação frente a variação de 1% na taxa de câmbio. Este repasse pode ser: i) nulo, se variações cambiais não são repassadas aos preços; ii) completo, ou igual a um, se variações cambiais são totalmente repassadas aos preços e iii) entre zero e um, se apenas parte da variação do câmbio é repassado aos preços domésticos¹.

A razão para tal influência decorre de que a variação da cotação da moeda estrangeira acarreta diversos efeitos, diretos e indiretos, sobre a inflação. Como efeito direto, tem-se a mudança dos preços dos bens que são comercializáveis no mercado internacional (os bens *tradeables*). Indiretamente, o câmbio afeta a inflação de duas formas: i) via preço das matérias-primas importadas na elaboração de bens domésticos – quando a taxa de câmbio sofre apreciação (depreciação), o custo de produção desses bens diminui (aumenta), o que implica provável redução (aumento) no preço; e ii) substituição de bens domésticos por similares importados – quando o câmbio aprecia, o preço dos bens importados diminui. Esse efeito acarreta um deslocamento de parte da demanda doméstica para as importações, tendo por resultado a queda na demanda agregada e, com isso, menor pressão sobre o nível de preços (MENDONÇA, 2011).

A relação câmbio-preços é apresentada na Tabela 1, que mostra como a taxa de câmbio nominal Real/US\$ oscilou, em termos médios, de R\$ 1,67 (2011) e R\$ 3,33 (2015), cerca de 99,4%, embora tivesse ultrapassado os R\$ 4,00 em certas ocasiões e se aproximado de R\$ 1,50, em outras.

¹ Confira Kannebley JR (2000).

Essas oscilações podem ser relacionadas ao comportamento da inflação no período, mais especificamente, ao próprio desempenho do RMI, como indica a referida tabela.

Tabela 1. Inflação (IPCA), metas e intervalos de tolerância e taxa de câmbio nominal, Brasil, 1999-2016

Ano	Meta de inflação	Intervalo de tolerância	Inflação efetiva (IPCA)	Taxa de câmbio R\$/US\$ ¹
1999	8	6-10	8,94	1,81
2000	6	4-8	5,97	1,83
2001	4	2-6	7,67	2,35
2002	3,5	1,5-6,5	12,53	2,92
2003 ²	4	1,5-6,5	9,3	3,08
2004	5,5	3,5-8	7,6	2,93
2005	4,5	2,5-7,5	5,69	2,43
2006	4,5	2,5-7,5	3,14	2,18
2007	4,5	2,5-6,5	4,46	1,95
2008	4,5	2,5-6,5	5,9	1,83
2009	4,5	2,5-6,5	4,31	2,00
2010	4,5	2,5-6,5	5,91	1,76
2011	4,5	2,5-6,5	6,5	1,67
2012	4,5	2,5-6,5	5,84	1,95
2013	4,5	2,5-6,5	5,91	2,16
2014	4,5	2,5-6,5	6,41	2,35
2015	4,5	2,5-6,5	10,67	3,33
2016	4,5	2,5-6,5	6,3	3,25

Nota: 1 Média do período, cotação para a venda. 2. A carta aberta de 21/03/2003 revisou as metas para 8,5 em 2003 em 5,5 em 2004, respectivamente.

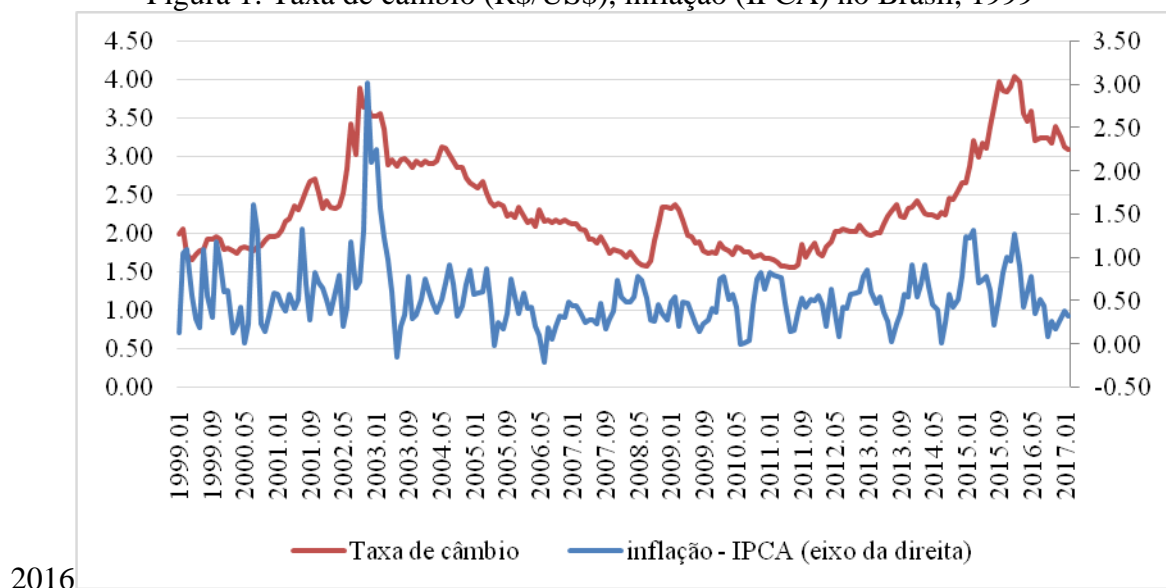
Fonte: BCB (2017a)

Com referência à trajetória da inflação no Brasil, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a partir da introdução do RMI em 1999, nota-se que os limites superiores das metas estipuladas foram ultrapassados em 4 anos (2001, 2002, 2003 e 2015) por uma margem substancial, especialmente em 2002 e 2015, enquanto que, no ano de 2004, a meta de inflação só foi atingida após a revisão da meta para cima e redefinição dos referidos intervalos. No entanto, as taxas de inflação estiveram acima do centro da meta em dez dos dezoito anos considerados (1999, 2004-2005, 2008 e 2010-2016).

Com respeito aos resultados positivos, pode-se constatar ainda na Tabela 1, que a inflação esteve dentro do intervalo de tolerância da meta em oito anos (1999, 2000, 2004, 2005, 2006, 2007, 2009 e 2016), sendo que, em apenas três 2000, 2006 e 2007 foi inferior ao centro da meta². Vale notar que, em 2006, foi alcançado o menor IPCA anual desde o início da série histórica, e mais ainda, que o único período no qual a inflação esteve realmente baixa, foi a fase entre 2006-2009, excluindo-se o ano da crise de 2008, momento em que a taxa de câmbio assumiu uma tendência de apreciação continuada, conforme pode ser visualizada no Gráfico 1.

² É importante destacar que a inflação brasileira, sob o RMI, se manteve em níveis relativamente altos (em média 6,83% a.a.) se comparado à média mundial, que foi de 4,07% entre 1999 e 2016 (IMF, 2017).

Figura 1: Taxa de câmbio (R\$/US\$), inflação (IPCA) no Brasil, 1999-



Fonte: BCB (2016) e IBGE (2017).

A análise do Gráfico 1 evidencia que a trajetória da taxa de câmbio e dos preços no Brasil apresenta uma relação direta, de modo que, nas fases em que ocorreu um aumento da referida taxa (depreciação cambial), observou-se um salto dos preços, como exemplo, nos anos de 2001, 2002 e 2003, que foram marcados pelo efeito-contágio da crise da Argentina e das eleições presidenciais brasileiras. Da mesma forma, no último trimestre de 2008, a crise do *subprime* e, mais recentemente, entre 2013-2016, foram fatores externos como o fim das políticas de *quantitative-easy* promovido por alguns países desenvolvidos, aliado à crise política e econômica brasileira, que estiveram entre os principais fatores explicativos da alta da taxa de câmbio e a consequente elevação da inflação. Diferentemente, em fases de queda da taxa de câmbio, a inflação apresentou-se relativamente mais baixa, como por exemplo, entre 2005-2009, com exceção do ano de 2008, como já mencionado.³ Parece plausível, portanto, a crença de que a Autoridade Monetária, ainda que de forma implícita, leva em conta o comportamento da taxa de câmbio quando toma decisões com respeito à taxa de juros básica no Brasil.

Além da influência direta e indireta que o câmbio exerce sobre os preços, outra questão central, mas que tem recebido menos importância, se refere aos diferentes impactos que a taxa de câmbio exerce sobre os preços em momentos distintos, de depreciação ou apreciação da moeda. Isto é, pode ser que o repasse cambial ocorra de forma não-linear e, em assim sendo, seria relevante conhecer as implicações que tal fato poderia ter.

Neste sentido, com base no Gráfico 1, pode-se dividir o período 1999-2017 em seis subperíodos, conforme o comportamento da taxa de câmbio, a saber: i) janeiro de 1999 a setembro de 2002 (depreciação) ii) outubro de 2002 a julho de 2008, (apreciação); iii) agosto de 2008 a fevereiro de 2009, (depreciação) iv) março de 2009 a julho de 2011, (apreciação); v) agosto de 2012 a janeiro de 2016, (depreciação); e vi) fevereiro de 2016 a fevereiro de 2017 (apreciação). Esta análise é evidenciada a seguir na Tabela 2, que destaca o comportamento da taxa de câmbio, da inflação e a correlação entre essas variáveis nos diferentes subperíodos.

³Tendo em vista a importância do câmbio para a inflação, alguns autores incluíram a variação da taxa de câmbio na estimação da função de reação do Banco Central, que explicitamente, considera apenas o hiato de inflação e o hiato do produto. O argumento utilizado é que esta variável é importante para explicar variações nas taxas de juros em países emergentes, que são mais suscetíveis a choques externos. Minella et al (2003), por exemplo, estimaram um modelo auto-regressivo vetorial (VAR) concluíram que os choques na taxa de câmbio explicam uma parte significativa dos erros de juros e inflação.

Tabela 2: Variação da taxa de câmbio e IPCA no Brasil, 1999-2017

Período	Episódio	Nº. de meses	Intervalo de var. cambial	Var. %	Inflação acumulada	Correlação câmbio/inflação
1999:1 a 2002:9	Depreciação	44	R\$ 1,98–3,89	+ 0,964	7,46	0,1373
2002:10 a 2008:7	Apreciação	69	R\$ 3,64 – 1,56	- 0,571	6,93	0,5654
2008:8 a 2009:2	Depreciação	6	R\$ 1,63 – 2,37	+ 0,453	4,53	0,5754
2009:3 a 2011:7	Apreciação	28	R\$ 2,31 – 1,55	- 0,329	4,84	-0,2151
2011:8 a 2016:1	Depreciação	53	R\$ 1,58 – 4,04	+ 1,556	7,12	0,4818
2016:2 a 2017:2	Apreciação	12	R\$ 3,97 – 3,09	- 0,221	5,13	0,7442

Fonte: BCB (2017a)

A análise da Tabela 2 evidencia que, em dois dos três subperíodos de depreciação (janeiro/1999 a setembro/2002 e agosto/2011 a janeiro/2016), a forte queda da taxa de câmbio, que variou 96,4% e 155,6% respectivamente, coincidiu com as duas fases de maior inflação acumulada. Vale notar, que a meta de inflação foi alcançada em apenas três dos oito anos considerados e, na média, superou os 7% ao ano.

O outro período de depreciação, que durou apenas 6 meses e esteve diretamente relacionado aos efeitos da crise norte-americana deflagrada no segundo semestre de 2008 (agosto/2008 a fevereiro/2009), foi o único marcado por inflação em queda⁴, a despeito da elevação do câmbio. Vale mencionar, porém, que nesta fase a taxa de câmbio se elevou, mas continuou situando-se em patamares consideravelmente baixos (entre R\$ 1,63 e R\$ 2,37), evitando pressão sobre a inflação, que em média, situou-se bem próxima da meta estipulada. Destaque-se ainda o resultado encontrado por Araújo e Modenesi (2010), o qual sugere que as pressões da depreciação cambial sobre os preços foram amenizadas nesse período por choques de demanda negativos e choques de oferta positivos que puxaram os preços para baixo.

Analisando agora os subperíodos de apreciação cambial, é possível notar que a inflação caiu, relativamente à trajetória prévia, em duas das três fases (outubro/2002 a julho/2008; e fevereiro/2016 a fevereiro/2017). No primeiro período seguiu tendência declinante, caindo aos menores níveis desde a adoção do RMI e, inclusive, alcançou seu valor histórico mais baixo desde 2006. No outro subperíodo, que abrangeu fevereiro de 2016 a fevereiro de 2017, a taxa de câmbio, que havia superado os R\$ 4,00 nos meses precedentes, recuou para próximo dos R\$ 3,10, o que aliado à forte retração da economia brasileira, trouxe a inflação para 5,1% a.a., em média, no período. A exceção foi o período entre março/2009 a julho/2011 quando, a despeito da apreciação, a inflação obteve ligeira elevação, embora tenha ficado bem próximo da meta (4,8% a.a., em média).

Um último aspecto a destacar, se refere à correlação entre taxa de câmbio e inflação. Nota-se que esta correlação foi baixa somente no primeiro subperíodo de depreciação (0,13) e alta nos dois subperíodos de depreciação seguintes (0,57 e 0,48), indicando que a alta da taxa de câmbio contribui diretamente para o aumento da inflação. Por outro lado, nos períodos de apreciação, deixando-se de lado o período do imediato pós-crise, nota-se que esta correlação foi elevada: de 0,56 e 0,74, evidenciando que a queda da cotação da moeda estrangeira é fundamental para o controle da inflação.

Tal análise esclarece que o papel da taxa de câmbio é relevante na determinação dos preços no Brasil e, sobretudo, nos períodos em que a moeda encontra-se em trajetória de apreciação. Neste sentido, se a taxa de câmbio é baixa o suficiente, a inflação é mais plausível de se apresentar em patamares mais baixos, sendo possível à Autoridade Monetária alcançar o objetivo de cumprir a meta de inflação sem maiores dificuldades, veja-se por exemplo, o período 2005-2009. Essa ideia da existência de uma possível não-linearidade da política monetária é investigada a seguir.

3. Metodologia e base de dados

⁴ Sobre os fatores que evitaram o aumento dos preços em 2008 e 2009 destacam-se, além do fato da taxa de câmbio a queda dos preços das *commodities*, o que no Brasil, por exemplo, resultou em queda do preço da gasolina e de outras matérias-primas e/ou insumos básicos (BCB, 2017b)

Esta seção apresenta a metodologia de *Markov Swiching Vector Autoregressive* (MS-VAR) ou Vetores Autorregressivos com Cadeias de Markov. A abordagem busca evidências da existência de não-linearidade das relações econômicas e será empregada, na seção 4, para investigar se existem mudanças de regime na política monetária brasileira, mais especificamente na relação entre câmbio e preços, e suas prováveis implicações.

3.1 Metodologia MS-VAR

O modelo MS-VAR baseia-se na teoria das cadeias de Markov. Esta tem como principal resultado o fato dessas cadeias convergirem em uma distribuição estatística única e invariante, o que torna possível realizar determinadas inferências estatísticas acerca dessa distribuição. Além disso, há uma propriedade especial que as cadeias markovianas possuem que é a ergodicidade. Isso significa que a probabilidade no tempo para essas cadeias, convergem para uma distribuição única e invariante, a medida que o número de observações tende ao infinito ($n \rightarrow \infty$).

O detalhamento teórico acerca das cadeias markovianas pode ser evitado, uma vez que, o propósito desse trabalho é o de construir uma cadeia que tenha as propriedades desejadas para a construção do modelo MS-VAR⁵.

Há formulações de MS-VAR, que nem todos os parâmetros são dependentes do regime. Krolzig (1997) criou uma notação simples que permite identificar os modelos com os parâmetros, que podem ser (ou não), dependentes do regime e que é expressa de maneira simplificada na Tabela 3:

Tabela 3 - Tipos de modelo MS-VAR segundo os parâmetros.

Parâmetros	MSM(m)- VAR(p)	MSMH(m)- VAR(p)	MSI(m)- VAR(p)	MSIH(m)- VAR(p)	MSIAH(m)- VAR(p)
M	Variante	variante	-	-	-
v	-	-	variante	variante	variante
Σ	Invariante	variante	invariante	variante	variante
A_i	Invariante	invariante	invariante	invariante	variante

Fonte: Krolzig (1997). Elaboração própria.

Notação: μ : média (m), v : intercepto (I), Σ : variância (H), A_i : parâmetros autorregressivos (A).

Neste trabalho, será usado o MS-VAR com todos os parâmetros dependentes do regime o que, segundo evidenciado na Tabela 1, daria um modelo MSIAH(m)-VAR(p).

Outro aspecto a ser discutido diz respeito ao processo de estimação. O procedimento usualmente utilizado nos modelos VAR é o de Estimação por Máximo Verossimilhança (EMV). Entretanto, quando se introduz características não lineares, com as correntes markovianas, o número de parâmetros a ser estimado aumenta consideravelmente, fazendo com que a estimação por EMV possa resultar em estimativas pouco confiáveis.

A solução para este problema é utilizar um processo alternativo, o algoritmo de Maximização Expectacional ou *Expectation-Maximization* (EM), descrito pela primeira vez por Dempster *et al.* (1977). Segundo Hamilton (1994), o algoritmo EM é uma técnica robusta para estimar modelos MS-VAR, pois consiste em um processo de interação de altos e baixos, com dois estágios: i) expectativa: os regimes não observados, *a priori*, são estimados partindo-se de suas probabilidades suavizadas; ii) maximização: os parâmetros são estimados a partir das probabilidades obtidas no primeiro estágio.

Por meio desse processo, o valor da função de verossimilhança tem o número de interações aumentado, fazendo com que, a partir de uma determinada interação, parâmetros estimados convirjam para os parâmetros da função de máxima verossimilhança. Este algoritmo EM possui

⁵ Para um detalhamento teórico mais aprofundado sobre os processos markovianos, ver: Kemeny e Snell (1976), Diaconis e Strook (1991) e Neal (1993).

propriedade interessante na estimação de modelos MS-VAR, a citar: i) sua convergência é assegurada sob condições bem generalizadas; ii) o algoritmo pode ser usado para realizar estimativas de dados perdidos; iii) ele é estável, numericamente, a cada interação, fazendo com que haja aumento da verossimilhança; iv) o custo da realização do processo é relativamente baixo, sendo apenas necessário um computador doméstico, mesmo o número de interação necessárias serem relativamente grande, quando comparadas com outros procedimentos de estimação; e v) o algoritmo é de fácil compreensão e implementação, tanto via computador, quanto sua análise como resultado (MCLACHLAN E KRISHNAN, 2007).

Entretanto, há que se ressaltar, que este algoritmo possui certas desvantagens, que podem ser facilmente contornadas: i) convergência lenta; ii) não há uma estimação da matriz de covariância dos parâmetros, o que pode ser contornado, usando-se uma metodologia associada ao algoritmo; iii) em certos casos, os passos de estimação do algoritmo podem ser intratáveis, analiticamente.

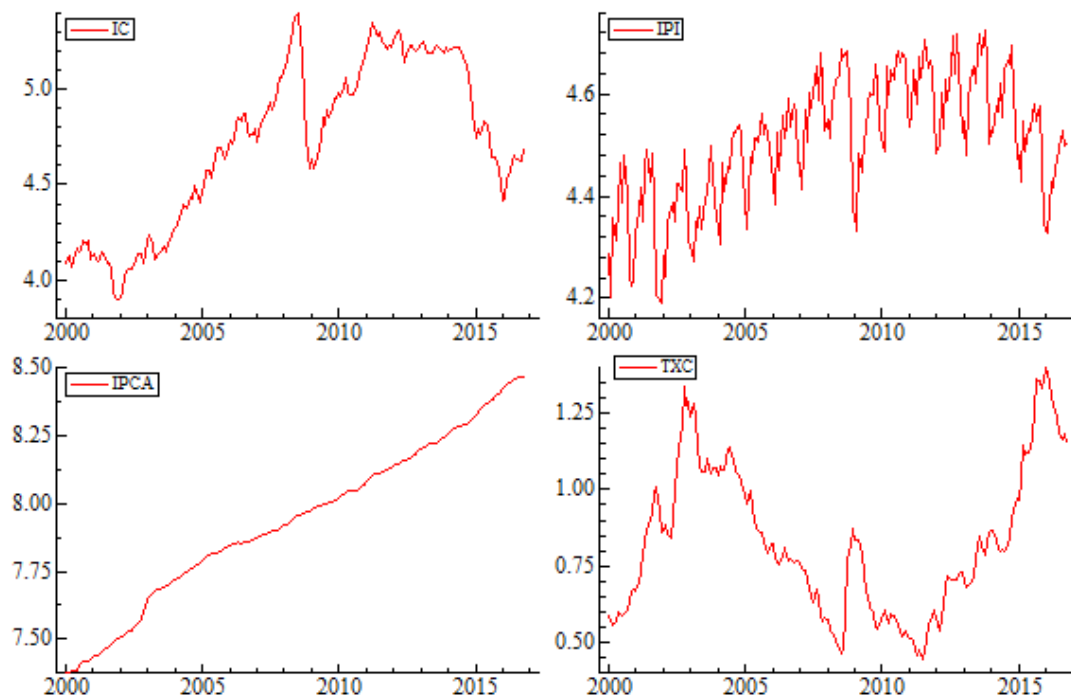
Após a introdução desta metodologia, diversos autores têm trabalhado com a hipótese da existência de não-linearidade nos modelos macroeconômicos [Krolzig, (1997); Sims & Zha (2006); Kim & Nelson (1999); Ehrmann, Ellison & Valla, (2003)]. Alguns deles, mesclam as correntes markovianas com vetores auto-regressivos, como será realizado também no presente trabalho.

3.2 Base de dados

Os dados empregados na investigação da hipótese da não linearidade da política monetária no Brasil consiste de séries de tempo mensais da economia brasileira, compreendendo o período de janeiro de 2000 a outubro de 2016, totalizando 201 observações. São utilizadas quatro variáveis: i) Índice de variação média do preço das *commodities* (IC) – utilizada como medida de oferta agregada; ii) Índice de produção Industrial (IPI) – utilizada como medida de demanda agregada; iii) índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e iv) a Taxa média mensal de Câmbio R\$/US\$ (TXC). Todas as variáveis são expressas em logaritmo natural, uma vez que se encontravam na forma de índice ou na forma de valores monetários.

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, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Fundo Monetário Internacional. A escolha das variáveis citadas baseou-se no trabalho de Araújo e Modenesi (2010) que o Brasil têm três determinantes macroeconômicos do nível de preços: i) demanda agregada; ii) oferta agregada; e iii) taxa de câmbio. O comportamento de cada variável pode ser observado na Figura 2 a seguir:

Figura 2 - Comportamento das variáveis selecionadas 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 essas devidas considerações parte-se, a seguir, 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.

4. Resultados e discussão

Um passo importante antes de se proceder às estimações propriamente ditas se refere à realização de alguns testes que visam identificar os procedimentos e critérios para a seleção do modelo adequado. Primeiramente, apresentam-se testes de seleção de defasagem que irão indicar qual o número correto de defasagens a ser utilizado no modelo, como mostra a Tabela 3:

Tabela 3 - Teste de seleção de defasagem.

Defasagens (p)	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	320.24	NA	4.90E-07	-3.178291	-3.112094	-3.151499
1	1830.155	2943.955	1.48E-13	-18.19251	-17.86153	-18.05856
2	1918.833	169.3347	7.11E-14	-18.92295	-18.32717*	-18.68182*
3	1939.335	38.32537*	6.80e-14*	-18.96819*	-18.10763	-18.6199

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.

De posse dessas informações, pode-se usar esses dados para estimar e analisar o modelo MS-VAR. Para se observar o comportamento do nível de preços, estimou-se um modelo MS-VAR irrestrito, com intercepto, variância e parâmetros variando conforme o regime. Dessa forma, utilizando a nomenclatura desenvolvida por Krolzig (1997), estimou-se um MS(2)-VAR(1), em que o número de regimes possível – m , foi travado em 2 (dois) e a defasagem ótima – p , escolhida igual a 1 (um). Essa escolha difere dos testes de seleção de defasagem, mas isso se deve ao fato de que o

os modelos estimados MS(2)-VAR(2) e MS(2)-VAR(3) mostraram problemas nos seus resíduos, além da perda de graus de liberdade, uma vez que, quando se aumenta as defasagens, o número de parâmetros estimados aumenta consideravelmente.

A explicação do por que se fixou o número de regimes em 2 (dois) foi, portanto, a quantidade de parâmetros a serem estimados, uma vez que, quando se estima um modelo MS-VAR com três regimes, o número de parâmetros cresce consideravelmente, tornando a estimação do modelo inviável.

Assim, levando em consideração o teste de linearidade (Teste LR) na Tabela 4, 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.

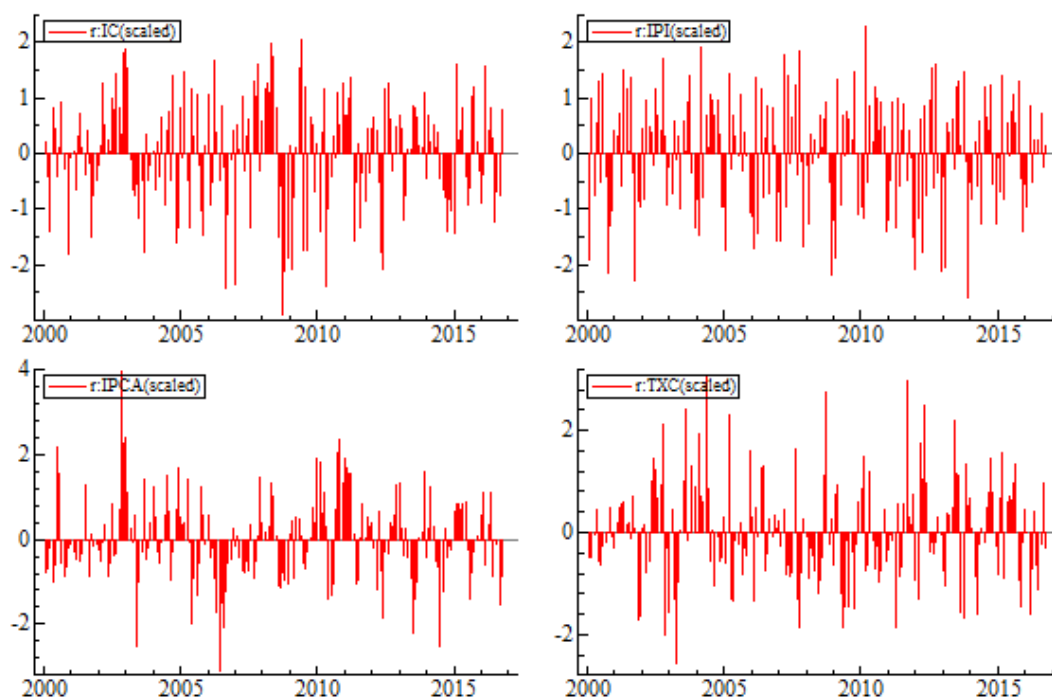
Tabela 4 - Teste LR de linearidade.

H ₀ - O modelo é linear		
Teste de linearidade LR	4967.8	[0.0000]*

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa

Quanto aos resíduos do MS-VAR estimado, estes se apresentaram bem-comportados, como mostra a Figura 3 a seguir:

Figura 3 - Resíduos no MS-VAR.

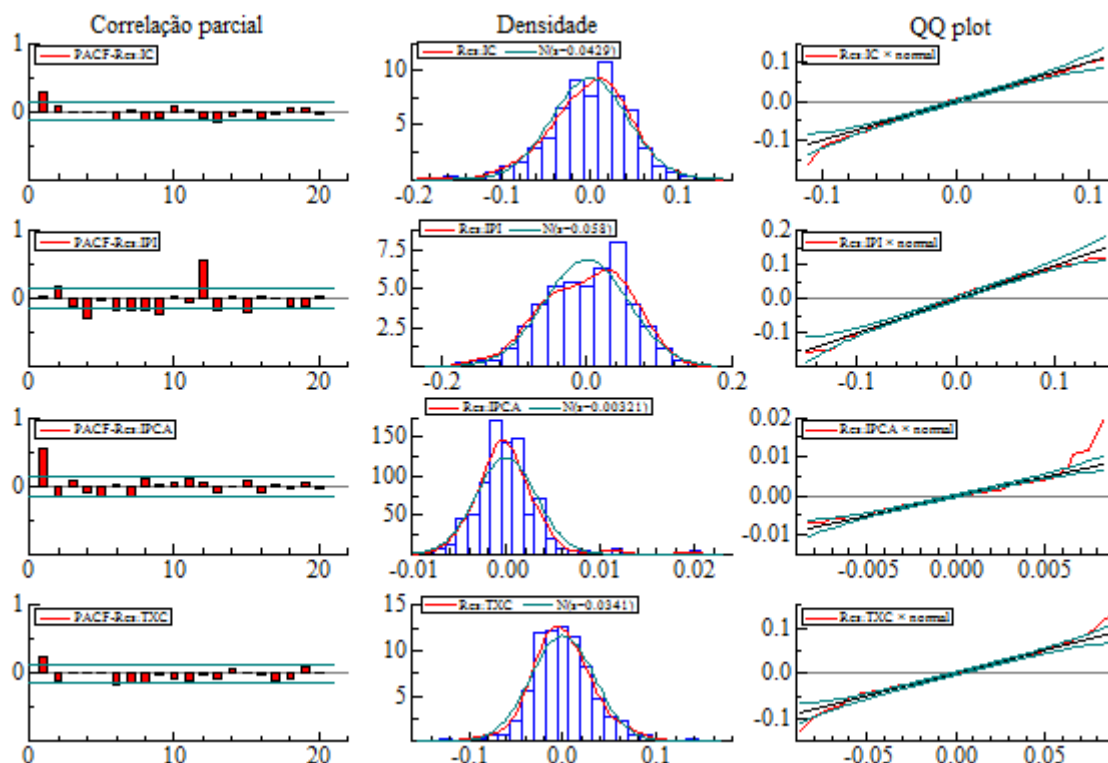


Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa

Nos testes residuais, os resíduos apresentaram-se comportados e tendem a uma distribuição normal. O teste de normalidade dos resíduos mostrou-se significativo a 1%. A análise gráfica dos correlogramas, densidade e o QQ-Plot dos resíduos são apresentados na Figura 4, a seguir.

Na referida Figura, 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, fato que não compromete de maneira significativa o modelo estimado. Já a ferramenta QQ-Plot, é uma ferramenta relativamente simples, mas muito importante, quando se quer analisar a distribuição dos resíduos comparados a uma distribuição normal (CLEVELAND, 1985).

Figura 4 - Correlograma, densidade e QQ-Plot dos resíduos-padrão no MS-VAR.

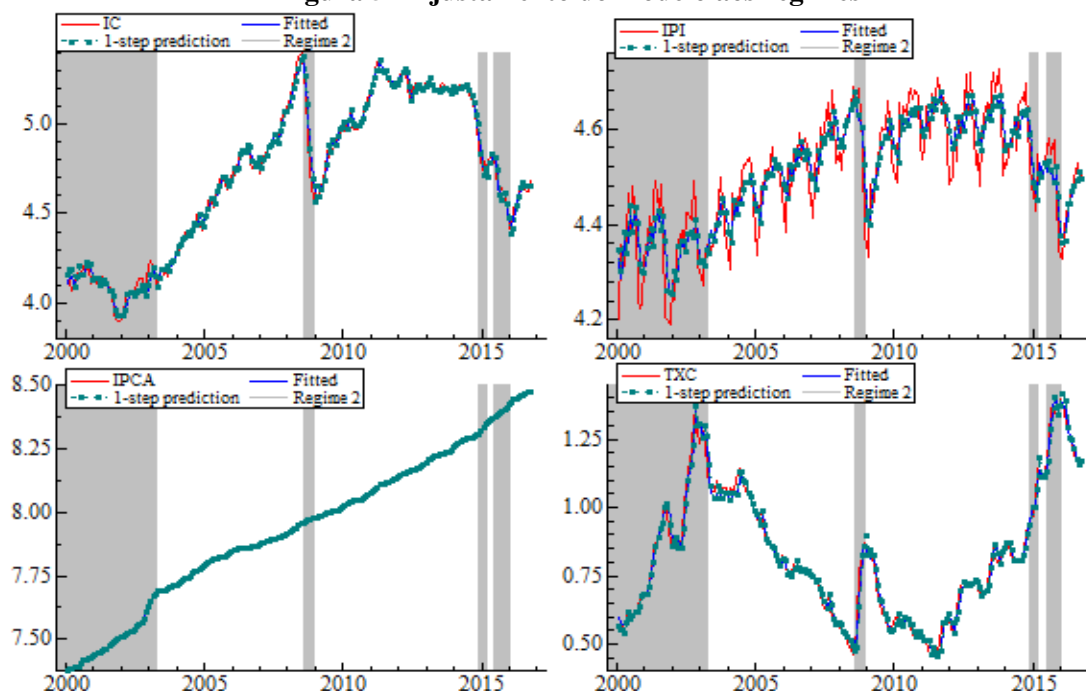


Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa

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

A convergência do algoritmo EM, se deu após 6 interações, com uma probabilidade de mudança de 0,0001. A Figura 5 mostra o bom ajustamento do modelo em cada regime estimado.

Figura 5 - Ajustamento do modelo aos regimes



Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa

O modelo MS(2)-VAR(1) estimado para o período de janeiro de 2000 a outubro de 2016, mostrou a seguinte matriz de transição dos regimes:

$$\hat{T} = \begin{bmatrix} 0,97276 & 0,066781 \\ 0,027241 & 0,93322 \end{bmatrix} \quad (1)$$

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 alta. Isso porque, segundo a matriz \hat{T} , estando no primeiro regime, a probabilidade de mudar para o segundo regime é de apenas 2,7%, enquanto que, permanecer no mesmo regime, a probabilidade é de 97,3%. O mesmo ocorre no segundo regime, uma vez estando nele, a probabilidade de mudança é de apenas 6,7%, e a de permanência é de 93,3%.

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

Regime 1	Regime 2
05/2003 - 07/2008 (0.998)	02/2000 - 04/2003 (0.994)
01/2009 - 11/2014 (0.990)	08/2008 - 12/2008 (0.908)
04/2015 - 06/2015 (0.948)	12/2014 - 03/2015 (0.999)
02/2016 - 10/2016 (0.979)	07/20015 - 01/2016 (0.921)
Total: 146 meses	Total: 55 meses
Representa 72,64% do período estimado com uma média de duração de 36,5 meses.	Representa 27,36% do período estimado com uma média de duração de 13,75 meses.

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa

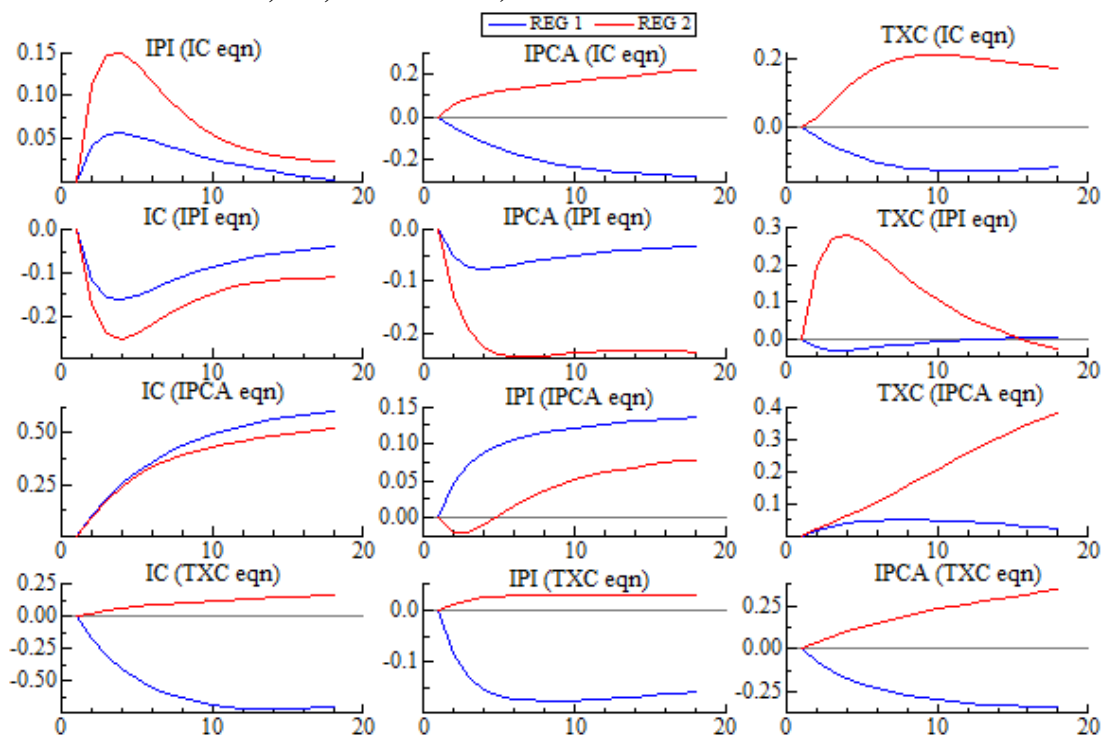
Nota: As probabilidades estão entre parênteses

O regime 1 (um) se mostra mais persistente, mas não configura o regime predominante, totalizando 146 meses do período analisado e tendo uma média de duração de 36 meses. Já o regime dois, configura uma menor persistência, totalizando 55 meses do período analisado e tendo uma média de 14 meses de duração.

Desta forma, para analisar mais pormenorizadamente cada uma das diferenças entre os modelos estimados e a diferença de regime dentro do modelo MS-VAR, usualmente, são construídas as funções de impulso resposta. Esta é importante na análise de séries temporais, uma vez que sumariza as informações dos parâmetros autorregressivos estimados, assim como as variâncias e covariâncias estimadas, tornando a interpretação das mudanças entre os parâmetros muito mais evidente e fácil de ser observada.

A partir dos resultados obtidos, analisa-se, na sequência, as funções de impulso-resposta (FIR). Primeiramente, analisam-se as FIR do modelo MS-VAR, que traz duas funções distintas: as linhas em azul representam a estimação dependente do Regime 1; enquanto que as linhas vermelhas, dependente do Regime 2. Elas estão representadas pelas figuras 6, a seguir.

Figura 1 - Função de Impulso-Resposta dependente do Regime 1 (Choque de um ponto percentual nas variáveis IC, IPI, IPCA e TXC).



Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa

Observando as FIR obtidas, tem-se num primeiro momento uma relação interessante entre taxa de câmbio e IPCA. Dado um choque na taxa de câmbio, dependendo do Regime estimado pelo modelo MS-VAR, obteve-se diferentes respostas no nível de preços. Considerando o Regime 1, que se refere a apreciação cambial, o IPCA se comportou de maneira contracionista, isto é, apreciações cambiais fizeram com que o nível de preços se reduzisse.

Em contrapartida, no Regime 2, em que se observou episódios de depreciação cambial, o IPCA teve um comportamento de alta, demonstrando, assim, a existência de repasse cambial independente do regime de alta ou de baixa do câmbio. Ademais, tanto pelo lado da oferta (IC) como pelo lado da demanda (IPI), há diferenças dos impactos no nível de preços dependendo do regime analisado. No regime 1, de apreciação cambial, as FIR mostram que há uma resposta negativa do IPCA, tanto para IC, quanto para IPI. No entanto, no regime 2, o IPCA respondeu de maneira positiva ao choque no IC e com uma resposta mais negativa ao IPI.

Esse resultado é parecido com o encontrado por SquEFF (2009), mas com a diferença de que o referido autor estimou as magnitudes dos repasses cambiais conforme recortes temporais arbitrados por ele. Já neste trabalho, utiliza-se da metodologia MS-VAR para estimar endogenamente, por meio de regimes, momentos de apreciação e depreciação do câmbio, demonstrando-se como os níveis de preços (IPCA), é influenciado pelos movimentos nas taxas de câmbio.

O importante a destacar, contudo, é que tais resultados demonstram um aspecto relevante sobre a política monetária brasileira, esclarecendo que, em períodos em que a moeda brasileira se encontra em trajetória de apreciação, tanto pelo lado da demanda, quanto da oferta, existe um conjunto de forças que determinam uma trajetória baixista aos níveis de preços, contribuindo com a política monetária, já que torna maior a possibilidade das Autoridades Monetárias serem bem sucedidas no cumprimento das metas de inflação estabelecidas.

Em assim sendo, a conclusão a que se chega é a de que, se realmente o canal do câmbio se mostra um canal predominante para a transmissão da política monetária, deve-se reavaliar o *modus operandi* da condução da política macroeconômica, uma vez que a utilização da taxa de juros básica – Selic, como principal instrumento de atuação, no contexto de Regime de Metas de Inflação, pode

não ser eficiente e a introdução de mecanismos que venham de encontro ao gerenciamento da taxa de câmbio, elemento central para a maior eficiência da referida política. Na Seção 5, a seguir, faz-se uma discussão sobre a política cambial no Brasil, bem como das implicações que advém do fato da política cambial estar sendo pautado sobretudo pelo controle de preços.

5. Uma discussão alternativa da política cambial para além do controle de preços

A Seção anterior evidenciou que a taxa de câmbio é um elemento fundamental na condução da política monetária brasileira, influenciando decisivamente o desempenho do RMI, desde sua introdução em 1999. Tal fato traz à tona a necessidade de uma discussão sobre a política cambial em curso nos últimos anos, bem como sua funcionalidade, não somente como um mecanismo de controle de preços, mas principalmente, como uma variável-chave para estratégias de desenvolvimento econômico no país.

Nessa panorâmica, vale à pena destacar a discussão sobre política cambial e controle dos fluxos de capitais em nível internacional para que seja realizada uma análise crítica sobre o papel da política cambial na economia brasileira, concentrada na função de preservar a estabilidade de preços.

Sobre isso, vale destacar que a partir da Crise Financeira Internacional (CFI), deflagrada em 2008, em diversas economias desenvolvidas e em desenvolvimento, tornaram-se evidentes os limites de algumas políticas macroeconômicas, tidas como consensuais pelo *mainstream* e consideradas fundamentais para promover o crescimento e a estabilidade. No que se refere aos arranjos cambiais e ao gerenciamento da conta de capitais, três questões merecem destaque.

A primeira delas consistia na visão de que todos os países deveriam mover-se na direção de contas de capitais totalmente liberalizadas; a discussão resumia-se apenas à estratégia que deveria ser utilizada, em termos de sequência e *timing*, que possibilitasse a transição para a conversibilidade plena da conta de capital. A CFI, todavia, fez com que essa concepção fosse substituída por visão mais questionadora daquelas políticas liberalizantes, de forma que o consenso está agora fragmentado (SUBBARAO, 2014).

Diversos estudos empíricos reforçam essa visão crítica, pois mostram que não existe uma relação clara sobre os efeitos da integração financeira para o crescimento econômico, em especial nos países em desenvolvimento (GREGORIO, 2014). O que as evidências parecem indicar é que a causalidade entre integração financeira e desenvolvimento econômico é reversa. Significa dizer que não basta que as economias liberalizem suas contas de capital; elas têm também de desenvolver instituições capazes de possibilitar boa governança, qualidade das políticas macroeconômicas, especialmente no que diz respeito à absorção de capital estrangeiro, mitigando os efeitos adversos da instabilidade dos fluxos de capitais sobre o nível e a volatilidade da taxa de câmbio. A integração financeira é tida, portanto, como o resultado do crescimento econômico e não a causa dele (OBSTFELD, 2009).

Adicionalmente, os benefícios da integração financeira são colocados em dúvida pela existência de evidências empíricas de que os países que mais cresceram foram os menos dependentes da poupança externa (PRASAD et al. 2007). Essa constatação é provavelmente reforçada pelos países da Ásia, com altas taxas de poupança interna e acumulação de capital que os tornam pouco dependentes do financiamento dos fluxos de capitais externos.

A segunda questão que demonstra que o consenso pré-crise foi quebrado refere-se à utilização dos controles de capitais como ferramentas de estabilização. Antes da crise, coloca Subbarao (2014, p. 267): “(...) o consenso era de que os controles de capitais são ruins, sempre e em qualquer lugar.” Contudo, a experiência da CFI e os ensinamentos trazidos por ela mostraram que os controles de capital são, em certas circunstâncias, não só apropriados, mas também desejáveis.

A concepção que emergiu desse contexto é a de que a imposição de controles é ferramenta importante em virtude do caráter instabilizador dos fluxos de capitais e da perda de autonomia sobre a política econômica nacional que acarretam. Dessa forma, algumas questões poderiam nortear a

utilização dos mesmos, tais como: i) quais as distorções que os controles de capitais visam a corrigir? ii) qual a efetividade dos diferentes tipos de controles de capitais? iii) as medidas macroprudenciais que podem ser, em alguns casos, substitutas dos controles de capitais? iv) que tipos de controles de capitais devem ser utilizados e quais os critérios para utilizá-los? e v) existe simetria entre os controles à entrada e à saída de capitais?

Portanto, tem-se a clareza de que os fluxos liberalizados, mais que alocações ótimas, promovem distorções, e que por isso a introdução de mecanismos disciplinadores dos fluxos internacionais de capitais tem papel central para o crescimento econômico com estabilidade.

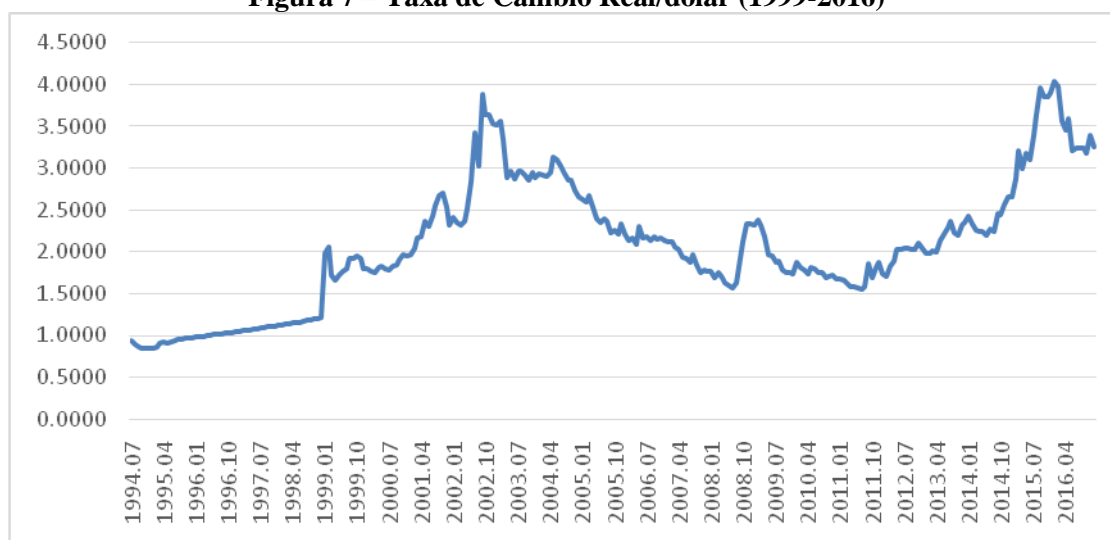
Finalmente, o consenso pré-crise também foi dissolvido no que refere-se às intervenções no mercado de câmbio. O consenso pré-crise de que essas políticas são sempre subótimas não mais se mantém, pois tanto as economias avançadas como as economias emergentes, de alguma forma, defenderam suas moedas, comprando e vendendo divisas em seus mercados cambiais na tentativa de, por exemplo, evitar flutuações bruscas, apreciações ou depreciações cambiais não relacionadas aos fundamentos da economia, ou simplesmente para evitar a volatilidade da taxa de câmbio.

A esse respeito, Blanchard *et al.* (2014) destacam que a crise evidenciou a volatilidade dos fluxos internacionais de capitais e que os países emergentes tornaram-se significativamente vulneráveis quando são conduzidos pelo movimento desses fluxos. Isso porque, ao mesmo tempo em que as economias se abrem aos fluxos financeiros internacionais, seus mercados emergentes possuem sistemas financeiros menos desenvolvidos, são mais dependentes de ativos financeiros externos, além de possuírem economias reais menos diversificadas.

Os autores colocam que a instabilidade da taxa de câmbio tem importantes efeitos, tanto diretos quanto indiretos, sobre a estabilidade macroeconômica. Os efeitos diretos podem ser observados, por exemplo, quando a taxa de câmbio se aprecia em virtude dos fortes influxos de capitais. Nesse caso, o setor exportador da economia tende a perder competitividade, implicando déficits na conta de transações correntes e redução da demanda agregada. Já os efeitos indiretos consistem no efeito negativo da volatilidade dos fluxos de capitais sobre a estrutura de balanços dos agentes econômicos nacionais, que se tornam vulneráveis às reversões nos referidos fluxos.

A partir desse debate internacional e considerando agora a experiência brasileira de utilização do regime de câmbio flutuante como uma das pontas do tripé de política macroeconômica, observa-se que a taxa de câmbio tem sido extremamente volátil, além de ter apresentado tendência à apreciação ao longo de quase todo o período, conforme apresenta o Gráfico 7.

Figura 7 – Taxa de Câmbio Real/dólar (1999-2016)



Fonte: BCB (2017)

Esse arranjo cambial, que combina volatilidade excessiva e tendência à apreciação, decorreu da orientação externa do país, que optou pelo financiamento do balanço de pagamentos via conta

capital e financeira. A abertura dessa conta, em 1992, facilitou sobremaneira a entrada e saída de capitais no país.

Quanto às consequências da apreciação cambial para a economia brasileira, é possível citar, especialmente, aquelas relacionadas ao saldo em transações correntes, à indústria e à composição da balança comercial. Os efeitos sobre o saldo em transações correntes são diretos: o câmbio mais apreciado torna os produtos e serviços nacionais mais caros, e os internacionais, mais baratos. Isso estimula, ainda mais, as importações e desestimula as exportações.

Sobre as consequências para a indústria, o nível de câmbio apreciado foi prejudicial aos setores e ramos tecnologicamente mais sofisticados, deixando competitivos apenas os ramos mais tradicionais e aqueles ligados às atividades primárias. Esse regime mudou o perfil da estrutura produtiva brasileira, provocando um processo de desindustrialização relativa, que se reflete em variáveis do setor externo e possui importantes consequências para o crescimento econômico⁶.

Relativamente à composição da balança comercial, observou-se a especialização nos segmentos de menor valor agregado e que são menos dinâmicos no comércio internacional. E mesmo que não se possa afirmar categoricamente que haja um processo de “especialização regressiva” ou “reprimarização” da indústria brasileira, não se pode deixar de considerar que a atual dinâmica comercial contribui para a constituição de um quadro onde a capacidade de geração de divisas por meio do comércio exterior de bens, seja altamente dependente da trajetória dos preços das *commodities* primárias e dos produtos intensivos em recursos naturais. Essa maior dependência em relação a esses produtos, cujos preços e volume exportado são mais sensíveis à conjuntura internacional, pode implicar uma elevação da vulnerabilidade externa estrutural do país na esfera comercial e entraves ao crescimento econômico sustentado em longo prazo.

Esse relato da experiência brasileira evidencia que, se no plano internacional houve avanços sobre a necessidade de controle da livre movimentação de capitais e intervenções no mercado de câmbio, no Brasil esse avanço foi marginal. Isso porque, a recente depreciação cambial decorreu mais dos acontecimentos da conjuntura internacional (queda no preço das *commodities* e fim das políticas expansionistas das economias avançadas) do que da intencionalidade das autoridades econômicas de promover alterações no regime cambial maligno em vigor na economia brasileira.

Diante desse debate, algumas lições podem ser tiradas para a economia brasileira. Até o advento da crise financeira internacional recomendava-se aos países emergentes e em desenvolvimento a realização das denominadas “*market friendly policies*”, com a reduzida intervenção do Estado na economia, a não ser no provimento de estabilidade das variáveis macroeconômicas como a dívida pública e a taxa de inflação. A maioria dos países acatou essas recomendações, a exceção de um pequeno grupo representado pelos países asiáticos, em especial a China, que foram justamente os que apresentaram taxas de crescimento mais elevadas e, sobretudo, sustentadas nas últimas décadas.

Contudo, tem se demonstrado que a adoção das políticas de desregulamentação e liberalização financeira, por si só, não é capaz de promover o crescimento econômico com estabilidade, além de tornarem ainda mais remotas a possibilidade de trajetórias bem-sucedidas, que impliquem ultrapassagem ou emparelhamento em relação aos países desenvolvidos, dados os seus efeitos deletérios sobre a trajetória de preços estratégicos como a taxa de câmbio⁷.

6. COMENTÁRIOS FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICAS

Este artigo analisou com base em um modelo *Markov Swiching Vector Autoregressive* (MS-VAR) evidências de não-linearidade da relação entre câmbio e preços no Brasil. Essa análise demonstrou-se que o canal do câmbio é um mecanismo central para a transmissão da política monetária, tanto em momentos de depreciação, como também, e sobretudo, nas fases de apreciação

⁶ Ver Nassif, Feijo e Araújo (2014).

⁷ Bresser Pereira et al. (2014) é uma importante referência para explicar a importância da taxa de câmbio no processo de crescimento econômico.

cambial quando, tanto as variáveis do lado da oferta, quanto do lado da demanda, apresentam trajetória que contribuem para a redução do nível geral de preços.

Tal fato sugere que a taxa de câmbio tem um papel fundamental no controle da inflação e no desempenho do próprio RMI, todavia, apontam para a necessidade de uma reavaliação da política cambial que vêm sendo adotada no Brasil para além do papel de mecanismo de controle de preços. Uma vez que a variabilidade excessiva dessa taxa tem implicado em diversos obstáculos, sobretudo, ao desenvolvimento do setor produtivo nas últimas décadas, em linha com a experiência internacional do pós-crise internacional de 2007/08, a redefinição das políticas macroeconômicas, dentre estas, gerenciamento da conta de capitais, seria um elemento fundamental para promover maiores taxas de crescimento e estabilidade macroeconômica.

Referências

ARAÚJO, E. C. MODENESI, A. M. (2010). A Importância do Setor Externo na Evolução do IPCA (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR. In: XXXVIII Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Salvador (BA), 2010.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). (2017a). *Séries Temporais*. <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em março de 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). (2017b). *Boletim do Banco Central*. Relatório Anual 2008-2009. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em março de 2017.

BLANCHARD, O.; DELL'ARICCIA, G.; MAURO, P. (2014). Introduction: Rethinking macro policy II – Getting granular. In: AKERLOF, G; BLANCHARD, O; ROMER, D; STIGLITZ, J. What we have learned? Macroeconomic Policy after the Crisis. The MIT Press: Cambridge (Mass.).

BRESSER PEREIRA, L. C.; OREIRO, J. L.; MARCONI, N. (2014). Developmental Macroeconomics: New Developmentalism as a Growth Strategy. Routledge.
DEMPSTER, A. P.; LAIRD, M. N.; RUBIN, D. B. (1977). Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 39, nº. 1, pp. 1-38.

DIACONIS, P.; STROOCK, D. Bounds for Eigenvalues of Markov Chains. *The Annals of Applied Probability*, vol. 1, nº. 1, February, pp. 36-61.

EHRMANN, M.; ELLISON, M.; VALLA, N. (2003). Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model. *Economics Letters*, vol. 78, nº 3, pp. 295-299.

GREGORIO, J. (2014). Capital flows and capital account management. In: AKERLOF, G; BLANCHARD, O; ROMER, D; STIGLITZ, J. What we have learned? Macroeconomic Policy after the Crisis. The MIT Press: Cambridge (Mass.).

CLEVELAND, William S. The elements of graphing data. Monterey, CA: Wadsworth advanced books and software, 1985.

GONÇALVES, R. (2011). Impacto do investimento estrangeiro direto sobre renda, emprego, finanças públicas e balanço de pagamentos / Reinaldo Gonçalves. Brasília, DF: CEPAL. Escritório no Brasil/IPEA, Textos para Discussão CEPAL-IPEA, 43. 62p. ISSN: 2179-5495

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC). Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultseriesHist.shtm Acesso em março de 2017.

HAMILTON, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton (USA): Princeton University Press.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. (IMF). *World Economic Outlook Database*. October 2016. Disponível em: < <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2016/02/weodata/weoselagr.aspx>>. Acesso em: 22 de março de 2017.

IPEADATA. INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA E APLICADA (Banco de Dados). Disponível em www.ipeadata.gov.br. Acesso em 05/03/2017.

KANNEBLEY JUNIOR. Exchange rate *pass-through*: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). *Economia Aplicada*, v. 4 (3), 2000.

KEMENY, J. G; SNELL, J. L. (1976). *Finite Markov Chains*. Harrisonburg (USA): R. R. Donnelley & Sons.

KIM, C. J.; NELSON, C. R. (1999). Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of Business Cycle. *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, nº.4, pp. 608-616.

KROLZIG, H. (1997). *Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin (Germany): Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

MENDONÇA, H. (2001). Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, Campinas, (16), pp. 65-81, junho.

MENON, J. (1995). Exchange rate pass-through. *Journal of Economic Surveys*, vol. 9, nº. 2, pp.

MINELLA, A.; FREITAS, P.S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M.K., (2003). “Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility”. *Working Paper Series nº 77*. Brasília: Banco Central do Brasil.

MINELLA, A.; CORREA, A. S. (2005). “Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de Curva de Phillips com *Threshold* para o Brasil”. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*.

NASSIF, A ; FEIJO, C ; ARAUJO, E. (2014). Structural change and economic development: is Brazil catching up or falling behind? *Cambridge Journal of Economics*, p. 1-26.

NEAL, R. M. (1993). *Probabilistic Inference Using Markov Chain Monte Carlo Methods*, Technical Report CRG-TR-93-1, Department of Computer Science, University of Toronto. Disponível em: <<http://www.cs.toronto.edu/~radford/ftp/review.pdf>>. Acesso em 10/04/2017.

OBSTFELD, M. (2009). *International Finance and Growth in Developing Countries: What Have We Learned?*, NBER Working Papers 14691, National Bureau of Economic Research, Inc.

PRASAD, E.S., K. ROGOFF, S.-J. WEI, AND A. KOSE A., (2007), Financial Globalization, Growth and Volatility in Developing Countries, in *Globalization and Poverty*, ed. by A. Harrison, pp. 457–516, (Chicago: National Bureau of Economic Research).

SIMS, C. A.; ZHA, T. (2006). Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy? *American Economic Review*, vol. 96, no. 1, pp. 54-81.

SQUEFF, G. C. (2009). Repasse cambial “reverso”: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007). Dissertação (Mestrado). Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas. Universidade Estadual do Rio de Janeiro, 2009. 106 p.

SUBBARAO, D. (2014). Capital account management: toward a new consensus? In: AKERLOF, G; BLANCHARD, O; ROMER, D; STIGLITZ, J. What we have learned? *Macroeconomic Policy after the Crisis*. The MIT Press: Cambridge (Mass.).

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. (2006). “The recent brazilian disinflations process and costs”. *Working Papers Series* nº 109. Brasília: Banco Central do Brasil

MCLACHLAN, G.; KRISHNAN, T. (2007). *The EM Algorithm and Extensions*. New York: J. Willey & Sons.