

O IMPACTO DOS FLUXOS DE CAPITAIS NO DESEMPENHO MACROECONÔMICO BRASILEIRO: UMA COMPARAÇÃO ENTRE OS MODELOS VAR E MS-VAR

Mateus Ramalho da Fonseca¹
Pedro Perfeito da Silva²

RESUMO: O artigo avalia o impacto do aumento do grau de integração financeira, em termos de fluxos de capitais de curto prazo, sobre o desempenho macroeconômico brasileiro, e traz como contribuição potencialmente original o emprego do modelo econométrico de Vetores Autorregressivos com Mudanças de Regime a partir de Correntes Markovianas (MS-VAR) no enfrentamento da não linearidade dos parâmetros, verificada em um VAR comum. Quanto aos resultados, que o estudo considerou dois regimes (um de menor e outro de maior grau de integração financeira), os quais foram classificados temporalmente, tomando uma amostra de dados correspondente ao período (janeiro de 1995 – fevereiro de 2014), na qual se verificou que uma ampliação do grau de integração financeira gera efeitos positivos sobre a taxa de juros e a volatilidade cambial e, negativos sobre o nível de atividade. Já no regime referente à menor parcela do período analisado, o qual corresponde a um menor grau de integração, observam-se desdobramentos opostos, mas transitórios e menos persistentes.

Palavras-Chave: Fluxos de Capitais; Desempenho Macroeconômico; Modelos MS-VAR; Brasil.

ABSTRACT: The paper evaluates the impact of increasing the degree of financial integration, in terms of short-term capital flows, on the Brazilian macroeconomic performance, and it brings as potentially original contribution the use of Markov Switching Vector Autoregressive Model (MS-VAR) in combating the nonlinearity of the parameters recorded in a common VAR. In term of results, the research considered two regimes (one with the lowest and the other with the highest degree of financial integration), which were classified over time, taking a sample of data corresponding to the period (January 1995 - February 2014), in which it was found that an increase in the degree of financial integration has positive effects on interest rates and exchange rate volatility and negative effects on the level of activity. On the other hand, in the regime referring to the smallest portion of the analyzed period, which corresponds to a lower degree of integration, there are opposite developments, but transitory and less persistent.

Keywords: Capital Flows; Macroeconomic Performance; MS-VAR Models; Brazil.

JEL: E44; F32; O16.

Data da submissão: 27-12-2019

Data do aceite: 05-06-2020

1 INTRODUÇÃO

A liberalização financeira - e seus efeitos, principalmente, em países em desenvolvimento - sempre foi um tema controverso. Assim, o contexto posterior à Crise Financeira Global (2007-2008) transformou situações concretas em novos argumentos, tanto em instituições como o Fundo Monetário Internacional (FMI) e o Banco de Compensações Internacionais (BIS), quanto no debate acadêmico. Essas situações podem ser verificadas, por exemplo, na maior resiliência dos países emergentes aos impactos da crise, a partir da acumulação de reservas internacionais, por motivo precaucional, na qual impulsionou o debate sobre a fonte dos desequilíbrios financeiros globais³. Por seu turno, a

¹ Doutor em Economia Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Professor, Faculdade Maringá.

² Doutorando em Economia Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS).

³ Nesse debate, resumido por Borio (2014), apresentam-se três visões: i) a que responsabiliza o excesso de poupança por parte de países superavitários, focando, portanto, nos desequilíbrios na conta corrente; ii) a que problematiza a demanda excessiva, por parte de países emergentes, por ativos seguros, com desdobramentos deflacionários; e iii) a abordagem do próprio autor, que dá centralidade para a conta capital e para os fluxos brutos de capital, responsabilizando, em primeiro plano, a excessiva elasticidade financeira global, a qual interage com regimes financeiros e monetários específicos que potencializam os desequilíbrios.

política monetária expansionista e não-convencional por parte dos Estados Unidos (EUA), e de outros Bancos Centrais pelo mundo (como o Banco Central Europeu e o Banco Central Japonês) fomentou a discussão acerca do ciclo financeiro global e dos seus desdobramentos nos países periféricos, na qual não possuem moeda conversível, sendo assim, tomadores de tal ciclo.

Conforme Borio (2012), o ciclo financeiro global pode ser conceituado enquanto influências que se reforçam mutuamente, sobre as percepções entre valor e risco, atitudes tomadas frente ao risco e constrangimentos financeiros efetivos. Já Rey (2013) destaca que os fluxos de capitais (principalmente, de curto prazo) para economias em desenvolvimento respondem a fatores externos a estas, como o sentido da política monetária estadunidense e o desempenho das economias avançadas, sobre a condução das políticas monetária e cambial⁴. Isso se desdobra em estudos recentes relacionados a controles de capitais e à regulação prudencial, os quais ganham força como alternativa frente à natureza pró-cíclica e volátil dos fluxos.

Nesse sentido, este trabalho concentra-se no impacto do aumento do grau de integração financeira, em termos de fluxos de capitais de curto prazo, sobre o desempenho macroeconômico brasileiro, e traz como contribuição potencialmente original o emprego do modelo econométrico de Vetores Autorregressivos com Mudanças de Regime a partir de Correntes Markovianas (MS-VAR) no enfrentamento da não linearidade dos parâmetros, verificada em um VAR comum.

Além desse objetivo principal, enfrentado na terceira seção, o artigo pretende apresentar, na próxima seção 2, uma breve exposição da história do processo brasileiro de liberalização financeira. De um modo geral, este trabalho parte do seguinte argumento: se os resultados encontrados a partir do modelo MS-VAR apresentam-se em linha com a literatura empírica recente, a estimação desse modelo contribui tanto como uma alternativa de tratamento da não linearidade dos parâmetros quanto como forma de observar os efeitos persistentes dos fluxos de curto prazo, separando-os de acordo com o regime a qual pertencem – se de maior ou de menor grau de integração financeira.

2 BREVE HISTÓRICO DO PROCESSO BRASILEIRO DE LIBERALIZAÇÃO FINANCEIRA⁵

O processo de liberalização financeira no Brasil fez ruir os três pilares da legislação cambial brasileira vigente até então, a saber: i) as restrições quantitativas em termos de posições cambiais; ii) o monopólio por parte do Banco Central na compra de divisas cambiais (garantindo a exigência legal de cobertura cambial para as exportações e a possibilidade de centralização cambial na figura do Banco Central); e iii) as limitações à saída de capitais após seu ingresso. Conforme Carneiro (2002) argumenta, a tendência de liberalização da conta capital, como proposta de modernização financeira, ganha corpo ao fim da década de 1980 por meio das políticas neoliberais, fazendo parte do contexto da globalização dominada pela dimensão financeira, se fortalecendo a partir dos problemas domésticos no balanço de pagamentos. Por um lado, se tal movimento foi na direção da desregulamentação e cumulativo, por outro, não abriu-se mão de utilizar os instrumentos conjunturais, buscando alinhar às necessidades do país a entrada de recursos (BIANCARELLI, 2004).

Em sua primeira fase, a liberalização financeira no Brasil, se centrou, em grande parte, em medidas voltadas a entrada de capitais. Por essa perspectiva, as medidas adotadas focaram na eliminação das restrições, até então vigentes, sobre o investimento estrangeiro direto, por meio de autorização a investidores estrangeiros institucionais negociarem títulos e ações emitidos domesticamente, e também pela liberalização da saída de capital estrangeiro do país por meio da criação de uma conta para não-residentes na qual instituições financeiras estrangeiras operassem a venda e a compra divisas (também conhecida como conta CC-5), instituindo a conversibilidade conhecida como *de facto*. Ainda nos anos de 1990, adotou-se duas medidas, a saber: i) criou-se um imposto sobre operações financeiras (IOF)

⁴ Sobre esse tema, Chen, Mancini-Griffoli e Sahay (2014) realizam um estudo empírico que encontra impactos significativos da política monetária estadunidense sobre os países em desenvolvimento, em relação as suas políticas macroeconômicas, em especial, as políticas monetária e cambial, sendo, inclusive, tais impactos mais fortes em momentos caracterizados pela política não-convencional do pós-crise. Já Obstfeld (2015) apresenta um trilema da política financeira, segundo o qual haveria uma incompatibilidade entre responsabilidade nacional pela política monetária, integração financeira e estabilidade financeira.

⁵ Esta seção baseia-se no conteúdo de Faria *et al.* (2009), De Paula *et al.* (2012), Cunha e Van Der Laan (2013) e Silva *et al.* (2015).

incidente sobre a entrada de capitais, a ser alterado de forma contra cíclica, objetivando o aumento dos requisitos de maturidade e dos graus de liberdade da política monetária e a redução da pressão sobre a taxa de câmbio e dos custos de esterilização; e ii) a acomodação do problema da dívida externa, no contexto do Plano Brady, através da conversão dos empréstimos estrangeiros em títulos (SILVA *et al.* 2016).

Numa etapa posterior, mais especificamente após 1994, o foco da liberalização voltou-se a expansão e instalação de instituições financeiras estrangeiras no Brasil. Por essa perspectiva, se destacam algumas medidas, a saber: i) a eliminação de maiores entraves para a captação de recursos externos, fazendo com que as operações de aplicação de capital no mercado doméstico se desse de maneira livre, sem quaisquer direcionamentos compulsórios nem prazo mínimo para a aplicação; e ii) a redefinição do conceito de empresa nacional, abolindo a diferenciação entre empresa brasileira e estrangeira, bem como a reserva de mercado em diversas áreas econômicas (SILVA *et al.* 2016).

Entretanto, a partir de 1999, com a crise cambial e com a instituição do regime de câmbio flutuante administrado⁶, se iniciou um terceiro estágio no processo de liberalização financeira no Brasil, focado nos fluxos de saída de capital e em medidas regulatórias complementares, que objetivavam a redução das exigências burocráticas e restrições operacionais, além de uma elevação da flexibilidade no mercado de câmbio e uma redução dos custos de transação. Ademais, sublinham-se algumas medidas adotadas, a saber: i) a elevação da flexibilidade na cobertura cambial para as exportações; ii) a redução, e posteriormente a eliminação, tanto da necessidade de maturidade mínima para empréstimos externos quanto do imposto sobre entrada de capitais; iii) a eliminação das restrições para investimentos no mercado de títulos por parte de investidores estrangeiros; e, mais importante, iv) a criação do novo Regulamento do Mercado de Câmbio e Capitais Internacionais (RMCCI), unificando o mercado cambial e dando legalidade a quaisquer remessas ao exterior sem limite de valor (SILVA *et al.* 2016).

Nota-se que a crise de 2007/2008 conferiu maior legitimidade à preocupação com a instabilidade decorrente do livre fluxo de capitais, principalmente no que tange à vulnerabilidade financeira de países emergentes. Além disso, observa-se uma mudança de situação na administração da conta capital e financeira, afinal, o quadro de escassez de capitais é substituído pelo excesso, colocando a preocupação acerca de questões como a sustentabilidade e a reversão dos fluxos. Nesse contexto, o gerenciamento conjuntural do influxo de capitais a partir do IOF ganha relevância. Em outubro de 2009, introduz-se uma alíquota de 1,5%, logo aumentada para 2%, aplicada a todos os influxos, exceto IED. Essa taxa inviabilizava, economicamente, movimentações de curtíssimo prazo. Na mesma direção, foram tomadas outras medidas restritivas como a instituição de uma alíquota de IOF de 6% sobre empréstimos externos com prazo médio até 360 dias e, em seguida, até 720 dias, bem como o recolhimento compulsório e o encaixe obrigatório sobre posição vendida de câmbio acima de um bilhão de dólares.

A partir do final de 2011, nota-se uma reversão da tendência restritiva quanto ao IOF. Até o fim de 2014, foram tomadas medidas liberalizantes como a eliminação do imposto sobre diversas operações (como aquisição de cotas de fundos de investimento, investimento estrangeiro em ações, entrada de capitais para constituição de margens de garantia e para aplicação no mercado financeiro, derivativos que alteram a exposição cambial, entre outras) e a redução do prazo mínimo médio para empréstimos e captações externas (para até 360 dias).

3 DESDOBRAMENTOS DA LIBERALIZAÇÃO FINANCEIRA *DE FACTO*: UMA COMPARAÇÃO ENTRE OS MODELOS VAR E MS-VAR⁷

Alguns dos trabalhos, como De Paula *et al.* (2012) e Cunha e Van Der Laan (2013), diagnosticam a existência de quebras estruturais nas séries utilizadas, procedendo a correção das mesmas. Não obstante, a existência de não

⁶ A instituição deste novo regime cambial, embora esteja num contexto de liberalização, não pode ser considerado um regime de flutuação plena, e sim, um regime flutuante administrado. Essa flutuação administrada da taxa de câmbio decorre do fato de que o desenho da política macroeconômica baseada em um Regime de Metas de Inflação, permite que se utilize alguns mecanismos, como por exemplo, a venda de divisas internacionais ou a alteração da taxa de juros, que de alguma forma tem por objetivo alterar a trajetória da taxa de câmbio, possibilitando a sua utilização como instrumento auxiliar de controle da inflação.

⁷ Para maiores detalhes acerca da teoria das cadeias markovianas inseridas no modelo VAR, assim como sua modelagem e as vantagens e desvantagens do modelo MS-VAR, ver Fonseca (2014) e Fonseca, Oreiro e Araújo (2018).

linearidade nos modelos macroeconômicos também pode ser acomodada por meio de modelos MS-VAR, o que será feito a seguir⁸.

Voltando a esses modelos, Hamilton (1989) escreveu o artigo pioneiro, no qual analisou os ciclos de negócios nos Estados Unidos. Todavia, foi Krolzig (1996, 1997, 1998, 2003a e 2003b) que impulsionou a difusão dos modelos baseados nas correntes de Markov na pesquisa macroeconômica. Vale destacar também as contribuições de Sims e Zha (2004 e 2006), Kim e Nelson (1999) e Ehrmann, Ellison e Valla (2003), que mesclam as correntes markovianas com vetores autorregressivos.

Nesta seção, realiza-se o objetivo principal do artigo, ou seja, avalia-se os impactos do aumento do grau de integração financeira, em termos de fluxos brutos de capitais de curto prazo, sobre o desempenho macroeconômico brasileiro, a partir da estimação de modelos VAR e MS-VAR. O software utilizado foi o *OxMetrics 7.0* com o pacote *Enterprise*. Após as considerações acerca dos dados utilizados, passa-se, respectivamente, à estimação do modelo VAR e a comparação de tais resultados com os advindos do modelo não linear (MS-VAR).

3,1 DADOS SELECIONADOS

Os modelos estimados a seguir serão compostos por quatro variáveis: grau de integração financeira, nível de atividade, volatilidade cambial e taxa de juros. Como o trabalho concentra-se nos fluxos de capitais de curto prazo, a integração financeira foi mensurada por meio da razão entre estes e o produto nominal. Para tal, calcula-se a razão entre a soma, em módulo, dos fluxos de entrada e saída de capitais e o produto nominal. Segue-se, portanto, a linha de Kraay (1998) e Van Der Laan (2007), exceto pela não inclusão dos investimentos diretos nos fluxos brutos⁹, dado que estes seriam mais estáveis e diriam respeito ao longo prazo. Além disso, os fluxos levados em consideração são os mesmos de Cunha e Van Der Laan (2013)¹⁰.

As séries utilizadas no exercício partiram de dados brutos, contidos nos sítios do IPEADATA e do Banco Central na internet. Veja a Tabela 01:

Tabela 01 - Especificação dos dados

Série	Nome	Descrição
Índice de Integração Financeira	IIFLQ	Índice explicado no começo da subseção.
Nível de Atividade	PROD	Produção industrial - indústria geral - quantum - índice dessazonalizado (média 2002 = 100), divulgado na PIM/IBGE.
Volatilidade Cambial	CAVOL	Volatilidade da taxa de câmbio, série BC 1 - Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - diário - u.m.c./USD, venda fim de período, calculada pelo desvio-padrão mensal da média diária (Ptax800), divulgada pelo Depin.
Taxa de Juros	SELIC	Série BC 4189 - Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada - % a.a., divulgada pelo Demab.

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); Banco Central do Brasil (BCB).

Outro passo inicial de um trabalho assentado na Econometria de Séries de Tempo é a delimitação do período

⁸ A existências de quebras estruturais em dados macroeconômicos devem ser tratados com cautela. Pode-se tratar os dados analisados, de forma que se enquadrem aos modelos usuais, como VAR ou VEC, em se tratando de séries temporais, ou se pode optar por modelos mais robusto que tratam as quebras estruturais endogenamente, como por exemplos o modelo MS-VAR que emprega as mudanças de regimes nos dados analisados, que permite inferir a existência da hipótese de não linearidade, nos modelos macroeconômicos. Para maiores informações acerca deste tema, de não linearidade nos modelos macroeconômicos, ver: Palley (2004), Barbosa-Filho (2011), Oreiro e Araújo (2013) e Fonseca (2014).

⁹ Também foi estimado um modelo incluindo tais fluxos, o qual gerou resultados no mesmo sentido, mas com um ajuste econométrico relativamente inferior, de modo que será tema de trabalhos seguintes.

¹⁰ Os fluxos de capitais de curto prazo considerados por Cunha e Van Der Laan (2013) são aqueles que são computados na conta financeira do balanço de pagamentos (BPM6) como os investimentos em carteira e em fundos de investimentos.

temporal. Optou-se por uma amostra que vai de janeiro de 1995 a fevereiro de 2014. Reconhece-se que o ideal seria dispor de mais observações, não obstante se adota o Plano Real enquanto marco inicial, afinal, a utilização de dados anteriores poderia dificultar a modelagem, devido à volatilidade macroeconômica do período inflacionário. Vale dizer também que o fim do período amostral foi delimitado pela impossibilidade de comparação entre os modelos VAR e MS-VAR, devido aos diversos problemas políticos enfrentados no final do primeiro governo Dilma e a partir do seu segundo mandato. Dessa forma, preferiu-se analisar apenas os períodos dos governos de Fernando Henrique Cardoso, Lula e o primeiro governo Dilma. O comportamento de cada série pode ser observado na Figura 01:

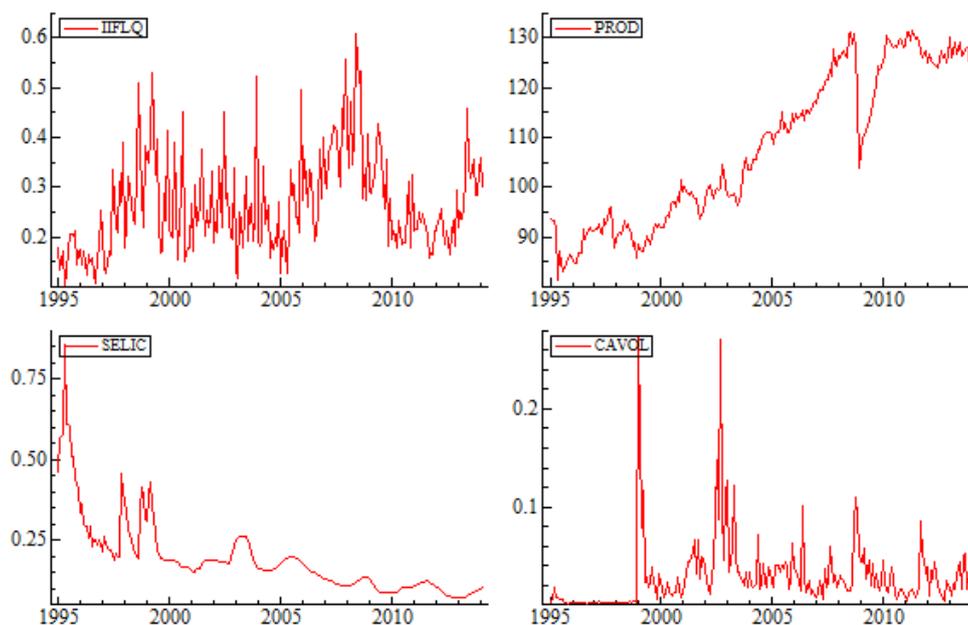


Figura 01. Comportamento das variáveis selecionadas ao longo do tempo

Fonte: Software OxMetrics. Elaboração própria.

3.2 O MODELO VAR¹¹

Antes de realizar o exercício propriamente dito, é preciso apresentar, em geral, os modelos de vetores autorregressivos (VAR). A principal justificativa para o emprego da metodologia VAR diz respeito à possibilidade de tomar todas as variáveis como endógenas, isto é, influenciando-se mutuamente. Se, por um lado, tal estratégia permite avaliar a interação entre as séries temporais sem suposições apriorísticas, ou ao menos sem suposições muito fortes, por outro, é criticado por seu conteúdo “a-teórico”.

Nos modelos de séries temporais, como VAR (Vetores Autorregressivos) ou VEC (Vetor de Correção de Erros), a identificação inicia-se com a avaliação da estacionaridade¹² das séries utilizadas. Para o caso da existência de raiz unitária, se faz necessário diferenciá-las até que as mesmas se tornem estacionárias, especificando-as de maneira correta no modelo (Araújo, Oreiro e Fonseca, 2015). Todavia, há uma ampla discussão acerca da especificação de um modelo VAR. Segundo Sims (1990), as séries utilizadas não deveriam ser diferenciadas, uma vez que o objetivo da estimação nos modelos VAR é o de compreender as inter-relações entre as variáveis, e a diferenciação leva à perda de tais relações. Nesse sentido, Bernanke e Mihov (1998) afirmam que a estimação do modelo VAR com as variáveis em nível, isto é, sem qualquer diferenciação, produz estimadores (estatisticamente) consistentes, independentemente

¹¹ Essa subseção baseia-se no conteúdo de Fonseca (2014) e Araújo, Oreiro e Fonseca (2015).

¹² Segundo Hamilton (1994), um processo estocástico é fracamente estacionário, estacionário em covariância ou simplesmente estacionário se apresentar: i) segundo momento finito, $E|Y_t|^2 < \infty$; ii) esperança constante para todo período de tempo, $E(Y_t) = \mu$ para qualquer t ; iii) variância para todo período de tempo e autocovariância dependente apenas da distância temporal entre as observações, $E(Y_{t-\mu})(Y_{(t-s)-\mu}) = \gamma_j$ para quaisquer t e j .

se há ou não cointegração (relação de longo prazo que pode ser verificada por meio do modelo VEC). Ainda que, se houver cointegração entre as variáveis, a especificação destas em diferença é inconsistente e produz estimadores viesados (Araújo, Oreiro e Fonseca, 2015). Nesse mesmo sentido, Mendonça, Mendrano e Sachsida (2011) apontam que:

[...] 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 (KOOP, 1992; SIMS, 1988; SIMS e UHLIG, 1991). Por exemplo, é conhecido o fato de que os testes ADF [Dickey-Fuller Aumentado] 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 apresentam probabilidade bastante similares quanto às suas funções a posteriori. Assim, a abordagem Bayesiana fornece um sumário mais razoável, da informação amostral, do 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, dado que é baseada na função de probabilidade, não apresenta o mesmo problema de 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, dado 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 é procedente no contexto dos modelos de Vetores Autorregressivos com Correntes de Markov (MS-VAR), já que este é uma variação do modelo VAR. Por um lado, Krolzig (1996, 1997, 1998, 2003a e 2003b) realizou diferentes estudos sobre os ciclos econômicos, partindo de variáveis estacionárias após a diferenciação. Por outro, Sims e Zha (2004 e 2006) utilizam as variáveis em nível e a inferência bayesiana em trabalhos acerca das mudanças macroeconômicas e do comportamento da política monetária dos Estados Unidos, dando maior ênfase ao comportamento dos termos de erro de cada equação do sistema. Além disso, o VAR estimado por Toda e Yamamoto (1995) forneceu parâmetros estatísticos confiáveis e robustos, mesmo com variáveis em nível e na ausência de testes de integração e cointegração (Araújo, Oreiro e Fonseca, 2015).

Vale dizer também que se houver adição de defasagens, no número do grau máximo de integração das variáveis, o teste de seleção de defasagens indicará o número correto de defasagens, a serem utilizadas no modelo proposto. Dito isto, segue o teste de seleção de defasagens na Tabela 02.

Tabela 02 - Teste de seleção de defasagem

Defasagens (p)	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-5,861	n,d,	1,28E-05	0,086	0,147	0,111
1	663,789	1309,79	4,04E-08	-5,672	-5,370*	-5,55
2	694,821	59,619	3,54e-08*	-5,804*	-5,261	-5,585*
3	709,069	26,863*	3,60E-08	-5,789	-5,004	-5,472

Fonte: elaboração própria.

* Indica o número de defasagens selecionado por cada critério de seleção do modelo 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.

Em linha com a maioria dos critérios, os modelos VAR e MS-VAR foram estimados com duas defasagens. Depois disso, procedeu-se a checagem dos resíduos – de correlação, normalidade e homocedasticidade. Nota-se que, a partir da segunda defasagem, não há correlação serial entre os resíduos.

Já o teste de Jarque-Bera conjunto rejeita a hipótese nula de normalidade dos resíduos, com 1% de significância. Isso não é um problema, pois o Teorema do Limite Central indica que os resíduos tendem a ser normais se a amostra

for aumentada. Na mesma linha, o teste de heterocedasticidade de White indica, com 1% de significância, que os resíduos são heterocedásticos. Mesmo que isso seja um problema, a adição de defasagens ao modelo leva à perda de graus de liberdade, e como este já conta com poucas observações, preferiu-se manter a defasagem. Além disso, vale destacar que o teste de raiz do polinômio característico mostrou as raízes dentro do círculo unitário, evidenciando a estabilidade do modelo.

Após a elaboração do modelo VAR e da checagem dos resíduos, costuma-se analisar as funções de Impulso-Resposta (FIR), as quais retratam o efeito que uma variável tem sobre as outras ao longo do tempo. Para fins de organização da exposição, não se apresenta aqui tal análise, optando-se por logo em seguida, estimar o modelo MS-VAR para, na subseção 3.4, realizar uma análise comparativa entre as funções decorrentes de ambos os modelos.

3.3 O MODELO MS-VAR

Partindo-se do modelo VAR, os dados são usados para estimar e analisar um modelo MS-VAR irrestrito, com intercepto, variância e parâmetros variando conforme o regime. Dessa maneira, de acordo com nomenclatura desenvolvida por Krolzig (1997), estimou-se um MS(2)-VAR(2), no qual o número de regimes possível, m , foi travado em 2 (dois) e a defasagem ótima, p , foi escolhida de acordo com os mesmos critérios do modelo VAR, sendo igual a 2 (dois).

Vale sublinhar que não haveria sentido econômico em estimar um modelo focado nas flutuações dos fluxos de capital tendo três ou mais regimes. Assim, o modelo apresenta dois regimes: um de maior e outro de menor grau de integração financeira.

Voltando ao debate metodológico, a justificativa para o emprego do modelo MS-VAR assenta-se na não linearidade dos parâmetros, isto é, na mudança significativa destes entre os regimes. Tal argumento depende do Teste LR (Tabela 03), o qual rejeita, a uma significância de 1%, a hipótese nula de linearidade.

Tabela 03 - Teste LR de linearidade

H ₀ - O modelo é linear		
Teste de linearidade LR	3151,7	[0.0000]*

Fonte: elaboração própria.

Passa-se, então, à checagem de resíduos¹³ do MS-VAR estimado, os quais se apresentaram comportados e normais, a 1% de significância. Pela análise gráfica dos correlogramas, densidade e o QQ-Plot (figuras A1 e A2 do Apêndice), nota-se que os resíduos mostram-se pouco correlacionados e como uma distribuição que tende à normalidade, exceto a variável PROD, que apresenta uma distribuição dos resíduos com uma calda alongada para a esquerda, algo que não compromete, de maneira significativa, o modelo estimado. Dessa forma, pode-se concluir que o uso de séries não estacionárias como variáveis endógenas não afetou negativamente a estimação dos resultados.

A convergência do algoritmo EM deu-se após doze interações, com uma probabilidade de mudança de 0,0001. A Figura 02 mostra o bom ajustamento do modelo em cada regime estimado.

¹³ Ver Apêndice.

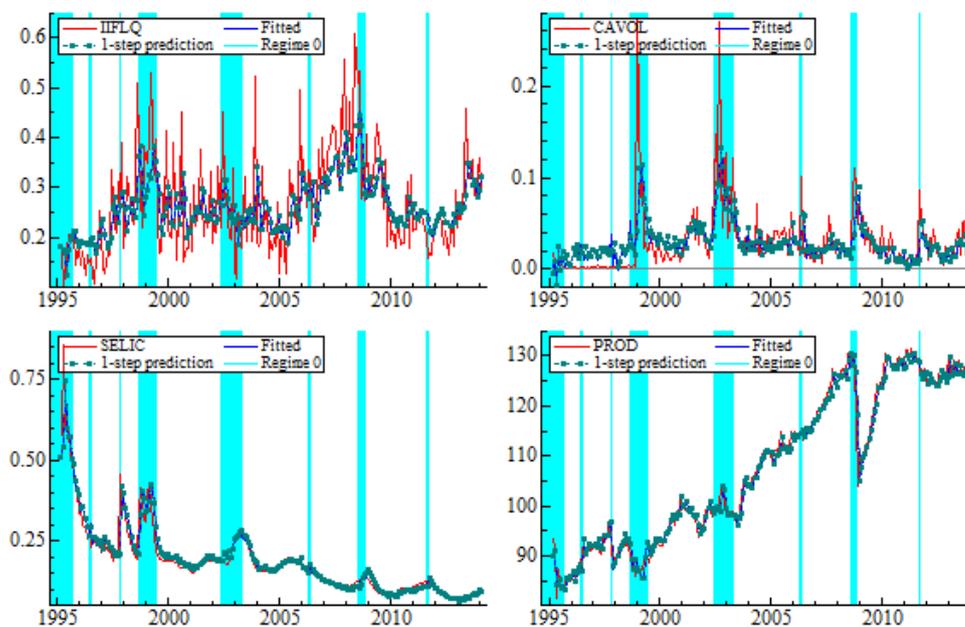


Figura 02. Ajustamento do modelo aos regimes

Fonte: Software OxMetrics. Elaboração própria.

Sublinha-se que o regime 1 caracteriza-se pela coincidência entre picos no grau de integração financeira, na volatilidade cambial e na taxa de juros. O MS(2)-VAR(2), estimado neste trabalho para o período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2014, mostrou a seguinte matriz de transição dos regimes:

$$\hat{T} = \begin{bmatrix} 0,94621 & 0,064484 \\ 0,05379 & 0,93552 \end{bmatrix} \quad (3.1)$$

Percebe-se, através da matriz, que os regimes estimados são persistentes, isto é, uma vez que se está em um dos regimes, a probabilidade de se conservar neste é altíssima. Isso ocorre porque, segundo a matriz, estando no primeiro regime, a probabilidade de mudar para o segundo regime é de apenas 5,3%, enquanto que, para permanecer nele, a probabilidade é de 94,62%. O mesmo ocorre no segundo regime, uma vez estando nele, a probabilidade de mudança é de apenas 6,44%, enquanto a de permanência é de 93,55%.

Então, nesse caso, a função de Impulso-Resposta dependente do regime é um bom instrumental analítico. A Figura 03 ilustra o comportamento do IIFLQ e as probabilidades estimadas dos dois regimes.

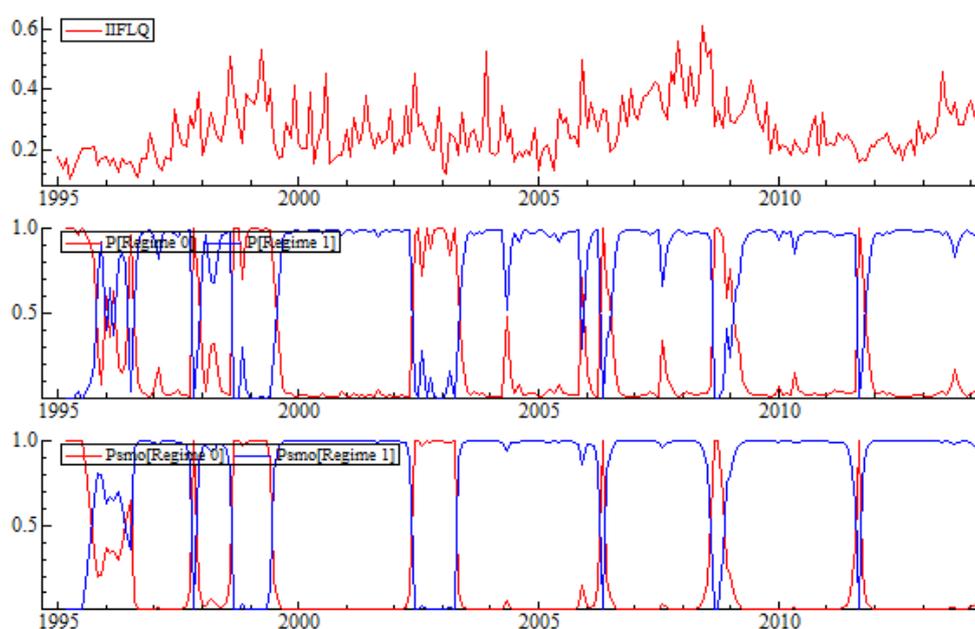


Figura 03. Comportamento do Índice dos Fluxos de Capital e as probabilidades filtrada e suavizada

Fonte: Software OxMetrics. Elaboração própria.

A Figura 03 também nos mostra que de acordo com as probabilidades estimadas, pode-se classificar temporalmente os dois regimes, tendo como resultado a Tabela 04.

Tabela 04 - Classificação estimada dos regimes

Regime 1	Regime 2
03/1995 - 09/1995 (0,915)	10/1995 - 05/1996 (0,691)
06/1996 - 07/1996 (0,582)	08/1996 - 10/1997 (0,983)
11/1997 - 11/1997 (1,000)	12/1997 - 08/1998 (0,937)
09/1998 - 06/1999 (0,984)	07/1999 - 05/2002 (0,990)
06/2002 - 04/2003 (0,995)	05/2003 - 04/2006 (0,983)
05/2006 - 05/2006 (1,000)	06/2006 - 07/2008 (0,978)
08/2008 - 11/2008 (0,805)	12/2008 - 08/2011 (0,966)
09/2011 - 09/2011 (0,999)	10/2011 - 02/2014 (0,986)
Total: 37 meses	Total: 191 meses
Representa 16,23% do período estimado com uma média de duração de 4,63 meses.	Representa 83,77% do período estimado com uma média de duração de 23,88 meses.

Fonte: elaboração própria. A probabilidade está entre parêntesis.

O regime dois mostra-se mais persistente, totalizando 191 meses do período analisado e tendo uma média de duração de aproximadamente 24 meses. Já o regime um, configura uma menor persistência, totalizando 37 meses do período analisado e tendo uma média de 5 meses de duração.

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 funções de impulso resposta. Elas são importantes, pois sumarizam as informações dos parâmetros autorregressivos estimados, assim como as variâncias e covariâncias

estimadas, tornando mais evidente a interpretação das mudanças entre os parâmetros. A análise mais profunda das FIR dar-se-á na subseção seguinte.

3.4 RESULTADOS

Feitas as devidas considerações acerca do modelo MS-VAR (montagem, ajustamento e testes de robustez), nessa seção, os principais resultados obtidos serão analisados. Destes, inicialmente, analisam-se as FIR do modelo MS-VAR, que traz duas funções distintas: a primeira FIR é fruto de uma estimação dependente do Regime 1; enquanto que a segunda FIR é dependente do Regime 2. Elas estão representadas na Figura 04.

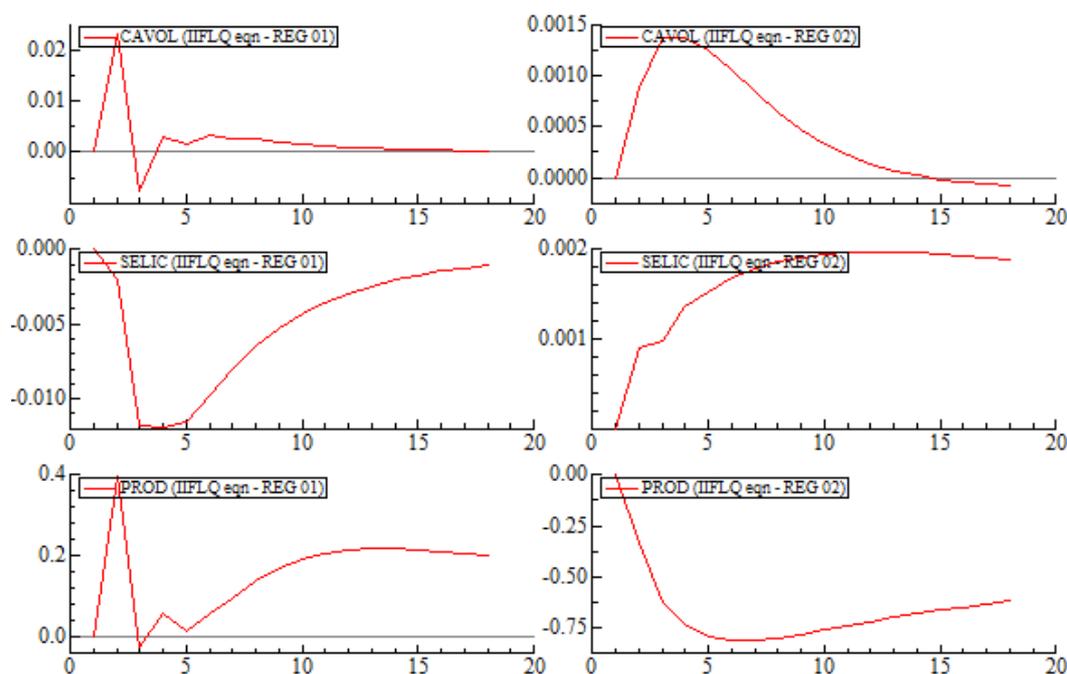


Figura 04. Função de Impulso-Resposta dependente dos Regimes 1 e 2 (choque de um ponto percentual na IIFLQ)

Fonte: Software OxMetrics. Elaboração própria.

Os gráficos da coluna da esquerda e da direita referem-se aos regimes um e dois, respectivamente. Quando se compara os resultados obtidos das FIR dependentes dos regimes, com as do modelo VAR(2), observam-se diferenças, como mostra a Figura 05

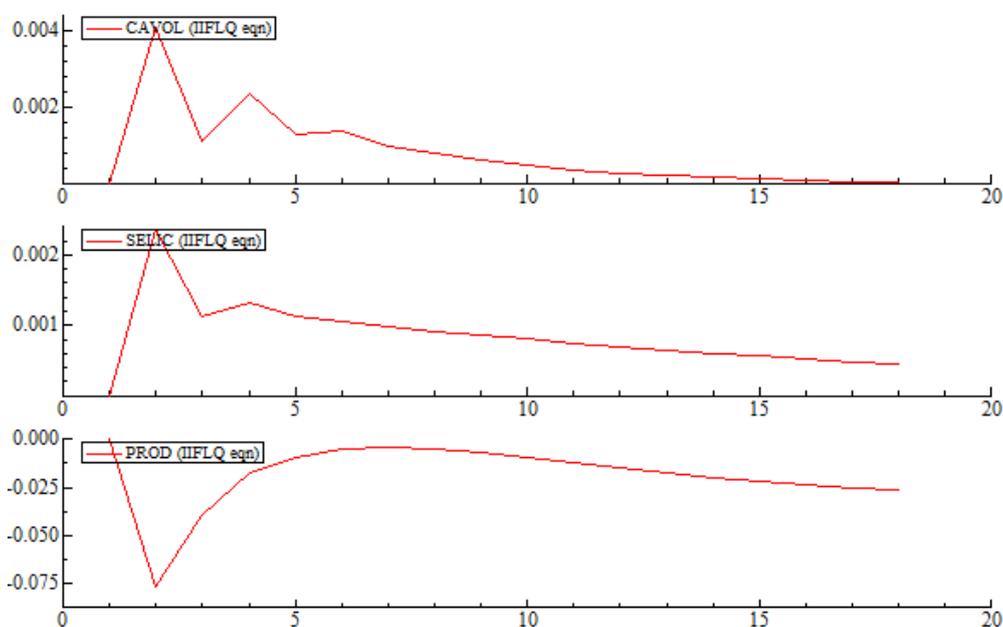


Figura 05. Função de Impulso-Resposta no modelo VAR(2). (Choque de um ponto percentual em IIFLQ)

Fonte: Software OxMetrics. Elaboração própria.

O primeiro ponto a ser destacado é de natureza econométrica. A comparação entre as FIR dos modelos MS(2)-VAR(2) e VAR(2) aponta que as observações classificadas no regime 1, mesmo representando apenas 16,23% do total da amostra, enviesam tais funções na estimação do VAR(2). Isso deixa menos observável características persistentes, que correspondem a 83,77% do todo. Portanto, vale dizer que a principal diferença das FIR do modelo VAR para as do regime 2 do MS-VAR é a menor persistência dos choques do aumento do grau de integração financeira sobre as demais variáveis macroeconômicas. Conforme visto no regime 1 do modelo MS-VAR, os impactos de tais choques duram menos que um semestre.

Nas FIR do regime dois, que representa a maioria das observações, os gráficos corroboram as críticas à integração (ao menos, via fluxos de curto prazo), afinal, os efeitos são negativos sobre o nível de atividade, e positivos sobre a volatilidade cambial e a taxa de juros. Sublinha-se que tais impactos são persistentes, durando todos mais do que doze períodos (um ano). Por outro lado, as FIR do regime um, menor parcela das observações, parecem mais próximas daquilo que argumentam os defensores da liberalização financeira, já que se verificam impactos positivo sobre o nível de atividade e negativo sobre a taxa de juros, não obstante, a volatilidade cambial também aumenta neste regime.

No que tange ao diálogo com a literatura empírica recente acerca da relação entre integração financeira e desempenho macroeconômico brasileiro, cabe sublinhar duas diferenças relevantes deste artigo: i) optou-se por utilizar as séries em nível, ao invés de em diferenças, e sem tratamento de especificidades como quebras estruturais e sazonalidade; e ii) o índice de integração financeira trata dos fluxos de capitais de curto prazo e não inclui, portanto, os investimentos diretos. Ainda assim, o sentido da análise das FIR do modelo MS-VAR apresenta-se em linha com Faria *et al.* (2009) e De Paula *et al.* (2012), quando se leva em consideração apenas o regime dois, responsável pela maior parte das observações. Quanto ao trabalho de Cunha e Van Der Laan (2013), a principal convergência diz respeito ao impacto positivo do avanço da integração financeira sobre a taxa de juros.

Em termos de contribuição potencialmente original, as FIR geradas pela estimação do modelo MS-VAR permitem a observação de efeitos persistentes do aumento do grau de integração financeira, via fluxos de capitais de curto prazo, sobre o desempenho macroeconômico. Além disso, a divisão das observações em dois regimes possibilita a construção de argumentos referentes à dinâmica da relação entre as variáveis consideradas. Assim, é possível pensar que um aumento do grau de integração financeira nos períodos de pico desta pode levar a benefícios transitórios (dada a curta duração do regime um e a menor persistência das funções de impulso-resposta), todavia, um avanço do

grau de integração, em períodos de normalidade nos fluxos (ampla maioria das observações), engendra problemas persistentes. Resta, portanto, investigar os canais pelos quais a euforia financeira converte-se em um pior desempenho macroeconômico.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao concluir este artigo, ressalta-se que a liberalização financeira ainda é um tema controverso em termos teóricos e empíricos. Dessa maneira, quando se avalia a correção de medidas nesse sentido, no contexto de uma economia que não faz parte dos mercados avançados e não dispõe de moeda conversível, há que se adotar uma perspectiva pragmática, que leve em conta o ciclo financeiro global, e a posição de tomadora deste por parte da economia brasileira, por exemplo.

Esse pragmatismo frente à liberalização financeira é reforçado pela avaliação dos efeitos do aumento do grau de integração financeira sobre variáveis macroeconômicas como nível de atividade, taxa de juros e volatilidade cambial, considerando uma amostra correspondente ao período janeiro de 1995 – fevereiro de 2014. Os resultados da estimação de um modelo MS-VAR, para o caso brasileiro, estão em linha com a literatura empírica recente, apontando que um avanço da integração financeira gera um impacto negativo no nível de atividade e positivo na taxa de juros e na volatilidade cambial. Esses efeitos são persistentes e válidos para a maior parte das observações do período considerado. Não obstante, na menor parcela do período analisado, o modelo MS-VAR apresenta desdobramentos benéficos, mas transitórios, de um choque de integração. Diante disso, qualquer sugestão de política deve partir da subversão das palavras do revolucionário francês Georges-Jacques Danton, afinal, na era da globalização financeira, é preciso “prudência, ainda prudência e sempre prudência”.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, Eliane Cristina de; OREIRO, José Luis da Costa; FONSECA, Mateus Ramalho Ribeiro da. *Não-linearidade da política monetária brasileira no período de metas de inflação: uma análise com base em um modelo MS-VAR*. Textos para discussão. Rio de Janeiro: UFRJ, 2015. Disponível em: < encurtador.com.br/bfIP5 > .
- BARBOSA-FILHO, N. *A Structuralist Philips Curve*. In: 9º Fórum de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV), São Paulo, 2011. Disponível em: < encurtador.com.br/cfLRU > .
- BERNANKE, Ben S.; MIHOV, Ilian. Measuring monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 869-902, 1998. Disponível em: < encurtador.com.br/przB7 > .
- BIANCARELI, A. *Liberalização financeira e política econômica no Brasil recente: três momentos e duas visões*. In: Anais do IX Encontro Nacional de Economia Política, Uberlândia: SEP, 2004.
- BORIO, C. *The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?* BIS Working Papers, n. 395. Basileia: BIS, 2012. Disponível em: < encurtador.com.br/cosPV > .
- BORIO, C. *The international monetary and financial system: its Achilles heel and what to do about it*. BIS Working Papers. n. 456, September. Basileia: BIS, 2014. Disponível em: < encurtador.com.br/djwI1 > .
- CARNEIRO, Ricardo. *Desenvolvimento em crise: a economia brasileira no último quarto do século XX*. São Paulo: Editora Unesp, IE – Unicamp, 2002.
- CHEN, J.; MANCINI-GRIFFOLI, T.; SAHAY, R. *Spillovers from United States Monetary Policy on Emerging Markets: Different This Time?* IMF Working Paper 14/240. Washington: FMI, 2014. Disponível em: < encurtador.com.br/hCU25 > .

CUNHA, A.M.; LAAN, C. R. V. D. *Uma nova ordem financeira internacional? Avaliando alternativas para o Brasil*. Texto para Discussão. Brasília: BNDES, 2013.

CUNHA, André Moreira; SILVA, Pedro Perfeito da; HAINES, Andrés Ernesto Ferrari. Liberalização Financeira e Desempenho Macroeconômico Brasileiro: evidências empíricas a partir do modelo VEC. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 22, n. 3, 2018. Disponível em: <https://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1415-98482018000300204&script=sci_arttext&lng=pt>.

DE PAULA, L. F. R.; PIRES, M. C. C.; FARIA JUNIOR, J.A.; MEYER, T. R. Liberalização financeira, performance econômica e estabilidade macroeconômica no Brasil: uma análise do período 1994-2007. *Nova Economia* (UFMG. Impresso), v. 22, p. 561-596, 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-63512012000300005&lng=en&nrm=iso>.

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. Disponível em: <[encurtador.com.br/qOQV1](http://www.encurtador.com.br/qOQV1)>.

FARIA, J.A.; DE PAULA, L. F. R.; MEYER, T. R.; PIRES, M. C. C. Financial liberalization, economic performance and macroeconomic stability in Brazil: an assessment of the recent period. In: *37º Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, 2009, Foz do Iguaçu. Anais do 37º Encontro Nacional de Economia da ANPEC. Niterói: ANPEC, 2009. Disponível em: <[encurtador.com.br/mEPU6](http://www.encurtador.com.br/mEPU6)>.

FONSECA, M. R. R. da. *Transmissão da política monetária no Brasil: uma abordagem de mudanças de regime com base em um modelo MS-VAR*. 2014. 118 f. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas (PCE). Universidade Estadual de Maringá (UEM), Maringá.

FONSECA, Mateus Ramalho Ribeiro da; OREIRO, J. L. C.; ARAÚJO, Eliane Cristina de. The Nonlinearity of Brazilian Monetary Policy in the Inflation-Targeting Period: an analysis based on an MS-VAR model. *Análise Econômica*, v. 36, n. 70, p. 63-81, 2018. Disponível em: <[encurtador.com.br/gpAH8](http://www.encurtador.com.br/gpAH8)>.

GALLINDO, A.; SCHIANTARELLI, F.; WEISS, A. Does Financial Liberalization Improve the Allocation of Investment? Micro Evidence from Developing Countries. *Journal of Development Economics*, Volume 83, Issue 2, July 2007, Pages 562-587, 2007. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.1069.8973&rep=rep1&type=pdf>>

HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press: Princeton, 1994.

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. Disponível em: <<https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.397.3582&rep=rep1&type=pdf>>.

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.

KRAAY, A. In Search of Macroeconomic Effects of Capital Account Liberalization. Washington D.C.: World Bank, 1998. Disponível em: <https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Spur/Kraay_In_search_of.pdf>.

KROLZIG, Hans-Martin. *Business cycle analysis and aggregation. Results for Markov-switching VAR processes*. Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford: 2003a. Disponível em: <[encurtador.com.br/bdeN4](http://www.encurtador.com.br/bdeN4)>.

KROLZIG, Hans-Martin. *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. Berlin: Springer, 1997.

- KROLZIG, Hans-Martin. Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox, Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford, 1998. Disponível em: <encurtador.com.br/bmIW6>.
- KROLZIG, Hans-Martin. Predicting Markov-switching vector autoregressive processes. *Journal of Forecasting*. Forthcoming, 2003b. Disponível em: <<https://www.nuff.ox.ac.uk/economics/papers/2000/w31/msvarfor.pdf>>.
- KROLZIG, Hans-Martin. Statistical analysis of cointegrated VAR processes with Markovian regime shifts. *SFB 373 Discussion Paper 25/1996*, Humboldt Universität zu Berlin, 1996. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.30.6567&rep=rep1&type=pdf>>.
- LAAN, Cesar Rodrigues Van der. Liberalização da conta de capitais: evolução e evidências para o caso brasileiro recente (1990-2005). Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2007. 145 p. ISBN 9788587545213. Disponível em: <<http://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/7693>>.
- 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. Disponível em: <<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/91334/1/664520197.pdf>>.
- OBSTFELD, M. *Trilemmas and trade-offs: living with financial Globalization*. BIS Working Papers. n. 480, September. Basileia: BIS, 2015. Disponível em: <https://repositoriodigital.bcentral.cl/xmlui/bitstream/handle/20.500.12580/3815/BCh-sbc-v20-p013_078.pdf?sequence=1>.
- OREIRO, Luis Jose; 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. Disponível em: <<http://scindeks-clanci.ceon.rs/data/pdf/1452-595X/2013/1452-595X13033810.pdf>>.
- 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. 38-52, 2004. Disponível em: <https://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-31572004000100038&script=sci_arttext>.
- REY, H. Dilemma not Trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence. Paper presented at the 25th Jackson Hole symposium. The Federal Reserve Bank of Kansas City Wyoming, August, 2013. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w21162.pdf>>.
- SILVA, Pedro Perfeito, et al. O Ciclo Financeiro Global e a Liberalização Financeira Externa: a experiência do Brasil entre 1995 e 2014. In: *Anais do Encontro de Economia da Região Sul*, 2016. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/novosite/br/xix-encontro-de-economia-da-regiao-sul--artigos-selecionados>.
- SIMS, Christopher A. *Macroeconomics and reality*. Modelling Economic Series. Clarendon Press, Oxford, 1990.
- SIMS, Christopher A. Bayesian skepticism on unit root econometrics. *Journal of Economic dynamics and Control*, v. 12, n. 2, p. 463-474, 1988. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0165188988900504>>.
- SIMS, Christopher A.; UHLIG, Harald. Understanding unit rooters: A helicopter tour. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1591-1599, 1991. Disponível em: <encurtador.com.br/bjG25>.
- SIMS, Christopher A.; ZHA, Tao. MCMC method for Markov mixture simultaneous-equation models: a note. *Working Paper, nº 15*, Federal Reserve Bank of Atlanta, 2004. Disponível em: <<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/100926/1/wp2004-15.pdf>>.
- SIMS, Christopher A.; ZHA, Tao. Were there regime switches in US monetary policy? *American Economic Review*, v. 96, n. 1, p. 54-81, 2006. Disponível em: <<https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/000282806776157678>>.
- TODA, Hiro Y.; YAMAMOTO, Taku. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, v. 66, n. 1, p. 225-250, 1995. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0304407694016168>>.

APÊNDICE

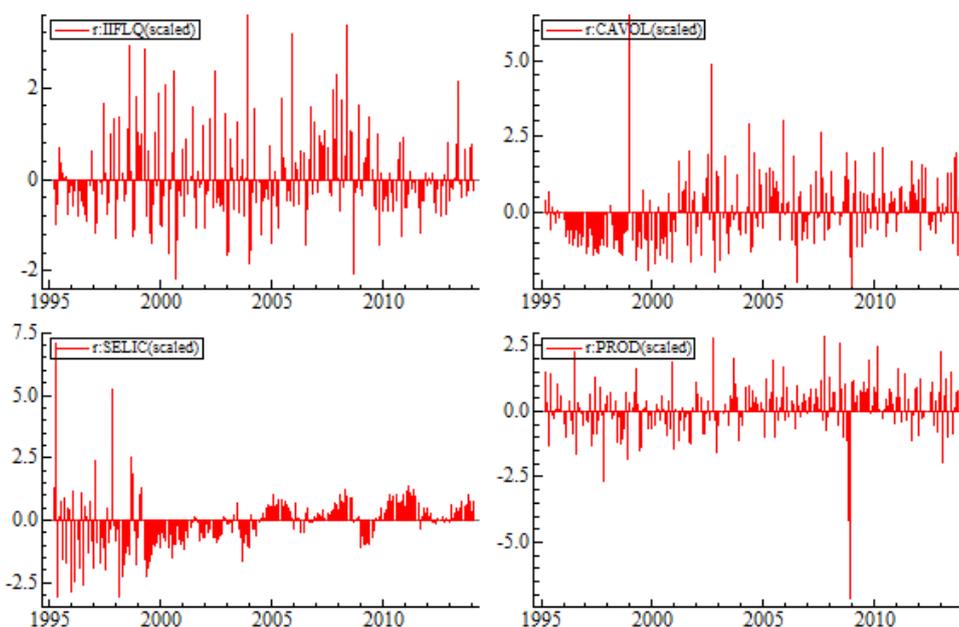


Figura A1. Resíduos no MS-VAR
 Fonte: Software OxMetrics. Elaboração própria.

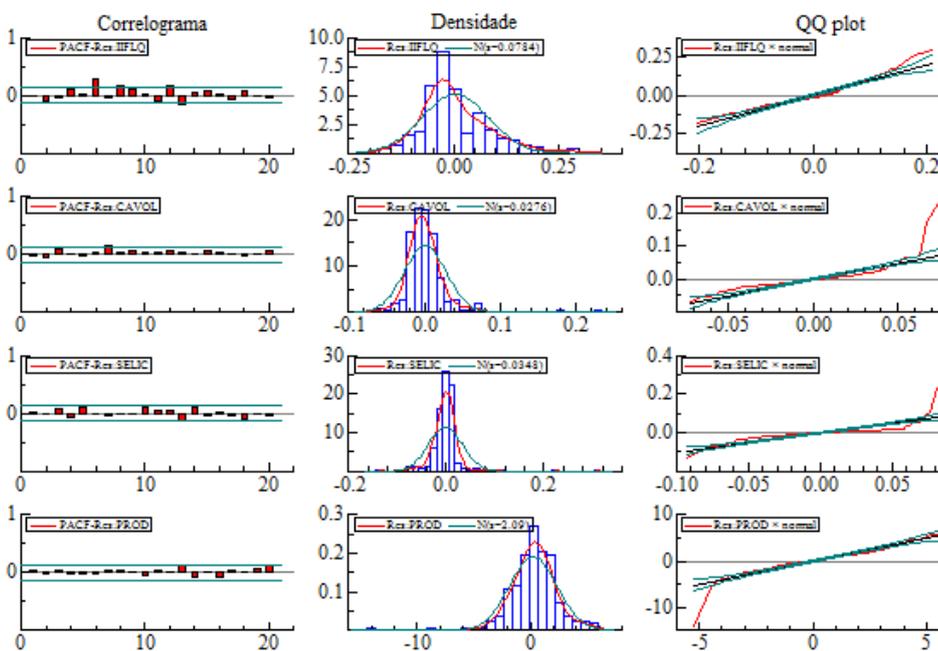


Figura A2. Correlograma, densidade e QQ-Plot dos resíduos-padrão no MS-VAR
 Fonte: Software OxMetrics. Elaboração própria.