

dos Santos Cerqueira, Vinícius

Working Paper

Volatilidade da taxa de câmbio real e taxa de juros no Brasil: Evidências de um modelo VAR-GARCH-M para o período 1999-2010

Texto para Discussão, No. 1586

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: dos Santos Cerqueira, Vinícius (2011) : Volatilidade da taxa de câmbio real e taxa de juros no Brasil: Evidências de um modelo VAR-GARCH-M para o período 1999-2010, Texto para Discussão, No. 1586, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91285>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1586

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**VOLATILIDADE DA TAXA DE
CÂMBIO REAL E TAXA DE JUROS
NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DE UM
MODELO VAR-GARCH-M PARA O
PERÍODO 1999-2010**

Vinícius dos Santos Cerqueira

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

1586

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Brasília, março de 2011

VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO REAL E TAXA DE JUROS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DE UM MODELO VAR-GARCH-M PARA O PERÍODO 1999-2010

Vinícius dos Santos Cerqueira*

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**

Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL E, E49.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 VOLATILIDADE CAMBIAL NO CONTEXTO DA <i>NEW OPEN ECONOMY MACROECONOMICS</i>	10
3 ESTRATÉGIA DE INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA	12
4 RESULTADOS.....	18
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	23
REFERÊNCIAS	24
ANEXOS	26

SINOPSE

Este trabalho investiga a relação entre taxa de juros e volatilidade da taxa de câmbio real efetiva no Brasil. Por meio de um modelo GARCH multivariado simultâneo, que permite estimar equações para a média e a variância em único estágio, infere-se que: não é possível afirmar que as variações e a volatilidade da taxa de câmbio real efetiva e da taxa de juros – Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) ou Selic descontada a inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – sejam independentes. No contexto do regime de metas para a inflação, tal consideração sugere que a elevada volatilidade cambial no Brasil pode estar relacionada com a regra de política monetária adotada no país.

ABSTRACTⁱ

This paper investigates the relationship between interest rate and volatility of real effective exchange rate in Brazil. Through a simultaneous multivariate GARCH model, which allows estimating equations for the mean and variance in a single stage, it was observed that: it's not possible to say that the percentage change in real effective exchange rate, its volatility and interest rate (Selic and Selic discounted the inflation calculated by IPCA) are independent. Under the regime of inflation targeting, this account suggests that the high exchange rate volatility in Brazil may be related to the monetary policy rule adopted in the country.

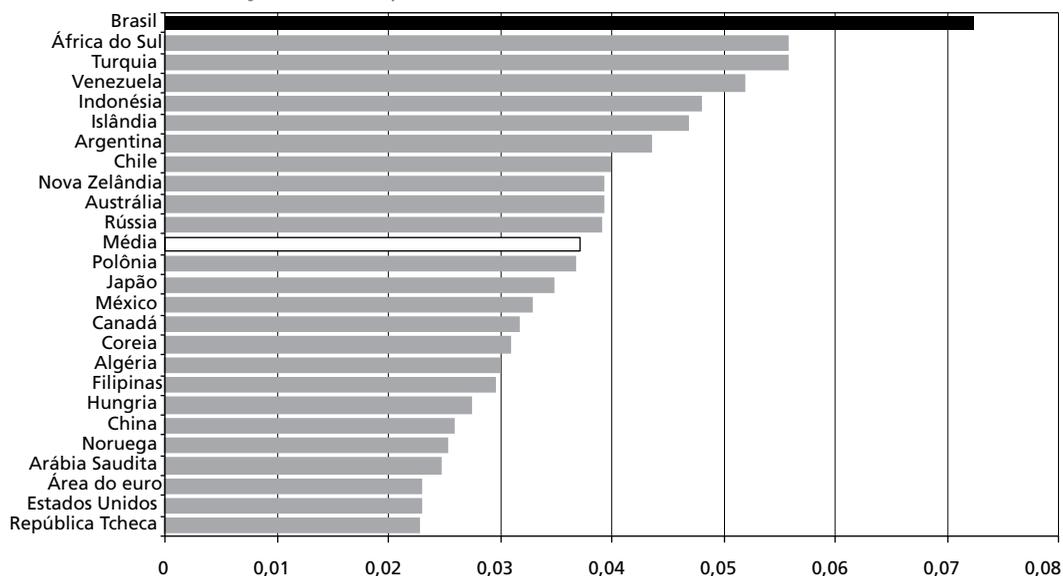
i. As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.
The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.

1 INTRODUÇÃO

A elevada instabilidade relacionada ao câmbio tem sido uma característica marcante da economia brasileira nos últimos anos. Considerando-se a média do coeficiente de variação da taxa de câmbio real efetiva (TCRE), para diversas economias no período 1999-2009, nota-se que o Brasil possui a taxa de câmbio mais volátil de um conjunto importante de países (gráfico 1). Um ponto relevante nesse debate é a investigação acerca das causas dessa volatilidade. O objeto de estudo deste trabalho consiste em testar a existência de uma relação significativa entre a taxa de juros do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) e a elevada volatilidade da TCRE no Brasil. Tal preocupação se justifica pelos resultados teóricos da chamada “nova macroeconomia para economias abertas” que enfatiza a importância da taxa de juros e da política monetária para as flutuações da taxa de câmbio. Adicionalmente, muitos trabalhos têm mostrado que a volatilidade cambial pode afetar negativamente variáveis reais, como investimento, exportações e crescimento.

GRÁFICO 1

Coeficiente de variação da TCRE de países selecionados – média 1999-2009



Fonte: Bank for International Settlements (BIS).
Elaboração do autor.

A literatura econômica apresenta algumas evidências de que uma instabilidade da taxa de câmbio pode afetar negativamente variáveis reais. Darby *et al.* (1999),

ao analisarem os dados de países europeus, mostram que, a partir de certo ponto, a volatilidade da taxa de câmbio real efetiva afeta negativamente o investimento. Servén (2003) confirma este resultado para países em desenvolvimento, enfatizando que o impacto é significativamente negativo, principalmente para volatilidades acima da mediana da amostra.

Com relação ao fluxo de comércio, Chowdhury (1993), ao analisar dados dos países do G-7, mostra evidências de que a volatilidade da taxa de câmbio real prejudica as exportações. Essa relação é confirmada por Bittencourt, Larson e Thonpson (2007), que utilizam dados do comércio setorial no Mercado Comum do Sul (Mercosul). Tenreyro (2007), no entanto, utiliza uma amostra mais ampla de países e mostra que a variabilidade de taxa de câmbio nominal não tem impacto significativo sobre o fluxo de comércio. Uma contribuição teórica ao debate pode ser vista em Bacchetta e Wengcoop (2000), em que os autores argumentam que regimes de câmbio fixo, apesar de reduzirem a volatilidade da taxa de câmbio (real e nominal), podem não ser eficientes para aumentar o comércio externo. A argumentação é de que, em certas circunstâncias, essa variável não é afetada pelo câmbio, pois tal efeito dependeria de como os sistemas cambiais são implantados. Outra questão levantada pelos autores é que o regime cambial pode afetar de maneira diferente o comércio externo e o consumo doméstico. Assim, mesmo nas situações em que um regime menos flexível afeta positivamente o comércio exterior, pode haver efeitos negativos de bem-estar devido à redução do consumo interno.

A relação entre volatilidade cambial e crescimento econômico também é bastante controversa. Levy-Yeyati e Sturzenegger (2003) utilizam uma amostra de 183 países no período posterior ao acordo Bretton-Woods e tentam relacionar regime cambial¹ e crescimento. Os autores concluem que para os países em desenvolvimento, regimes cambiais menos flexíveis estão associados a períodos de menos crescimento. Os resultados para os países desenvolvidos apontam para a inexistência de efeito significativo dos regimes cambiais sobre o crescimento. Por outro lado, Bagella, Bacchetti e Hasan (2006) mostram que o efeito positivo da maior flexibilidade do câmbio no crescimento não significa necessariamente que a volatilidade cambial não tenha impacto negativo sobre este.

1. A classificação dos regimes cambiais é feita com base no comportamento de um conjunto de variáveis macroeconômicas.

Isso seria válido apenas para as taxas bilaterais com o dólar. Para a volatilidade da taxa real efetiva, os resultados mostram efeito significativo e negativo. Aghion *et al.* (2009) avançam ao demonstrar que o nível de desenvolvimento financeiro é importante para a magnitude e a existência do impacto negativo da volatilidade da TCRE sobre o crescimento. Em geral, nas economias com mercados financeiros com baixa capacidade de absorver choques macroeconômicos – o que evidenciaria baixo nível de desenvolvimento financeiro –, a volatilidade cambial pode afetar negativamente o crescimento.

Diante das controvérsias apresentadas, parece que alguns aspectos são razoavelmente consensuais na literatura:

1. A partir de certo ponto, a volatilidade da TCRE pode ter efeito negativo sobre as variáveis, como exportações, investimento e crescimento.
2. O efeito da volatilidade da taxa nominal de câmbio sobre essas variáveis é incerto.
3. Existe forte correlação entre volatilidade da taxa nominal e da taxa real efetiva de modo que regimes cambiais menos flexíveis reduzem a volatilidade da última, contudo não é possível afirmar que tais regimes contribuam para o aumento das exportações, do investimento e do crescimento. Uma possível explicação estaria no dilema entre os custos de regimes cambiais menos flexíveis e os possíveis benefícios de menor volatilidade cambial.

Verifica-se então que a volatilidade da taxa de câmbio real efetiva é um fenômeno que tem custos econômicos que não podem ser desconsiderados. Esta seria a justificativa para as investigações relacionadas às possíveis causas da instabilidade cambial. Um ponto frequentemente levantado na literatura é a possível relação entre a política monetária e a volatilidade cambial. Como no caso brasileiro, a política monetária tem como principal instrumento a fixação da taxa Selic, ao investigar a relação entre esta taxa e a variância da TCRE este trabalho tenta contribuir para a literatura empírica relacionada ao debate sobre as causas da elevada volatilidade da taxa de câmbio real no Brasil. Nesta perspectiva, foi utilizado um modelo GARCH multivariado simultâneo que permite modelar, ao mesmo tempo, médias e variâncias condicionais em único estágio. O texto está dividido em quatro seções além desta introdução. Na seção 2, é apresentada uma sumária revisão da literatura sobre as possíveis causas da volatilidade cambial na perspectiva da *New open economy macroeconomics* (Noem). Na seção 3, é explicitada a metodologia empírica e os dados utilizados no trabalho. Na seção 4, são apresentados os resultados. Na seção 5, as considerações finais. E por fim, o anexo.

2 VOLATILIDADE CAMBIAL NO CONTEXTO DA *NEW OPEN ECONOMY* MACROECONOMICS

Alguns estudos têm apresentado resultados que visam contribuir para o entendimento das causas da variabilidade cambial. Devereux e Engel (2002) mostram que, tanto no caso da taxa nominal como no da taxa real de câmbio, a volatilidade pode ser derivada de certa rigidez das variáveis macroeconômicas a choques cambiais. Um exemplo seria uma situação em que o conjunto de preços em moeda local elimina a passagem de mudanças na taxa de câmbio para os preços aos consumidores. Galí e Monacelli (2005) argumentam que, em certas situações, uma regra de política monetária segmentada, que alcança simultaneamente a estabilização dos preços aos consumidores e do hiato do produto, implica volatilidade da taxa de câmbio nominal e dos termos de troca maiores em relação a uma regra que reage à inflação medida por índice geral de preços e ao hiato do produto (regra simples de Taylor).

Outra possível causa da volatilidade da taxa real efetiva seria o grau de abertura comercial. Evidências desse efeito são apresentadas por Hau (2002), que justifica tal relação argumentando que quanto menor a abertura comercial, maior o impacto de choques macroeconômicos sobre os movimentos da taxa de câmbio real efetiva. A questão central seria a elevada participação dos bens não transacionáveis na composição do índice geral de preços. Como os preços destes bens são, em geral, mais rígidos em relação aos choques cambiais e monetários, o ajustamento seria mais lento e incompleto – o que seria uma potencial causa da volatilidade cambial.

Patureau (2007) enfatiza o papel da interação entre choques da política monetária e fricções no mercado de crédito para explicar a variabilidade da taxa real e nominal. É importante ressaltar que os resultados obtidos neste trabalho são robustos a uma maior flexibilidade dos preços. Adicionalmente, o autor mostra que as fricções no mercado de crédito não estão relacionadas à completude dos mercados e, sim, a assimetrias de informação, que poderiam causar racionamento neste mercado.

Em síntese, os aspectos que aparecem com frequência na literatura como sendo potenciais causadores da volatilidade cambial são: rigidez de preços, baixo nível de desenvolvimento dos mercados financeiros domésticos – no que se refere à capacidade de absorver choques macroeconômicos –, e grau de abertura comercial. Como foi

visto, estes aspectos podem interagir e afetar simultaneamente a variabilidade cambial. Ressalta-se que esses fatores, além de impactarem diretamente, tenderiam a amplificar os eventuais efeitos da política monetária sobre a volatilidade da taxa de câmbio real.

Os modelos da chamada Noem geralmente apresentam soluções explícitas para a variância da taxa de câmbio e enfatizam a relação entre esta variável e a política monetária. Tal abordagem, apresentada em Obstfeld e Rogoff (1995, 2000), utiliza modelos de equilíbrio geral com microfundamentos e rigidez nominal de preços e salários. Estes modelos também contemplam uma série de possíveis imperfeições, como incompletude de mercados, concorrência monopolística, assimetria de informação etc. Nesse contexto, a Noem tem buscado reavaliar os resultados convencionais sobre os canais de transmissão dos choques cambiais e monetários, bem como tem avançado na derivação de regras ótimas de política monetária. Obstfeld e Rogoff (2000), Devereux e Engel (2002), Galí e Monacelli (2005) e Patureau (2007) utilizam tal *framework* e, de maneira geral, apresentam evidências teóricas de que a política monetária pode ter uma relação de simultaneidade com o nível e a volatilidade da taxa de câmbio nominal e real.

Como no caso brasileiro, o regime de metas para inflação tem como principal instrumento as operações de mercado aberto, a variável utilizada frequentemente para analisar os movimentos da política monetária é a taxa Selic. Dessa forma, a investigação sobre a relação entre volatilidade da TCRE e da taxa de juros é, para o caso brasileiro, um desenvolvimento empírico que se insere na lógica da Noem, no que se refere aos impactos da política monetária sobre a dinâmica da taxa de câmbio real. Nessa perspectiva, este artigo investiga duas relações: a primeira, entre taxa Selic e volatilidade da taxa de câmbio real efetiva e, a segunda, entre taxa real de juros (Selic descontada a inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA) e volatilidade da taxa de câmbio real efetiva. No caso da taxa real de juros, trata-se de uma estratégia de incorporação, no modelo, dos efeitos da dinâmica dos preços internos e do consequente efeito sobre o retorno real dos títulos federais. Essa estratégia foi utilizada por conta da importância do comportamento dos preços internos nos modelos teóricos em questão e da inviabilidade da inclusão da taxa de inflação como mais uma variável explícita no modelo – que acarretaria na estimação de muitos parâmetros e crescentes dificuldades computacionais.

3 ESTRATÉGIA DE INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA

Considerando os modelos multivariados para a análise de volatilidade, as duas principais classes são: os modelos multivariados de volatilidade estocástica (MVE)² e os modelos GARCH multivariados. Na primeira, a variância presente de uma variável é função de seus valores passados, dos valores passados da variância das outras variáveis que integram o sistema e de um termo estacionário gaussiano. Estes modelos são mais parcimoniosos em relação aos modelos GARCH e a estimação é, geralmente, menos complexa. A desvantagem dos modelos MVE é que adotam como premissa a ideia de que a variância é independente dos choques que afetam a média das variáveis do sistema. Ou seja, no caso deste trabalho, a utilização dos modelos MVE não permitiria avaliar se um choque na taxa de juros afeta, depois de algum tempo, a volatilidade cambial. Essa é a justificativa para a utilização do modelo GARCH multivariado, pois nele é possível modelar média e variância conjuntamente e testar as possíveis inter-relações. No caso específico da relação entre taxa de juros e taxa de câmbio real, nada garante, *a priori*, a independência entre a dinâmica da média e da variância.

Para uma correta identificação do filtro GARCH é necessária uma especificação adequada para a média. Nesse contexto, o modelo VARMA-GARCH-M possibilita modelar simultaneamente média e variância. Neste modelo, o componente VARMA visa eliminar a autocorrelação das séries e, ao mesmo tempo, viabilizar testes de causalidade entre estas. O componente *M* corresponde aos termos defasados da variância na equação da média. Assim a equação para a média é dada por:

$$y_t = a + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \Gamma_j e_{t-j} + \sum_{k=0}^z \Theta_k h_{t-k} + e_t \quad (1)$$

em que:

y_t = vetor formado por $\begin{bmatrix} VTRJ_t \\ VTCRE_t \end{bmatrix}$ (modelo 1) ou $\begin{bmatrix} VSELIC_t \\ VTCRE_t \end{bmatrix}$ (modelo 2),
sendo *VTRJ* = variação da taxa real de juros, *VSELIC* = variação da taxa Selic e *VTCRE*
= variação percentual do índice da taxa de câmbio real efetiva;

2. Uma apresentação sobre essa classe de modelos pode ser vista em Harvey e Shephard (1994).

$a =$ vetor das constantes $\begin{bmatrix} a_{juros} \\ a_{vtcre} \end{bmatrix}$, com $JUROS = VTRJ, VSELIC$

$e_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \mathbf{H}_t)$ = vetor do resíduo condicional ao conjunto de informações Ω disponíveis em $t-1$, com média zero e matriz de variância e covariância dada por

$\mathbf{H}_t = \begin{bmatrix} h_{(juros)t} & h_{(juros,vtcre)t} \\ h_{(vtcre,juros)t} & h_{(vtcre)t} \end{bmatrix}$. $\begin{bmatrix} e_{(juros)t} \\ e_{(vtcre)t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{(juros)t}} u_{(juros)t} \\ \sqrt{h_{(vtcre)t}} u_{(vtcre)t} \end{bmatrix}$, sendo a correlação entre $e_{(juros)t}$ e $e_{(vtcre)t}$ igual a $\rho_t = \frac{h_{(juros,vtcre)t}}{\sqrt{h_{(juros)t} h_{(vtcre)t}}}$ e u_t i.i.d (0,1) com $l = JUROS, VTCRE$.

Φ_i = matrizes relacionadas aos vetores autorregressivos y_{t-i} , dadas por $\begin{bmatrix} \phi_{11}^{(i)} & \phi_{12}^{(i)} \\ \phi_{21}^{(i)} & \phi_{22}^{(i)} \end{bmatrix}$, com $i = 1, \dots, p$ (defasagens);

Γ_j = matrizes relacionadas aos vetores de média móvel e_{t-j} , dadas por $\begin{bmatrix} \gamma_{11}^{(j)} & \gamma_{12}^{(j)} \\ \gamma_{21}^{(j)} & \gamma_{22}^{(j)} \end{bmatrix}$, com $j = 1, \dots, q$ (defasagens);

Θ_k = matrizes relacionadas aos termos $M(h_{t-z} = \begin{bmatrix} h_{(juros)t-z} \\ h_{(vtcre)t-z} \end{bmatrix})$, dadas por $\begin{bmatrix} \theta_{11}^{(z)} & \theta_{12}^{(z)} \\ \theta_{21}^{(z)} & \theta_{22}^{(z)} \end{bmatrix}$, com $i = 0, \dots, z$ (defasagens).

O componente utilizado para explicar a variância é um modelo multivariado simultâneo GARCH proposto por Engle e Kroner (1995), também conhecido como modelo BEKK,³ cuja estrutura é representada pela equação:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}'\mathbf{C} + \sum_{g=1}^s \mathbf{B}'_g \mathbf{H}_{t-g} \mathbf{B}_g + \sum_{f=1}^r \mathbf{A}'_f \mathbf{e}_{t-f} \mathbf{e}'_{t-f} \mathbf{A} \quad (2)$$

3. O nome se refere aos autores Yoshi Baba, Rob Engel, Dennis Kraft e Ken Kroner pelos desenvolvimentos relacionados a modelos ARCH multivariados.

em que, C , B_g e A_q são matrizes 2×2 , sendo que a matriz C é triangular, para garantir que H_t seja definida positiva.⁴

Na equação 2, o primeiro termo é constante ao longo do tempo, o segundo representa o impacto da variância passada sobre a variância presente e o terceiro mede o impacto das inovações defasadas, ocorridas na equação da média, na variância presente. É por este último termo que um choque na taxa de juros pode afetar a volatilidade cambial, por exemplo.

A análise de estabilidade do modelo VARMA(p,q)-GARCH(s,r)-M(z) é feita para cada componente. No caso da equação 1, que representa a equação para a média, é necessário garantir que as condições de estabilidade e invertibilidade sejam satisfeitas. Considerando os desenvolvimentos de Hallin e Paindaveine (2005), o componente VARMA(p,q) da equação 1 atende a tais condições, respectivamente, se em:

$\det\left(\mathbf{I}_n - \sum_{i=1}^p \Phi_i \lambda^i\right) = 0$ e $\det\left(\mathbf{I}_n + \sum_{j=1}^q \Gamma_j \lambda^j\right) = 0$ todos os autovalores λ^i e λ^j estiverem fora do círculo unitário complexo.

Segundo Engle e Kroner (1995), as condições de estacionariedade em modelos BEKK são dadas por:

- *Condição de estabilidade 1* – a equação 2 será covariância estacionária se, e somente se, todos os autovalores de $\sum_{i=1}^s (\mathbf{B}_i \otimes \mathbf{B}_i) + \sum_{j=1}^r (\mathbf{A}_j \otimes \mathbf{A}_j)$ estão dentro do círculo unitário complexo, em que \otimes denota o produto de Kronecker.
- *Condição de estabilidade 2* – quando B_j e A_i forem matrizes diagonais, o modelo é denominado BEKK diagonal e será estacionário se, e somente se $(b_{ii}^2 + a_{ii}^2) < 1$ para todo i , ou seja, a soma do quadrado dos elementos da diagonal principal das matrizes B_j e A_i são menores que um.

Engle e Kroner (1995) mostram que se o modelo BEKK não for diagonal é possível que este seja estável, mesmo que a condição de estabilidade 2 não seja atendida.

4. Para uma prova de que, nessas circunstâncias, H_t é definida positiva, ver Engle e Kroner (1995).

Neste caso, a convergência da variância e da covariância, frente a efeitos defasados de um choque na média, tende a ser mais lenta.

O modelo formado pelas equações 1 e 2 possibilita avaliar relações de causalidade tanto na média como na variância. Tal avaliação será feita, seguindo a estratégia utilizada por Serletis e Shahmoradi (2006), que consiste em realizar testes de hipóteses conjuntos em relação aos parâmetros do modelo. Foram realizados os seguintes testes de hipótese a esse propósito.

- diagonal VARMA: $H_o : \phi_{12}^{(i)} = \phi_{21}^{(i)} = \gamma_{12}^{(j)} = \gamma_{21}^{(j)} = 0$;
- não causalidade de *JUROS* em *VTCRE* na média: $H_o : \phi_{21}^{(i)} = \gamma_{21}^{(j)} = 0$;
- não causalidade de *VTCRE* em *JUROS* na média: $H_o : \phi_{12}^{(i)} = \gamma_{12}^{(j)} = 0$;
- inexistência do termo *M*: $H_o : \theta_{11}^{(z)} = \theta_{12}^{(z)} = \theta_{21}^{(z)} = \theta_{22}^{(z)} = 0$;
- termo *M* diagonal: $H_o : \theta_{12}^{(z)} = \theta_{21}^{(z)} = 0$;
- inexistência do componente GARCH:
 - $H_o : a_{11}^{(f)} = a_{12}^{(f)} = a_{21}^{(f)} = a_{22}^{(f)} = b_{11}^{(g)} = b_{12}^{(g)} = b_{21}^{(g)} = b_{22}^{(g)} = 0$;
 - modelo BEKK é diagonal: $H_o : a_{12}^{(f)} = a_{21}^{(f)} = b_{12}^{(g)} = b_{21}^{(g)} = 0$;
 - não causalidade da variância e dos choques na média de *JUROS* na variância de *VTCRE*:
 - $H_o : a_{21}^{(f)} = b_{21}^{(g)} = 0$;
 - não causalidade da variância e dos choques na média de *VTCRE* na variância de *JUROS*:
 - $H_o : a_{12}^{(f)} = b_{12}^{(g)} = 0$; e
 - o teste relacionado à *condição de estabilidade 2* é:
 - diagonal BEKK é não estacionária: $H_o : (b_{ii}^2 + a_{ii}^2) = 1$.

Evidentemente que este teste não exclui a possibilidade de se rejeitar a hipótese nula no caso de $(b_{ii}^2 + a_{ii}^2) > 1$. Neste caso, foram descartados os modelos em que a hipótese de que o modelo BEKK é diagonal não fora rejeitada e $b_{ii}^2 + a_{ii}^2 - 1 > 0$, independentemente do resultado da condição de estabilidade 1. O mesmo ocorreu com os modelos em que $b_{ii}^2 + a_{ii}^2 - 1 < 0$, a hipótese de diagonal não estacionária não foi rejeitada ao nível de 1% de significância ou a condição de estabilidade 1 não fora satisfeita. Esse procedimento teve como objetivo aumentar o grau de confiança em

relação à estabilidade dos modelos selecionados. Como será visto a seguir, esse ponto é crucial para as propriedades assintóticas dos estimadores obtidos.

A estimação do modelo foi executada utilizando o método de quase-máxima verossimilhança (QMV)⁵ sob a hipótese de que w_t^i (com $i = JUROS, VTCRE$) tem distribuição normal. Este método consiste em uma estimação por máxima verossimilhança robusta a erros de especificação da função de densidade de probabilidade. Ou seja, considerando a possibilidade de que a hipótese de não normalidade de w_t^i não seja rejeitada, haveria erro de especificação na função de verossimilhança para o modelo VARMA-GARCH-M. Nesse contexto, é importante verificar em que circunstâncias os estimadores de quase-máxima verossimilhança (EQMV) são consistentes e assintoticamente normais.

O conjunto de condições para a consistência e a normalidade assintótica dos EQMV para um modelo VARMA-GARCH-M BEKK ainda é uma questão em aberto na literatura. Três trabalhos, no entanto, apresentam alguns desenvolvimentos e resultados importantes a esse respeito. O primeiro é o de Comte e Lieberman (2003), que generaliza os resultados de Jeantheau (1998)⁶ e mostra que a consistência e a normalidade assintótica podem ser obtidas para os EQMV do modelo BEKK se a condição de estabilidade 1 for atendida, w_t^i for independente e existir o segundo e o oitavo momento de e_t . O segundo trabalho é o de Ling e McAleer (2003), que avança ao demonstrar que os EQMV para um VARMA-GARCH são consistentes e assintoticamente normais desde que as condições de estabilidade para a média e a variância e a covariância sejam satisfeitas e exista o sexto momento para e_t . O terceiro trabalho é de Hafner e Preminger (2009), que, ao analisar as propriedades assintóticas de um modelo multivariado GARCH na forma vetorial⁷ (conhecido como *vec*), verifica as dificuldades de se obter a normalidade assintótica no contexto de um GARCH integrado.

5. Na estimação, repetiu-se o processo com diferentes valores iniciais e ordenamentos distintos das variáveis, objetivando minimizar a possibilidade de seleção de máximos locais.

6. Esse trabalho mostra as condições para consistência forte e normalidade assintótica dos EQMV para modelos multivariados ARCH e para um modelo multivariado GARCH com correlação constante.

7. Ver Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988) e Engle e Kroner (1995).

As considerações anteriormente citadas demonstram a importância do rigor na avaliação dos resultados dos testes relativos à estabilidade do modelo e à independência do termo w_t^i . Para este último, foi utilizado o teste diagnóstico Q multivariado proposto por Hosking (1980), objetivando detectar a presença de autocorrelação e/ou heteroscedasticidade condicional. O teste foi aplicado para os resíduos padronizados e para o quadrado destes definidos respectivamente como:

$$\hat{u}_t^i = \frac{\hat{\epsilon}_t^i}{\sqrt{h_t}} \text{ e } \hat{u}_t^{i2} = \frac{\hat{\epsilon}_t^{i2}}{h_t}$$

O objetivo foi selecionar modelos em que w_t^i fosse aproximadamente *ruído branco*, o que, com as condições de estabilidade, constitui um conjunto importante de resultados, tendo em vista as propriedades assintóticas dos EQMV.

O período de análise vai de junho de 1999 a maio de 2010,⁸ em um total de 133 observações, e as séries utilizadas foram: taxa *over* Selic acumulada no mês anualizada (Selic), IPCA e taxa de câmbio real efetiva (TCRE).⁹ Todas as séries foram obtidas junto ao banco de dados do Ipeadata. A estimativa para a taxa de juros real mensal anualizada foi:

$$TRJ = \left(\frac{(1 + selic_t)}{(1 + \pi_{IPCA_t})} \right)^{12} - 1, \text{ em que } selic_t \text{ é a taxa } over \text{ Selic acumulada no mês, } \pi_{IPCA_t} \text{ é a inflação mensal medida pelo IPCA.}$$

Para garantir a estacionariedade das séries, aplicou-se a primeira diferença nas séries TRJ e taxa *over* Selic. No caso da TCRE apurou-se a variação percentual mensal.

8. O início em junho de 1999 se justifica pela forte instabilidade decorrente da desvalorização da taxa de câmbio no início daquele ano. Assim, optou-se por utilizar as séries a partir do segundo semestre.

9. Série disponibilizada pelo Ipea, no site: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?1291100625>>. É calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal – em R\$/unidade de moeda estrangeira – e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em cada caso e o Índice de Preços por Atacado Oferta Global – IPA-OG/Fundação Getúlio Vargas (FGV) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001.

Logo as séries utilizadas nas estimações foram:

- $VSELIC$ = variação da taxa *over* Selic acumulada no mês anualizada;
- $VTRJ$ = variação da TRJ ; e
- $VTCRE$ = variação percentual da taxa de cambio real efetiva.

A tabela 1 (anexo), mostra os resultados dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkoski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para as séries $VSELIC$, $VTRJ$ e $VTCRE$ com e sem efeito sazonal. Verifica-se que não há evidência de integração em ambos os casos.

Embora tenham sido testados modelos com as séries $VSELIC$, $VTRJ$ e $VTCRE$ ajustadas sazonalmente,¹⁰ os resultados reportados apenas se referem aos modelos que atenderam aos critérios anteriormente mencionados. Assim, a análise dos resultados se concentrou em dois modelos: um com $VTRJ$ e $VTCRE$ e outro com $VSELIC$ e $VTCRE$.

4 RESULTADOS

O procedimento econométrico utilizado para a seleção dos modelos incluiu as seguintes etapas: *i*) verificar se o modelo é estável na média e na variância e na covariância; *ii*) analisar os resultados do teste Q multivariado para os resíduos padronizados e para o quadrado destes; e *iii*) selecionar os modelos por meio da minimização dos critérios de informação de Akaike (AIC), Baysiano-Schwarz (BIC), Hannan e Quinn (HQ) e erro de previsão final (FPE). Com relação ao teste Q , o critério de seleção utilizado foi descartar os modelos que apresentaram valores para $Q(4)$, $Q(8)$ ou $Q(12)$ que rejeitem a hipótese de inexistência de autocorrelação ou heteroscedasticidade condicional ao nível de 10% de significância.

Em virtude do grande número de parâmetros e das dificuldades computacionais envolvidas no processo de estimação, adotou-se $s = r = 1$. Essa especificação, além de

10. As séries foram dessazonalizadas por meio do *software* Eviews 6.0 pelo método de médias móveis. Este método apresentou melhores resultados em relação ao Census X-12.

parcimoniosa, é consistente com evidências apresentadas por trabalhos empíricos sobre a superioridade dos modelos GARCH(1,1) no que se refere à previsão da volatilidade cambial.¹¹ Para a ordem da defasagem do termo M , foram testadas as especificações $z = 0$ e $z = 1$. Isso significa testar se a variância tem efeito significativo sobre a média do sistema contemporaneamente e após um mês. O processo de seleção de modelos revelou, no entanto, que o efeito da variância nestes é basicamente contemporâneo, de modo que os modelos com melhor desempenho nas etapas 1, 2 e 3 tiveram o termo M com $z = 0$.

Por fim, foram aplicados os procedimentos de seleção para identificar p e q . As tabelas 2 e 3 (anexo) mostram os resultados dos critérios de seleção das especificações testadas.¹² Verifica-se que apenas o VAR(3)-GARCH(1,1)-M(1) para o modelo com *VTRJ* e *VTCRE* (modelo 1) e o VAR(5)-GARCH(1,1)-M(1) para o modelo com *VSELIC* e *VTCRE* com as séries dessazonalizadas (modelo 2) passaram pelas etapas 1 e 2.

A tabela 4 mostra o conjunto de parâmetros obtidos nas estimações. Com relação às condições de estabilidade, as tabelas 5 e 6 mostram os resultados dos testes da restrição diagonal BEKK¹³ estacionária, e as tabelas 7 e 8 mostram os resultados dos testes de estabilidade para cada modelo. Nota-se que os modelos selecionados satisfazem tais condições. Quanto ao comportamento dos resíduos padronizados, os resultados do teste Q multivariado para os dois modelos (tabelas 9 e 10) mostram que não há evidência de autocorrelação e heteroscedasticidade condicional – as referidas tabelas encontram-se no anexo.

Os resultados dos testes de hipótese estão nas tabelas 11 e 12 (anexo). Para o modelo 1, observa-se que existe evidência de simultaneidade na média e na variância. Por outro lado, a variância parece afetar contemporaneamente apenas a média da própria

11. Ver, por exemplo, Hansen e Lunde (2005). Os trabalhos de Iglesias e Phillips (2002) e Serletis e Shahmoradi (2006) também utilizam $r = s = 1$ em modelos VARMA-GARCH-M.

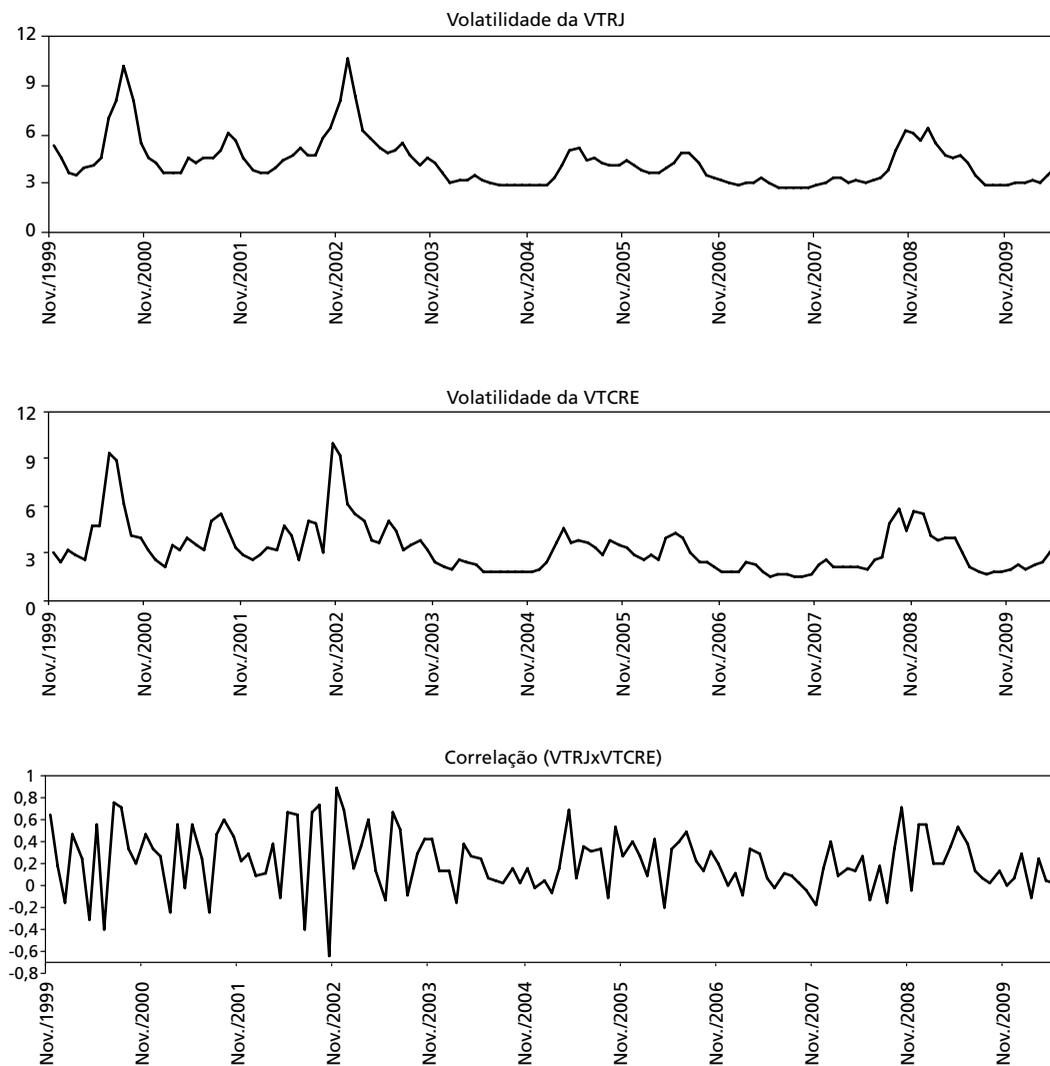
12. Foram testados modelos com a *VTRJ* e *VTCRE* dessazonalizadas e como modelos com *VSELIC* e *VTCRE* com sazonalidade. Todavia, nenhuma das especificações passou pelos critérios de seleção 1 e 2.

13. Como será visto, a hipótese de BEKK diagonal fora rejeitada nos dois modelos. Dessa forma, em um contexto em que a condição de estabilidade 1 é satisfeita, a única informação adicional deste teste é que a variância e a covariância convergem rapidamente em face de distúrbios defasados ocorridos na equação para a média.

variável. Isso não implica, no entanto, que o impacto da variância de uma variável na média da outra não exista em termos defasados. Para o modelo 2, a hipótese de não simultaneidade entre as médias não foi rejeitada. Todavia, a hipótese de inexistência de impactos das variâncias nas médias foi rejeitada ao nível de 10%. Adicionalmente, ao nível de 6% de significância, não é possível afirmar que a média de uma variável seja independente da variância da outra. Os resultados mostram também que parece haver simultaneidade entre a variância da *VSELIC* e da *VTCRE*. Desse modo, os testes apontam para o fato de que a relação entre as médias de *VSELIC* e *VTCRE* se dá por meio da variância destas. Apesar de não se rejeitar a inexistência de simultaneidade na média, um choque em uma variável pode afetar a média da outra por meio dos efeitos defasados deste choque sobre a variância e, por conseguinte, sua propagação para a equação da média condicional. Nesse contexto, o modelo VAR-GARCH-M-BEKK rejeitou nos dois casos a independência da variância da taxa de juros e da taxa de câmbio real efetiva. Os gráficos 2 e 3 mostram as estimativas para a variância e para a correlação condicionais, obtidas para o período que vai de novembro de 1999 a maio de 2010.

GRÁFICO 2

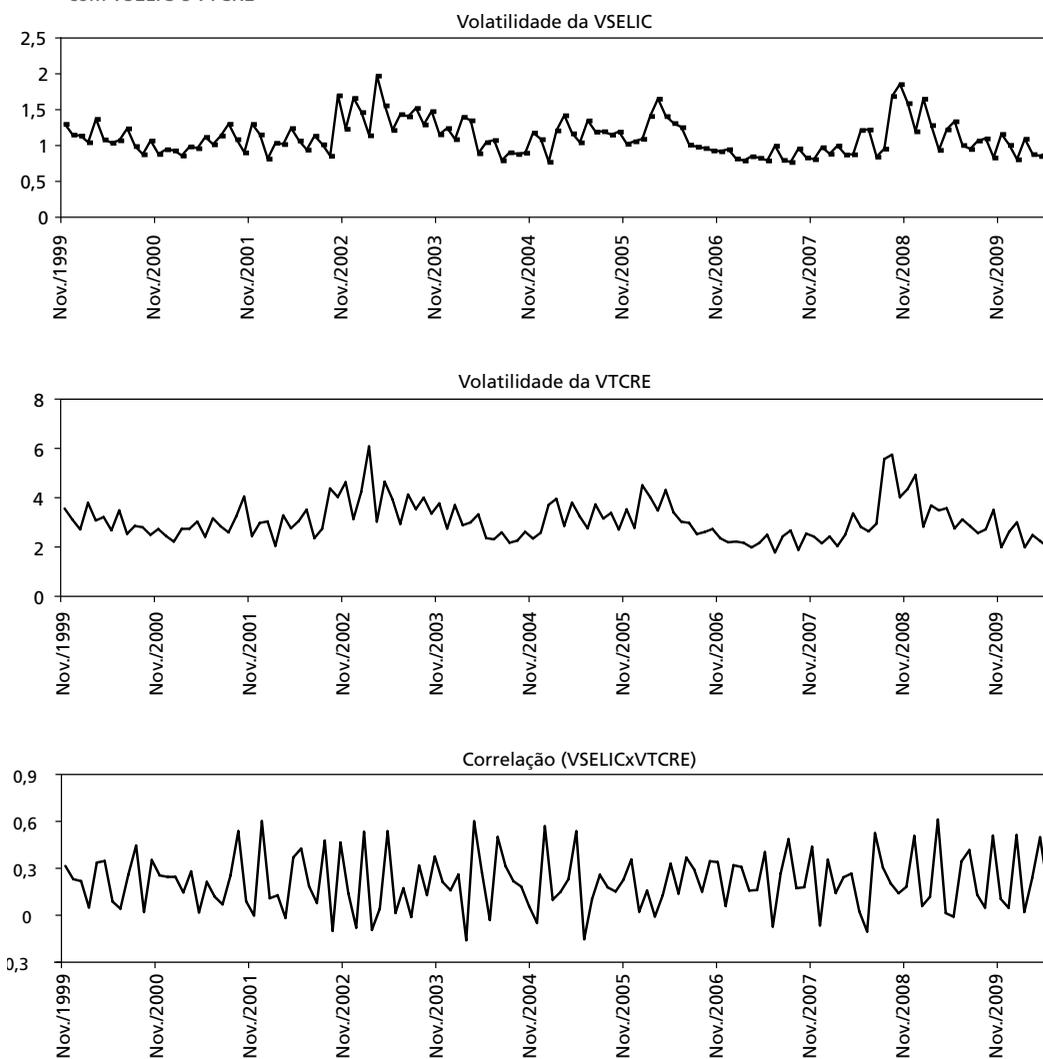
Estimativas para a volatilidade e a correlação obtidas por meio do modelo VAR(3)-GARCH(1,1)-M(1) BEKK com VTRJ e VTCRE



Elaboração do autor.

GRÁFICO 3

Estimativas para a volatilidade e a correlação obtidas por meio do modelo VAR(5)-GARCH(1,1)-M(1) BEKK com VSELIC e VTCRE



Elaboração do autor.

Os gráficos mostram que a principal diferença entre as estimativas para a volatilidade da *VTCRE* é o pico observado no segundo semestre de 2000, gerado no modelo que utiliza a *VTRJ*. Uma possível explicação para esse pico é a instabilidade dos preços domésticos durante 2000, derivada de problemas de safra e choques de

preços administrados.¹⁴ Os dois momentos de forte volatilidade, identificados nos modelos, são: o segundo semestre de 2002 e o fim de 2008. O primeiro pode ser atribuído às instabilidades relacionadas às eleições presidenciais de 2002 e o segundo possivelmente tem relação com a recente crise financeira nos Estados Unidos. As estimativas para a correlação condicional de *VTRJ-VTCRE* e *VSELIC-VTCRE* mostram que, em ambos os casos, apesar de serem predominantemente positivas, há acentuada oscilação ao longo do período de análise, sobretudo nos momentos de maior volatilidade. Por conta disso, é difícil mensurar qual o impacto das flutuações da taxa de juros (nominal ou real) sobre a taxa de câmbio real e vice-versa. Apesar disso, os resultados desta investigação apontam para o fato de que, em parte, a elevada volatilidade cambial no Brasil pode estar relacionada com a dinâmica da taxa de juros.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo investigar a relação entre a dinâmica da taxa de juros e a volatilidade cambial no Brasil. Os resultados em geral rejeitam a hipótese de independência entre a volatilidade da TCRE e as flutuações da taxa de juros real e nominal. Adicionalmente, houve evidência de simultaneidade entre a volatilidade da taxa de juros e a volatilidade cambial. O regime de metas para a inflação no Brasil tem como principal instrumento a fixação da taxa Selic, de modo que a não independência entre esta variável e a variância condicional da taxa de câmbio real efetiva pode significar que, de alguma forma, a elevada volatilidade cambial no Brasil pode estar associada à regra de política monetária adotada no país. Ressalta-se que a relação entre as regras de política monetárias e a volatilidade cambial tem sido enfatizada nos desenvolvimentos teóricos da chamada Noem. Assim, os resultados da investigação deste trabalho podem ser uma evidência empírica da validade dessa ideia para a economia brasileira.

14. Ver Minella *et al.* (2002).

REFERÊNCIAS

- AGHION, P. *et al.* Exchange rate volatility and productivity growth: the role of financial development. **Journal of Monetary Economics**, v. 56, n. 4, p. 494-513, 2009.
- BACCHETTA, P.; VAN WENCOOP, E. Does exchange-rate stability increase trade and welfare? **The American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1093-1109, 2000.
- BAGELLA, M.; BACCHETTI, L.; HASAN, I. Real effective exchange rate volatility and growth: a framework to measure advantages of flexibility vs. costs of volatility. **Journal of Banking & Finance**, v. 30, n. 4, p. 1149-1169, 2006.
- BITTENCOURT, M. V. L.; LARSON, D. W.; THONPSON, S. R. Impactos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio setorial do Mercosul. **Estudos Econômicos**, v. 37, n. 4, p. 791-816, 2007.
- BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; WOOLDRIDGE, J. M. A capital asset pricing model with time varying covariances. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 1, p. 116-131, 1988.
- CHOWDHURY, A. R. Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error-correction models. **The Review of Economics and Statistics**, v. 75, n. 4, p. 700-706, 1993.
- COMTE, F.; LIEBERMAN, O. Asymptotic theory for multivariate GARCH processes. **Journal of Multivariate Analysis**, v. 84, p. 61-84, 2003.
- DARBY, J. *et al.* The impact of exchange rate uncertainty on level of investment. **The Economic Journal**, v. 109, n. 454, p. c55-c67, 1999.
- DEVEREUX, M. B.; ENGEL, C. Exchange rate pass-through, exchange rate volatility and exchange rate disconnect. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, n. 5, p. 913-940, 2002.
- DOMINGUEZ, K. M. Central bank intervention and exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 17, p. 161-190, 1998.
- DOORNIK, J.; HANSEN, H. An Omnibus test for univariate and multivariate normality. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 70, n. s1, p. 927-939, 1994
- ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. **Econometric Theory**, v. 11, n. 1, p. 122-150, 1995.
- GALÍ, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. **The Review of Economic Studies**, v. 72, n. 3, p. 707-734, 2005.
- HAFNER, C. M.; PREMINGER, A. On asymptotic theory for multivariate GARCH models. **Journal of Multivariate Analysis**, v. 100, p. 2044-2054, 2009.
- HALLIN, M.; PAINDAVEINE, D. Affine-invariant aligned rank tests for the multivariate general linear model with VARMA errors. **Journal of Multivariate Analysis**, v. 93, p. 122-163, 2005.

- HANSEN, P. R.; LUNDE, A. A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH(1,1)? **Journal of Applied Econometrics**, v. 10, n. 7, p. 873-889, 2005.
- HARVEY, A.; SHEPHARD, N. Multivariate stochastic variance models. **The Review of Economic Studies**, v. 61, n. 2, p. 247-264, 1994.
- HOSKING, J. R. M. The multivariate portmanteau statistic. **Journal of the American Statistical Association**, v. 75, n. 371, p. 602-608, 1980.
- HAU, H. Real exchange rate volatility and economic openness: theory and evidence. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 34, n. 3, part 1, p. 611-630, 2002.
- IGLESIAS, E. M.; PHILLIPS, G. D. A. Another look about the evolution of the risk premium: a VAR-GARCH-M model. **Economic Modelling**, v. 20, n. 4, p. 777-789, 2002.
- JEANTHEAU, T. Strong consistency of estimators for multivariate ARCH models. **Econometric Theory**, v. 14, n. 1, p. 70-86, 1998.
- LEVY-YEYATI, E.; STURZENEGGER, F. To float or to fix: evidence on the impact of exchange rate regimes on growth. **The American Economic Review**, v. 93, n. 4, p. 1173-1193, 2003.
- LING, S.; MCALEER, M. Asymptotic theory for a vector ARMA-GARCH model. **Econometric Theory**, v. 19, n. 2, p. 280-310, 2003.
- MINELLA, A. *et al.* Inflation targeting in Brasil: lessons and challenges. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002, p. 1-47 (Working Paper Series, n. 53).
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange rates dynamics redux. **Journal of Political Economics**, v. 103, n. 3, p. 624-660, 1995.
- . New directions for stochastic open economy models. **Journal of International Economics**, v. 50, n. 1, p. 117-153, 2000.
- PATUREAU, L. Price-to-market limited participation and exchange rates dynamics. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 31, n. 10, p. 3281-3320, 2007.
- RENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. **Econometric Theory**, v. 11, n.1, p. 122-150, 1995.
- SERLETIS, A.; SHAHMORADI, A. Velocity and the variability of money growth: evidence from a VARMA, GARCH-M model. **Macroeconomic Dynamics**, v. 10, n. 5, p. 652-666, 2006.
- SERVÉN, L. Real-Exchange-Rate Uncertainty and Private Investment in LDCs. **The Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 1, p. 212-218, 2003.
- TENREYRO, S. On the trade impact of nominal exchange rate volatility. **Journal of Development Economics**, v. 82, n. 2, p. 485-508, 2007.

ANEXO

TABELA 1

Testes de raiz unitária

	ADF (estatística t)	PP (estatística t)	KPSS (LM estatística)
VTRJ ss	-11.36313(1)	-14.76983(1)	0.046330(2)
VTRJ	-11.70942(1)	-14.50668(1)	0.039428(2)
VSELIC ss	-5.326065(1)	-15.92022(1)	0.089889(2)
VSELIC	-5.891612(1)	-19.13330(1)	0.076982(2)
VTCRE ss	-8.132124(1)	-8.138214(1)	0.034416(2)
VTCRE	-8.477100(1)	-8.50983(1)	0.035534(2)

Elaboração do autor.

Notas(1) Rejeita a hipótese de raiz unitária a 1% de significância.

(2) Aceita-se a hipótese de estacionariedade aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Obs.: ss = sem sazonalidade

TABELA 2

Critérios de seleção para modelos com VTRJ e VTCRE – modelo 1

Especificação	AIC	BIC	HQ	FPE
VAR(1)-GARCH(1.1)-M(1)				
VAR(2)-GARCH(1.1)-M(1)				
VAR(3)-GARCH(1.1)-M(1)	11.03054	11.67022	11.29046	11.03817
VAR(4)-GARCH(1.1)-M(1)				
VAR(5)-GARCH(1.1)-M(1)				
VARMA(1.1)-GARCH(1.1)-M(1)				

Elaboração do autor.

Obs.: Modelo selecionado por critério.

TABELA 3

Critérios de seleção para modelos com VSELIC ss e VTRCE ss – modelo 2

Especificação	AIC	BIC	HQ	FPE
VAR(1)-GARCH(1.1)-M(1)				
VAR(2)-GARCH(1.1)-M(1)				
VAR(3)-GARCH(1.1)-M(1)				
VAR(4)-GARCH(1.1)-M(1)				
VAR(5)-GARCH(1.1)-M(1)	8.51795	9.35083	8.85632	8.53576
VARMA(1.1)-GARCH(1.1)-M(1)				

Elaboração do autor.

Obs.: Modelo selecionado por critério.

TABELA 4

Parâmetros estimados

(p valor entre parênteses)

MODELO 1

Equação para a média condicional

$$a = \begin{bmatrix} -1.8837 \\ (0.1105) \\ 0.4185 \\ (0.8504) \end{bmatrix}; \Phi_1 = \begin{bmatrix} -0.2154 & -0.3271 \\ (0.0414) & (0.0005) \\ -0.0113 & 0.2447 \\ (0.8892) & (0.0128) \end{bmatrix}; \Phi_2 = \begin{bmatrix} -0.2347 & -0.2038 \\ (0.0032) & (0.0085) \\ 0.2409 & -0.0324 \\ (0.0016) & (0.6910) \end{bmatrix};$$

$$\Phi_3 = \begin{bmatrix} -0.0089 & -0.08434 \\ (0.9257) & (0.3686) \\ -0.1430 & 0.0998 \\ (0.0042) & (0.1683) \end{bmatrix}; \Theta = \begin{bmatrix} -0.1151 & 0.4774 \\ (0.7972) & (0.2300) \\ -1.1984 & 1.3216 \\ (0.4077) & (0.3224) \end{bmatrix}$$

Equação para a variância e a covariância condicional

$$C = \begin{bmatrix} 2.0994 & \\ (0.0000) & \\ -0.4187 & 0.0835 \\ (0.1251) & (0.5291) \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} -0.2202 & -0.0759 \\ (0.4798) & (0.7423) \\ 0.3849 & 0.3249 \\ (0.0000) & (0.0003) \end{bmatrix};$$

$$B = \begin{bmatrix} 0.2856 & 0.8832 \\ (0.4146) & (0.0000) \\ -0.3079 & 0.7915 \\ (0.0000) & (0.0000) \end{bmatrix}$$

MODELO 2

Equação para a média condicional

$$a = \begin{bmatrix} 0.8344 \\ (0.1644) \\ -1.0893 \\ (0.3686) \end{bmatrix}; \Phi_1 = \begin{bmatrix} -0.3369 & -0.063 \\ (0.0003) & (0.8022) \\ -0.3586 & 0.4032 \\ (0.03058) & (0.0002) \end{bmatrix}; \Phi_2 = \begin{bmatrix} 0.02656 & 0.0154 \\ (0.72077) & (0.6110) \\ 0.3417 & -0.0316 \\ (0.2660) & (0.7781) \end{bmatrix};$$

$$\Phi_3 = \begin{bmatrix} 0.5284 & -0.0204 \\ (0.0000) & (0.3967) \\ 0.2454 & -0.0484 \\ (0.2601) & (0.4681) \end{bmatrix}; \Phi_4 = \begin{bmatrix} 0.0956 & 0.0795 \\ (0.2273) & (0.0113) \\ -0.2833 & 0.0516 \\ (0.2600) & (0.6304) \end{bmatrix}; \Phi_5 = \begin{bmatrix} 0.0598 & -0.0171 \\ (0.4494) & (0.6363) \\ -0.2909 & -0.0121 \\ (0.0913) & (0.9040) \end{bmatrix};$$

$$\Theta = \begin{bmatrix} -0.7083 & -0.0446 \\ (0.1704) & (0.7392) \\ 3.2036 & -0.9013 \\ (0.0155) & (0.0655) \end{bmatrix}$$

(Continua)

(Continuação)

Equação para a variância e a covariância condicional

$$C = \begin{bmatrix} -0.3995 & \\ (0.2576) & \\ -0.0865 & -0.0188 \\ (0.8790) & (0.9786) \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} -0.2285 & -0.0606 \\ (0.0132) & (0.0760) \\ 0.9290 & 0.3732 \\ (0.0005) & (0.0003) \end{bmatrix};$$

$$B = \begin{bmatrix} 0.6135 & -0.2833 \\ (0.0000) & (0.0000) \\ 2.1750 & 0.1865 \\ (0.0000) & (0.0814) \end{bmatrix}$$

Elaboração do autor.

TABELA 5

Teste da restrição diagonal BEKK estacionária – modelo 1

	Valor	Erro padrão	Estatística t	Significância
Restrição 1	-0.86991	0.09178	-9.4786	0.000000
Restrição 2	-0.26794	0.07470	-3.5870	0.000335

Elaboração do autor.

TABELA 6

Teste da restrição diagonal BEKK estacionária – modelo 2

	Valor	Erro padrão	Estatística t	Significância
Restrição 1	-0.57138	0.13067	-4.3728	0.000012
Restrição 2	-0.82593	0.07395	-11.1683	0.000000

Elaboração do autor.

TABELA 7

Análise de estabilidade dos modelos VAR(p)

Modelo 1	
Autovalores	Módulo
-3.2743	3.2743
-0.9369 + 1.7449i	1.9805
-0.9369 - 1.7449i	1.9805
0.4331 + 1.7673i	1.8196
0.4331 - 1.7673i	1.8196
1.8156	1.8156
Modelo 2	
Autovalores	Módulo
4.2143	4.2143
-1.8351	1.8351
1.6401	1.6401

(Continua)

(Continuação)

Modelo 2	
0.6929 + 1.4682i	1.6235
0.6929 - 1.4682i	1.6235
-0.7000 + 1.4487i	1.6090
-0.7000 - 1.4487i	1.6090
-0.8463 + 0.9625i	1.2817
-0.8463 - 0.9625i	1.2817
1.2350	1.2350

Elaboração do autor.

Obs.: Todos os autovalores estão fora do círculo unitário. A condição de estabilidade foi satisfeita nos dois modelos.

TABELA 8

Análise de estabilidade do componente GARCH-M BEKK

Modelo 1		Modelo 2	
Autovalores	Módulo	Autovalores	Módulo
0.9369	0.9369	0.9267	0.9267
-0.1107 + 0.4754i	0.4881	-0.4277 + 0.6029i	0.7392
-0.1107 - 0.4754i	0.4881	-0.4277 - 0.6029i	0.7392
0.4557	0.4557	0.5896	0.5896

Elaboração do autor.

Obs.: Todos os autovalores estão dentro do círculo unitário, logo a covariância é estacionária nos dois modelos

TABELA 9

Teste Q para os resíduos padronizados – modelo 1

	Resíduos padronizados			Quadrado dos resíduos padronizados		
	Q (4)	Q (8)	Q (12)	Q (4)	Q (8)	Q (12)
VTRJ	2.44 [0.66]	11.64 [0.17]	16.93 [0.15]	3.40 [0.49]	4.56 [0.81]	9.23 [0.68]
VTCRE	2.87 [0.58]	10.41 [0.24]	17.28 [0.14]	2.87 [0.58]	5.14 [0.74]	6.84 [0.87]
Teste Conjunto	6.84 [0.98]	31.38 [0.50]	56.23 [0.19]	10.30 [0.85]	15.69 [0.99]	30.69 [0.98]

Elaboração do autor.

Obs.: p valor entre cochetes.

TABELA 10

Teste Q para os resíduos padronizados – modelo 2

	Resíduos padronizados			Quadrado dos resíduos padronizados		
	Q (4)	Q (8)	Q (12)	Q (4)	Q (8)	Q (12)
VSELIC	0.69 [0.95]	3.36 [0.91]	16.51 [0.17]	0.73 [0.95]	10.42 [0.24]	14.19 [0.29]
VTCRE	0.82 [0.94]	9.07 [0.34]	11.71 [0.47]	5.31 [0.26]	8.02 [0.43]	12.37 [0.42]
Teste Conjunto	3.16 [1.00]	21.80 [0.91]	46.23 [0.52]	14.33 [0.57]	31.99 [0.47]	48.89 [0.44]

Elaboração do autor.

Obs.: p valor entre cochetes.

TABELA 11
Testes de hipóteses – modelo 1

Hipótese nula	p valor
Diagonal VAR	0.00000
Não causalidade de VTRJ em VTCRE na média	0.00000
Não causalidade de VTCRE em VTRJ na média	0.00000
Inexistência do termo M	0.06440
Termo M diagonal	0.37744
Inexistência do termo GARCH	0.00000
Modelo BEKK é diagonal	0.00000
Não causalidade da variância e dos choques na média de VTJR na variância de VTCRE	0.00000
Não causalidade na variância e dos choques na média de VTCRE na variância de VTJR	0.00000

Elaboração do autor.

TABELA 12
Testes de hipóteses – modelo 2

Hipótese nula	p valor
Diagonal VAR	0.31008
Não causalidade de VSELIC em VTCRE na média	0.48817
Não causalidade de VTCRE em VSELIC na média	0.10879
Inexistência do termo M	0.09887
Termo M diagonal	0.05342
Inexistência do termo GARCH	0.00000
Modelo BEKK é diagonal	0.00000
Não causalidade da variância e dos choques na média de VSELIC na variância de VTCRE	0.00000
Não causalidade na variância e dos choques na média de VTCRE na variância de VSELIC	0.00000

Elaboração do autor.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Njobs Comunicação

Supervisão

Cida Taboza

Fábio Oki

Jane Fagundes

Revisão

Ângela de Oliveira

Cristiana de Sousa da Silva

Lizandra Deusdará Felipe

Luanna Ferreira da Silva

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Editoração

Anderson Reis

Danilo Tavares

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares



Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

