

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 *

Resumo

Este trabalho investiga a relação entre a taxa de juros e a volatilidade da taxa de câmbio real efetiva no Brasil. Através de um modelo GARCH multivariado simultâneo, que permite estimar equações para a média e variância em um único estágio, observou-se que não é possível afirmar que a volatilidade da taxa de câmbio real efetiva e a taxa de juros (nominal ou real) sejam independentes. Adicionalmente, houve evidência de que a variância da taxa de câmbio real efetiva é afetada pelos choques defasados na média e na variância da taxa de juros. No contexto do regime de metas para a inflação, tais resultados sugerem que a elevada volatilidade cambial no Brasil pode estar de alguma forma relacionada com a regra de política monetária adotada.

Palavras-chave: Volatilidade cambial; Taxa de juros; Modelos GARCH multivariados simultâneos; Modelo BEKK.

Abstract

This paper discusses the relationship between interest rate and the real effective exchange rate volatility in Brazil. Using a multivariate simultaneous GARCH model, allowing estimate equations for the mean and the variance in a single stage, it was observed that the real effective exchange rate volatility and interest rate (nominal or real) are not independent. Furthermore, it was found that the real effective exchange rate variance is affected by lagged shocks in the interest rate mean and variance. Under the inflation targeting regime the former results suggest that the high exchange rate volatility in Brazil could be related to the monetary policy rule adopted.

Keywords: Real exchange rate volatility; Interest rate; Multivariate simultaneous GARCH models; BEKK model.

JEL classification: E49

* Técnico de planejamento e pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). E-mail: vinicius.cerqueira@ipea.gov.br

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, 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 (ver Figura 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 Custódia (SELIC) e a elevada volatilidade da taxa de câmbio real efetiva no Brasil. Tal preocupação se justifica pelos resultados teóricos da chamada “nova macroeconomia para economias abertas” que enfatiza 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.

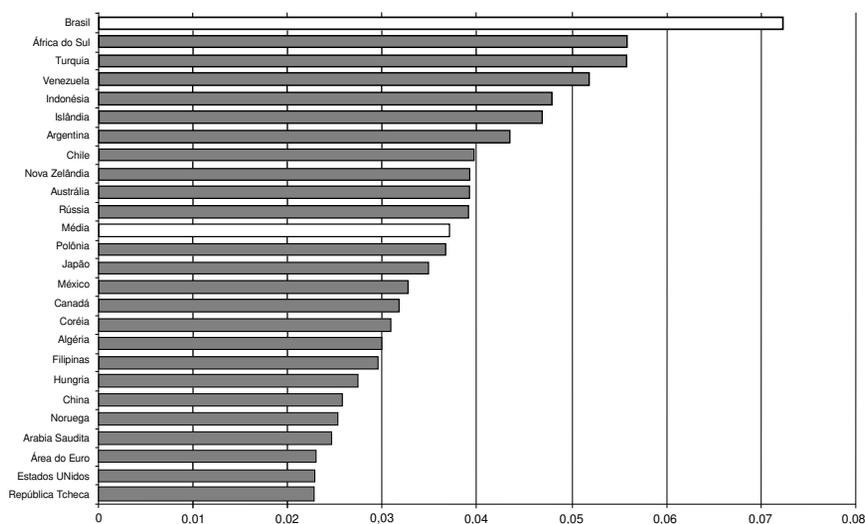


Figura 1: Coeficiente de variação da taxa de câmbio real efetiva de países selecionados — média (1999-2009)

A literatura econômica apresenta algumas evidências de que uma instabilidade da taxa de câmbio pode afetar negativamente variáveis reais. Darby et al. (1999), ao analisar 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 esse 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 G7, mostra evidências de que a volatilidade da taxa de câmbio real prejudica as exportações. Essa relação é confirmada por Bitencourt et al. (2007), que utilizam dados do comércio setorial no MERCOSUL. Tenreiro (2007), no entanto, utiliza uma amostra mais ampla de países e mostra que a variabilidade de taxa da câmbio nominal não tem impacto significativo sobre o fluxo de comércio. Uma contribuição teórica ao debate pode ser vista

em Bacchetta & Van Wenkoop (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 & Sturzenegger (2003) utilizam uma amostra de 183 países no período pós 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 menor crescimento. Os resultados para os países desenvolvidos apontam para a inexistência de efeito significativo dos regimes cambiais sobre o crescimento. Por outro lado, Bagella et al. (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 o mesmo. 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 existência do impacto negativo da volatilidade da taxa de câmbio real efetiva sobre o crescimento. Em geral, nas economias com mercados financeiros com baixa capacidade de absorver choques macroeconômicos (o que evidenciaria um 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:

- a) A partir de certo ponto, a volatilidade da taxa de câmbio real efetiva pode ter efeito negativo sobre variáveis como exportações, investimento e crescimento;
- b) O efeito da volatilidade da taxa nominal de câmbio sobre essas variáveis é incerto;
- c) Existe forte correlação entre a volatilidade da taxa nominal e a 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, investimento e crescimento. Uma possível explicação estaria no dilema entre os custos de regimes cambiais menos flexíveis e os possíveis benefícios de uma 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.

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

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 volatilidade cambial. No caso brasileiro, a política monetária tem como principal instrumento a fixação da taxa SELIC. Ao investigar a propagação dos efeitos defasados de choques nessa variável na variância da taxa de câmbio real efetiva, este trabalho tenta contribuir para a literatura empírica relacionada ao debate sobre as causas da elevada volatilidade da taxa de câmbio real no Brasil. Nessa perspectiva, foi utilizado um modelo GARCH multivariado simultâneo que permite modelar, ao mesmo tempo, médias e variâncias condicionais em um único estágio. Essa metodologia também permite a realização de testes de causalidade da média e/ou variância de uma variável para a média e/ou variância da outra.² Ressalta-se que não se trata de identificar “o quanto” a média e a variância da taxa de câmbio real efetiva respondem aos choques na SELIC, pois no modelo utilizado, a matriz de variância/covariância não é constante. O que o modelo VAR-GARCH-M permite testar é se a variância em t de uma variável é afetada por choques defasados na média e/ou pela variância defasada de outra variável. Assim, a questão central do trabalho é investigar se choques na taxa de juros e a variância da mesma afetam defasadamente a variância da taxa de câmbio real efetiva no Brasil no período 1999-2010.

O texto está dividido em sete seções além desta introdução: na primeira é apresentada uma sumária revisão da literatura sobre as possíveis causas da volatilidade cambial; na segunda é explicitada a metodologia empírica e os dados utilizados no trabalho; na terceira são apresentados os resultados; na quarta são apresentados os resultados de um teste de robustez dos estimadores; na quinta as considerações finais; na sexta as referências e na sétima, o Apêndice.

2 Possíveis causas da volatilidade cambial

Alguns estudos têm apresentado resultados que visam contribuir para o entendimento das causas da variabilidade cambial. Divereux & Engel (2002) mostram que tanto no caso da taxa nominal como 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 & 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 em 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 Hou (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

²Neste trabalho, o termo causalidade é utilizado no sentido de “causalidade Granger”. Uma apresentação detalhada de testes de causalidade em modelos GARCH multivariados pode ser vista em Comte & Lieberman (2000). Ver também Serletis & Shahmoradi (2006).

bens não transacionáveis na composição do índice geral de preços. Como os preços desses 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.

Patereau (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 nesse 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, esses 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 *New open-economy macroeconomics* (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 & Rogoff (1995) e Obstfeld (2000), utiliza modelos de equilíbrio geral com microfundamentos e rigidez nominal de preços e salários. Esses modelos também contemplam um conjunto importante de possíveis imperfeições de mercado 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 (2000), Divereux & Engel (2002), Galí & Monacelli (2005) e Patereau (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.

Pelo exposto, consta-se que a literatura teórica tem explicitado possíveis canais através dos quais a volatilidade cambial poderia estar associada às regras monetárias e, por conseguinte, às flutuações da taxa de juros. Este trabalho pretende dialogar com esta literatura na medida em que propõe uma investigação empírica, para o caso brasileiro, sobre a relação entre as médias e as variâncias da taxa de juros e da taxa de câmbio real.

No Brasil, o regime de metas para inflação tem como principal instrumento as operações de mercado aberto, e 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 taxa de câmbio real efetiva 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 trabalho 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 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 o 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 em 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)³ 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. Esses modelos são mais parcimoniosos em relação aos modelos GARCH e a estimação é, geralmente, menos complexa. A desvantagem dos modelos MVE é que eles 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.

Em relação aos GARCH multivariados duas classes de modelos muito utilizadas são: a) o modelo BEKK, apresentado por Engle & Kroner (1995); b) o modelo conhecido como *Dynamic Conditional Correlation* (DCC) introduzido por Engle (2002). O modelo DCC é uma generalização do modelo CCC (*Constant Conditional Correlation*) de Bollerslev (1990). Como demonstra Caporin (2012), os modelos BEKK e DCC são muito parecidos, sendo que o primeiro estima covariâncias condicionais e o segundo, correlações condicionais. As razões teóricas para a escolha do modelo BEKK foram:

- Como demonstra Caporin & McAller (2008), Caporin (2012), o modelo BEKK pode ser utilizado para se obter estimativas consistentes para correlações condicionais dinâmicas;
- Apesar de depender da existência de momentos que não podem ser parametricamente testados, como relatado em Caporin (2012), as condições para consistência e normalidade assintótica foram provadas para diversas especificações do modelo BEKK. O mesmo não acontece com os modelos DCC.

Além das razões teóricas e assintóticas mencionadas, considerando as hipóteses que se pretende testar neste trabalho, a estrutura do modelo BEKK parece adequada por sua relativa simplicidade de interpretação e por viabilizar a realização dos testes propostos.

³Uma apresentação sobre essa classe de modelos pode ser vista em Harvey (1994).

3.1 O modelo VAR-GARCH-M

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. Nesse modelo, o componente VARMA visa eliminar a autocorrelação das séries e, ao mesmo tempo, viabilizar testes de causalidade entre as mesmas. O componente “M” corresponde aos termos defasados da variância na equação da média. Assim, a equação para a média é dada por:

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

onde:

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;

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

$e_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$ = vetor do resíduo condicional ao conjunto de informações Ω disponíveis em $t-1$, com média zero e matriz de variância/covariância dada por $H_t = \begin{bmatrix} h^{(juros)t} & h^{(juros,vtcre)t} \\ h^{(juros,vtcre)t} & h^{(vtcre)t} \end{bmatrix}$. Assim, o vetor e_t é definido

como $\begin{bmatrix} e^{(juros)t} \\ e^{(vtcre)t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{h^{(juros)t}} u^{(juros)t} \\ \sqrt{h^{(vtcre)t}} u^{(vtcre)t} \end{bmatrix}$, 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_l i.i.d (0,1) com $l = \text{juros, vtcre}$;

Φ_i = matrizes relacionadas aos vetores autorregressivos y_{t-i} , dada 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} , dada 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” $\left(h_{t-k} = \begin{bmatrix} h^{(juros)t-k} \\ h^{(vtcre)t-k} \end{bmatrix} \right)$, dada por $\begin{bmatrix} \theta_{11}^{(k)} & \theta_{12}^{(k)} \\ \theta_{21}^{(k)} & \theta_{22}^{(k)} \end{bmatrix}$, com $k = 1, \dots, z$ (defasagens);

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

$$H_t = C'C + \sum_{g=1}^s B'_g H_{t-g} B_g + \sum_{f=1}^r A'_s e_{t-f} e'_{t-f} A \quad (2)$$

Onde C, B_g e A_q são matrizes 2×2 , sendo que a matriz C é triangular, para garantir que H_t seja definida como 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 & Paindaveine (2005), o componente VARMA(p,q) da equação 1 atende a tais condições, respectivamente, se em:

$$\det \left(I_n + \sum_{i=1}^p \Phi_i \lambda^i \right) = 0 \quad \text{e} \quad \det \left(I_n + \sum_{j=1}^q \Gamma_j \lambda^j \right) = 0$$

todos os autovalores λ^i e λ^j estiverem fora do círculo unitário complexo.

Segundo Engle & 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 $\sum_{i=1}^s (B_i \otimes B_i) + \sum_{j=1}^r (A_j \otimes A_j)$ estão dentro do círculo unitário complexo, onde \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 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 & 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. Nesse caso, a convergência da variância/covariância, frente a efeitos defasados de um choque na média, tende a ser mais lenta.

3.2 Teste de Hipóteses

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 & 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: $H_0 : \phi_{12}^{(i)} = \phi_{21}^{(i)} = \gamma_{12}^{(j)} = \gamma_{21}^{(j)} = 0$
- Não causalidade de JUROS em VTCRE na média: $H_0 : \phi_{21}^{(i)} = \gamma_{21}^{(j)} = 0$
- Não causalidade de VTCRE em JUROS na média: $H_0 : \phi_{12}^{(i)} = \gamma_{12}^{(j)} = 0$
- Inexistência do termo “M”: $H_0 : \theta_{11}^{(z)} = \theta_{12}^{(z)} = \theta_{21}^{(z)} = \theta_{22}^{(z)} = 0$

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

- Termo “M” diagonal: $H_0 : \theta_{12}^{(z)} = \theta_{21}^{(z)} = 0$
- Inexistência do componente GARCH: $H_0 : a_{11}^{(f)} = a_{12}^{(f)} = a_{21}^{(f)} = a_{22}^{(f)} = b_{11}^{(g)} = b_{12}^{(g)} = b_{21}^{(g)} = b_{22}^{(g)} = 0$
- Modelo BEKK é diagonal: $H_0 : a_{12}^{(f)} = a_{21}^{(f)} = b_{12}^{(g)} = b_{21}^{(g)} = 0$
- Não causalidade da variância e dos choques na média de JUROS na variância de VTCRE: $H_0 : a_{21}^{(f)} = b_{21}^{(g)} = 0$
- Não causalidade da variância e dos choques na média de VTCRE na variância de JUROS: $H_0 : a_{12}^{(f)} = b_{12}^{(g)} = 0$

O teste relacionado à *Condição de Estabilidade 2* é:

- Diagonal BEKK é não estacionária: $H_0 : (b_{ii}^2 + a_{ii}^2) = 1$

Evidentemente, esse teste não exclui a possibilidade de se rejeitar a hipótese nula no caso de $(b_{ii}^2 + a_{ii}^2) > 1$. Nests 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 u_t^i (com $i = JUROS, VTCRE$) tem distribuição normal. Esse 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 u_t^i não seja rejeitada, haveria um 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 (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, u_t^i for independente e se existir o segundo e o oitavo momento de e_t . O segundo trabalho

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

⁶Esse 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.

é o de Ling & 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 variância/covariância sejam satisfeitas e que exista o sexto momento para e_t . O terceiro trabalho é de Hafner & Preminger (2009), que ao analisarem as propriedades assintóticas de um modelo multivariado GARCH na forma vetorial⁷ (conhecido como *vec*), verificam as dificuldades de se obter a normalidade assintótica no contexto um GARCH integrado.

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

$$\hat{u}_t^i = \frac{\hat{e}_t^i}{\sqrt{\hat{h}_t^i}} \quad \text{e} \quad \hat{u}_t^{i2} = \frac{\hat{e}_t^{i2}}{\hat{h}_t^i}$$

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

3.3 Dados utilizados nas estimações

O período de análise vai de junho de 1999 a maio de 2010,⁸ num total de 133 observações, e as séries utilizadas foram: taxa over Selic acumulada no mês anualizada (SELIC), Índice de Preços ao Consumidor Amplo (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: $TRJ = \left(\frac{1 + selic_t}{1 + \pi_{IPCA_t}} \right)^{12} - 1$, onde $selic_t$ é a taxa over Selic acumulada no mês, π_{IPCA_t} é a inflação mensal medida pelo IPCA.

Para garantir a estacionariedade das séries, aplicou-se a primeira diferença nas séries TRJ, SELIC over e no caso da taxa de câmbio real efetiva apurou-se a variação percentual mensal. Logo as séries utilizadas nas estimações foram: VSELIC = variação da taxa over Selic acumulada no mês anualizada; VTRJ = variação da TRJ;

⁷Ver Bollerslev et al. (1988) e Engle & Kroner (1995).

⁸O 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.

⁹Série disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (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/FGV) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001.

VTCRE = variação percentual da taxa de câmbio real efetiva.

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

Tabela 1: Teste de raiz unitária

	ADF (estat t)	PP (estat t)	KPSS (LM stat)
VTRJ ss	-11,36313*	-14,76983*	0,046330***
VTRJ	-11,70942*	-14,50668*	0,039428***
VSELIC ss	-5,326065*	-15,92022*	0,089889***
VSELIC	-5,891612*	-19,13330*	0,076982***
VTCRE ss	-8,132124*	-8,138214*	0,034416***
VTCRE	-8,477100*	-8,50983*	0,035534***

Fonte: Elaboração própria.

* Rejeita a hipótese de raiz unitária a 1% de significância.

** Rejeita a hipótese de raiz unitária a 5% de significância.

*** Aceita-se a hipótese de estacionariedade aos níveis de 1% 5% e 10%.

ss: Sem sazonalidade.

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

3.4 Seleção dos modelos

O procedimento econométrico utilizado para a seleção dos modelos incluiu as seguintes etapas:

1. Verificar se o modelo é estável na média e na variância/covariância;
2. análise dos resultados do teste “Q” multivariado para os resíduos padronizados e para o quadrado dos mesmos;
3. Seleção dos modelos através 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 rejeitassem a hipótese de inexistência de autocorrelação ou heterocedasticidade 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 parcimoniosa, é consistente com evidências apresentadas por trabalhos empíricos sobre a superioridade dos modelos GARCH(1,1) no que

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

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 nos modelos 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 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.

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)		Autocorrelação		
VAR(2)-GARCH(1.1)-M(1)		diagonal BEKK não estacionária		
VAR(3)-GARCH(1.1)-M(1)	11,03054	11,67022	11,29046	11,03817
VAR(4)-GARCH(1.1)-M(1)		Não convergência		
VAR(5)-GARCH(1.1)-M(1)		Não convergência		
VARMA(1.1)-GARCH(1.1)-M(1)		Covariância não estacionária		

Fonte: Elaboração própria.

* 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)		Autocorrelação		
VAR(2)-GARCH(1.1)-M(1)		Autocorrelação		
VAR(3)-GARCH(1.1)-M(1)		Autocorrelação		
VAR(4)-GARCH(1.1)-M(1)		Autocorrelação		
VAR(5)-GARCH(1.1)-M(1)	8,51795	9,35083	8,85632	8,53576
VAR(4)-GARCH(1.1)-M(1)		Não convergência		

Fonte: Elaboração própria.

* Modelo selecionado por critério.

4 Resultados

A Tabela A.1, no Apêndice, mostra o conjunto de parâmetros obtidos nas estimações. Com relação às condições de estabilidade, as Tabelas 4 e 5 mostram

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

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

os resultados dos testes da restrição *diagonal* BEKK¹³ estacionária e as Tabelas 6 e 7 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 8 e 9) mostram que não há evidência de autocorrelação e heterocedasticidade condicional.

Tabela 4: 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

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5: 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

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 6: Análise de estabilidade dos modelos VAR(p)

Modelo 1		Modelo 2	
Autovalores	Módulo	Autovalores	Módulo
-3,2743	3,2743	4,2143	4,2143
-0,9369 + 1,7449i	1,9805	-1,835	1,8351
-0,9369 - 1,7449i	1,9805	1,6401	1,6401
0,4331 + 1,7673i	1,8196	0,6929 + 1,4682i	1,6235
0,4331 - 1,7673i	1,8196	0,6929 - 1,4682i	1,6235
1,8156	1,8156	-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

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados dos testes de hipótese estão nas tabelas 10 e 11. 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 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

¹³Como 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 desse teste é que a variância/covariância converge rapidamente em face de distúrbios defasados ocorridos na equação para a média.

Tabela 7: 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

Fonte: Elaboração própria.

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

Tabela 8: Teste Q para os resíduos padronizados — Modelo 1

Resíduos Padronizados			
	Q (4)	Q (8)	Q (12)
VTRJ	2,44[0,66]	11,64[0,17]	16,93[0,15]
VTCRE	2,87[0,58]	10,41[0,24]	17,28[0,14]
Teste Conjunto	6,84[0,98]	31,38[0,50]	56,23[0,19]
Quadrado dos R, Padronizados			
	Q (4)	Q (8)	Q (12)
VTRJ	3,40[0,49]	4,56[0,81]	9,23[0,68]
VTCRE	2,87[0,58]	5,14[0,74]	6,84[0,87]
Teste Conjunto	10,30[0,85]	15,69[0,99]	30,69[0,98]

Fonte: Elaboração própria.

p valor entre colchetes.

Tabela 9: Teste Q para os resíduos padronizados — Modelo 2

Resíduos Padronizados			
	Q (4)	Q (8)	Q (12)
VSELIC	0,69[0,95]	3,36[0,91]	16,51[0,17]
VTCRE	0,82[0,94]	9,07[0,34]	11,71[0,47]
Teste Conjunto	3,16[1,00]	21,80[0,91]	46,23[0,52]
Quadrado dos R, Padronizados			
	Q (4)	Q (8)	Q (12)
VSELIC	0,73[0,95]	10,42[0,24]	14,19[0,29]
VTCRE	5,31[0,26]	8,02[0,43]	12,37[0,42]
Teste Conjunto	14,33[0,57]	31,99[0,47]	48,89[0,44]

Fonte: Elaboração própria.

p valor entre colchetes.

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 através da variância das mesmas. Apesar de não se rejeitar a inexistência de simultaneidade na média, um choque em uma variável pode afetar a média da outra através dos efeitos defasados desse choque sobre a variância e, por conseguinte, sua propagação para a equação da média condicional. Assim, 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. Ou seja, considerando o objetivo deste artigo, os dados para o período 1999-2010 apresentam evidências de que choques na taxa de juros afetam, depois de algum tempo, a volatilidade da taxa de câmbio real efetiva no Brasil.

Tabela 10: 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

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 11: Testes de hipóteses — Modelo 2

Hipótese nula	p valor
Diagonal VAR	0,31008
Não causalidade de VTRJ em VTCRE na média	0,48817
Não causalidade de VTCRE em VTRJ 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 VTJR na variância de VTCRE	0,00000
Não causalidade na variância e dos choques na média de VTCRE na variância de VTJR	0,00000

Fonte: Elaboração própria.

As Figuras 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.

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 o ano de 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 final 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 EUA. As estimativas para a correlação condicional de VTRJ-VTCRE e VSELIC-VTCRE mostram que, em ambos os casos, apesar de serem predominantemente positivas, há uma acentuada oscilação ao longo do período de análise, sobretudo nos momentos de maior volatilidade.

5 Análise de Robustez

Apesar de as condições observáveis para a normalidade assintótica e consistência dos estimadores de QMV terem sido satisfeitas, é possível que o pequeno número de observações e a não normalidade dos erros possam ocasionar uma perda de eficiência destes estimadores. Para tentar verificar a robustez dos resultados apresentados na seção anterior foi estimada uma versão semiparamétrica do modelo. Para tanto, foi utilizada a abordagem proposta por Long et al. (2009) na estimação do modelo para a matriz de variâncias e covariâncias condicionais. O estimador combina um primeiro estágio de estimação paramétrica com um segundo estágio em que ocorre a correção não paramétrica. Adicionalmente, foi realizado um teste para correta especificação do modelo paramétrico.¹⁵

A abordagem semiparamétrica proposta por Long et al. (2009) trata apenas do componente GARCH do modelo. Ou seja, como é comum em análises de séries financeiras, não se modela a persistência das médias. As séries macroeconômicas, no entanto, costumam apresentar elevada persistência e este tratamento pode não ser adequado. Para obter estimativas compatíveis com as obtidas através dos estimadores de QMV foi adotado o seguinte procedimento:

- a) O componente VAR(p) do modelo é estimado por máxima verossimilhança;
- b) Com os resíduos do VAR(p), estima-se uma primeira aproximação do modelo BEKK semiparamétrico;
- c) De posse das estimativas para as variâncias condicionais, estima-se o VAR(p) com as variâncias como variáveis explicativas (as especificações são análogas às dos modelos estimados por QMV);
- d) Estima-se novamente o modelo BEKK com os resíduos do VAR(p) do passo “c”;

¹⁴Ver Minella et al. (2002).

¹⁵Long et al. (2009) apresenta detalhes sobre as propriedades assintóticas do teste para correta especificação do modelo, provas da normalidade assintótica dos estimadores semiparamétricos e uma análise do potencial preditivo destes estimadores em amostras finitas.

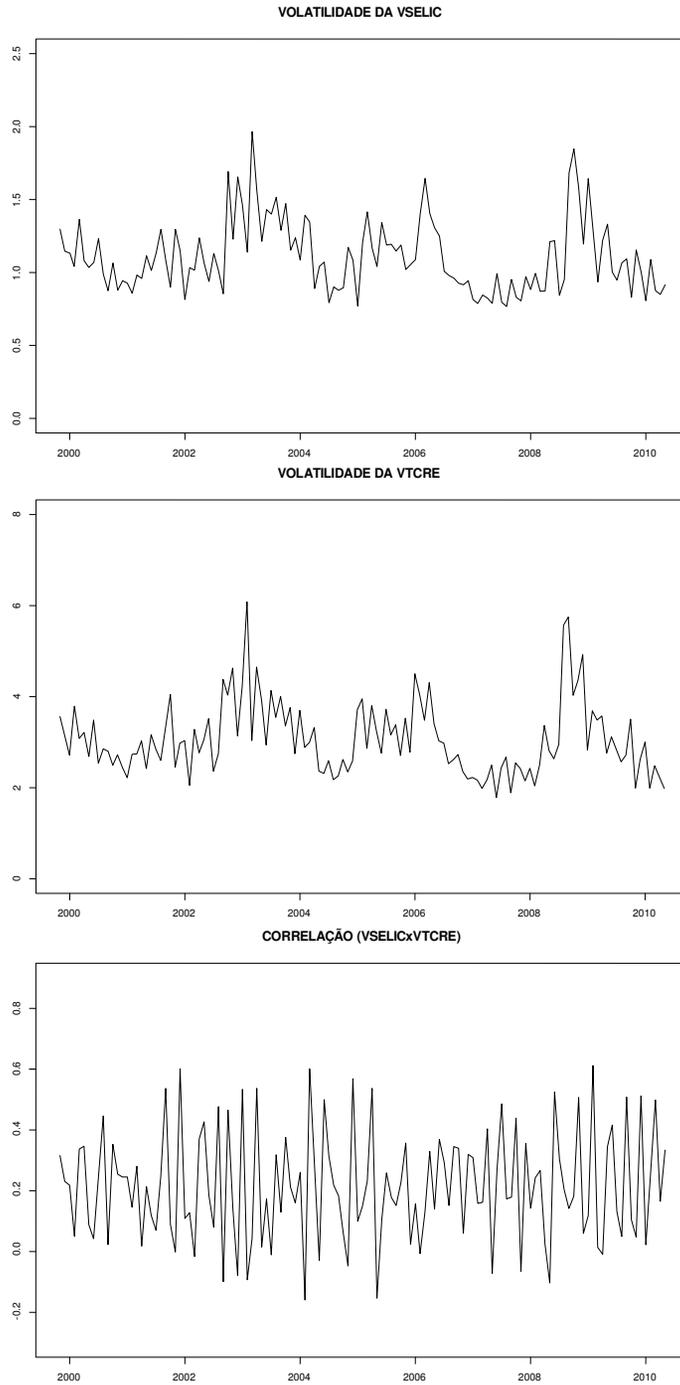


Figura 2: Estimativas para a volatilidade e correlação obtidas através do modelo VAR(3)-GARCH(1,1)-M(1) BEKK com VTRJ e VTCRE

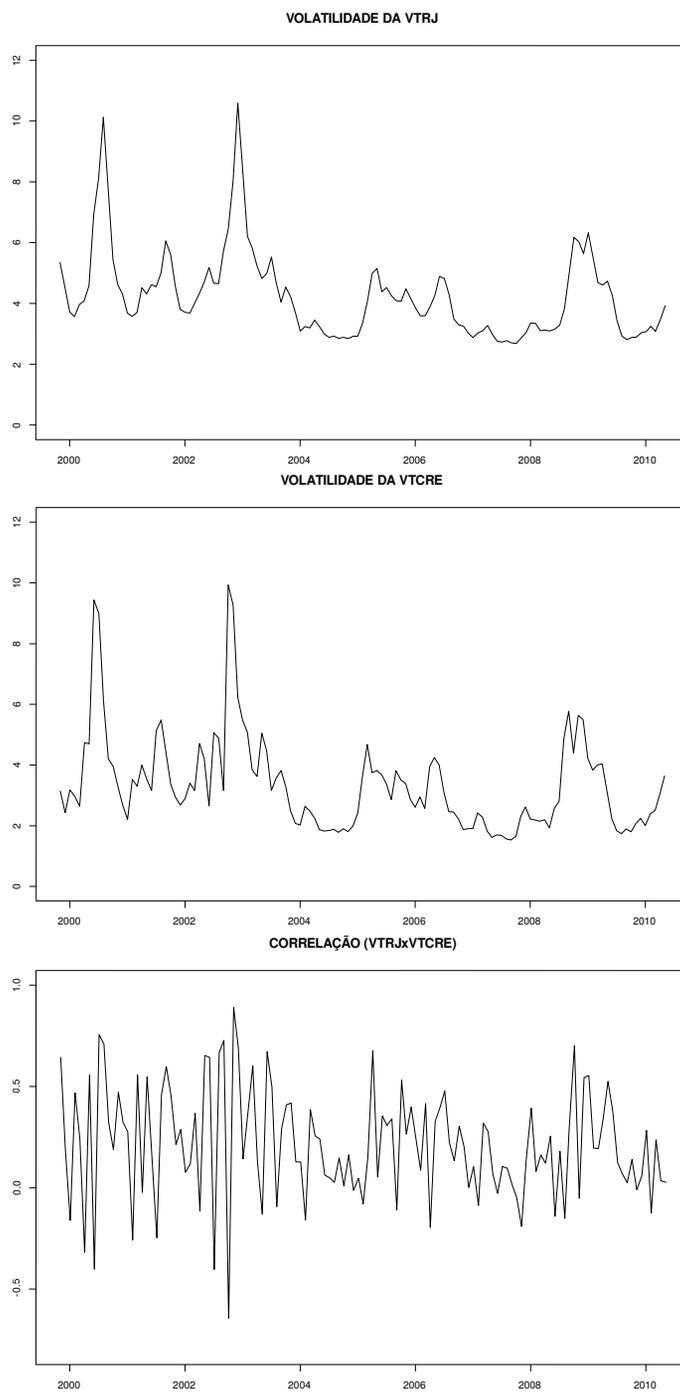


Figura 3: Estimativas para a volatilidade e correlação obtidas através do modelo VAR(5)-GARCH(1,1)-M(1) BEKK com VSE-LIC e VTCRE.

- e) Os passos “c” e “d” são repetidos B vezes ou até que ocorra a convergência dos parâmetros, de modo que interações adicionais não alterem os resíduos do componente VAR(p) do modelo.¹⁶

Depois de estimados, os modelos passaram pelo teste de correta especificação.¹⁷ A hipótese nula do teste é que o modelo paramétrico está corretamente especificado. Os resultados do VAR(3)-GARCH(1,1)-M(1), para o modelo com VTRJ e VTCRE (modelo 1), e do VAR(5)-GARCH(1,1)-M(1) (modelo 2), para o modelo com VSELIC e VTCRE, não rejeitaram a hipótese nula de correta especificação para os níveis de 10%, 5% e 1% de significância. Todavia, Long et al. (2009) mostram que o poder do teste diminui significativamente com a redução da amostra.¹⁸ Dessa forma, mesmo que o teste não evidencie incorreta especificação, é possível que a estimação semiparamétrica possa gerar um ganho de eficiência em relação à abordagem paramétrica.

Uma dificuldade de se avaliar a eficiência dos estimadores é que a volatilidade não é uma variável observável. Awartani & Corradi (2005), ao compararem o potencial preditivo de modelos GARCH univariados para o S&P-500, concluem que, se o valor esperado da variável é zero, o quadrado dos retornos oferece uma boa *proxy* para volatilidade não observável da mesma. Uma alternativa então foi escolher como *proxy* para as variâncias não observáveis o quadrado dos resíduos do componente VAR de cada modelo, sem a inclusão das variâncias como variáveis explicativas. Como mostra a tabela 12, as médias dessas variáveis são próximas de zero. Assim, as estimativas paramétricas e semiparamétricas para a volatilidade da taxa de juros e da taxa de câmbio real efetiva foram comparadas com o quadrado dos resíduos de um VAR(3) para as séries do modelo 1 e com um VAR(5) para as séries do modelo 2. A tabela 13 mostra a comparação do erro quadrático médio (EQM) dos modelos paramétricos (QMV) e semiparamétricos.

Tabela 12: Média dos resíduos dos modelos VAR sem a inclusão das variâncias como variáveis explicativas

Variável	Modelo 1		Modelo 2	
	VTRJ	VTRE	VSELIC	VTCRE
Média dos resíduos	$1,5x10^{-15}$	$-3,0x10^{-15}$	$-1,4x10^{-18}$	$-4,5x10^{-17}$

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se que as estimativas paramétricas por QMV, em geral, obtiveram um desempenho superior às estimativas semiparamétricas. Destaca-se o baixo EQM da estimativa da volatilidade da variável VSELIC (modelo 2). Considerando que os testes para a correta especificação do modelo semiparamétrico não rejeitaram a hipótese nula de que os modelos estão corretamente especificados, pode-se inferir que:

- O poder de teste diminui rapidamente com a redução da amostra;

¹⁶Utilizou-se $B = 500$. O critério de convergência adotado foi interromper o processo se nenhum elemento da matriz $G_t = e_t' e_t$ apresentasse variação superior a 10^{-5} para uma interação adicional. A convergência foi obtida após 17 interações no modelo 1 e 08 interações no modelo 2.

¹⁷Ver detalhes em Long et al. (2009).

¹⁸Os autores analisam o poder do teste para diversas amostras de 500 e 250 observações de dados gerados artificialmente.

Tabela 13: EQM das estimativas para variância condicional

Estimativa	Modelo 1 — VAR(3)-GARCH(1,1)-M(1)	
	VTJR	VTCRE
Paramétrica	1288,32	482,17
Semiparamétrica	1132,39	1059,59
Estimativa	Modelo 2 — VAR(5)-GARCH(1,1)-M(1)	
	VSELIC	VTCRE
Paramétrica	2,17	276,21
Semiparamétrica	296,08	263,30

Fonte: Elaboração própria.

- Os resultados de Long et al. (2009), que mostram um melhor desempenho preditivo dos estimadores semiparamétricos para o caso de modelos BEKK escalares¹⁹ podem não ser diretamente transportáveis para modelos BEKK na forma da equação 2 e com amostras inferiores a 250 observações;
- Estimadores de QMV podem apresentar ganhos de eficiência preditiva em relação aos estimados por máxima verossimilhança.²⁰

6 Considerações Finais

Este trabalho teve como objetivo investigar a relação entre a dinâmica da volatilidade da taxa de câmbio real efetiva e as variações taxa de juros no Brasil. Os resultados dos testes de hipótese realizados no modelo VAR-GARCH-M em geral rejeitam a hipótese de independência entre a volatilidade da taxa de câmbio real efetiva e as flutuações da taxa de juros real e nominal. Mais especificamente, houve evidência de que a variância da taxa de câmbio real efetiva é afetada pelos choques defasados na média e na variância da taxa de juros. Considerando que o regime de metas para a inflação no Brasil tem como principal instrumento a fixação da taxa SELIC, os resultados deste trabalho sugerem que a volatilidade cambial no Brasil possivelmente teve sua dinâmica afetada pela regra de política monetária adotada no período analisado. Tal consideração confirma os resultados de trabalhos como os de Obstfeld (2000), Divereux & Engel (2002), Galí & Monacelli (2005) Patereau (2007). Esses autores enfatizam a relação entre política monetária e volatilidade cambial. Um ponto importante destacado por Galí & Monacelli (2005) é que as regras que visam estabilizar índices de preços ao consumidor tendem a provocar elevada volatilidade da taxa de juros e da taxa de câmbio real. A justificativa apresentada seria a potencial rigidez dos preços ao consumidor aos choques cambiais e monetários.

¹⁹No caso do modelo BEKK escalar, as matrizes A e B na equação 2 podem ser adequadamente representadas por escalares. Sendo k o número de variáveis, o número total de parâmetros estimados no modelo BEKK escalar é $0,5k(k+1) + 2$ e no modelo BEKK representado na equação (2) $0,5k(k+1) + 2k^2$. O modelo BEKK escalar não permite, contudo, testar separadamente se a variância de uma variável afeta defasadamente a da outra.

²⁰Em Long et al. (2009) os modelos paramétricos são estimados por máxima verossimilhança.

Referências Bibliográficas

- Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R. & Rogoff, K. (2009), 'Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development', *Journal of Monetary Economics* **56**, 494–513.
- Awartani, B. M. & Corradi, V. (2005), 'Predicting the volatility of the S&P-500 index via GARCH models: The role of asymmetries', *International Journal of Forecasting* **21**(1), 167–184.
- Bacchetta, P. & Van Wenkoop, E. (2000), 'Does exchange-rate stability increase trade and welfare?', *The American Economic Review* **90**(5), 1093–1109.
- Bagella, M., Bacchetti, L. & Hasan, I. (2006), 'Real effective exchange rate volatility and growth: A framework to measure advantages of flexibility vs. costs of volatility', *Journal of Banking & Finance* **30**, 1149–1169.
- Bitencourt, M. V. L., Larson, D. W. & Thompson, S. R. (2007), 'Impactos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio setorial do mercosul', *Estudos Econômicos* **37**(4), 791–816.
- Bollerslev, T. (1990), 'Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH approach', *Review of Economic and Statistics* **72**, 498–505.
- Bollerslev, T., Engle, R. F. & Wooldridge, J. M. (1988), 'A capital asset pricing model with time varying covariances', *Journal of Political Economy* **96**, 116–131.
- Caporin, M. (2012), 'Do we really need both BEKK and DCC? A tale of two multivariate GARCH models', *Journal of Economic Surveys* **26**(4), 736–751.
- Caporin, M. & McAller, M. (2008), 'Scalar BEKK and indirect DCC', *Journal of Forecasting* **27**, 537–549.
- Chowdhury, A. R. (1993), 'Does exchange rate volatility depress trade flows? evidence from error-correction models', *The Review of Economics and Statistics* **75**(4), 700–706.
- Comte, F. (2003), 'Asymptotic theory for multivariate GARCH processes', *Journal of Times Series Analysis* **84**, 61–84.
- Comte, F. & Lieberman, O. (2000), 'Second-order noncausality in multivariate GARCH processes', *Journal of Times Series Analysis* **21**(5), 535–557.
- Darby, J., Hallett, A. H., Ireland, J. & Piscitelli, L. (1999), 'The impact of exchange rate uncertainty on level of investment', *The Economic Journal* **109**(454), C55–C67.
- Divreux, M. B. & Engel, C. (2002), 'Exchange rate pass-through, exchange rate volatility and exchange rate disconnect', *Journal of Monetary Economics* **49**, 913–940.
- Engle, R. (2002), 'Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models', *Journal of Business and Economic Statistics* **20**, 339–350.

Engle, R. F. & Kroner, K. F. (1995), 'Multivariate Simultaneous Generalized ARCH', *Econometric Theory* **11**, 122–150.

Galí, J. & Monacelli, T. (2005), 'Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy', *The Review of Economic Studies* **72**, 707–734.

Hafner, C. M. & Preminger, A. (2009), 'On asymptotic theory for multivariate GARCH models', *Journal of Multivariate Analysis* **100**, 2044–2054.

Hallin, M. & Paindaveine, D. (2005), 'Affine-invariant aligned rank tests for the multivariate general linear model with VARMA errors', *Journal of Multivariate Analysis* **93**, 122–163.

Hansen, P. R. & Lunde, A. (2005), 'A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH(1,1)?', *Journal of Applied Econometrics* **10**, 873–889.

Harvey, A. (1994), 'Multivariate stochastic variance models', *The Review of Economic Studies* **61**(2), 247–264.

Hosking, J. R. M. (1980), 'The multivariate portmanteau statistic', *Journal of the American Statistical Association* **75**(371), 602–608.

Hou, H. (2002), 'Real exchange rate volatility and economic openness: Theory and evidence', *Journal of Money, Credit and Banking* **34**(3), 611–630.

Igesias, E. M. & Phillips, G. D. A. (2002), 'Another look about the evolution of the risk premium: a VAR-GARCH-M model', *Economic Modelling* **20**, 777–789.

Jeantheau, T. (1998), 'Strong consistency of estimators for multivariate ARCH models', *Econometric Theory* **14**, 70–86.

Levy-Yeyati, E. & Sturzenegger, F. (2003), 'To float or to fix: Evidence on the impact of exchange rate regimes on growth', *The American Economic Review* **93**(4), 1173–1193.

Ling, S. & McAleer, M. (2003), 'Asymptotic theory for a vector arma-garch model', *Econometric Theory* **19**, 280–310.

Long, X., Sub, L. & Ullah, A. (2009), Estimation and forecasting of dynamic conditional covariance: A semiparametric multivariate model.

Minella, A., De Freitas, P. S., Goldfajn, I. & Muinhos, M. K. (2002), Inflation targeting in brasil: lessons and challenges, Working paper series, Banco Central do Brasil.

Obstfeld, M. (2000), 'New directions for stochastic open economy models', *Journal of International Economics* **50**(1), 117–153.

Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995), 'Exchange rates dynamics redux', *Journal of Political Economics* **103**(3), 624–660.

Patereau, L. (2007), 'Price-to-market limited participation and exchange rates dynamics', *Journal of Economic Dynamics & Control* **31**, 3281–3320.

Serletis, A. & Shahmoradi, A. (2006), 'Velocity and the variability of money growth: evidence from a VARMA, GARCH-M model', *Macroeconomic Dynamics* **10**(5), 652–666.

Servén, L. (2003), 'Real-Exchange-Rate Uncertainty and Private Investment in LDCS', *The Review of Economics and Statistics* **85**(1), 212–218.

Tenreyro, S. (2007), 'On the trade impact of nominal exchange rate volatility', *Journal of Development Economics* **82**, 485–508.

Apêndice A

Tabela A.1: Parâmetros estimados (p valor entre parênteses)

MODELO 1	
Equação para a média condicional	
$a = \begin{bmatrix} -1.8837 \\ (0.1105) \\ 0.4185 \\ (0.8504) \end{bmatrix}$	$\Phi_1 = \begin{bmatrix} -0.2154 & -0.3271 \\ (0.0414) & (0.0005) \\ -0.0113 & 0.2447 \\ (0.8892) & (0.0128) \end{bmatrix}$
$\Phi_3 = \begin{bmatrix} -0.0089 & -0.08434 \\ (0.9257) & (0.3686) \\ -0.1430 & 0.0998 \\ (0.0042) & (0.1683) \end{bmatrix}$	$\Phi_2 = \begin{bmatrix} -0.2347 & -0.2038 \\ (0.0032) & (0.0085) \\ 0.2409 & -0.0324 \\ (0.0016) & (0.6910) \end{bmatrix}$
$\Theta = \begin{bmatrix} -0.1151 & 0.4774 \\ (0.7972) & (0.2300) \\ -1.1984 & 1.3216 \\ (0.4077) & (0.3224) \end{bmatrix}$	
Equação para a variância-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	
$a = \begin{bmatrix} 0.8344 \\ (0.1644) \\ -1.0893 \\ (0.3686) \end{bmatrix}$	$\Phi_1 = \begin{bmatrix} -0.3369 & -0.063 \\ (0.0003) & (0.8022) \\ -0.3586 & 0.4032 \\ (0.3058) & (0.0002) \end{bmatrix}$
$\Phi_2 = \begin{bmatrix} 0.02656 & 0.0154 \\ (0.72077) & (0.6110) \\ 0.3417 & -0.0316 \\ (0.2660) & (0.7781) \end{bmatrix}$	$\Phi_3 = \begin{bmatrix} 0.5284 & -0.0204 \\ (0.0000) & (0.3967) \\ 0.2454 & -0.0484 \\ (0.2601) & (0.4681) \end{bmatrix}$
$\Phi_4 = \begin{bmatrix} 0.0956 & 0.0795 \\ (0.2273) & (0.0113) \\ -0.2833 & 0.0516 \\ (0.2600) & (0.6304) \end{bmatrix}$	$\Phi_5 = \begin{bmatrix} 0.0598 & -0.0171 \\ (0.4494) & (0.6363) \\ -0.2909 & -0.0121 \\ (0.0913) & (0.9040) \end{bmatrix}$
$\Theta = \begin{bmatrix} -0.7083 & -0.0446 \\ (0.1704) & (0.7392) \\ 3.2036 & -0.9013 \\ (0.0155) & (0.0655) \end{bmatrix}$	
Equação para a variância-covariância condicional	
$C = \begin{bmatrix} -0.3995 \\ (0.2576) \\ -0.0865 & -0.0188 \\ (0.8790) & (0.9786) \end{bmatrix}$	$A = \begin{bmatrix} -0.2285 & -0.0606 \\ (0.0132) & (0.0760) \\ 0.9290 & 0.3732 \\ (0.0005) & (0.0003) \end{bmatrix}$
$B = \begin{bmatrix} 0.6135 & -0.2833 \\ (0.0000) & (0.0000) \\ 2.1750 & 0.1865 \\ (0.0000) & (0.0814) \end{bmatrix}$	