

Volatilidade do câmbio e seus efeitos sobre a exportação brasileira: o viés da medida da volatilidade.

Daniel Morais de Souza¹
Fábio Júnior Clemente Gama²
Júlia Goes da Silva Carmo³
Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos⁴

RESUMO

Este trabalho investiga a influência da volatilidade da taxa de câmbio (R\$/US\$) sobre as exportações brasileiras para os EUA no período de janeiro de 1999 a fevereiro de 2017. Foi utilizada a metodologia de cointegração baseada no teste de fronteira de Pesaran, a qual permite haver cointegração entre séries I(0) e I(1). Adicionalmente, foi feita uma comparação de medidas lineares e não lineares da volatilidade do câmbio a fim de verificar quais fornecem mais relações de cointegração. Os resultados indicaram que as medidas não lineares foram mais vezes significativas do que as medidas lineares, possivelmente por considerar que depreciações cambiais têm papel mais relevante na incerteza dos agentes. Os setores afetados negativamente pela volatilidade do câmbio são produtos com elevada dependência do capital externo e produtos essencialmente manufaturados ou com baixo valor agregado. Os setores positivamente afetados são produtos com pouca dependência do capital externo ou com demanda altamente elástica.

Palavras-chave: Volatilidade cambial; Exportações, Teste de Fronteira de Pesaran.

ABSTRACT

This paper investigates the influence of exchange rate volatility (R \$ / US \$) on Brazilian exports to the US from January 1999 to February 2017. The cointegration methodology based on the Pesaran border test was used, which allows cointegration between series I (0) and I (1). Additionally, a comparison of linear and non-linear measures of exchange rate volatility was performed to verify which ones provide more cointegration relationships. The results indicated that the nonlinear measures were more significant than the linear measures, possibly considering that exchange depreciations have a more relevant role in the uncertainty of the agents. The sectors adversely affected by exchange rate volatility are products with high dependence on external capital and products that are essentially manufactured or with low added value. The sectors positively affected are products with little dependence on external capital or with highly elastic demand.

Keywords: Exchange rate volatility, exportations, bounds testing.

Classificação JEL: F00, F31, C53

Área 7– Economia Internacional

¹ Doutorando do PPGE/UFJF.

² Doutorando do PPGE/UFJF.

³ Doutoranda do PPGE/UFJF.

⁴ Professor do PPGE/UFJF.

1. Introdução

A literatura econômica sobre a volatilidade da taxa de câmbio tornou-se ainda mais relevante após encerramento do sistema *Bretton Woods* em 1973, quando boa parte das nações passaram a adotar o câmbio flutuante ou apenas parcialmente controlado. Diante das tendências mais flexíveis de manutenção do câmbio, surgiu a necessidade de conhecer os efeitos desse novo sistema sobre diversas variáveis econômicas, entre elas, o comércio internacional. No pós *Bretton Woods*, uma gama de estudos teóricos e empíricos⁵ foram desenvolvidos na tentativa de esclarecer o efeito da taxa de câmbio e de sua volatilidade sobre o volume de comércio internacional de diversos países.

Existe uma riqueza de estudos no tema ao que se refere à literatura nacional⁶, contudo existem algumas lacunas que podem ser preenchidas, sendo uma delas a inserção de novas medidas de volatilidade nos modelos. Neste contexto, este trabalho possui dois objetivos: *i*) analisar a relação de longo prazo entre a volatilidade da taxa de câmbio Real/Dólar e o fluxo das exportações brasileiras para os Estados Unidos e; *ii*) construir medidas lineares e não lineares para a volatilidade da taxa de câmbio no intuito de verificar o comportamento das relações de longo prazo das mesmas com as exportações.

Para este fim, foi utilizado o método de cointegração de Pesaran et al. (2001) via modelos autorregressivos de defasagem distribuída (ARDL), o qual permite haver cointegração entre variáveis $I(0)$ e $I(1)$. A análise considera os 100 setores mais relevantes na pauta das exportações Brasil/EUA com desagregação a 4 dígitos da NCM (Nomenclatura comum do MERCOSUL). Como medidas para a volatilidade da taxa de câmbio foram utilizadas duas medidas lineares (desvio-padrão móvel de 6 meses e o processo estocástico autorregressivo dos erros heterocedásticos Garch) e duas não lineares (os processos estocásticos autorregressivos dos erros heterocedásticos Tgarch e Egarch).

As medidas não lineares se diferenciam das lineares ao considerarem uma possível assimetria na média dos dados, ou seja, ponderam diferentemente choques positivos e negativos. A motivação para considerar os modelos não lineares parte do fato de que diversos trabalhos encontraram evidências de que os mesmos possuem melhor capacidade de prever a taxa de câmbio Real/Dólar em relação aos modelos lineares⁷.

Os resultados indicaram que as medidas não lineares de volatilidade fornecem um maior número de relações de cointegração com as exportações e produzem modelos que melhor se adequam aos dados. Em relação ao sinal do impacto da volatilidade da taxa de câmbio nas exportações, os setores relacionados negativamente são compostos por produtos com elevada dependência do capital externo, tais como veículos aéreos, veículos espaciais, máquinas para construção civil, ferro fundido bruto e hidrocarbonetos cíclicos e, por produtos essencialmente manufaturados e com baixo valor agregado, como açúcares de cana ou de beterraba, gelatinas e seus derivados, couros e calçados. Os setores positivamente relacionados são produtos com pouca dependência do capital externo, tais como álcool etílico não desnaturado, óleos essenciais, pastas químicas de madeira ou com demanda altamente elástica, como produtos semimanufaturados de ferro ou aço e pedras preciosas ou semipreciosas).

Além desta introdução, o artigo é composto por mais 4 seções. Na próxima é apresentado brevemente a discussão da influência da volatilidade do câmbio sobre o fluxo de comércio além do referencial teórico. Na seção 3 são apresentados a metodologia de cointegração via ARDL, os métodos e as estimações das medidas de volatilidade e a base de dados. A quarta seção apresenta os resultados e suas análises e, por fim, a última seção apresenta as conclusões.

2. Breve referencial teórico e trabalhos empíricos

2.1. Revisão teórica: breve apresentação

Diversos estudos empíricos têm sido realizados com o intuito de verificar os efeitos da volatilidade do câmbio sobre o fluxo de comércio entre os países. Contudo, os resultados são amplamente divergentes, refletindo em hipóteses teóricas desconexas sobre as variáveis em questão.

Segundo Esquiavel e Larrin (2002), existem vários canais pelos quais a instabilidade do câmbio pode afetar o desempenho de uma economia. Normalmente, os efeitos da instabilidade cambial são refletidos em variáveis como fluxos de comércio, investimento estrangeiro direto, custos do serviço da

⁵ Ver Clark (1973); Brada e Mendes (1988); Viaene e Vries (1992); Esquivel e Larraín (2002)

⁶ Ver Aguirre *et al* (2007); Bittencourt *et al* (2007)

⁷ Ver Goulart *et al* (2005); Griebeler (2014) e Roma (2014)

dívida, composição das carteiras, entre outros. Contudo, os canais e as razões específicas por trás de cada um desses efeitos podem ser diferentes de variável para variável, bem como de país para país. Os autores afirmam que relação entre a volatilidade do câmbio e comércio está bem estabelecida. A ideia básica é a seguinte: se os comerciantes são avessos ao risco (ou mesmo neutros ao risco), uma maior incerteza da taxa de câmbio pode levar a uma redução no volume do comércio face eles não quererem arriscar os seus lucros esperados do comércio (Brodsky, 1984). Enquanto existem incertezas, os agentes econômicos vão exigir um maior preço para cobrir a sua exposição ao risco cambial, e este, por sua vez, irá diminuir o volume das trocas comerciais, isto é, um maior preço implica em um menor comércio.

Seguindo o mesmo raciocínio, Bahmani-Oskooee e Hegerty (2007) associam o desenvolvimento da análise da relação entre incerteza, representada pela volatilidade do câmbio, com o surgimento e disseminação de técnicas econométricas. Segundo os autores, a incerteza no modelo de comércio entre países pode gerar tanto aumento quanto redução do fluxo de comércio, dependendo da medida de volatilidade utilizada e da amostra em estudo. A hipótese de que a volatilidade reduz o volume de comércio é fundamentada na suposição de que a dúvida em torno das receitas, o insuficiente desenvolvimento do mercado e a aversão ao risco podem afetar o exportador reduzindo o volume de bens enviados ao exterior. Esse resultado é encontrado em trabalhos, não diretamente comparáveis, como Clark (1973), Hooper e Kohlhagen (1978), entre outros. Giovannini (1988) e Klein (1990) acrescentam que, se as firmas são neutras ao risco, de modo que acreditam que uma queda da demanda face à uma elevação da volatilidade do câmbio pode ser contrabalanceada pela queda nos preços e, a demanda for inelástica, então uma elevação da volatilidade incorre em queda do valor exportado.

Existe a possibilidade da volatilidade não afetar significativamente o fluxo de comércio, como visto em Bailey *et al* (1987), Medhora (1990) e De Vita e Abbot (2004). Nessa discussão teórica, há autores que defendem que o efeito da volatilidade do câmbio sobre o comércio internacional seja indeterminado, como conclui McKenzie (1999), devido ao *sunk-cost*, que mantém a firma no mercado global e a existência e o nível de desenvolvimento de mercado futuro, que podem assegurar os preços venda e reduzir a incerteza dos ganhos de exportação.

Por fim, existem autores⁸ que advogam que a volatilidade do câmbio possa ter associação positiva com o fluxo de comércio. Segundo Grauwe (1988), se o efeito-renda sobressai o efeito-substituição, comércio e volatilidade do câmbio podem se associarem de forma positiva. O autor argumenta que: se os exportadores são pouco avessos ao risco, uma maior variabilidade da taxa de câmbio pode aumentar a utilidade marginal esperada da receita de exportação, refletindo em maior oferta de produtos exportáveis. Diante deste contexto, o autor afirma que o efeito da volatilidade do câmbio sobre o comércio dependerá significativamente do grau de aversão dos exportadores. Além disso, Giovannini (1988) e Klein (1990) afirmam que, se as firmas são neutras ao risco e a demanda for elástica, então, uma elevação da volatilidade pode implicar em aumento do valor exportado.

Segundo Bahmani-Oskooee e Hegerty (2007), há evidências de não ser possível, por consenso, estabelecer previamente qual o impacto da volatilidade ao fluxo de comércio, sendo necessário estudos e conclusões específicas para cada análise. Desta forma, entende-se que a desagregação do volume exportado brasileiro permitirá uma análise mais específica da relação entre as incertezas do movimento da taxa de câmbio e os setores.

Não ocorre unanimidade quanto a melhor medida de volatilidade a ser considerada nos estudos. Entre as principais medidas utilizadas destaca-se o desvio padrão das observações da taxa de câmbio, desvio do log da taxa, desvio padrão móvel, quadrado dos resíduos de modelos ARIMA, métodos da família ARCH-GARCH. Essa diversificação é resultante do desenvolvimento de métodos e softwares econométricos, e isso pode ser constatado na revisão de estudo sobre a volatilidade da taxa de câmbio e fluxo de comércio de Bahmani-Oskooee e Hegerty (2007).

2.2. Literatura empírica no Brasil

A relação entre comércio internacional e volatilidade da taxa de câmbio também é estudada para o Brasil. Coes (1981, *apud* Bahmani-Oskooee e Hegerty, 2007) em seu estudo desagregado para setores da economia brasileira entre 1957-1974 conclui que, bens do setor agrícola e manufaturados podem ser

⁸ Ver Grauwe (1988) e Assery e Peel (1991).

afetados de forma diferente pela incerteza da taxa de câmbio, sendo que para manufaturados a relação é em geral significativa e positiva, e negativa apenas para o setor de bebidas e produtos da borracha. O autor estimou uma equação linear por mínimos quadrados ordinários (MQO) que relaciona volume de exportações à volatilidade, preços defasados e renda.

Gonzaga e Terra (1997) fizeram uma estrutura de equilíbrio geral para oito modelos de exportação que inclui a variável volatilidade da taxa real de câmbio brasileira entre 1980 e 1995. Como especificação das exportações, os autores utilizaram tanto o volume de exportações quanto as exportações em proporção ao PIB. Com relação às medidas de volatilidade os autores utilizaram o desvio padrão (da série diária e mensal) e o desvio padrão ponderado pelo peso das exportações de parceiros comerciais (bilateral e multilateral). Os resultados apontaram que o efeito da volatilidade sobre o volume de comércio é negativo, entretanto, para a maior parte das estimações, aos autores encontraram valores não significativos.

Esquivel e Larraín (2002) estimaram um modelo de regressão múltipla para exportações dos países em desenvolvimento nos anos de 1973 a 1998. Para o Brasil, os autores encontraram evidências de que as exportações seriam afetadas positivamente pela volatilidade, e para as demais regressões realizadas a volatilidade não foi significativa.

Utilizando a metodologia de equações gravitacionais, Bittencourt, *et al* (2007) buscaram averiguar o impacto da volatilidade do câmbio real sobre o fluxo de comércio setorial no MERCOSUL. Os autores utilizaram como medida de volatilidade o desvio padrão móvel e volatilidade de Peree e Steinherr (experiências passadas para máximo e mínimo da taxa de câmbio, ajustadas pela experiência do ano anterior) e, concluem que o aumento da volatilidade reduz o fluxo de comércio bilateral para o caso brasileiro entre 1989 e 2002. Quanto aos seis setores avaliados no estudo, apenas o agrícola, químico, minerais e manufaturados foram afetados negativamente pela volatilidade da taxa de câmbio.

A modelagem por equações gravitacionais, com o uso do método de dados em painel possibilitou que Bittencourt, *et al* (2007) avaliassem também o impacto de variáveis como distância, tarifas, renda, e uma medida para o efeito *third country*, sobre o fluxo de comércio no Mercosul. Também utilizando a modelagem de equações gravitacionais, Carmo e Bittencourt (2012) analisaram os efeitos da taxa de câmbio sobre o comércio internacional brasileiro para o período de 1999 a 2009, em especial sobre a diversificação da pauta de exportações, cuja *proxy* é o número de itens exportados para 53 parceiros comerciais. Essa *proxy* foi utilizada como variável dependente do modelo para dados em painel. Os resultados apontaram que, embora pequena, a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito negativo sobre a diversificação da pauta de exportação do Brasil. A medida de volatilidade utilizada foi o desvio padrão da primeira diferença do logaritmo natural da taxa real de câmbio bilateral mensal. Carmo e Bittencourt (2014) também utilizaram modelo gravitacional para realizar o estudo no período de 1995 e 2009 e concluíram que um aumento na volatilidade da taxa de câmbio reduz a extensão do comércio e a diversificação da pauta de exportados.

Atentos ao setor de manufaturados, Arguirre *et al* (2007) observam que volatilidade da taxa de câmbio real tem efeito negativo sobre esse fluxo de comércio entre Brasil e resto do mundo no período de 1986 e 2002. Utilizando o desvio padrão da mudança na taxa de câmbio real, os autores estimaram pelo método ARDL uma função para as exportações de manufaturados tendo como variáveis explicativas, além da volatilidade a taxa de câmbio real efetiva, o hiato do produto no setor industrial e importações mundiais. O coeficiente de interesse mostrou-se estatisticamente significativo e com sinal negativo. Se considerarmos pela semelhança do período, este trabalho obteve resultado similar ao do estudo do volume de comércio com o Mercosul de Bittencourt *et al* (2007), obtendo o mesmo sinal para o setor de manufaturados.

Araújo (2011) apresenta a influência da volatilidade do câmbio sobre o crescimento econômico considerando o fluxo de comércio como o canal de ligação entre 1980 e 2007. A autora defende que para países emergentes, incluindo o Brasil, a volatilidade afeta negativamente o crescimento. As medidas empregadas para a volatilidade do câmbio foram o coeficiente de variação e a média aritmética do percentual de mudança da taxa de câmbio. Com um painel para 90 países, a despeito da existência de diferentes regimes cambiais e suas classificações no período, utilizando tanto metodologia estática quanto a dinâmica, a autora encontra coeficiente negativo e significativo para a volatilidade sobre o crescimento.

Afim de analisar a dinâmica dos produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados exportados do Brasil para os Estados Unidos, União Europeia e MERCOSUL no período de janeiro de 2000 a outubro de 2014, Corrêa (2015) estima por ARDL a relação entre exportações, câmbio, volatilidade do câmbio e

renda externa. De acordo com os resultados, há evidência de que a volatilidade do câmbio tem um impacto negativo sobre as exportações brasileiras com destino ao MERCOSUL e à União Europeia. Por outro lado, às exportações para os Estados Unidos reagem de forma contraditória, ou seja, os produtos manufaturados e semimanufaturados associam-se negativamente com a volatilidade do câmbio e os produtos da análise desagregada da NMC associam-se positivamente com a volatilidade do câmbio.

Outros autores dedicaram-se ao estudo da volatilidade, entretanto analisaram o impacto sobre outras variáveis que não o fluxo de comércio. Cita-se como exemplo, autores que se preocuparam com a relação da volatilidade e taxa de juros, Cerqueira (2013); atuação do Bacen, Oliveira e Plaga (2011) e Rocha e Curado (2011); e a denominação das dívidas dos países Liberato, Holland e Vieira (2012). Observando os artigos para o caso brasileiro, percebe-se a necessidade de analisar o impacto da volatilidade sobre o comércio internacional do país, mostrando o que se obtém com a desagregação em setores. A seguir apresenta-se o modelo teórico a ser adotado neste trabalho, seguido da metodologia a ser empregada.

3. Metodologia e Base de dados

3.1 Metodologia

O modelo de comércio proposto segue as especificações para substitutos perfeitos discutidas em Goldstein e Khan (1985). Tomando seus argumentos para o uso de tal abordagem, a equação da demanda por exportações brasileiras segue:

$$\ln X_t = \alpha + \beta \ln Y_t + \delta \ln P_t + \theta \ln Vol_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que X_t é o volume em dólares de exportação, Y_t é a renda externa, representada pela *proxy* do PIB do parceiro comercial⁹, P_t é a taxa de câmbio, Vol_t é a volatilidade da taxa de câmbio e ε_t é o termo de erro.

Quanto ao vetor de coeficientes $Z = [\alpha \ \beta \ \delta \ \theta]$, supõe-se que $\beta > 0$, pois quanto maior a renda externa espera-se que maior seja a demanda por importação de produtos brasileiros. Já para o coeficiente δ assume-se a hipótese de que um aumento na taxa de câmbio induz um crescimento no volume exportado, logo $\delta > 0$. Para o coeficiente que relaciona volume exportado e volatilidade há a discussão do sinal de θ , podendo este ser negativo ou positivo.

Na literatura especializada, diversos trabalhos utilizam o teste de fronteira de Pesaran em uma estrutura ARDL para investigar a influência da volatilidade da taxa de câmbio sobre o volume das exportações¹⁰. A metodologia se adequa bem a este tipo de investigação pois este teste é uma técnica de cointegração que, ao contrário das técnicas comumente utilizadas - Engle e Granger (1987) e Johansen (1988, 1991) -, não exige que as variáveis sejam integradas de mesma ordem, permitindo que séries I(0) e I(1) se relacionem em uma única equação de longo prazo. Deste modo, previamente à aplicação do teste de Pesaran é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis, dado que esta metodologia requer variáveis com ordem de integração menor do que dois.

O teste de Pesaran consiste em verificar se existe cointegração entre um grupo de variáveis, construindo regressões estimadas por mínimos quadrados com defasagens da variável dependente e das variáveis explicativas. Para aplicar este teste na estrutura ARDL, o primeiro passo é estimar (2) por mínimos quadrados ordinários (MQO):

$$\Delta \ln X_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{4i} \Delta \ln Vol_{t-i} + b_1 \ln X_{t-1} + b_2 \ln Y_{t-1} + b_3 \ln P_{t-1} + b_4 \ln Vol_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Estimado o modelo, deve-se testar a hipótese conjunta de que os multiplicadores de longo prazo das variáveis defasadas de (2) são todos iguais a zero contra a alternativa de que pelo menos um seja diferente de zero. É importante salientar que a estatística F obtida pelo teste de Wald possui uma distribuição não padronizada, sendo necessário a tabela dos valores limites críticos¹¹. Se o valor da estatística de teste for menor que o valor crítico inferior, conclui-se que não existe evidências de cointegração; se o valor estiver entre os valores críticos o teste se torna inconclusivo e; se o valor for maior que o valor crítico superior, conclui-se que existe evidências de cointegração. Para o caso em que o teste é inconclusivo, verifica-se a existência de cointegração pela abordagem de Banerjee et al. (1998), que considera a estatística t da estimativa do mecanismo de correção de erros (ECM). Esta estatística é comparada com o valor crítico

⁹ Como não foram encontrados os dados mensais do PIB americano foi utilizado o índice de produção industrial americano.

¹⁰ Ver Corrêa (2015); Shaikh e Hongbing (2015).

¹¹ Valores críticos assintóticos são fornecidos no trabalho de Pesaran et al. (2001).

estabelecido em Banerjee et al. (1998, p. 276) considerando o tamanho da amostra e o número de regressores.

Verificado a existência de cointegração, deve-se selecionar a melhor especificação do ARDL segundo algum critério. A representação do modelo é denotada por $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$, onde p é o número de defasagens da variável dependente, q_1 é o número de defasagens da primeira variável explicativa e q_k é o número de defasagens da k -ésima variável explicativa. O modelo $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$ aplicado para o contexto deste trabalho é dado por (3).

$$\ln X_t = c_0 + \sum_{i=1}^p c_{1i} \ln X_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} c_{2i} \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} c_{3i} \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} c_{4i} \ln Vol_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Como modelo ARDL estima a relação dinâmica entre a variável dependente e as variáveis explicativas, é possível transformá-lo em uma representação de longo prazo e curto prazo de forma a obter a resposta da variável dependente para mudanças nas variáveis explicativas. Caso seja constatada a presença de cointegração, os multiplicadores de longo-prazo podem ser obtidos como funções não lineares dos coeficientes da equação (3). Para isso, igualam-se todas as variáveis de (3) às suas versões contemporâneas e manipula-se algebricamente de modo a se obter a equação cointegrante, representado por (4).

$$\ln X_t = d_0 + d_2 \ln Y_t + d_3 \ln P_t + d_4 \ln Vol_t + v_t \quad (4)$$

onde $d_0 = \frac{c_0}{1 - \sum_{i=1}^p c_{1i}}$, $d_m = \frac{\sum_{i=0}^{q_m} c_{mi}}{1 - \sum_{i=1}^p c_{1i}}$ para $m = 2, 3, 4$ e $v_t = \frac{u_t}{1 - \sum_{i=1}^p c_{1i}}$.

O último passo envolve estimar por MQO os coeficientes de curto prazo através de (5).

$$\Delta \ln X_t = h_0 + \sum_{i=1}^p h_{1i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} h_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} h_{3i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} h_{4i} \Delta \ln Pe_{t-i} + h_5 \hat{v}_{t-1} + w_t \quad (5)$$

onde o termo $h_5 \hat{v}_{t-1}$ corresponde ao mecanismo de correção de erro representado por (4) e w_t é independente e identicamente distribuído seguindo uma distribuição normal com média zero e variância σ^2 . Esta equação apresenta os termos de curto e longo prazos, sendo o curto prazo representado pelas variáveis diferenciadas e o longo prazo representado pelo mecanismo de correção de erro. Para os resíduos, este artigo aplica o teste LM de Breusch-Godfrey para verificar se eles não apresentam autocorrelação serial.

3.2 Base de dados

A base de dados utilizada nas estimações compreende a taxa de câmbio real (R\$/US\$), a produção industrial dos EUA como *proxy* da atividade econômica e os 100 principais setores das exportações brasileiras para os EUA. O período da análise é de janeiro de 1999 a fevereiro de 2017. O Quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas, a unidade da variável e a fonte dos dados.

Quadro 1 - Composição da base de dados e suas fontes

Descrição	Observação	Fonte
Volume de exportações do Brasil para EUA	Dólares correntes dos Estados Unidos, FOB	Ministério do Desenvolvimento Investimento e Comércio Exterior (Aliceweb)
Índice de produção industrial	<i>Proxy</i> : Renda externa Dólares correntes	Federal reserve bank of St. Louis
Taxa de câmbio real bilateral	Real/Dólar	Instituto de pesquisa econômica aplicada

Fonte: Elaboração Própria

As séries das exportações brasileiras e do índice de produção industrial americano foram tratadas quanto a sazonalidade (Census X-13 do software Eviews 9.0) e deflacionadas com o índice de preços ao consumidor IPC dos EUA. A desagregação do volume de exportações foi feita com base nos setores a 4 dígitos da NCM, sendo utilizados os 100 setores mais representativos das exportações Brasil/EUA para o período em análise. Contudo, 10 setores apresentaram extensos períodos de dados faltantes, o que impossibilitou a análise dos mesmos. Além disso, 10 setores apresentaram dados faltantes no começo do período amostral, sendo necessário o encurtamento do período (ver Anexo 1). Em 30 setores foi aplicado o

método de interpolação Spline Cúbica¹² para aproximar valores esporadicamente faltantes entre as observações.

A partir da série de câmbio construiu-se quatro medidas volatilidade, sendo uma baseada no método de desvio-padrão móvel considerando um intervalo de tempo de 6 meses, e três medidas baseadas em modelos que abordam a heterocedasticidade condicional, a saber: Garch, Tgarch e Egarch. O método do desvio-padrão móvel para 6 meses da taxa de câmbio é representado por (3).

$$\sigma_t = \left[\frac{\sum_{i=1}^6 (P_{t+i-1} - P_{t+i-2})^2}{6} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

em que σ_t representa o desvio-padrão móvel para 6 meses no tempo t . O indicador do desvio padrão é frequentemente utilizado como medida de variabilidade com o intuito de minimizar os efeitos espúrios gerados por períodos isolados em que se observa elevada volatilidade, isto é, o indicador ameniza problemas de outliers na construção da medida.

Não obstante, as séries econômicas podem apresentar características que violam os pressupostos da análise de regressão padrão. De acordo com Bollerslev et al. (1992), as séries financeiras são tipicamente heterocedásticas e leptocúrticas, sendo necessário modelar a volatilidade como uma série temporal condicionada ao comportamento passado. Assim, desde sua introdução por Engle (1982), o método de heterocedasticidade condicional ARCH e suas generalizações são aplicados à análise da volatilidade cambial por permitirem a modelagem temporal das variâncias. Segundo Bueno (2011), a principal contribuição desses modelos é a distinção de uso entre momentos de segunda ordem condicionais e não condicionais, o que permite captar a dinâmica do componente de incerteza sobre os movimentos das séries econômicas. Além disso, generalizações do modelo Arch, tais como os modelos Egarch e Tgarch, permitem que choques positivos e negativos possam afetar a medida de volatilidade com pesos diferentes.

Para o método das heterocedasticidades condicionais da taxa de câmbio, (4) representa a equação para a média da taxa de câmbio de todos os modelos e as equações (5), (6), (7) representam os modelos Garch(1,1), Tgarch(1,1) e Egarch(1,1) respectivamente¹³:

$$\Delta P_t = \tau_0 + \tau_1 \Delta P_{t-1} + \tau_2 \Delta P_{t-2} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (6)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \beta_2 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_3 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \alpha_4 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (7)$$

em que Δ representa a primeira diferença, ε_t o erro heterocedástico aleatório, σ_t^2 representa a variância condicional no período t , I_{t-1} é uma variável *dummy* que assume 1 se $\varepsilon_{t-1} < 0$ e 0 caso contrário. τ_0 , τ_1 , τ_2 , α_0 , α_1 , α_2 , α_3 , α_4 , β_1 e β_2 são parâmetros a estimar, sendo que α_2 e α_3 representam os componentes de assimetria dos modelos Tgarch(1,1) e Egarch(1,1), respectivamente.

O processo de assimetria cambial nos modelos Tgarch(1,1) e Egarch(1,1) pode ser entendido analisando os parâmetros α_2 e α_3 respectivamente. Para que os choques negativos na taxa de câmbio impliquem em maior variabilidade no modelo Tgarch (1,1), espera-se que $\alpha_2 > 0$, caso contrário os efeitos positivos da taxa de câmbio provocam maior variabilidade. Por fim, se $\alpha_2 = 0$, choques positivos e negativos na taxa de câmbio têm o mesmo peso sobre a variabilidade da série. No que tange aos efeitos no modelo Egarch, para que os choques negativos na taxa de câmbio impliquem em maior variabilidade, espera-se que $\alpha_3 < 0$. Por outro lado, se $\alpha_3 > 0$, os choques positivos no câmbio determinam maior variabilidade na série. Se $\alpha_3 = 0$, choques positivos e negativos na taxa de câmbio produzem o mesmo impacto sobre a dinâmica da série.

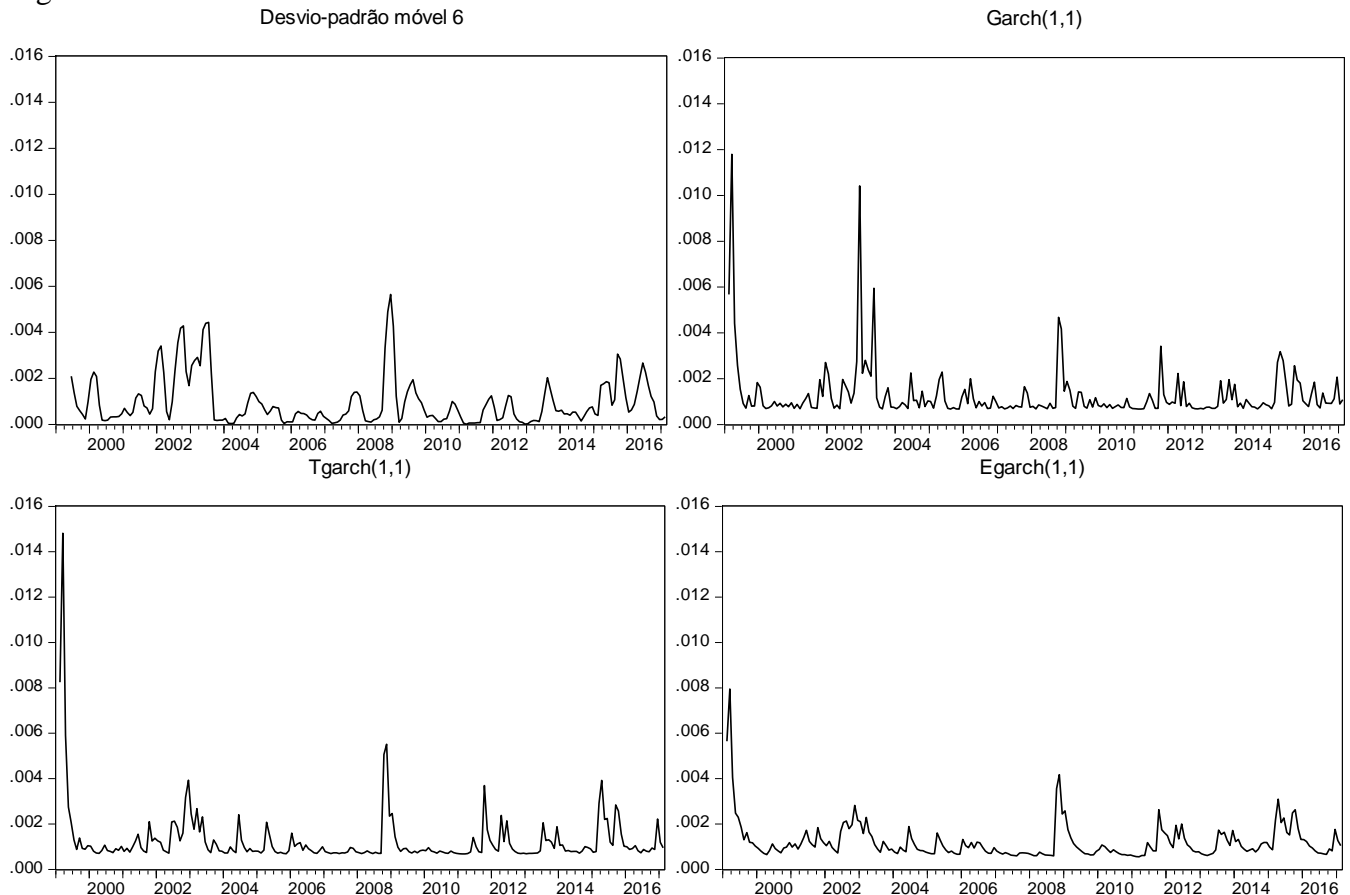
4. Resultados

A Figura 1 apresenta a dinâmica das medidas da volatilidade da taxa de câmbio Real/Dólar no período de janeiro de 1999 a fevereiro de 2017.

¹² O método de interpolação Spline Cúbica permite aproximar valores inexistentes da série através de um polinômio cúbico. Este método tem boa adequação às séries macroeconômicas por possuir a característica de suavizar a transição de um ponto para o outro, excluindo valores muito discrepantes.

¹³ De acordo com Brooks (2008).

Figura 1- Volatilidades da taxa de câmbio



Fonte: Elaboração própria

Em geral, pode-se observar que a volatilidade da taxa real de câmbio não foi muito elevada no período, contudo, a variável sofreu choques pontuais, principalmente em períodos de instabilidades externas. Por exemplo, no ano de 1999 o efeito da crise Russa ainda perdurava sobre as economias emergentes. Assim, as fugas de capitais, aliada a implementação do regime de câmbio flutuante fez com que houvesse forte elevação da taxa de câmbio no período. Outro pico de volatilidade acontece entre o período de 2002 e 2003. A incerteza enfrentada pelo mercado face a eleição do Presidente Lula, aliada aos reflexos negativos da Bolha financeira do início da década de 2000 fez com que os agentes optassem por ativos mais seguros, fato que implicou em flutuação dos recursos externos em Dólar no país. O mesmo acontece nos períodos que compreendem 2008 e 2009 – devido à crise do subprime – e 2014 a 2017- face à crise política.

Um ponto importante a se destacar sobre as medidas de volatilidade Tgarch e Egarch são as estimativas dos componentes assimétricos. Para o caso do modelo Tgarch(1,1), o parâmetro que capta a assimetria, α_2 , foi significativo e apresentou sinal negativo, indicando que os choques positivos na taxa de câmbio implica em maior volatilidade para os períodos seguintes. De forma similar, o parâmetro α_3 do modelo Egarch (1,1) foi significativo e apresentou sinal positivo, de modo a chegar à mesma conclusão que no modelo Tgarch(1,1). A Tabela 1 apresenta as estatísticas dos modelos Garch(1,1), Tgarch(1,1) e Egarch(1,1).

Tabela 1 – Estatísticas dos modelos de heterocedasticidades condicionais para a volatilidade da taxa de câmbio

Parâmetros	Garch(1,1)	Tgarch(1,1)	Egarch(1,1)
Média			
$\hat{\tau}_0$	-0,002	-0,001	-0,002
$\hat{\tau}_1$	0,338*	0.149037*	0,316*
$\hat{\tau}_2$	-0,154*		-0,152*
Variância			
$\hat{\alpha}_0$	0,001*	0,001*	-1,989*
$\hat{\alpha}_1$	0,405*	0,448*	-
$\hat{\alpha}_2$	-	-0,343**	-
$\hat{\alpha}_3$	-	-	0,263*
$\hat{\alpha}_4$	-	-	0,192*
$\hat{\beta}_1$	0,092	0,320*	-
$\hat{\beta}_2$	-	-	0,741*

Notas: (*) e (**) Valores significativos a um nível de 5% e 10% respectivamente.

Neste sentido, os modelos concluem que as depreciações cambiais têm papel mais relevante para determinar o grau de incerteza dos agentes em relação aos movimentos do câmbio quando comparado às apreciações cambiais. O fato do Brasil ser uma economia exportadora de commodities e de considerável risco para os investimentos externos pode explicar a maior incerteza gerada pelas variações positivas na taxa de câmbio. Dado que o mercado de commodities tem forte competição entre os países face a elevada substitubilidade entre os produtos, choques positivos na taxa de câmbio implicaria, mesmo com alguma defasagem, uma rápida elevação das exportações, e uma consequente entrada de recursos. Por outro lado, o considerável risco de perdas para os investimentos externos faz com que os choques positivos impliquem em fugas imediatas de recursos. Neste sentido, após um choque positivo, observa-se dois movimentos da taxa de câmbio: (i) depreciação face à fuga de capitais via conta de capitais e; (ii) elevação face à entrada de recursos via balança comercial. Assim, esta variação bidirecional implica em elevada volatilidade do câmbio. Em contrapartida, choques negativos no câmbio implicam de forma mais imediata na queda das exportações, devido aos riscos associados às economias dos países subdesenvolvidos fazerem com que a conta capital seja mais rígida às valorizações cambiais, implicando em um movimento mais acentuado em apenas uma direção.

Como a metodologia de cointegração de Pesaran necessita de que todas as séries sejam integradas de ordem menor que dois, foram aplicados os testes de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) para verificar a ordem de integração das mesmas¹⁴. Ambos os testes concluem que todas as séries possuem ordem de integração menor do que dois¹⁵. A taxa de câmbio real se mostrou ser I(1), enquanto que as exportações brasileiras são em maioria I(0). A série de produção industrial dos EUA é I(1), ao passo que as séries de volatilidade são I(0). Deste modo, como todas as séries são I(0) ou I(1), a metodologia de cointegração de Pesaran é adequada para o interesse do estudo.

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes de cointegração de Pesaran baseados no modelo ARDL para as diferentes medidas de volatilidade da taxa de câmbio.

Tabela 1 – Testes de cointegração

Setor	Desvio-padrão móvel 6			Garch (1,1)			Tgarch (1,1)			Egarch (1,1)		
	F-test	ECMt-1	Coint.?	F-test	ECMt-1	Coint.?	F-test	ECMt-1	Coint.?	F-test	ECMt-1	Coint.?
0409	2,90	-3,04	Não	2,69	-2,9	Não	2,68	-2,88	Não	2,68	-2,9	Não
0801	2,63	-1,7	Não	1,97	-1,6	Não	1,9	-1,4	Não	1,81	-1,4	Não
0901	6,86	-5,15	Sim	8,15	-5,7	Sim	7,73	-5,28	Sim	6,23	-4,61	Sim
0904	14,3	-7,5	Sim	13,95	-7,41	Sim	14,15	-7,43	Sim	15,23	-7,71	Sim

¹⁴ Foram escolhidos estes testes de raiz unitária pois são os mais utilizados dentre os principais trabalhos na literatura, tais como Bahmani-Oskooee et al. (2013), Grier e Smallwood (2007), Shaikh e Hongbing (2015) e Verheyem (2012).

¹⁵ Ver Anexo 2.

Continuação

1005	4,95	-3,85	Sim	5,45	-3,95	Sim	4,9	-3,8	Não	4,95	-3,81	Não
1602	4,04	-4,14	Sim	4,11	-4,14	Sim	4,14	-4,18	Sim	4,1	-4,17	Sim
1701	43,11	-11,32	Sim	60,2	-13,32	Sim	31,47	-9,7	Sim	35,64	-10,29	Sim
1704	2,95	-2,64	Não	1,48	-2,16	Não	1,6	-2,15	Não	1,75	-2,19	Não
1804	3,31	-3,5	Não	4,11	-3,96	Sim	2,1	-2,67	Não	2,14	-2,55	Não
2009	12,63	-6,97	Sim	20,2	-8,94	Sim	14,54	-7,26	Sim	14,6	-7,37	Sim
2101	7,00	-5,17	Sim	7,57	-5,3	Sim	7,65	-4,95	Sim	7,7	-4,9	Sim
2207	12,58	-7,05	Sim	12,65	-7,11	Sim	13,08	-7,16	Sim	12,78	-7,19	Sim
2401	34,91	-11,77	Sim	35,07	-12,41	Sim	35,19	-12,41	Sim	34,41	-11,72	Sim
2507	1,93	-1,08	Não	1,76	-1,67	Não	2,13	-1,65	Não	2,18	-1,74	Não
2606	1,73	-1,7	Não	1,4	-1,78	Não	1,39	-1,55	Não	1,39	-1,48	Não
2709	3,31	-3,22	Não	8,28	-5,84	Sim	7,91	-5,68	Sim	7,15	-5,41	Sim
2710	13,05	-7,26	Sim	13,37	-7,43	Sim	11,84	-6,88	Sim	11,28	-6,72	Sim
2804	8,21	-5,42	Sim	5,4	-4,73	Sim	5,43	-4,68	Sim	5,68	-4,41	Sim
2818	3,32	-1,8	Não	3,19	-1,8	Não	3,15	-1,75	Não	3,08	-1,75	Não
2825	3,72	-3,48	Não	6,53	-4,25	Sim	5,76	-4,19	Sim	5,01	-3,31	Sim
2901	2,27	-2,37	Não	3,02	-2,63	Não	2,79	-2,37	Não	2,67	-2,63	Não
2902	7,70	-5,49	Sim	3,38	-3,52	Não	8,42	-4,14	Sim	4,13	-3,82	Não
2922	12,25	-6,95	Sim	7,62	-4,6	Sim	6,79	-4,75	Sim	6,47	-4,67	Sim
3004	5,67	-1,35	Não	6,54	-1,6	Sim	2,29	-2,19	Não	2,37	-2,21	Não
3005	7,25	-4,8	Sim	19,3	-7,37	Sim	20,42	-7,65	Sim	19,23	-7,47	Sim
3301	6,59	-4,49	Sim	28,11	-10,47	Sim	15,46	-7,7	Sim	13,93	-7,5	Sim
3503	26,68	-10,43	Sim	30,53	-10,98	Sim	28,85	-10,67	Sim	29,15	-11,07	Sim
3901	2,05	-2,5	Não	1,95	-2,6	Não	2,3	-2,94	Não	2,3	-2,85	Não
3907	0,8	-0,36	Não	1,07	-0,31	Não	2,3	-0,24	Não	2,27	-0,12	Não
4002	6,01	-4,76	Sim	5,45	-4,7	Sim	5,42	-5,01	Sim	5,43	-5	Sim
4011	1,5	-2,5	Não	1,56	-2,54	Não	1,56	-2,57	Não	1,6	-2,53	Não
4107	7,61	-4,33	Sim	8,9	-4,94	Sim	9,73	-5,08	Sim	9,43	-5,05	Sim
4205	1	-1	Não	1	-1,01	Não	1	-1,05	Não	1,05	-1,1	Não
4407	4,11	-3,81	Não	3,5	-3,51	Não	3,43	-3,4	Não	3,64	-3,44	Não
4409	1,79	0,49	Não	1,92	0,67	Não	1,96	0,64	Não	1,9	0,63	Não
4411	2,66	-3,15	Não	2,94	-3,08	Não	3,3	-3,31	Não	3,71	-3,56	Não
4412	4,33	-3,68	Não	3,74	-3,43	Não	3,7	-3,49	Não	4,4	-3,9	Sim
4418	1,37	-1,88	Não	1,8	-1,88	Não	1,92	-1,9	Não	2	-1,8	Não
4703	7,48	-5,51	Sim	11,38	-6,54	Sim	9,18	-5,76	Sim	16,38	-8,02	Sim
4802	4,42	-4,03	Sim	4,23	-3,95	Sim	4,2	-3,98	Sim	4,18	-4,04	Sim
5607	30,16	-11,06	Sim	57,21	-15,01	Sim	57,95	-15,23	Sim	58,35	-15,31	Sim
6302	2,67	-1,55	Não	2,32	-1,47	Não	2,55	-1,6	Não	3,3	-2,01	Não
6402	4,9	-4,25	Sim	4,4	-4,13	Sim	4,57	-4,13	Sim	4,7	-4,13	Sim
6403	9,62	-3,48	Sim	7,88	-3,14	Sim	9,11	-2,96	Sim	9,8	-3,6	Sim
6802	3,49	-3,62	Não	3,06	-3,57	Não	4,93	-3,58	Sim	5,23	-3,72	Sim
6813	3,34	-1,74	Não	4,01	-1,84	Não	3,54	-1,94	Não	3,26	-1,82	Não
6908	2,44	-1,81	Não	3,05	-1,91	Não	3,2	-1,82	Não	3,08	-1,75	Não
7103	52,42	-11,79	Sim	50,14	-14,23	Sim	50,81	-14,29	Sim	50,99	-14,28	Sim
7108	1,79	-2,15	Não	1,59	-2	Não	3,67	-2,64	Não	8,96	-4,11	Sim
7201	0,66	-1,5	Não	5,04	-4,1	Sim	5,05	-4,07	Sim	7,42	-4,29	Sim
7202	17,64	-8,38	Sim	29,48	-10,85	Sim	17,22	-8,27	Sim	17,28	-8,22	Sim
7207	5,5	-4,6	Sim	5,41	-4,57	Sim	5,88	-4,72	Sim	6,21	-4,95	Sim
7208	3,29	-3,35	Não	3,37	-3,44	Não	3,1	-3,2	Não	3,48	-3,41	Não
7209	2,44	-3,11	Não	2,4	-3,06	Não	2,35	-3,02	Não	2,35	-2,96	Não
7213	48,95	-14,01	Sim	49,94	-14,23	Sim	49,97	-14,12	Sim	49,97	-14,12	Sim
7219	4,23	-3,69	Não	4,02	-3,85	Sim	3,98	-3,83	Sim	6,8	-5,37	Sim
7224	11,03	-6,51	Sim	11,01	-6,52	Sim	11,01	-6,52	Sim	11,22	-6,5	Sim
7228	5,73	-4,58	Sim	6,05	-4,81	Sim	6,02	-4,84	Sim	5,72	-4,72	Sim
7304	44,28	-13,41	Sim	46,56	-13,65	Sim	47,3	-13,41	Sim	47,67	-13,56	Sim
7326	2,11	-1,8	Não	1,62	-1,92	Não	2,01	-1,52	Não	2,78	-2,08	Não
7606	2,39	-3,32	Não	2,45	-2,65	Não	2,44	-2,66	Não	2,43	-2,65	Não
8101	3,0	-3,18	Não	2,8	-3,21	Não	2,9	-3,22	Não	2,95	-3,24	Não
8112	32,42	-11,39	Sim	33,73	-11,62	Sim	33,89	-11,64	Sim	33,84	-11,64	Sim
8207	8,14	-5,61	Sim	8,31	-5,64	Sim	8,2	-5,64	Sim	8,18	-5,63	Sim
8408	2,6	-2,57	Não	2,56	-2,6	Não	2,2	-2,52	Não	4,56	-2,63	Não
8409	3,58	-3,65	Não	3,26	-3,32	Não	4,52	-3,47	Sim	5,44	-3,87	Sim

Continuação

8411	7,49	-5,42	Sim	8,41	-5,71	Sim	8,41	-5,71	Sim	8,11	-5,6	Sim
8412	4,6	-3,97	Sim	3,78	-4,1	Sim	3,92	-3,78	Não	4,1	-3,69	Não
8413	3,3	-3,1	Não	3,27	-3,04	Não	3,37	-2,92	Não	3,37	-2,91	Não
8414	2,8	-1,55	Não	2,73	-1,68	Não	2,87	-1,79	Não	2,76	-1,62	Não
8429	3,60	-10,05	Sim	3,35	-10,1	Sim	4,12	-10,09	Sim	4,62	-10,23	Sim
8431	0,5	-1,56	Não	1,01	-1,32	Não	1,11	-1,85	Não	2	-2,69	Não
8471	37,26	-12,09	Sim	34,37	-11,75	Sim	33,88	-11,7	Sim	34,47	-11,81	Sim
8474	2,45	-1,85	Não	0,8	-1,1	Não	0,93	-0,75	Não	0,8	-0,73	Não
8481	2,15	-2,59	Não	1,66	-2,18	Não	2,2	-2,72	Não	1,74	-2,42	Não
8482	2,42	-2,59	Não	1,73	-2,22	Não	1,7	-2,35	Não	3,55	-3,58	Não
8483	2,89	-3,01	Não	3,6	-3,51	Não	3,25	-3,03	Não	5,24	-4,03	Sim
8501	7,26	-4,83	Sim	6,52	-5,01	Sim	6,74	-5,07	Sim	6,73	-4,71	Sim
8503	1,71	-2,5	Não	1,7	-2,35	Não	2	-2,5	Não	1,7	-2,48	Não
8504	4,7	-3,7	Sim	4,59	-3,99	Sim	5,64	-4,3	Sim	5,9	-4,43	Sim
8517	5,3	-4,48	Sim	9,48	-6,02	Sim	9,64	-5,52	Sim	8,9	-5,53	Sim
8544	2,76	-3,05	Não	2,83	-2,43	Não	2,63	-2,66	Não	2,65	-2,71	Não
8607	2,01	-2,76	Não	0,8	-1,28	Não	0,86	-1,3	Não	0,8	-1,28	Não
8708	1,24	-0,96	Não	1,2	-1,2	Não	1,78	-2,25	Não	1,62	-1,89	Não
8802	10,57	-6,46	Sim	10,83	-6,6	Sim	10,32	-6,39	Sim	11,03	-6,58	Sim
8803	3,00	-2,01	Não	3,04	-2,02	Não	3,07	-2	Não	2,95	-1,98	Não
9032	3,32	-3,34	Não	2,14	-3,1	Não	2,14	-3,01	Não	1,92	-2,84	Não
9303	2,47	-2,57	Não	1,2	-1,9	Não	1,4	-2,11	Não	1,54	-2,1	Não
9403	4,17	-3,02	Não	4,06	-2,95	Não	4,08	-2,98	Não	4,28	-3,08	Não
9998	3,61	-0,36	Não	4,67	-0,88	Não	3,56	-0,54	Não	3,51	-0,49	Não
Total	-	-	41	-	-	46	-	-	44	-	-	47

Fonte: Elaboração própria.

Nota 1: Valores absolutos da estatística t estão em parênteses. Os valores críticos do teste F são 4,35 para o limite superior, e 3,23 para o limite inferior. O valor crítico da estatística t para o teste ECM é -3,82 de acordo com Banerjee et al. (1998), considerando três regressores e 100 observações.

Pela Tabela 1 pode-se notar que, para os 90 setores estudados foram encontradas 41 relações de longo prazo considerando o desvio-padrão móvel de 6 meses como medida de volatilidade do câmbio, 46 para o modelo considerando o Garch(1,1), 44 para o modelo considerando o Tgarch(1,1) e 47 para o modelo considerando o Egarch(1,1). Estes resultados mostraram que as medidas não lineares da volatilidade da taxa de câmbio foram pelo menos tão eficientes em comparação às medidas lineares para estimar as relações de longo prazo entre volatilidade do câmbio e exportações. Além disso, 51 setores dos 90 estudados apresentaram cointegração para pelo menos uma das medidas de volatilidade, resultado similar aos estudos de Verheyem (2012) e Bahmani-Oskooee et al. (2013). 37 apresentaram cointegração com todas as medidas de volatilidade e 46 setores apresentaram cointegração para pelo menos duas medidas de volatilidade, mostrando evidências de robustez nos modelos.

A Tabela 2 apresenta os resultados dos coeficientes das volatilidades do câmbio nas relações de cointegração, ou seja, a influência das volatilidades do câmbio nas exportações.

Tabela 2 – Resultados dos coeficientes das volatilidades na relação de cointegração

Setores	Volatilidade 6			Garch			Tgarch			Egarch		
	Pos	Neg	Não afetado	Pos	Neg	Não afetado	Pos	Neg	Não afetado	Pos	Neg	Não afetado
0901	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
0904	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
1005	0	0	1	0	0	1	-	-	-	-	-	-
1602	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
1701	0	1***	0	0	1***	0	0	1*	0	0	0	1
1804	-	-	-	0	0	1	-	-	-	-	-	-
2009	0	1*	0	0	0	1	0	0	1	0	1*	0
2101	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1

Continuação

2207	0	0	1	0	0	1	1*	0	0	0	0	1
2401	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
2709	-	-	-	0	0	1	0	0	1	0	0	1
2710	0	0	1	0	0	1	0	0	1	1**	0	0
2804	1***	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1
2825	-	-	-	0	1***	0	1***	0	0	1*	0	0
2902	0	1**	0	-	-	-	0	0	1	-	-	-
2922	0	1***	0	0	1**	0	0	0	1	0	0	1
3004	-	-	-	0	0	1	-	-	-	-	-	-
3005	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
3301	1***	0	0	1***	0	0	1***	0	0	1*	0	0
3503	0	1**	0	0	1**	0	0	1**	0	0	1***	0
4002	0	0	1	0	0	1	1**	0	0	1**	0	0
4107	0	0	1	0	0	1	0	1*	0	0	1*	0
4412	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0	0	1
4703	1***	0	0	1**	0	0	1***	0	0	1***	0	0
4802	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
5607	0	0	1	0	0	1	1*	0	0	1**	0	0
6402	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
6403	0	1*	0	0	0	1	0	1**	0	0	1***	0
6802	-	-	-	-	-	-	0	0	1	0	1*	0
7103	0	0	1	1*	0	0	1*	0	0	1*	0	0
7108	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0	1***	0
7201	-	-	-	0	1**	0	0	1**	0	0	1***	0
7202	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
7207	0	0	1	0	0	1	1*	0	0	1*	0	0
7213	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
7219	-	-	-	0	0	1	0	0	1	0	0	1
7224	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
7228	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
7304	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
8112	0	1**	0	0	1*	0	0	1*	0	0	1**	0
8207	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
8409	-	-	-	-	-	-	0	1*	0	0	1**	0
8411	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
8412	0	0	1	0	0	1	-	-	-	-	-	-
8429	0	1***	0	0	1***	0	0	1***	0	0	1***	0
8471	0	1*	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1
8483	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0	0	1
8501	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1
8504	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	1**	0
8517	0	0	1	0	1**	0	0	0	1	0	0	1
8802	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	1**	0
Total	3	9	29	3	8	35	8	8	28	8	12	27

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ***, ** e * denotam o nível de significância a 1, 5 e 10% respectivamente.

Pela Tabela 2 é possível concluir que para os modelos ARDL considerando como medida de volatilidade o desvio-padrão móvel de 6 meses, a volatilidade do câmbio afetou positivamente 3 setores, negativamente 9 setores e de forma não significativa em 29. Para os modelos ARDL considerando a medida Garch(1,1), a volatilidade do câmbio afetou positivamente 3 setores, 8 negativamente e 35 de forma não significativa. Para os modelos considerando a medida Tgarch(1,1), a volatilidade do câmbio afetou positivamente 8 setores, 8 negativamente e 28 de forma não significativa e; para os modelos considerando a medida Egarch(1,1), a volatilidade do câmbio afetou positivamente 8 setores, 12 negativamente e 27 de forma não significativa.

Pode-se afirmar que os modelos com medidas não lineares da volatilidade do câmbio apresentaram um número maior de relações de cointegração em que a volatilidade foi significativa; 16 para o Tgarch(1,1) e 20 para o Egarch(1,1) contra 12 do desvio-padrão móvel 6 e 11 do Garch(1,1). Nota-se também que os modelos com medidas não lineares captaram mais relações de cointegração quando a volatilidade do câmbio tem um efeito positivo nas exportações: 8 para o Tgarch(1,1) e 8 para o Egarch(1,1), enquanto que 3 para o desvio-padrão móvel 6 e 3 para o Garch(1,1).

De acordo com a literatura, a relação de longo prazo entre a volatilidade do câmbio e as exportações pode apresentar sinal negativo, positivo ou até mesmo zero (não significativo); sendo estas características definidas pelas particularidades do produto exportado. Para os setores 3301 (óleos essenciais) e 4703 (pastas químicas de madeira), todas as medidas de volatilidade do câmbio apresentaram efeito positivo em suas exportações a longo prazo. Já para os setores 3503 (gelatinas e seus derivados), 8112 (berílio, crômio, germânio, vanádio, gálio, háfnio, índio, nióbio, rênio e tálio) e 8429 (bulldozers, angledozeres, niveladoras, raspo-transportadoras, pás mecânicas, escavadoras, carregadoras), todas as medidas de volatilidade do câmbio apresentaram efeito negativo em suas exportações a longo prazo.

Para os setores 2825 (hidrazina, hidroxilamina, hidróxidos e peróxidos), 4002 (borracha sintética e borracha artificial derivada dos óleos), 5607 (cordas e cabos, entrançados ou não, mesmo impregnados, revestidos, recobertos ou embainhados de borracha ou de plástico), 6403 (calçado com sola exterior de borracha, plástico, couro natural ou reconstituído e parte superior de couro natural), 7103 (pedras preciosas (exceto diamantes) ou semipreciosas), 7207 (produtos semimanufaturados de ferro ou aço não ligado), pelo menos duas medidas de volatilidade do câmbio afetaram positivamente suas exportações a longo prazo. Para os setores 1701 (açúcares de cana ou de beterraba e sacarose quimicamente pura), 2009 (sumos de frutas), 2922 (compostos aminados de funções oxigenadas), 7201 (ferro fundido bruto e ferro spiegel), 8409 (partes de motores), pelo menos duas medidas de volatilidade de câmbio afetaram negativamente as exportações.

Para os setores 2902 (hidrocarbonetos cíclicos), 6802 (pedras de cantaria ou de construção), 7108 (ouro), 8471 (máquinas automáticas para processamento de dados e suas unidades), 8504 (Transformadores elétricos e conversores elétricos estáticos), 8517 (aparelhos elétricos para telefonia ou telegrafia por fios), 8802 (helicópteros, aviões e veículos espaciais), apenas uma medida de volatilidade do câmbio foi significativa e teve efeito negativo. Para os setores 2207 (álcool etílico não desnaturado), 2710 (óleos de petróleo ou de minerais betuminosos) e 2804 (hidrogênio, gases raros e outros elementos não metálicos), uma medida de volatilidade foi significativa e teve efeito positivo.

Em relação a estes resultados destaca-se que, quando existe para um mesmo setor diferentes relações de cointegração geradas por diferentes medidas de volatilidade da taxa de câmbio, nota-se similaridade entre os sinais dos coeficientes das volatilidades nas relações de cointegração, independente de considerar medidas lineares ou não lineares. Isto é, independente da medida de volatilidade adotada, para estes setores pode-se observar um determinado padrão quanto à relação entre volatilidade do câmbio e as variações no valor exportado, indicando evidências a favor da robustez do modelo estimado. O único caso em que isso não ocorre é para o setor 2825, em que o coeficiente da volatilidade na relação cointegrante quando a medida de volatilidade do câmbio é o Garch(1,1) apresenta sinal negativo, enquanto que para as medidas Tgarch(1,1) e Egarch(1,1) apresentam sinais positivos.

Ao analisar individualmente os setores foi possível notar que o sinal dos coeficientes de longo prazo da volatilidade do câmbio e suas características específicas estão de acordo com a teoria econômica.

Segundo as hipóteses de Giovannini (1988), Klein (1990), Aghion (2009) e Jesus (2010), os setores em que a relação do longo prazo entre volatilidade do câmbio e o valor exportado se apresenta negativamente estão relacionados à produtos com elevada dependência do capital externo, tais como veículos aéreos, veículos espaciais, máquinas para construção civil, ferro fundido bruto e hidrocarbonetos cíclicos; de modo que a incerteza formada pela volatilidade do câmbio impossibilita a atração de capitais e restringe a dinâmica dos investimentos. Outra possibilidade são os setores com característica de demanda inelástica, tal que uma neutralidade ao risco das empresas exportadoras pode implicar em cortes de preços em períodos de elevada volatilidade e, por consequência, queda do valor exportado; são eles açucars de cana ou de beterraba, sumo de frutas, gelatinas e seus derivados, couros e calçados.

Por fim, os setores positivamente afetados no longo prazo pela volatilidade do câmbio são produtos essencialmente com pouca dependência do capital externo, tais como álcool etílico não desnaturado, óleos essenciais, pastas químicas de madeira. Setores com demanda altamente elástica também apresentam o mesmo comportamento frente à volatilidade do câmbio a longo prazo, como por exemplo produtos semimanufaturados de ferro ou aço e pedras preciosas ou semipreciosas; de forma que uma neutralidade ao risco por parte das empresas exportadoras pode implicar em corte dos preços e elevação do quanto emprestado.

5. Considerações Finais

Após encerramento do sistema *Bretton Woods* em 1973, quando boa parte das nações passaram a adotar o câmbio flutuante, muitos trabalhos se atentaram a explicar os efeitos desse novo sistema sobre diversas variáveis econômicas, entre elas o comércio internacional. Neste sentido, este artigo buscou identificar as relações de longo prazo entre a volatilidade da taxa de câmbio real (R\$/US\$) e as exportações brasileiras para os Estados Unidos. Aliado a este objetivo, medidas lineares e não lineares da volatilidade da taxa de câmbio foram consideradas a fim de verificar quais destas identificam mais relações de longo prazo com as exportações.

Diante deste contexto, foi aplicado a metodologia de cointegração baseada no teste de fronteira de Pesaran para investigar como as medidas de volatilidade da taxa de câmbio afetam o valor exportado. Foram analisados os 100 principais setores de exportação a 4 dígitos da NCM entre Brasil e Estados Unidos no período de janeiro de 1999 a fevereiro de 2017. Quanto às medidas da volatilidade da taxa de câmbio, foram utilizadas duas medidas lineares; uma gerada pelo método do desvio-padrão móvel considerando um intervalo de 6 meses e uma gerada pelo modelo de heterocedasticidade condicional Garch; e duas medidas não lineares geradas a partir dos modelos de heterocedasticidade condicional Tgarch e Egarch.

Foram encontradas relações de longo prazo entre 51 setores em pelo menos uma das medidas de volatilidade do câmbio. Dentre estes setores, 37 apresentaram relações de longo prazo com todas as medidas de volatilidade, mostrando que os resultados são robustos. Em relação à medida de volatilidade, as medidas não lineares se mostraram pelo menos tão eficientes em comparação às lineares para estimar a relações de longo prazo entre volatilidade do câmbio e exportações.

Na presença de cointegração, os resultados indicaram que as medidas não lineares de volatilidade mostraram ser mais vezes significativas ao vetor cointegrante quando comparadas às medidas lineares. Ao total, as medidas não lineares foram significativas em 36 relações de cointegração, enquanto que as medidas lineares foram significativas em apenas 23. Como resultado complementar, foi possível notar que quando a volatilidade do câmbio tem um efeito positivo nas exportações, os modelos com medidas não lineares captaram mais relações de cointegração do que as medidas lineares, 16 contra 6. Uma possível justificativa é o fato das medidas não lineares considerarem que depreciações cambiais têm papel mais relevante para determinar o grau de incerteza dos agentes em relação aos movimentos do câmbio quando comparado às apreciações cambiais.

Analisando o sinal da relação de longo prazo entre a volatilidade da taxa de câmbio e os setores das exportações Brasil/EUA, os resultados vão de acordo com a literatura. Os setores negativamente relacionados com a volatilidade da taxa de câmbio são produtos com elevada dependência do capital externo (veículos aéreos, veículos espaciais, máquinas para construção civil, ferro fundido bruto e hidrocarbonetos cíclicos) ou com característica de demanda inelástica (açucars de cana ou de beterraba, sumo de frutas, gelatinas e seus derivados, couros e calçados). Os setores positivamente relacionados são

produtos com pouca dependência do capital externo (álcool etílico não desnaturado, óleos essenciais, pastas químicas de madeira) ou com demanda altamente elástica (produtos semimanufaturados de ferro ou aço e pedras preciosas ou semipreciosas).

Referências

- ABREU, M. P. Comércio exterior: interesses do Brasil. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007. v. 1.
- AGHION, P., BACCHETTA, P., RANCIÉRE, R., ROGOFF, K., Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development. *Journal of Monetary Economics* 56 (2009) pág. 494–513, 2009.
- ARAÚJO, E. Volatilidade cambial e crescimento econômico: teorias e evidências para economias em desenvolvimento e emergentes (1980 e 2007). **Revista Economia**, Brasília DF, v.12, n.2, p.187–213, mai/ago 2011.
- ARGUIRE, A. *et al.* The impact of exchange rate volatility on Brazilian manufactured exports. **Económica**, La Plata, Vol. LIII, Nro. 1-2, 2007.
- ARIZE, A. C. *et al.* Exchange-rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade. **International Review of Economics and Finance**, v. 17, 33-44, 2008.
- ASSEERY, A. PEEL, D.A. The effects of exchange rate volatility on exports: some new estimates. **Economics Letters**. vol. 37, pp. 173-7, 1991.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; HEGERTY, S.W. Exchange rate volatility and trade flows: a review article. **Journal of Economic Studies**. vol., 34 n°3, p.211-255, 2007.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; HARVEY, H. The effects of Exchange-rate volatility on commodity trade between the U.S. and Brazil. *North American Journal of Economics and Finance*, v. 25, p. 70-93, 2013.
- BAILEY, M. J.; TAVLAS, G. S.; ULAN, M. The impact of exchange-rate volatility on export growth: some theoretical considerations and empirical results. **Journal of Policy Modeling** vol. 9(1), p. 225-243, 1987.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J. J.; MESTRE, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19, 195-211, 1998.
- BITTENCOURT, M. V. L., *et al.* Impactos da Volatilidade da Taxa de Câmbio no Comércio Setorial do Mercosul. *Estudos Econômicos*, SÃO PAULO, V. 37, n.4, p. 791-816, out-dez 2007.
- BOLLERSLEV, T., CHOU, R. Y., KRONER, K.F. ARCH modeling in finance: a selective review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics* 52, 5-59, 1992.
- BRADA, J. C.; MÉNDEZ, J. A. Exchange Rate Risk, Exchange Rate Regime and the Volume of International Trade. *Kyklos*. Vol. 41, Issue 2, p. 263–280, May 1988.
- BRODSKY DA. Fixed versus flexible exchange rates and the measurement of exchange rate instability. *Journal of International Economics* 16: 295–306, 1984.
- BROOKS, C. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, 2008.
- CAGLAYAN, M., DAHI, O.S., DEMIR, F., Trade Flows, Exchange Rate Uncertainty and Financial Depth: Evidence from 28 Emerging Countries. *Sheffield Economic Research Paper Series*, SERP Number: 2010011, 2010.
- CARMO, A. S. S.; BITTENCOURT, M. V. L. O efeito da volatilidade da taxa real de câmbio sobre a diversificação da pauta de exportação do Brasil: uma investigação empírica. Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2013. Disponível em <http://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i7c0c9c3334594b36ba6c9ccb8d7e1251a.pdf>. Acesso em 15/07/2015.
- CARMO, A. S. S.; BITTENCOURT, M. V. L. O efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional: uma investigação empírica sob a ótica da margem extensiva. *Estudos Econômicos*, vol.44, no.4. São Paulo out-dez 2014.
- CERQUEIRA, V. S. Volatilidade da taxa de câmbio real e taxa de juros no Brasil: Evidências de um modelo VAR-GARCH-M para o período 1999-2010. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, texto para discussão 1586, p.1-30, 2013.
- CLARK, P.B. Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade. **Western Economic Journal**, Vol. 6, pp. 302-13, 1973.
- COES, D. The crawling peg and exchange rate uncertainty, in Williamson, J. (Ed.) **Exchange Rate Rules: The Theory, Performance, and Prospect of the Crawling Peg**. St Martins Press, New York, NY, 1981.

CORRÊA, K, D. Relação da volatilidade da taxa de câmbio real efetiva com as exportações brasileiras, 2015 (Dissertação de Mestrado). Programa de Pós Graduação em Economia Aplicado, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora.

DE VITA, G. & ABBOTT, A. The impact of exchange rate volatility on UK exports to EU countries. *Scottish Journal of Political Economy*, 51(1), pp. 62-81, 2004

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*, b. 50, p. 987-1008, 1982.

ESQUIVEL, G., LARRAÍN, F. B. The Impact of G-3 Exchange Rate Volatility on Developing Countries. G-24 Discussion Paper Series. **United Nations Conference on Trade and Development**, n. 16, January 2002.

FIPE. Estimaco da Elasticidade-Preço da Demanda dos Clientes Comerciais e Industriais da SABESP. Fundaco Instituto de Pesquisas Econmicas (FIPE). Nota tcnica, 2009.

GIOVANNINI, A. Exchange Rates and Traded Goods Prices. *Journal of international Economics*,24: 45-68, 1988.

GOLDSTEIN, M., & KHAN, M.S. Income and price effects in foreign trade. in Jones, R.W., Kenen, P.B. (Eds.). *Handbook of International Economics*, North-Holland, Amsterdam, 1041–1105, 1985.

GONZAGA, G. M., TERRA, M. C. Equilibrium real exchange rate, volatility, and stabilization. **Journal of Development Economics**. Vol. 54, p. 77-100, 1997.

GOULART, C. P.; AMARAL, H. F.; BERTUCCI, L. A.; BRESSAN, A. A. Previso da volatilidade no mercado interbancrio de cmbio. *Revista de Administrao de Empresas*, (Edio Especial Minas Gerais), v. 45, p. 86-100, 2005.

GRAWE, P, de. Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade. International Monetary Fund (IMF), working paper n 24, p. 317-330, 1988.

GRIEBELER M. Models for forecasting exchange rate volatility: a comparison between developed and emerging countries; *Economics Bulletin*, vol. 34, issue 3, pp. 1618-1630, 2014

GRIER, K. B., SMALLWOOD, A. D. Uncertainty and export performance: Evidence from 18 countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(4), 965-979, 2007.

HOOPER, P., KOHLHAGEN, S.W. The effects of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade. **Journal of International Economics**.vol. 8, pp. 483-511, 1978.

JESUS, L.A. O impacto da volatilidade cambial nas exportaces brasileiras para o Mercosul: uma anlise em painel dinmico. Tese de Dissertao, Universidade Federal do Paran, Curitiba, 2010.

JOHANSEN, Søren. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, vol.12, 231-54, 1988.

JOHANSEN, S., 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, (59), pp. 1551-1580.

Klein, M.W. Sectoral Effects of Exchange Rate Volatility on United State Exports. *Journal of International Money and Finance* 9, 299-308, 1990.

LIBERATO, D.; HOLLAND, M.; VIEIRA, F. Pecado original e volatilidade da taxa de cmbio: novas evidncias empricas. **ANPEC** 2012.

MCKENZIE, M. E BROOKS, R. O impacto da volatilidade da taxa de cmbio nos fluxos comerciais alemo-americano. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7, 73-87, 1997.

McKENZIE, M.D. The impact of exchange rate volatility on international trade flows. **Journal of Economic Surveys**. Vol. 13 No. 1, pp. 71-104, 1999.

MEDHORA, R. The effect of exchange rate variability on trade: the case of the West African monetary union’s imports. **World Development**. Vol. 18 No. 2, pp. 313-24, 1990.

OLIVEIRA, F. N.; PLAGA, A. Eficcia das intervenes do Banco Central do Brasil sobre a volatilidade condicional da taxa de cmbio nominal. **Revista Brasileira de Economia**. v.65 n.1 p. 71-92, Jan-Mar 2011.

PAES, Nelson Leito. Tributaco dos cigarros: uma anlise abrangente da literatura. *Acta Scientiarum*. Maring, v. 36, n. 2, p. 177-187, jul-dez. 2014.

PESARAN, M.; Y. SHIN (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis, in S. Strom (ed.). *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*. Cambridge University Press. 1999

- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Economics*. vol. 16, p. 289–326. 2001
- ROCHA M., CURADO, M. Metas de inflação e volatilidade cambial: uma análise da experiência internacional com painel-GARCH. *Revista Economia Contemporânea*. Rio de Janeiro v. 15, p. 342-361, mai-ago 2011.
- ROMA, C. M. S.; FERREIRA, B. P. ; AMARAL, H. F. . Testando a forma fraca de eficiência na taxa de câmbio (BRL/USD). *Faces: Revista de Administração (Belo Horizonte. Online)*, v. 13, p. 8-26, 2014.
- SHAIKH, S, A; HONGBING, O. Exchange Rate Volatility and Trade Flows: Evidence from China, Pakistan and India. *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 7, No. 11; 2015;
- VERHEYEN, F. Bilateral exports from euro zone countries to the US — Does exchange rate variability play a role? *International Review of Economics & Finance*. Vol. 24, p. 97–108. Out. 2012.
- VIAENE, J. M.; DE VRIES, C. G. International Trade and Exchange Rate Volatility. *European Economic Review*, 36, 1311-21. 1992.
- WILLET, T. D. The Economics and Politics of Industrial Policy: some lessons from the U.S. and Abroad. *Contemporary Economic Policy*. Vol. 4, n. 1, p. 10–11, Jan. 1986.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D.W.K. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics* 10: 251-270, 1992.

Anexos

Anexo 1- Período amostral por setor

Setores	Período Amostral		Setores	Período Amostral	
	Início	Final		Início	Final
0409	jan/00	fev/17	6908	jan/99	fev/17
0801	jan/99	fev/17	7103	jan/99	fev/17
0901	jan/99	fev/17	7108	jan/99	fev/17
0904	jan/99	fev/17	7201	jan/99	fev/17
1005	jan/02	fev/17	7202	jan/99	fev/17
1602	jan/99	fev/17	7207	jan/99	fev/17
1701	jan/02	fev/17	7208	jan/99	fev/17
1704	jan/99	fev/17	7209	jan/99	fev/17
1804	jan/99	fev/17	7213	jan/99	fev/17
2009	jan/99	fev/17	7219	jan/99	fev/17
2101	jan/99	fev/17	7224	jan/11	fev/17
2207	jan/04	fev/17	7228	jan/99	fev/17
2401	jan/99	fev/17	7304	jan/99	fev/17
2507	jan/99	fev/17	7326	jan/99	fev/17
2606	jan/99	fev/17	7606	jan/99	fev/17
2709	jan/04	fev/17	8112	jan/99	fev/17
2710	jan/99	fev/17	8207	jan/99	fev/17
2804	jan/99	fev/17	8408	jan/99	fev/17
2818	jan/99	fev/17	8409	jan/99	fev/17
2825	jan/99	fev/17	8411	jan/99	fev/17
2901	jan/08	fev/17	8412	jan/99	fev/17
2902	jan/99	fev/17	8413	jan/99	fev/17
2922	jan/99	fev/17	8414	jan/99	fev/17
3004	jan/02	fev/17	8429	jan/99	fev/17
3005	jan/04	fev/17	8431	jan/99	fev/17
3301	jan/99	fev/17	8471	jan/99	fev/17

3503	jan/99	fev/17	8474	jan/99	fev/17
3901	jan/99	fev/17	8481	jan/99	fev/17
3907	jan/99	fev/17	8482	jan/99	fev/17
4002	jan/99	fev/17	8483	jan/99	fev/17
4011	jan/99	fev/17	8501	jan/99	fev/17
4107	jan/02	fev/17	8503	jan/99	fev/17
4205	jan/99	fev/17	8504	jan/99	fev/17
4407	jan/99	fev/17	8517	jan/99	fev/17
4409	jan/99	fev/17	8544	jan/99	fev/17
4411	jan/99	fev/17	8607	jan/99	fev/17
4412	jan/99	fev/17	8708	jan/99	fev/17
4418	jan/99	fev/17	8802	jan/99	fev/17
4703	jan/99	fev/17	8803	jan/99	fev/17
5607	jan/99	fev/17	9032	jan/99	fev/17
6302	jan/99	fev/17	9303	jan/99	fev/17
6402	jan/99	fev/17	9403	jan/99	fev/17
6403	jan/99	fev/17	9998	jan/99	fev/17
6802	jan/99	fev/17			

Fonte: Elaboração própria

Anexo 2- Testes de Raiz unitária

Anexo 2a – Testes de raiz unitária – Amostra 1999:01 a 2017:02

Variável\Teste	ADF	PP
log0901	I(0)	I(0)
log2009	I(0)	I(0)
log2401	I(0)	I(0)
log2902	I(0)	I(0)
log4011	I(1)	I(0)
log4409	I(1)	I(1)
log4703	I(0)	I(0)
log6802	I(0)	I(0)
log7108	I(0)	I(0)
log7201	I(0)	I(0)
log7202	I(0)	I(0)
log7207	I(0)	I(0)
log8409	I(0)	I(0)
log8411	I(0)	I(0)
log8429	I(1)	I(0)
log8708	I(1)	I(1)
log8802	I(0)	I(0)
log6908	I(1)	I(1)
log7208	I(0)	I(0)
log7209	I(0)	I(0)
log7213	I(0)	I(0)
log7219	I(0)	I(0)
log7606	I(0)	I(0)
log8101	I(1)	I(0)
log8112	I(0)	I(0)
log7103	I(0)	I(0)
log7228	I(1)	I(0)
log7304	I(0)	I(0)
log7326	I(1)	I(0)
log8207	I(0)	I(0)
log8408	I(0)	I(0)
log8412	I(0)	I(0)
log8413	I(1)	I(0)
log8414	I(1)	I(0)

log8431	I(1)	I(1)
log8471	I(0)	I(0)
log8474	I(1)	I(0)
log8481	I(1)	I(0)
log8482	I(1)	I(0)
log8483	I(1)	I(1)
log8501	I(1)	I(0)
log8503	I(1)	I(0)
log8504	I(0)	I(0)
log8517	I(0)	I(0)
log8544	I(1)	I(0)
log8607	I(0)	I(0)
log8803	I(1)	I(0)
log9032	I(1)	I(0)
log9303	I(1)	I(0)
log9403	I(1)	I(1)
log9998	I(1)	I(1)
log1602	I(0)	I(0)
log1804	I(0)	I(0)
log2507	I(0)	I(0)
log2606	I(1)	I(0)
log2804	I(0)	I(0)
log2825	I(0)	I(0)
log2922	I(0)	I(0)
log3901	I(0)	I(0)
log0801	I(1)	I(0)
log0904	I(0)	I(0)
log1704	I(0)	I(0)
log2101	I(0)	I(0)
log2710	I(0)	I(0)
log2818	I(0)	I(0)
log3301	I(0)	I(0)
log3503	I(0)	I(0)
log3907	I(0)	I(0)
log4002	I(0)	I(0)
log4205	I(1)	I(1)
log4407	I(1)	I(0)
log4411	I(1)	I(0)
log4412	I(1)	I(1)
log4418	I(1)	I(1)
log4802	I(0)	I(0)
log5607	I(0)	I(0)
log6302	I(1)	I(1)
log6402	I(0)	I(0)
log6403	I(1)	I(1)
log6813	I(0)	I(0)
logcambio	I(1)	I(1)
loginpro	I(1)	I(1)
vol_6_1999	I(0)	I(0)
Garch_1999	I(0)	I(0)
Tgarch_1999	I(0)	I(0)
Egarch_1999	I(0)	I(0)

Fonte: Elaboração própria

Anexo 2b – Testes de raiz unitária – Amostra 2000:01 a 2017:02

Variável\Teste	ADF	PP
log0409	I(1)	I(1)
logcambio	I(1)	I(1)
loginpro	I(1)	I(1)
vol_6_2000	I(0)	I(0)
Garch_2000	I(0)	I(0)
Tgarch_2000	I(0)	I(0)

Egarch_2000	I(0)	I(0)
-------------	------	------

Fonte: Elaboração própria

Anexo 2c – Testes de raiz unitária – Amostra 2002:01 a 2017:02

Variável\Teste	ADF	PP
log1005	I(0)	I(0)
log1701	I(0)	I(0)
log3004	I(1)	I(0)
log4107	I(1)	I(0)
logcambio	I(1)	I(1)
loginpro	I(1)	I(1)
vol_6_2002	I(0)	I(0)
Garch_2002	I(0)	I(0)
Tgarch_2002	I(0)	I(0)
Egarch_2002	I(0)	I(0)

Fonte: Elaboração própria

Anexo 2d – Testes de raiz unitária – Amostra 2004:01 a 2017:02

Variável\Teste	ADF	PP
log3005	I(0)	I(0)
log2709	I(0)	I(0)
log2207	I(0)	I(0)
Logcambio	I(1)	I(1)
Loginpro	I(1)	I(1)
vol_6_2004	I(0)	I(0)
Garch_2004	I(0)	I(0)
Tgarch_2004	I(0)	I(0)
Egarch_2004	I(0)	I(0)

Fonte: Elaboração própria

Anexo 2e – Testes de raiz unitária – Amostra 2008:01 a 2017:02

Variável\Teste	ADF	PP
log2901	I(0)	I(0)
Logcambio	I(1)	I(1)
Loginpro	I(0)	I(1)
vol_6_2008	I(0)	I(0)
Garch_2008	I(0)	I(0)
Tgarch_2008	I(0)	I(0)
Egarch_2008	I(0)	I(0)

Fonte: Elaboração própria

Anexo 2f – Testes de raiz unitária – Amostra 2011:01 a 2017:02

Variável\Teste	ADF	PP
log7224	I(0)	I(0)
logcambio	I(1)	I(1)
loginpro	I(1)	I(1)
vol_6_2011	I(0)	I(0)
Garch_2011	I(0)	I(0)
Tgarch_2011	I(0)	I(0)
Egarch_2011	I(0)	I(0)

Fonte: Elaboração própria.