



Alessandra Pasqualina Viola

**Ensaio sobre o mercado de câmbio no Brasil:
Uma abordagem usando a regressão
quantílica e suas variações**

Tese de Doutorado

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em
Administração de Empresas da PUC-Rio como requisito
parcial para obtenção do título de Doutor em
Administração de Empresas da PUC-Rio

Orientador: Prof. Marcelo Cabus Klotzle

Rio de Janeiro
Setembro de 2015



Alessandra Pasqualina Viola

**Ensaio sobre o mercado de câmbio no Brasil:
Uma abordagem usando a regressão
quantílica e suas variações**

Tese apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor pelo Programa de Pós-graduação em Administração de Empresas da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Prof. Marcelo Cabus Klotzle

Orientador

Departamento de Administração – PUC-Rio

Prof. Antonio Carlos Figueiredo Pinto

Departamento de Administração - PUC-Rio

Prof. Luiz Felipe Jacques da Motta

Departamento de Administração – PUC-Rio

Prof. Claudio Henrique da Silveira Barbedo

Grupo IBMEC

Prof. Wagner Piazza Gaglianone

Banco Central

Profa. Mônica Herz

Vice-Decana de Pós-Graduação do CCS

Rio de Janeiro, 23 de setembro de 2015

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem a autorização da universidade, da autora e do orientador.

Alessandra Pasqualina Viola

Graduou-se em Administração Pública pela EAESP/FGV (Escola de Administração de Empresas da Fundação Getúlio Vargas em São Paulo). Kursou Mestrado em Administração com ênfase em Finanças no COPPEAD/UFRJ (Universidade Federal do Rio de Janeiro). Atua no mercado financeiro há mais de 20 anos com foco em tesouraria e gerenciamento de risco. É funcionária de carreira do Banco Central do Brasil, tendo trabalhado na área de Supervisão Bancária, na área de Monitoramento do Mercado de Câmbio Doméstico, na Área Econômica e, atualmente, na área de Regulação Prudencial.

Ficha Catalográfica

Viola, Alessandra Pasqualina

Ensaio sobre o mercado de câmbio no Brasil: uma abordagem usando a regressão quantílica e suas variações / Alessandra Pasqualina Viola; orientador: Marcelo Cabus Klotzle. – 2015.

146 f. : il. (color.) ; 30 cm

Tese (doutorado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Administração, 2015.

Inclui bibliografia

1. Administração – Teses. 2. Intervenção governamental. 3. Regressão quantílica. 4. Volatilidade. 5. Endogeneidade. 6. Mercado de câmbio. I. Klotzle, Marcelo Cabus. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Administração. III. Título.

CDD: 658

Para Cecília, Bruno e Laduccio.

Agradecimentos

Agradeço ao meu orientador e caro professor, Marcelo Klotzle, pela postura acadêmica, ótimos *insights* e, também, pela acolhida e compreensão.

Aos professores da Banca: Prof. Antônio Figueiredo e Prof. Luiz Felipe.

Ao Banco Central pelo programa PPG *Strictu Sensu* uma das formas pelas quais o corpo funcional pode capacitar-se.

Aos meus colegas de doutorado com quem aprendi tanto.

Ao Bernardo, ainda menino e tão maduro, meu amigo nas aventuras acadêmicas!

À Ana Carla, pela solidariedade.

Aos colegas de 2012, com quem aprendi a assistir aula!

À PUC-Rio, pelos auxílios concedidos, sem os quais este trabalho não poderia ter sido realizado.

Aos funcionários do IAG, principalmente, Teresa e Fábio.

Aos coordenadores, prof^a. Angela e prof. Jorge, pelas aulas inspiradoras e pela paciência e compreensão.

Ao Eugênio, pelo incentivo desde o mestrado!

Aos amigos do Depin, Crema, Pat e Alan, que tanto me ensinaram!

Ao André Leite, pelas discussões sobre Matlab.

Ao Armando, por alguns dos dados aqui utilizados e pela simpatia e disposição!

Ao Wagner Gaglianone, pelos valiosos ensinamentos e contribuições, competente por demais e tão paciente! Permita-me aqui dizer: um *lord*!

Ao Cláudio Barbedo, meu orientador técnico no Banco Central, que sempre dá força às minhas ideias, com opiniões e conhecimento precisos.

À Nívea, pela doce amizade.

A minhas tão caras amigas da GV – Helena e Tatyana.

À Elvira, pela força.

À Sônia do Depin/Bacen, pelo exemplo de força e determinação.

Ao Bacen, pela oportunidade concedida por meio do PPG.

Ao meu colega da Unibacen, Émerson, muito atencioso e humano, que tanto me ajudou.

A meus médicos, Dra. Lícia, Dr. Flávio e Dr. Ribamar, que me ajudaram em minha reabilitação para que eu chegasse até aqui.

Às minhas ajudantes Andreia e Sueli.

Ringrazio le mie zie, Marietta, Anna e Elsa per il loro affetto e per le loro attenzioni. Saranno sempre nei nostri cuori e nei nostri pensieri.

A meus pais, Nicola (*in memoriam*) e Ivone, que tanto fizeram por mim.

A meus encantos e fontes de inspiração, Cecília, Bruno e Laduccio. O que eu faria sem vocês? Desculpem-me pelos finais de semana separados, noites na faculdade. Foi por vocês, para vocês que aqui estou. Foi uma delícia, um prazer repartirmos esses quatro anos. Obrigada por tudo! Agora adentraremos uma nova etapa. Preparados? Então, apertem os cintos, e vamos em frente!

Resumo

Viola, Alessandra Pasqualina; Klotzle, Marcelo Cabus. **Ensaio sobre o mercado de câmbio no Brasil: uma abordagem usando a regressão quantílica e suas variações**. Rio de Janeiro, 2015. 146p. Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

O mercado cambial doméstico, bem como o de outros países são objeto de estudo de vários e diversificados trabalhos. Neste estudo, utiliza-se a regressão quantílica e algumas de suas novas formulações para analisar a relação dos retornos cambiais com os retornos no mercado de bolsa, a volatilidade cambial e os efeitos das intervenções governamentais no nível e na volatilidade da taxa de câmbio. Encontrou-se que o mercado de câmbio é mais sensível a variações na bolsa, na presença de maiores desvalorizações cambiais. O método CAViaR, que aplica funções autorregressivas à regressão quantílica para estimar a volatilidade, mostrou-se eficaz quando comparado a outros métodos. Por fim, as reações do mercado cambial às intervenções governamentais foram analisadas com o ferramental da regressão quantílica com variáveis instrumentais, o que permite tratar o problema de endogeneidade existente. Não há conhecimento por parte da autora de aplicação desse método para o caso das intervenções cambiais. Os resultados abrem uma nova forma de análise para dados que não possuem o comportamento completamente aleatório e que se mostraram, ainda, com diferentes impactos (coeficientes angulares) ao longo da distribuição da taxa de câmbio, seja seu retorno ou sua volatilidade.

Palavras-chave

Intervenção governamental; regressão quantílica; volatilidade; endogeneidade; mercado de câmbio; mercado de ações; CAViaR; GARCH.

Abstract

Viola, Alessandra Pasqualina; Klotzle, Marcelo Cabus (Advisor). **Essays on the foreign exchange market in Brazil: a quantile regression approach.** Rio de Janeiro, 2015. 146p. PhD Dissertation – Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Not only the Brazilian Exchange Market, but also those of other countries are studied in a great number of works. In this study, we use the regression quantile and some of its new formulas to analyze the relationship of currency returns with the returns in the stock market, exchange rate volatility and the effects of government intervention in the level and volatility of the exchange rate. It was found that the currency market is more sensitive to variations in the bag in the presence of major devaluations. Caviar method, that applies autoregressive functions in quantile regression to estimate volatility, was effective when compared to other methods. Finally, the reactions of the forex market to government interventions were analyzed using quantile regression with instrumental variables, which can deal with the existing endogeneity problem. The findings open up a new way of analysis to data that do not have the completely random behavior and also showed different impacts (slope coefficients) over the distribution of the exchange rate, either its return or volatility.

Keywords

Foreign exchange intervention; quantile regression; volatility; endogeneity; foreign exchange market; stock market; CAViaR; GARCH.

Sumário

1. Introdução	18
2. Relação entre mercado de câmbio e mercado de ações no Brasil entre os anos 2001 e 2014	21
2.1 Introdução	21
2.2 Revisão de literatura	23
2.2.1 Relação entre mercado de ações e mercado de câmbio	23
2.2.2 Regressão quantílica	25
2.3 Metodologia	27
2.3.1 Dados	27
2.3.2 Modelagem	28
2.4 Resultados	30
2.5 Conclusão	35
3. Previsão da volatilidade da taxa de câmbio no Brasil: uma abordagem utilizando-se da autorregressão quantílica	37
3.1 Introdução	37
3.2 Revisão da literatura	40
3.2.1 Estudos sobre volatilidade da taxa de câmbio: modelos com variáveis macroeconômicas e modelos autorregressivos	40
3.2.2 Modelagem da volatilidade da taxa de câmbio	43
3.2.3 CAViaR – Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantile	50
3.2.4 Previsão de volatilidade da taxa de câmbio – Taylor e Huang	51
3.3 Metodologia	52
3.3.1 Dados	52
3.3.2 Modelagem aplicada	52
3.3.3 Regressão quantílica	53
3.3.4 CAViaR	53
3.3.5 Previsão da volatilidade por regressão quantílica – Taylor e Huang	56

3.4 Resultados	61
3.4.1 Estatísticas descritivas	61
3.4.2 Resultados empíricos	62
3.4.3 Previsão: medidas de avaliação	72
3.5 Conclusão	73
4. Intervenções esterilizadas do Banco Central do Brasil no período de 2003 a 2014: uma abordagem quantílica	76
4.1 Introdução	76
4.2 Revisão da literatura	80
4.2.1 Intervenções governamentais no mercado de câmbio	80
4.2.2 Volatilidade e intervenção cambial	86
4.2.3 A questão da endogeneidade	90
4.2.4 Regressão quantílica com variável instrumental	92
4.2.5 Trabalhos no Brasil	93
4.3 Metodologia	95
4.3.1 Dados	95
4.3.2 Modelagem aplicada	98
4.4 Resultados	112
4.4.1 Estimativa da relação das intervenções esterilizadas com o retorno e a volatilidade no câmbio, considerando-as exógenas	113
4.4.2 Estimativa da relação das intervenções esterilizadas com o retorno e a volatilidade no câmbio, considerando-as endógenas	122
4.4.3 Teste de robustez: seleção da variável instrumental	131
4.5 Conclusão	133
5. Conclusão geral	134
6. Referências bibliográficas	136

Lista de gráficos

Gráfico 2.1	Coeficiente angular estimado, por regressão quantílica, para nove quantis	33
Gráfico 2.2	Evolução da Cotação do Dólar e do Ibovespa	33
Gráfico 3.1	Resíduos da regressão da série do retorno do dólar por uma constant	62
Gráfico 3.2	Coeficientes angulares do modelo CAViaR assimétrico	65
Gráfico 4.1	Operações de swap realizadas pelo Bacen, entre 02/01/2003 a 31/12/2014	96
Gráfico 4.2	Posição líquida de swaps do Banco Central do Brasil, entre 02/01/2003 a 31/12/2014	96
Gráfico 4.3	Evolução dos retornos diários da taxa de câmbio US\$ x Real	97
Gráfico 4.4	GARCH x Operações Diárias [Exógena] Univariada	115
Gráfico 4.5	GARCH x Operações Diárias [Exógena] Multivariada	116
Gráfico 4.6	GARCH x Posição Líquida [Exógena] Univariada	118
Gráfico 4.7	GARCH x Pos. Líquida [Exógena] Multivariada	119
Gráfico 4.8	Retorno x Operações Diárias [Exógena] Multivariada	120
Gráfico 4.9	Retorno x Posição Líquida [Exógena] Multivariada	121
Gráfico 4.10	Retorno x Operações Diárias [Endógena] Univariada	123
Gráfico 4.11	Retorno x Operações Diárias [Endógena] Multivariada	124

Gráfico 4.12	Retorno x Posição Líquida [Endógena] Univariada	125
Gráfico 4.13	Retorno x Posição Líquida [Endógena] Multivariada	126
Gráfico 4.14	GARCH x Operações Diárias [Endógena] Univariada	127
Gráfico 4.15	GARCH x Operações Diárias [Endógena] Multivariada	128
Gráfico 4.16	GARCH x Posição Líquida [Endógena] Univariada	129
Gráfico 4.17	GARCH x Posição Líquida [Endógena] Multivariada	130
Gráfico 4.18	GARCH x Posição Líquida [Endógena] Univariada Variável Instrumental Contínua	132
Gráfico 4.19	Retorno x Posição. Líquida [Endógena] Univariada Variável Instrumental Contínua	132

Lista de quadros

Quadro 3.1

58

Lista de Tabelas

Tabela 2.1	Teste raiz unitária - tendência e intercepto	30
Tabela 2.2	Estatísticas Descritivas – Retorno Semanal Dólar e Teste de Normalidade JB	30
Tabela 2.3	Estatísticas Descritivas – Retorno Semanal Ibovespa e Teste de Normalidade JB	31
Tabela 2.4	Teste de Causalidade de Granger - Tx. de câmbio e Ibovespa	31
Tabela 2.5	Taxa de câmbio x Ibovespa - OLS Eq.(2.8)	32
Tabela 2.6	Tx de câmbio X Ibovespa – Regressão Quantílica Mediana ($\theta = 0,5$) Eq. (2.9)	32
Tabela 2.7	Resultado da estimativa da equação 2.9 para nove quantis	33
Tabela 2.8	Teste de Estabilidade dos Coeficientes β_θ ao longo dos quantis	34
Tabela 3.1	Estatísticas descritivas – Retorno Dólar	61
Tabela 3.2	Teste ARCH – Resíduos / Retorno Diário	62
Tabela 3.3	Coeficientes angulares do modelo CAViaR Assimétrico	64
Tabela 3.4	Regressões da <i>proxy</i> da volatilidade com as estimativas CAViaR	69
Tabela 3.5	Coeficientes estimados - Modelo GARCH (1,1)	70
Tabela 3.6	Coeficientes estimados Modelo E-GARCH (1, 1)	70
Tabela 3.7	Avaliação das Previsões de Volatilidade	74

Tabela 4.1	Estatísticas descritivas – Retorno Dólar	97
Tabela 4.2	Média e volatilidade – GARCH (1,1) e EGARCH (1,1) – Intervenções diárias - Exógena	113
Tabela 4.3	Média e volatilidade – GARCH (1,1) e EGARCH (1,1) – posição líquida diária de swaps cambias / swaps Reversos – Exógena	114
Tabela 4.4	GARCH x Operações diárias [Exógena] Univariada	115
Tabela 4.5	GARCH x Operações Diárias [Exógena]Multivariada	116
Tabela 4.6	GARCH x Posição Líquida [Exógena]Univariada	117
Tabela 4.7	GARCH x Pos. Líquida [Exógena] Multivariada	119
Tabela 4.8	Retorno x Operações Diárias [Exógena] Multivariada	120
Tabela 4.9	Retorno x Posição Líquida [Exógena] Multivariada	121
Tabela 4.10	Retorno x Operações Diárias [Endógena]Univariada	122
Tabela 4.11	Retorno x Operações Diárias [Endógena]Multivariada	124
Tabela 4.12	Retorno x Posição Líquida [Endógena] Univariada	124
Tabela 4.13	Retorno x Posição Líquida [Endógena] Multivariada	126
Tabela 4.14	GARCH x Operações Diárias [Endógena] Univariada	127
Tabela 4.15	GARCH x Operações Diárias [Endógena]Multivariada	128
Tabela 4.16	GARCH x Coef. Pos. Líq [Endógena] Univariada	129

Tabela 4.17	GARCH x Coef. Pos. Líq. [Endógena] Multivariada	130
Tabela 4.18	GARCH x Coef. Pos. Líq. [Endógena] Univariada – Variável Instrumental Contínua	132
Tabela 4.19	Retorno x Coef. Pos. Líq. [Endógena] Univariada – Variável Instrumental Contínua	132

*However bad life may seem, there is always something you can do,
and succeed at. While there's life, there is hope.*
Stephen Hawking

1

Introdução

Se a taxa de câmbio não é a mais importante, certamente, figura entre as mais importantes variáveis macroeconômicas estudadas e analisadas tanto no meio acadêmico (em termos teóricos e/ou empíricos) como no governo e no mercado financeiro. Em pouco mais de meio século, o mundo e suas diferentes nações passaram por regimes cambiais dos mais diversos: do padrão ouro a regimes flutuantes sem intervenção.

A adoção dos regimes cambiais varia não somente entre os períodos, como também entre as diversas economias. Menkhoff et al. (2012) apontam semelhanças e diferenças entre as intervenções governamentais no mercado cambial entre países com economias mais desenvolvidas e países com economias emergentes ou menos desenvolvidas. Por guardar relação com variáveis macroeconômicas, tais como, taxa de juros, comércio internacional, inflação, e outros aspectos, como controle governamental, aversão a risco com relação a determinados mercados ou blocos econômicos, os estudos sobre taxa de câmbio também apresentam um espectro bastante amplo e profícuo, apesar de ainda haver um longo caminho para um consenso teórico ou empírico sobre a formação do preço do ativo cambial ou de sua volatilidade.

Os estudos que buscam relações entre a taxa de câmbio e as variáveis macroeconômicas são vários e muito baseados em teorias econômicas. Mussa (1984) utiliza-se de contribuições efetuadas pelas pesquisas empíricas para checar pressupostos teóricos, como também analisa a taxa de câmbio a partir da teoria do equilíbrio, pois, segundo ele, há traços genéricos comuns entre a determinação de preço do câmbio e a determinação do preço de outros ativos negociados em um mercado organizado.

Igualmente importante, ao se estudar o preço de um ativo ou uma variável macroeconômica, é modelar sua volatilidade. A relação da volatilidade do câmbio com outras variáveis foi estudada, por exemplo, em Menkhoff et al. (2010), ao analisarem a referida variável com os lucros obtidos pelas operações de carregamento entre países.

Huang (2011) atenta para a vertente de estudos de séries temporais, focada na heterocedasticidade encontrada comumente em séries financeiras. Vertente pela qual desenvolveram-se modelos autorregressivos como ARCH e GARCH, de Engle & Bollerslev (1986), até hoje utilizados, seja em sua forma original, seja com algumas mudanças, considerando-se características como assimetria de comportamento entre aumento ou diminuição dos preços, entre outros.

O Brasil não apresentou comportamento descolado da realidade mundial. Também aqui foram realizados pacotes, âncoras cambiais, bandas cambiais, minibandas cambiais, mercado flutuante para todos os perfis e posicionamentos teóricos e empíricos. E, o acompanhamento acadêmico, também, não foi nada tímido.

Entretanto, um trabalho que agregasse um período maior de análise e, ainda, que estudasse, em diferentes aspectos, o mercado de câmbio no Brasil, incluindo, neste período, a crise de 2008 e a respectiva solução encontrada pelo FED, pode agregar informações para melhor entendimento neste mercado tão nevrálgico para a economia brasileira.

São três os aspectos estudados neste trabalho sobre o mercado de câmbio no Brasil. Primeiro, a relação da taxa de câmbio com o mercado de ações no Brasil. Segundo, a previsão da volatilidade da taxa de câmbio para um dia. E, por último, a interferência das intervenções governamentais no mercado estudado.

Todos esses assuntos já foram abordados, de uma ou outra forma, em países emergentes, desenvolvidos, e mesmo no Brasil, conforme literatura específica em cada um dos ensaios. Mas com o que este trabalho busca contribuir para a literatura é, primeiro, como já colocado, o período relativamente longo e, com acontecimentos decisivos para a economia mundial, em específico, o mercado de moedas global, com a implementação do chamado *Quantitative Easing* dos EUA, no início de 2009.

Um segundo ponto refere-se à metodologia adotada. Neely (2005), em seu comentário sobre os estudos e análises referentes às intervenções governamentais no mercado de câmbio, afirma que relações não lineares poderiam fornecer grande material de pesquisa nessa área.

A modelagem utilizada ao longo dos três ensaios possui o mesmo argumento quantitativo de Huang (2011), qual seja, o comportamento das séries temporais apresenta-se heterocedástico e, mais, a evolução da forma funcional das variáveis pode se modificar à medida que novos cenários macroeconômicos vão se desenhando. Assim sendo, uma forma semiparamétrica, a partir da qual as relações funcionais sejam estruturais ou autorregressivas, pode fornecer subsídios de maior entendimento da taxa de câmbio e seus momentos estatísticos. O modelo adotado neste trabalho é, portanto, um modelo semiparamétrico desenvolvido por Koenker (1978) e denominado regressão quantílica.

Este trabalho visa, assim, contribuir para a pesquisa, nesse fascinante mercado, de duas formas: em termos de uma maior extensão do período pesquisado e, principalmente, com a adoção de modelos semiparamétricos e robustos a *outliers*, pelos quais se pode analisar a relação entre as variáveis ao longo de sua distribuição.

O trabalho foi organizado de forma a apresentar a aplicação da metodologia desde seu uso mais direto até o uso de tratamento endógeno para o caso de regressão quantílica.

Diante do exposto, o trabalho foi dividido da seguinte forma: o primeiro capítulo refere-se ao estudo da relação do mercado de câmbio com o mercado de ações no Brasil, utilizando-se a regressão quantílica em sua forma mais básica, conforme Tsai (2012); o segundo capítulo é o estudo da previsão da volatilidade no mercado de câmbio brasileiro. Para tal, adotou-se o modelo autorregressivo quantílico denominado CAViaR, desenvolvido por Engle & Manganelli (2004); e, por fim, o terceiro capítulo estuda o impacto das intervenções cambiais na volatilidade e no retorno na taxa de câmbio dólar/real no mercado brasileiro. Como a literatura pertinente a esse assunto, em específico, indica a existência de endogeneidade, utilizou-se o tratamento de variáveis instrumentais para regressão quantílica, conforme Chernozhukov et al. (2015).

2

Relação entre mercado de câmbio e mercado de ações no Brasil entre os anos 2001 e 2014

2.1 Introdução

Com a adoção do regime de taxas flutuantes, ainda que com algumas intervenções governamentais no mercado de câmbio, existe um crescente interesse no comportamento das taxas de câmbio com relação a fundamentos macroeconômicos. Ao lado disso, a integração entre mercados, tomando proporções cada vez maiores, os mercados de ações e de taxa de câmbio passam a se tornar mais inter-relacionados (Aydemir; Demirhan, 2009). Este estudo insere-se nesse contexto, procurando analisar a relação entre a taxa de câmbio e o mercado de ações no Brasil, com o uso da regressão quantílica que fornece informações mais detalhadas dessa relação.

Tsai (2012) estuda a relação entre a taxa de câmbio e o mercado de ações. Ele afirma haver duas direções distintas que tentam explicar o efeito de um mercado sobre o outro, são elas: o efeito do comércio internacional, e a segunda seria o efeito do portfólio. A primeira é analisada em Aggarwal (1981), e a segunda, estudada por Bahmani-Oskooee & Sohrabian (1992).

Sucintamente, Aggarwal (1981) afirma que a ligação existente entre esses dois mercados resulta da influência do comércio externo. Empresas que exportam (importam) ganhariam (perderiam) valor com a desvalorização do câmbio, o que implicaria mudança dos fluxos de recebimentos e pagamentos futuros das empresas, o que levaria a um aumento (diminuição) do preço das ações das empresas de comércio internacional. Ele generaliza esse argumento para outras empresas não ligadas diretamente ao setor de comércio exterior.

Em contraposição à visão anterior, a abordagem de equilíbrio de carteira (*portfolio balance approach*), desenvolvida em Bahmani-Oskooee & Sohrabian (1992), afirma que um aumento geral do preço das ações leva a um aumento da riqueza dos investidores internos e a uma demanda maior pela moeda local. Isso leva a uma apreciação da moeda doméstica, ou seja, os investidores mais otimistas direcionam seu investimento para aquele país, e esse fluxo de capital, procurando a moeda doméstica, ocasiona sua valorização.

A relação entre mercado de ações e taxa de câmbio é, portanto, positiva, segundo o argumento de Aggarwal (1981) de que existe o efeito do comércio internacional e, em contraposição, para os defensores do efeito do equilíbrio de carteira, os preços das ações são negativamente correlacionados com a taxa de câmbio.

Dornbusch & Fischer (1980) possuem argumento semelhante ao de Aggarwal (1981), com o modelo orientado por fluxo. Essa linha de modelo postula que as taxas de câmbio são afetadas pela balança comercial e pelas transações correntes do balanço de pagamentos e, assim, influenciam as variáveis reais da economia, como renda real e PIB. As ações das empresas ajustam-se a essa nova perspectiva, pois com nova renda e PIB, as expectativas de maiores receitas entram no cálculo do preço das ações. Dessa forma, a relação entre ações e taxa de câmbio é positiva, e orientada pela taxa de câmbio. Em contraposição, citam os autores Bahmani-Oskooee & Sohrabian (1992) já referidos anteriormente.

Gavik (1989) também defende que o dólar é afetado por mudanças no mercado de ações, uma vez que mudanças nos preços das ações afetam a demanda agregada por meio da riqueza e dos efeitos de liquidez, influenciando, assim, a demanda por moeda/câmbio. Ele acrescenta, entretanto, que ambas as variáveis somadas à taxa de juros são determinadas com certa endogeneidade e, na verdade, ele estuda alguns choques exógenos. Ainda, em sua abordagem, ele considera que os preços das ações determinam a demanda agregada, mais que a taxa de juros real.

É interessante notar que esses dois efeitos podem coexistir nas economias ou cada um deles ser preponderante em um ou outro país, dependendo de suas características estruturais, isto é: se há empresas mais exportadoras ou importadoras ou, ainda, um mercado financeiro mais desenvolvido. No caso de haver os dois efeitos, as análises podem se basear no efeito líquido existente entre câmbio e ações.

O objetivo deste estudo é estimar a relação do mercado de ações com a taxa de câmbio no Brasil, utilizando o modelo de regressão quantílica. Modelo este que permite estimar tal relação nas diferentes condições de mercado, ou seja, ao longo da distribuição dos retornos das taxas de câmbio. Visto de outra forma: nos diferentes quantis da distribuição dos retornos no mercado cambial.

A regressão quantílica desenvolvida por Koenker (1978), além de permitir essa análise, também é mais robusta com relação a valores extremos do que uma regressão linear baseada nos mínimos quadrados.

Este estudo está assim organizado: o primeiro tópico é a presente introdução. O segundo, uma breve revisão da literatura pertinente. O terceiro tópico é a descrição da metodologia. O quarto tópico contém os resultados da estimativa proposta. Por fim, no quinto, apresenta-se a conclusão.

2.2 Revisão de literatura

2.2.1 Relação entre mercado de ações e mercado de câmbio

A teoria tradicional sustenta que mudanças da taxa de câmbio sofrem influência do comércio internacional. A relação entre mercado de ações e taxa de câmbio tornou-se mais explícita com a adoção de regimes mais flexíveis para o mercado cambial, o que aumentou a integração entre mercados e, portanto, o maior fluxo de investimentos entre países.

Entretanto, os resultados empíricos ainda são difusos, não havendo consenso sobre a forma e/ou intensidade dessa relação. Alguns estudos da década de 90 não encontraram relação significativa, como Jorion (1995). Griffin & Stulz (2001) estimaram a relação entre os retornos semanais do mercado de ações e da taxa de câmbio e reportam um impacto muito pequeno das mudanças na taxa de

câmbio sobre o lucro das empresas. Alguns artigos apontam resultados em outra direção, como Chamberlain et al. (1997) que, ao pesquisar a influência das taxas de câmbio sobre ações de empresas do setor bancário, encontraram que as ações dessas companhias sofrem impacto significativo das mudanças da taxa de câmbio.

Algo interessante a se notar é o fato de Chamberlain et al. (1997) apontarem que seu resultado difere dos outros em decorrência da frequência dos dados, uma vez que em seu trabalho, os autores utilizaram dados diários.

Alguns artigos, como Aggarwal (1981), Soenen e Hennigar (1988), Granger et al. (2000) são exemplos de análises que fornecem bases para a relação entre esses dois mercados.

Soenen & Hennigar (1988) usaram dados dos EUA e verificaram uma relação negativa entre tais mercados. Os resultados, em Kim (2003), mostram uma relação de curto prazo negativa, quando se aplica o modelo de correção de erros multivariada.

Granger et al. (2000) formaram uma amostra de nove países asiáticos e estudaram a relação entre o mercado de ações e o mercado cambial durante a crise asiática. Para Malásia, Indonésia e Coreia do Sul, os resultados apontaram uma relação bidirecional entre ações e câmbio; para o Japão e a Tailândia, a relação entre esses dois mercados é positiva, com câmbio influenciando o mercado de ações, enquanto em Singapura, os autores não encontraram relação entre o mercado cambial e o de ações.

Usando dados mensais para analisar essa relação do câmbio entre alguns países da União Europeia, Stavárek (2005) estuda a relação por cointegração, entre outros métodos. O autor conclui que há evidências de um efeito unidirecional das ações para a taxa de câmbio. Chkili & Nguyen (2014) estudam a dinâmica entre ações e câmbio, aplicando o modelo de mudança de estado de Markov para países integrantes do BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul). Eles encontram que a influência do mercado de ações sobre a taxa de câmbio é mais forte do que o contrário. Para o caso do Brasil, os resultados mostram que o mercado de ações impacta o mercado de câmbio, e essa relação é negativa.

Diamandis & Drako (2011) utilizam-se de dados mensais, no período de 1980 a 2009, para Argentina, Brasil, Chile e México. Para os autores, seu principal resultado é que os dois mercados são positivamente relacionados.

Carvalho & Vieira (2014), utilizando-se das técnicas VAR e VEC para verificar a influência no curto e no longo prazo entre os mercados de ações e câmbio, encontram que o mercado de taxa de câmbio impacta positivamente o mercado de ações. Para os autores, no período da crise, o mercado de ações gera impacto na taxa de câmbio, de forma positiva. O estudo revela, ainda, dois pontos importantes. Primeiro que, após a crise de 2008, a relação entre os mercados tornou-se mais fraca. E no período de crise, a relação tornou-se bidirecional, e, para os autores, tal situação corrobora tanto a abordagem tradicional como a de portfólio.

Tabak (2006) encontra, para o caso do Brasil, que existe causalidade, no sentido de Granger, para o modelo linear do mercado de ações. Essa relação é negativa, o que está em linha com a abordagem do portfólio. Mas, utilizando modelos não lineares, o autor encontra uma relação positiva, de acordo com a abordagem tradicional encontrada em Aggarwal (1981).

Tsai (2012) encontra resultados de relação causal significativa entre câmbio e ações, nos seguintes países: Hong Kong, Japão, Malásia e Tailândia, antes da crise de 1997. Para Hong Kong, Coreia e Singapura, seus resultados indicam que há uma relação causal entre o mercado de ações e o câmbio. Assim, Hong Kong figura com uma relação causal bidirecional. Primeiramente, o autor efetuou a regressão por OLS para, depois, realizar as estimativas pela regressão quantílica.

2.2.2 Regressão quantílica

Koenker & Bassit (1978), em seu artigo seminal denominado *Regressão Quantílica*, colocam que o método dos mínimos quadrados é válido para distribuições normais e amostras que não apresentem muitos dados discrepantes, uma vez que a média é uma medida muito sensível a referidos dados. Já a mediana não possui essa característica. No início do tópico sobre a motivação dessa modelagem, os autores fazem certa crítica ao pressuposto da normalidade:

“O aforismo que ficou famoso por Poincaré de que ‘todo mundo acredita na lei [Gauss] de erros, porque os experimentadores acham que é um teorema matemático, os matemáticos, porque acham que é um fato empírico’, ainda é muito atual. Este ‘dogma da normalidade’, como Huber denominou, parece em grande parte uma espécie de transformar os desejos em realidade.”^{1 2}

Obviamente não se pode diminuir a importância da metodologia, até porque, pela Lei dos Grandes Números, algumas distribuições tendem à distribuição normal e a estimação linear não deixa de ser uma estimação parcimoniosa.

Mas, conforme verifica-se ao longo da revisão da literatura, alguns fatos estilizados da volatilidade dos ativos financeiros não conseguem ser explicados pelos modelos de mínimos quadrados ordinários, a volatilidade não apresenta distribuição normal, não é constante ao longo do tempo e, ainda, podem existir dados discrepantes que sensibilizam muito a média.

O que Koenker & Bassett (1978) pretendem, na verdade, é ampliar o conceito de minimização da soma dos desvios absolutos – cuja solução seria a mediana – para outros quantis. Eles citam que, em 1818, Laplace já trabalhava com essa medida, e muitos matemáticos viam algumas vantagens em se utilizar essa modelagem³.

Já no sumário de seu artigo, eles relatam que os estimadores do modelo por eles proposto eram tão eficientes quanto os estimadores calculados pelo método dos mínimos quadrados em distribuições Gaussianas, enquanto as estimativas dos parâmetros, calculadas para distribuições não Gaussianas, apresentaram-se mais eficientes. A partir desse trabalho, várias são as pesquisas e as áreas que usam essa metodologia. Como exemplo, na área de Economia, Silva (2006) analisa a relação entre crescimento e mercado financeiro. Koenker & Hallock (2001) citam, na área de Biologia, um trabalho de Abrevaya (2001) que utiliza a regressão quantílica para analisar a relação entre alguns fatores pré-natais e o peso de recém-nascidos. Bassett & Chen (2001) utilizaram a regressão quantílica para analisar o retorno das mulheres americanas à educação. Mais recentemente, em finanças, Huang (2011) e Tsai (2012) utilizaram regressão quantílica com séries temporais.

¹ O termo usado em inglês pelos autores é *wishful thinking*.

² Tradução livre da autora.

³ KOENGER, Roger; BASSETT, Gilbert. Quantile Regression. **Econometrica**, v. 46, n. 1 p. 33-50, jan.1978.

Koenker & Hallock (2001) iniciam sua explicação reportando-se ao conceito de ordenamento e agrupamento dos quantis estudados em estatística descritiva. A ideia central da regressão quantílica, expressa em Koenker & Bassett (1978), reside no fato de que, se a estimativa da média pode ser obtida minimizando a soma dos quadrados dos resíduos, é também possível encontrar a estimativa da mediana como solução da minimização da soma dos resíduos absolutos.

Na literatura, em finanças, Alexander (2008), Füss (2011) e Koenker (1978) reportam as vantagens desse método, dentre as quais, destacam-se a possibilidade de várias funções quantílicas serem estimadas em uma distribuição condicional. Em distribuições heterogêneas, analisar vários quantis fornece mais detalhes sobre a relação entre as variáveis, seja em modelos estruturais ou autorregressivos.

2.3 Metodologia

2.3.1 Dados

Para compor a amostra analisada, foram obtidos os dados do fechamento dos dois ativos, no período compreendido entre 11/01/2002 até 30/12/2014. Os dados estão em frequência semanal, compreendendo 678 observações. O índice da Bolsa de Valores de São Paulo - o Ibovespa - e a PTAX 800 - dólar de fechamento - foram coletados na Bloomberg e no site do Banco Central do Brasil, respectivamente.

2.3.2 Modelagem

2.3.2.1 Taxa de câmbio ou o retorno da taxa de câmbio

Segundo Brooks (2008), há motivos estatísticos pelos quais se trabalha com retornos e não com o nível de preços em si. Um dos motivos que será exposto no tópico Metodologia, Resultados, é o fato de muitas das séries de preços em finanças não serem estacionárias. Já, a série de retornos apresenta estacionariedade. Outro ponto refere-se à própria distribuição escolhida. Não se assumem preços negativos, o que, em uma distribuição normal padronizada, não se verifica, pois há valores menores do que a média que é igual a zero. Já os retornos podem ser negativos ou positivos, e haverá um número real representando o retorno. Neste trabalho optou-se por trabalhar com o log dos retornos, o que implica trabalhar com a taxa contínua, conforme boa parte da literatura.

Assim sendo, a variável sob análise será:

$$r_t = \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right) \quad (2.1)$$

Em que r_t é o retorno em taxa contínua no tempo t . S_t é a taxa de câmbio (Ibovespa) em t e S_{t-1} é a taxa de câmbio (Ibovespa) em $t-1$.

2.3.2.2 Regressão quantílica

Como comentado na revisão de literatura, a diferença entre a regressão linear por mínimos quadrados e a regressão linear por mínimos absolutos é sua função de minimização. Para a OLS, o resíduo é descrito matematicamente da seguinte forma:

$$e_i = (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (2.2)$$

Sendo y_t = variável dependente observada

\hat{y}_t = variável dependente estimada

- a. Na regressão linear por mínimos quadrados ordinários (OLS) busca-se minimizar:

$$\sum_i e_i^2 \quad (2.3)$$

- b. Na regressão da mediana (também chamada de regressão linear de menor desvio absoluto), o objetivo é minimizar:

$$\sum |e_i| \quad (2.4)$$

- c. Na regressão quantílica, informalmente, deseja-se minimizar:

$$\sum \theta |e_i| + \sum (1 - \theta) |e_i| \quad (2.5)$$

Em que: θ é o quantil cujo valor será estimado

Koenker & Bassett (1978) desenvolvem uma formulação mais geral, que está expressa a seguir:

Dada uma sequência x_t , com $t = 1, \dots, T$, denote uma sequência de K -vetores de uma determinada matriz. Suponha, ainda, que y_t , com $t = 1, \dots, T$ é uma amostra aleatória do processo da seguinte regressão: $u_t = y_t - x_t b$ com uma função distribuição F . O θ -ésimo quantil da regressão, $0 < \theta < 1$, é definido como qualquer solução do problema de minimização dado a seguir:

$$\min_{b \in R^k} \left[\sum_{t \in \{t: y_t \geq x_t b\}} \theta |y_t - x_t b| + \sum_{t \in \{t: y_t < x_t b\}} (1 - \theta) |y_t - x_t b| \right] \quad (2.6)$$

Ressalta-se, por fim, que o quantil condicional estimado é linear, e a expressão condicional linear utilizada, para o caso de uma variável é:

$$Y_{qt} = \alpha_{q0} + \beta_q X_t + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

2.4 Resultados

Conforme acima mencionado, as taxas analisadas são a primeira diferença das séries, uma vez que essas séries em nível apresentam raiz unitária e as séries de retornos não apresentam raiz unitária. Conforme pode ser verificado na Tabela 2.1⁴ abaixo:

Série	Estatística – t	P-valor
Dólar – Nível	-1,4805	0,8355
Ibovespa – Nível	-1,4618	0,8417
Dólar – Retorno	-28,1309	0,0000
Ibovespa – Retorno	-28,4826	0,0000

Tabela 2.1 - Teste raiz unitária - tendência e intercepto

Na Tabela 2.2 constam as estatísticas descritivas para cada uma das variáveis.

Dólar Retorno Semanal 11/01/2002 até 30/12/2014	
Descrição	Valor
Média	0,0002
Mediana	-0,0011
Max.	0,1172
Min.	-0,0886
DP	0,0219
Assim.	0,8402
Curt.	7,5251
Jarque- Bera (p-valor)	0,0000

Tabela 2.2 – Estatísticas Descritivas – Retorno Semanal Dólar e Teste de Normalidade J-B

⁴ O teste efetuado foi o Augmented Dickey-Fuller, com intercepto e tendência.

Ibovespa - Retorno Semanal 11/01/2002 até 30/12/2014	
Descrição	Valor
Média	0,0018
Mediana	0,0045
Max.	0,1684
Min.	-0,2232
DP	0,0381
Assim.	-0,4653
Curt.	5,9718
Jarque-Bera (p-valor)	0,0000

Tabela 2.3 – Estatísticas Descritivas – Retorno Semanal Ibovespa e Teste de Normalidade J-B

Conforme pode ser verificado nas Tabelas 2.2 e 2.3, ambas as séries, quais sejam, retorno semanal do dólar e retorno semanal do Ibovespa não apresentam normalidade no período analisado.

Tsai (2012) reporta alguns resultados de trabalhos anteriores em que as duas séries possuem relação bidirecional, assim como ocorreu para o caso de Hong Kong nas estimativas efetuadas pelo referido autor. A fim de verificar se, no Brasil, durante os anos da amostra analisada, as séries apresentaram tal característica, procedeu-se ao teste de Granger com 12 defasagens (*lags*).

Descrição	Estatística – F	P-valor
Ret_Ibov não causa no sentido de Granger – Ret_dólar	1,5342	0,0355
Ret_dol não causa no sentido de Granger Ret_Ibov	1,3255	0,1170

Tabela 2.4 - Teste de Causalidade de Granger - Tx. de câmbio e Ibovespa

Conforme a Tabela 2.4, observa-se que, para 1%, 5% e 10% de nível de significância, não se pode rejeitar a hipótese de que a taxa de câmbio não causa, no sentido de Granger, o retorno da Bolsa de Valores. Quanto ao sentido inverso, somente no nível de 1% é que se pode rejeitar a Hipótese Nula de não causalidade.

As equações a serem estimadas, neste ponto do trabalho, serão primeiramente as equações da relação dólar X mercado de ações, utilizando a metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS, em inglês), conforme

equação 2.8. Em seguida, serão reportados os resultados da estimativa pela regressão quantílica, conforme equação 2.9.

$$dol_t = \alpha_0 + \beta Ibov_t + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

$$dol_{tq} = \alpha_{0q} + \beta_q Ibov_t + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

Em que:

Dol – primeira diferença em logaritmo da taxa de câmbio

Ibov – primeira diferença em logaritmo do índice da Bolsa de Valores de SP

Variável	Coefficiente	P-valor
α_0	0,0006	0,1612
β	-0,3747	0,0000

Tabela 2.5 - Taxa de câmbio X Ibovespa - OLS Eq.(2.8)

Cabe aqui observar que essa relação medida a partir dos dados coletados não é uma equação econômica, mas sim, uma equação comumente usada a partir de estudos e evidências empíricas.

Variável	Coefficiente	P-valor
α_{0q}	0,0001	0,8488
β_q	-0,3084	0,0000

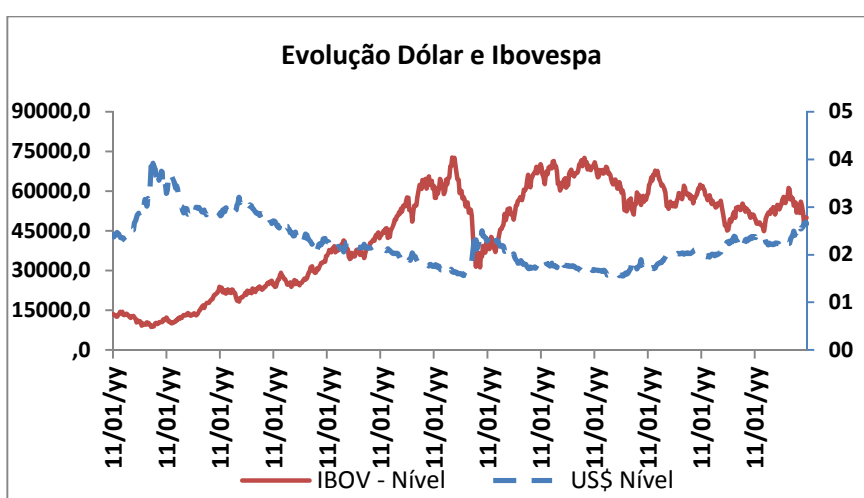
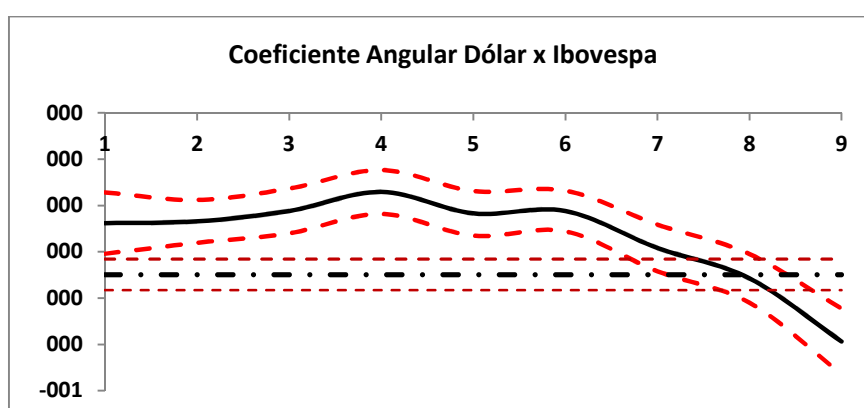
Tabela 2.6 – Regressão câmbio X Ibovespa – Regressão Quantílica Mediana ($\theta = 0,5$) Eq. (2.9)

A primeira informação a notar é que há uma grande diferença entre o coeficiente da média e o coeficiente da mediana. As duas são significativas a 1%.

Podem-se estimar os coeficientes para mais quantis, e o resultado encontra-se na Tabela 2.7. O gráfico 2.1 reflete os coeficientes calculados pela regressão quantílica para os quantis de 0,10 a 0,90 com respectivo erro padrão, e o coeficiente calculado a partir do método de Regressão dos Mínimos Quadrados (linha horizontal pontilhada) e respectivo erro padrão (linhas horizontais pontilhadas).

Quantil	Coefficiente Angular	P-valor
0,100	-0,3189	0,0000
0,200	-0,3171	0,0000
0,300	-0,3059	0,0000
0,400	-0,2854	0,0000
0,500	-0,3084	0,0000
0,600	-0,3059	0,0000
0,700	-0,3458	0,0000
0,800	-0,3787	0,0000
0,900	-0,4468	0,0000

Tabela 2.7 - Resultado da estimativa da equação 2.9 para nove quantis



Para todos os quantis, os coeficientes calculados são significativos no nível de confiança 1%. O R^2 ajustado para a equação 2.8, ou seja, para a relação entre dólar e o Ibovespa a partir do modelo OLS (mínimos quadrados) é 0,4235, enquanto que na regressão quantílica calculada no quantil 0,50 (mediana), o pseudo R^2 é 0,2099. Apesar de tais métricas não serem comparáveis, percebe-se que tanto na OLS como na regressão quantílica o ajuste dos modelos apresentados é bastante razoável, principalmente em se tratando de apenas uma variável independente.

Para reforçar o resultado da regressão quantílica, procedeu-se à análise dos coeficientes nos quantis através do teste de Koenker e Bassett (1982). O resultado sugere a resposta heterogênea do câmbio às mudanças do mercado de ações. Isto pode ser verificado na Tabela 2.8 a seguir. O valor do p-valor para os quantis simétricos 0.05/0.95, 0.1/0.9 é de menos de 1%, o que rejeita a hipótese de igualdade dos coeficientes. Já o coeficiente na mediana (quantil 0.5) com relação ao coeficiente do quantil 0.9 é ainda menor, indicando a heterogeneidade da resposta do mercado de câmbio aos movimentos do mercado de ações no Brasil para o período analisado:

Par de quantis comparados	P-valor
0,05 – 0,95	0,0015
0,1 - 0,9	0,0045
0,5 – 0,9	0,0001

Tabela 2.8 – Teste de estabilidade dos coeficientes β_θ ao longo dos quantis.

Verifica-se, como já abordado anteriormente, que o coeficiente do quantil da mediana é diferente do coeficiente estimado por OLS, que considera a média das variáveis independentes.

Observa-se, ainda, que a resposta nos quantis de maiores retornos é mais sensível às variações do mercado de ações do que nos quantis menores. Ainda vale destacar que, até o quantil 80%, os coeficientes possuíam módulo menor que o coeficiente estimado pela OLS. Há que se ressaltar que, para o caso da taxa de câmbio, os quantis maiores correspondem a uma maior desvalorização do real. Ou seja, como esperado, em um mercado mais nervoso, sua reação é mais sensível a variações no mercado de bolsa, por exemplo.

Em toda a distribuição, o valor dos coeficientes foi negativo, de acordo com a Teoria de Portfólio. O gráfico 2.2 reforça o resultado, pois como se pode observar nos períodos de maior desvalorização do Ibovespa há maiores aumentos da cotação do câmbio, refletindo, na verdade, a desvalorização do real.

2.5 Conclusão

Neste trabalho, estimou-se a relação entre o mercado de ações e o mercado de taxa de câmbio no Brasil, durante o período de 11/01/2002 a 30/12/2014, usando dados de frequência semanal. A estimativa foi calculada com base em regressão quantílica. Modelo este indicado quando a resposta da variável independente é heterogênea ao longo da distribuição condicional da variável dependente.

Os resultados aqui apresentados pontuam duas características da relação entre ações e taxa de câmbio no mercado brasileiro, quais sejam, a heterogeneidade ao longo da distribuição, com resposta mais sensível nos quantis de maior retorno, os quais, no caso da taxa de câmbio refletem as maiores desvalorizações da moeda doméstica. A outra característica refere-se ao sinal da relação entre os mercados estudados que se revelou negativa neste estudo, fornecendo suporte ao efeito do portfólio. Esse tipo de análise, relativamente simples, ainda não havia sido efetuado para o mercado brasileiro.

Uma das contribuições deste trabalho é a verificação de que a medida de intensidade de movimento entre as variáveis retorno do dólar e retorno do Ibovespa calculada pela regressão quantílica é mais coerente do que quando medida por OLS. Isto está em linha com os resultados do teste de normalidade das variáveis demonstrados nas tabelas 2.2 e 2.3 que rejeitam a hipótese de normalidade. Acrescenta-se aqui que se efetuaram outros testes de normalidade tais como Lilliefors, Cramer-von Mises, Watson, Anderson-Darling com hipótese nula de normalidade para ambas as séries.

Os resultados de referidos testes corroboram, ainda que intuitivamente, que a regressão quantílica é mais indicada no estudo da relação entre o mercado de dólar e o mercado de ações no Brasil.

Estudos futuros, que envolvam mais variáveis e possível endogeneidade entre as variáveis, podem fornecer mais detalhes sobre a relação entre esses mercados neurálgicos para a economia brasileira.

3

Previsão da volatilidade da taxa de câmbio no Brasil: uma abordagem utilizando-se da autorregressão quantílica

3.1 Introdução⁵

A partir de seu pioneiro trabalho, em 1952, Markowitz lançou as bases para uma nova forma de se analisar e comparar investimentos, desenvolvendo o modelo média-variância: a média é associada ao retorno, e a variância, associada ao risco do investimento. Assim, a volatilidade é calculada como a variância ou a raiz quadrada da variância do retorno do ativo/portfólio.

Em artigo recente, Abdalla (2012) lembra que a volatilidade está associada ao risco, mas não é exatamente o risco. É, na verdade, uma medida de incerteza dos movimentos tanto positivos como negativos do preço do ativo. Entretanto, em sendo essa medida amplamente usada na literatura, desde o citado artigo de Markowitz, a modelagem da variância é objeto de estudo de diversos trabalhos teóricos e empíricos, seja em instituições financeiras, em instituições reguladoras ou em trabalhos acadêmicos.

Sua importância é tal que, com a evolução dos mercados de derivativos, pode-se negociá-la por meio de opções, por exemplo.

No mercado de câmbio, esse aspecto dos investimentos / aplicações financeiras vem prendendo a atenção de estudiosos e investidores há décadas. Mais fortemente, a partir do início da década de 1970, quando o sistema de Bretton Woods é extinto e grande parte dos países passa a permitir que suas moedas flutuem e, assim, a volatilidade do câmbio passa a ser mais significativa. Ao menos em termos nominais, pois alguns teóricos, à época, argumentavam que, com a flutuação das moedas, a taxa de câmbio real – que considera a flutuação dos índices de preço entre países – seria mais estável do que a apresentada sob o regime de taxas fixas.

⁵ A autora agradece as contribuições valiosíssimas de Wagner Piazza Gaglianone e se responsabiliza totalmente por erros por ventura existentes.

Essa ideia está expressa em Flood e Rose (1999) que, logo em sua introdução, afirmam ser surpreendente a taxa de câmbio flutuante apresentar volatilidade. Os autores reportam Friedman (1953) apud Flood & Rose (1999, p. F660) que argumenta que “[...] *instability of Exchange rates is a symptom of instability in the underlying economic structure [...] a flexible exchange rate need not to be an unstable exchange rate. If it is, it is primarily because there is underlying instability in the economic conditions [...]*” (Friedman, 1953, apud Flood & Rose, 1999, p. F660)

Não obstante essa discussão fugir do escopo deste trabalho, verifica-se que, até mesmo antes de 1973, a volatilidade da taxa de câmbio já era preocupação acadêmica e dos agentes econômicos. E, assim, deparamo-nos com uma miríade de estudos empíricos e teóricos que investigam as variáveis que poderiam influenciar e serem influenciadas pelas flutuações do mercado de câmbio.

A relação da volatilidade da taxa de câmbio com a oferta agregada (Hau, 2002), com a volatilidade da inflação (Gonzaga & Terra, 1997) ou, ainda, com a lucratividade das empresas (Baum; Caglayan; Barkoulas, 2001) são exemplos de investigações do impacto da volatilidade cambial em variáveis macroeconômicas.

Coloca-se a seguinte questão: há uma forma mais precisa de se estimar a volatilidade da taxa de câmbio? Várias podem ser as abordagens. Como citado anteriormente, há alguns que procuraram estimar a volatilidade cambial com base em variáveis macroeconômicas e efetuar previsões a partir das relações encontradas com essas variáveis. Huang (2011) relata um trabalho abrangente de Engel & West (2005), no qual investigou-se a relação de algumas variáveis econômicas com a volatilidade do câmbio, mas não foram encontradas evidências de tais variáveis como previsoras significativas da volatilidade. Bekiros (2014), inspirando-se em Engel & West (2005), estudou a volatilidade cambial com os fundamentos macroeconômicos com modelos lineares e não lineares, mas não encontrou relação, principalmente, para a previsão de curto prazo. Nas últimas décadas, a previsão de volatilidade tem sido efetuada mais comumente baseada em modelagens autorregressivas de séries temporais. Muitos trabalhos, nessa área, podem ser citados, alguns deles: Engle & Bollerslev (1986), Scott & Tucker (1989), Beine et al. (2002), Hansen & Lunde (2005), Abdalla (2012) começaram, assim, a trabalhar a variável volatilidade de forma autorregressiva.

No modelo autorregressivo proposto por Bollerslev (1982), a variância condicional é estimada com base na heterocedasticidade, dependência temporal e média móvel.

Essa classe de modelos, denominada família GARCH, respondeu alguns fatos estilizados relacionados ao comportamento da distribuição dos retornos da variável, por exemplo, o agrupamento de volatilidade (Brooks, 2008) ou, ainda, a assimetria entre os movimentos positivos e negativos dos retornos do câmbio - modelo EGARCH, proposto por Nelson (1991).

Há que se notar, entretanto, que esses modelos são baseados em pressupostos sobre a distribuição e seus parâmetros, por exemplo, a distribuição normal e a distribuição t-student. Além disso, a maioria dos trabalhos assume que essa distribuição tende a ser constante ao longo do tempo. Alguns autores, como Rapach & Strauss (2008), mostraram que a volatilidade do câmbio possuem quebras estruturais devido a intervenções externas.

Engle & Manganelli (2004) desenvolvem um modelo semiparamétrico sobre volatilidade denominado CAViaR (*Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles*) e estimam os parâmetros, utilizando regressão autorregressiva quantílica. Taylor (2005) aplicou o CAViaR para produzir um par de quantis simétricos das caudas da distribuição e prever a volatilidade da taxa de câmbio. E Huang (2011) adotou a sistemática de Taylor, mas para todo percentil.

A metodologia do presente trabalho enquadra-se nos modelos autorregressivos usados para previsão de curtíssimo prazo. O objetivo, aqui, é estudar a volatilidade da taxa de câmbio, no Brasil, aplicando a técnica CAViaR e a previsão da volatilidade por regressão quantílica adotada por Huang (2011) e compará-la aos modelos GARCH (1,1) e EGARCH (1,1), e ao método de previsão explorado por Taylor (2005).

Apesar da volatilidade no mercado de câmbio estar sempre estampada na mídia, seja por crises externas, seja pelo cenário eleitoral, ainda não houve, no Brasil, um estudo, aplicando a regressão quantílica e a técnica CAViaR, que pode lançar luz sobre o comportamento ao longo da distribuição de probabilidade da volatilidade cambial. Este trabalho visa preencher essa lacuna.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: a próxima seção apresenta uma revisão geral dos modelos de volatilidade desenvolvidos e utilizados na literatura em finanças; o item 3.3 apresenta a metodologia a ser utilizada no trabalho; o item 3.4 apresenta os resultados empíricos, e o capítulo 3.5 inclui a conclusão deste capítulo, bem como sugestão para trabalhos futuros.

3.2 Revisão da literatura

3.2.3 Estudos sobre volatilidade da taxa de câmbio: modelos com variáveis macroeconômicas e modelos autorregressivos

Conforme abordado anteriormente, a literatura sobre volatilidade de câmbio, além de vasta, divide-se em alguns caminhos específicos, sendo dois deles bastante marcantes. São eles: primeiro, a modelagem da volatilidade de câmbio, tendo como variáveis independentes fundamentos macroeconômicos, como inflação ou volatilidade da inflação, comércio internacional, oferta agregada e, segundo, os modelos autorregressivos.

A volatilidade das taxas de câmbio acaba influenciando os preços de *commodities* entre os países e, também, o nível de consumo doméstico.

No Brasil, por exemplo, verifica-se o setor exportador solicitando uma maior depreciação cambial para os produtos brasileiros se tornarem mais competitivos no exterior e para os importados se tornarem menos atrativos para consumo, pois ficariam mais caros para o mercado consumidor interno. Esse *trade off* é relativamente complicado, pois uma depreciação no câmbio pode ocasionar inflação. Abdalla (2012) estuda a volatilidade cambial em dezenove países árabes e cita vários estudos que relacionam a volatilidade da taxa de câmbio com fundamentos macroeconômicos (inflação, taxas de juros, PIB), tais como, Asseery & Peel (1991), Choi & Prasad (1995), Engel & Kenneth (2005), e Pavasuthipaisit (2010).

A volatilidade da taxa de câmbio e a sua influência sobre o comércio internacional é amplamente estudada. Isso pode ser verificado em Krugman (1986), Hooper & Kohlhagen (1978) que demonstraram que as incertezas associadas à taxa de câmbio aumentavam os preços das trocas internacionais. Ainda, Kliatskova (2013) estuda se o grau de desenvolvimento desempenha algum papel sobre a relação entre a volatilidade de câmbio e o comércio internacional de uma amostra de países. Cho et al. (2002) estudam os efeitos da incerteza do câmbio no comércio de produtos agrícolas e constata que há efeitos significativos sobre o referido comércio, em dez países desenvolvidos.

Utilizando o modelo GARCH (1,1), Choudhry (2005) encontra evidências de que a volatilidade, tanto da taxa de câmbio nominal como da taxa de câmbio real, gera impactos negativos significativos nas exportações dos Estados Unidos para o Canadá e o Japão.

Quanto à mobilidade de capital, esta se mostrou reduzida em presença de alta volatilidade da taxa de câmbio, no trabalho de Lai et al. (2008).

Gonzaga & Terra (1997) reportam efeitos significantes da volatilidade cambial sobre a inflação. Em Hausmann et al. (2006) mostra-se que a volatilidade da taxa de câmbio é maior nos países em desenvolvimento do que nos países desenvolvidos. Um trabalho importante que estuda a ligação do câmbio com o diferencial de taxas de juros é o de Menkhoff et al. (2012) que analisa os lucros decorrentes do custo de carregamento entre moedas. Já Huang (2011) defende a ideia de que prever a volatilidade do câmbio melhoraria a lucratividade das operações com a taxa de câmbio.

Huang (2011) lembra que a negociação de moedas é diferente da negociação de outros ativos financeiros. Estes últimos são negociados de forma mais livre entre as partes. Enquanto no câmbio, existe um interesse governamental, que, por vezes, vê um patamar de moeda para melhorar o comércio internacional ou a estabilidade cambial. Holmes (2008), por exemplo, demonstra evidência de não estacionariedade da taxa de câmbio real, sob o regime de troca de Markov. Han (2008) conseguiu caracterizar a assimetria a partir de evidências coletadas na modelagem intradiária.

Alguns dos estudos citados anteriormente analisam a relação entre a taxa de câmbio e/ou a volatilidade da taxa de câmbio e variáveis macroeconômicas, mas alguns deles partem de modelos autorregressivos e, com o resultado obtido da volatilidade, estudam a relação entre os fundamentos econômicos.

Entretanto, há estudos que focam, especificamente, a modelagem autorregressiva, com significativos resultados. Entre eles, podem ser citados: Taylor (1987), Hsieh (1989), Bollerslev (1990), Jorion (1995), Andersen & Bollerslev (1998), Brooks & Burke (1998), Yoon & Lee (2008), Fiser & Horvath (2010) que estudam o impacto dos comunicados do Banco Central Tcheco, das notícias e das taxas de juros, aplicando modelos GARCH, e concluem que o comunicado do Banco Central suaviza a volatilidade da taxa de câmbio. Musa et al (2014) apresentam estudo, no qual se aplica o modelo GARCH multivariado, analisando a moeda nigeriana contra moedas de alguns países desenvolvidos.

A previsão da volatilidade, usando o modelo GARCH, pode ser vista em Scott & Tucker (1989), Beine et al. (2002) e Hansen & Lunde (2005). Este último compara o GARCH (1,1) com várias especificações (mais de 300) da família GARCH e avalia os resultados por seis tipos diferentes de função de perda.

Huang (2011), Hansen (2005) e Abdalla (2012) desenvolvem uma ideia interessante de que a volatilidade de câmbio, além de ser uma variável não observável, é um aspecto da incerteza/risco associada a determinado ativo, apesar de extremamente importante. E, principalmente, tal variável está sujeita a choques que não, necessariamente, sejam aleatórios, como choques monetários e as intervenções governamentais (com os regimes flutuantes sujos, por exemplo). A volatilidade cambial pode ser modelada pela família de modelos GARCH de variância condicional, métodos esses que respondem bem aos fatos estilizados encontrados na volatilidade ao longo de décadas de estudos empíricos, tais como: persistência de longo prazo - quando a soma dos coeficientes α e β são próximos de 1, no modelo GARCH (1,1), dependência temporal, assimetria, e até mudança de regime, por exemplo, mudanças de estado de Markov.

Entretanto, como observado por citados autores e por estudos reportados neste trabalho, as taxas de câmbio podem ser afetadas significativamente pelas ações governamentais e, assim, a estrutura da distribuição dos retornos desse ativo financeiro, em específico, pode variar ao longo do tempo. Ou seja, se utilizarmos pressupostos de distribuição no início de determinado período, tais pressupostos podem não ser mais válidos, podem ter se modificado ao longo do período amostral, em decorrência de uma intervenção governamental (sobre intervenção governamental, vide, mais profundamente, o capítulo 4 deste trabalho). Uma forma de abordar esse problema foi desenvolvida em Nikolaou (2008), que aplicou regressão quantílica para analisar os quantis da taxa de câmbio real e encontrou o interessante resultado, segundo o qual os choques causavam impactos diferentes dependendo da magnitude dos choques e, ainda, levavam a diferentes dinâmicas, como a tendência de reversão à média.

Este trabalho optou por analisar a volatilidade pelo modelo autorregressivo, aplicando a regressão quantílica para previsão da volatilidade da taxa de câmbio. Após esta discussão sobre modelos que consideram variáveis econômicas e modelos autorregressivos, será apresentada a modelagem da variável de câmbio utilizada na literatura (3.2.2) e uma breve revisão da literatura, abarcando um resumo sobre os modelos de cálculo de volatilidade mais utilizados. Como o modelo a ser utilizado neste trabalho para a previsão da volatilidade possui dois estágios - no primeiro, apura-se a volatilidade pelo modelo CAViaR e, no segundo, a previsão da volatilidade a partir dos quantis previstos pelo CAViaR, usando regressão linear - após a apresentação dos modelos de volatilidade, introduz-se pequena revisão da regressão quantílica para, em seguida, retomar o modelo CAViaR proposto por Engle & Manganelli (2004), e depois, o modelo desenvolvido por Taylor & Huang (2005) para previsão da volatilidade.

3.2.2 Modelagem da volatilidade da taxa de câmbio

3.2.2.1 Taxa de câmbio ou o retorno da taxa de câmbio

Conforme descrito no item 2.3.2.1, a taxa de câmbio utilizada é o retorno contínuo seguindo a equação (2.1).

3.2.2.2 Modelagem da volatilidade em finanças – um histórico

Conforme anteriormente mencionado, ao analisar os investimentos pelo retorno e risco do investimento, Markowitz (1952) define a volatilidade (medida de risco) como o desvio padrão, σ , da distribuição dos retornos calculados, conforme a equação (3.1).

Essa forma de cálculo é amplamente utilizada na literatura em finanças, e pode ser retratada pela expressão abaixo, dada uma amostra com n observações:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (r_t - \bar{r})^2 \quad (3.1)$$

A volatilidade será $\sigma = \sqrt{\sigma^2}$.

r_t = retorno em t

\bar{r} = retorno médio incondicional

Hull (2005) e Brooks (2008) citam alguns dos principais modelos de volatilidade desenvolvidos ao longo de décadas. A seguir, serão descritos alguns deles.

3.2.2.2.1 Volatilidade histórica – média simples e média ponderada

Talvez o modelo mais simples para estimar a volatilidade seja o de volatilidade histórica. Seu cálculo baseia-se em encontrar a variância dos retornos, como se calcula em estatística descritiva, no período amostral.

Essa forma de cálculo atribui pesos iguais para todas as observações sejam elas recentes ou mais antigas. Uma forma de contornar esse problema é o procedimento de janelas móveis. Entretanto, imagine-se uma observação discrepante em um dia. Esta observação impactaria a amostra igualmente a todas outras observações até sair da amostra.

Mesmo que simples e com limitações, a volatilidade encontrada por esse método é até hoje útil como referência para comparar a capacidade de previsão dos modelos mais complexos de estimativas de volatilidade (Brooks, 2008). E,

caso o período amostral não apresente grandes variações na volatilidade, ela é uma boa aproximação, com a vantagem de ser de fácil implementação.

Há que se notar que Hull (2005) apresenta uma forma de contornar o problema de pesos iguais: atribuir maiores pesos para as observações de retornos mais recentes e menor peso para as observações de retornos mais antigas, ponderando, assim, a volatilidade histórica pelos prazos.

3.2.2.2 Modelos de volatilidade implícita

Com a fórmula de Black & Scholes (1973) de apreçamento de opções, dado o preço de determinada opção e demais variáveis, como maturidade, preço do ativo objeto, taxa de juros, entre outras, podemos calcular qual a volatilidade que o mercado projeta para o ativo objeto da opção. Lembrando que, assim como no modelo de volatilidade histórica, pressupõe-se que a volatilidade é constante durante toda a maturidade e todos os níveis do preço do ativo objeto.

3.2.2.3 Volatilidade com suavização exponencial (EWMA - Exponentially Weighted Moving Average)

A técnica de suavização exponencial - EWMA - pode ser entendida como um caso especial da média ponderada, em que os pesos vão decaindo exponencialmente, seguindo a expressão abaixo:

$$\sigma^2 = \lambda \sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda) u_{t-1}^2 \quad (3.2)$$

A estimativa, σ_n , é calculada a partir da volatilidade de t-1 (σ_{t-1}^2) e da nova informação, que seria o erro (u_{t-1}^2) (diferença entre o retorno efetivo e o retorno esperado). No caso de retornos diários, assume-se valor esperado igual a zero e passa a ser o próprio retorno em t-1 (conforme será visto no item metodologia).

O coeficiente de decaimento: λ , que determina qual o peso a ser atribuído para as observações mais recentes, e o atribuído para as observações mais antigas deve ser menor que 1 e é, geralmente, dado como 0,94, conforme estipulado em um estudo do *JPMorgan*, em seu manual *Riskmetrics*.

3.2.2.2.4 Modelos GARCH (Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)

I – Modelo GARCH

Na literatura financeira há trabalhos com resultados empíricos de heterocedasticidade de vários ativos, isto é, sua volatilidade não é constante. Uma série é heterocedástica, portanto, quando sua volatilidade é variável no decorrer do tempo, podendo, assim, apresentar o efeito ARCH. Engle (1982) propôs esse modelo que expressava a volatilidade como dependente dos retornos passados, pela seguinte formulação:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (3.3)$$

Em que : $E(u_t^2) = 0$

$$(u_t) = \sigma_t * \varepsilon_t$$

E: $\varepsilon_t = iid(0; 1)$

A equação anterior representa o modelo ARCH(1) por expressar a dependência da volatilidade somente com o erro de t-1.

Bollerslev (1986) desenvolveu um modelo autorregressivo que poderia responder a essas características das séries temporais financeiras, além de outra, frequentemente, observada: o agrupamento de volatilidade. Nessa nova especificação, a variância não é somente dependente dos retornos passados, como também da variância passada. Ao analisar-se a equação do modelo GARCH expressa a seguir, verifica-se que a equação da variância condicional, para o caso mais simples, seria uma generalização do modelo EWMA e se dá pela seguinte equação:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3.4)$$

Essa expressão retrata o chamado GARCH (1,1), bastante utilizado na literatura. Ver, por exemplo, Hansen (2005) e, no Brasil, Santos (1997). Detendo-nos um pouco nessa fórmula, se tomarmos os parâmetros α_1 e β , seu somatório representa a persistência dos choques na volatilidade. Os resultados empíricos apontam para valores próximos a 1. Outra propriedade do modelo GARCH é tender à volatilidade incondicional expressa por:

$$VI = \frac{\alpha_0}{1-(\alpha_1+\beta)} \quad (3.5)$$

Em que VI é a variância incondicional, para a qual a variância condicional tenderá com $t \rightarrow \infty$, quando $\alpha_1 + \beta < 1$. Há que se notar que se $\alpha_1 + \beta = 1$, teremos a raiz unitária na variância (Brooks, 2008), denominado GARCH Integrado - IGARCH em inglês. Quando $\alpha_1 + \beta > 1$, a previsão da variância condicional tenderá ao infinito com o decorrer do tempo. Verifica-se que, caso os parâmetros α_1 e β sejam iguais a zero, recai-se no caso homocedástico de volatilidade constante. Outro aspecto interessante levantado por Alexander (2008), referente ao valor de cada um dos coeficientes α_1 e β , é que quanto maior α_1 , mais a volatilidade é dependente das novas informações do mercado e menos da volatilidade passada.

II – Modelo EGARCH

Ao longo das últimas décadas, esse modelo foi aperfeiçoado e várias derivações foram desenvolvidas e, atualmente, há o que se denominou família Garch. Um desses modelos chamado de EGARCH (GARCH exponencial) foi desenvolvido por Nelson (1991) e pretendia responder alguns fatos estilizados encontrados em trabalhos sobre a volatilidade, como a assimetria encontrada no mercado de ações, por exemplo. A especificação do EGARCH, entre outras existentes na literatura, pode ser vista a seguir:

$$\ln(\sigma_t^2) = a + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \beta_2 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \beta_3 \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3.6)$$

Algumas das vantagens desse modelo, em comparação ao GARCH mais simples, são que nessa especificação a modelagem se dá sobre o log de σ_t^2 , e, assim, não obstante os parâmetros estimados apresentarem-se negativos, σ_t^2 será positivo e, dessa forma, não há necessidade de restrições a priori da positividade dos parâmetros. Outra vantagem refere-se às assimetrias encontradas em resposta aos retornos negativos e positivos da volatilidade. No EGARCH, se a relação entre a volatilidade e o retorno for negativa, β_2 será negativo. Como pode ocorrer quando calculamos a volatilidade da taxa de câmbio. Vale ressaltar que, em (3.6), Nelson (1991) considera a distribuição de erros generalizada, enquanto o pacote Econométrico Eviews adota a distribuição de erros normal, por facilidade computacional.

Há outras especificações do GARCH, conforme afirmado anteriormente. Apesar de haver diversas variantes da família GARCH, a maioria tem em comum o uso do método da máxima verossimilhança para estimar os parâmetros, assumindo o termo de erro com distribuição i.i.d., com determinada distribuição previamente conhecida.

3.2.2.3 Regressão quantílica

Conforme descrito no item 2.2.2, a regressão quantílica baseia-se em trabalho de Koenker & Bassit (1978), e, além de possuir algumas vantagens sobre a flexibilidade das premissas da distribuição, é também robusta a *outliers*. Essa modelagem começou a ser bastante utilizada em dados transversais (*cross sectional*), mas vem ganhando vários incrementos ao longo dos últimos anos, sendo utilizada para modelos autorregressivos típicos de séries temporais, por exemplo, o modelo CAViaR, descrito no item 3.3 deste estudo e utilizado para o cálculo da volatilidade da taxa de câmbio, conforme Huang (2011) e Taylor (2005).

3.2.2.4 VaR – Valor em risco

O Valor em Risco é uma métrica desenvolvida nos anos 90, que até hoje é utilizada em instituições financeiras e agências reguladoras. Por exemplo, o Comitê da Basileia para Supervisão Bancária utiliza o VaR (*Value at Risk*) como referência do capital exigido pelos bancos e instituições.

Define-se VaR como o valor máximo que se pode perder, mantendo-se uma carteira, por um período de tempo previamente estabelecido, dada uma probabilidade (nível de confiança). Dessa definição, pode-se perceber que o VaR pode ser considerado uma “medida posicional”, isso é, o VaR está em uma posição tal que, dado um nível de confiança α , o VaR estará acima de $1 - \alpha$ de todos os outros valores. Característica essa semelhante aos quantis das distribuições.

Engle & Manganelli (2004) afirmam que, qualquer que seja o método de VaR utilizado, há uma estrutura comum aos vários tipos de cálculo do VaR, qual seja: (1) marca-se a mercado sua carteira de investimento; (2) estima-se uma distribuição dos retornos da carteira; e, por último (3) aplicando-se a volatilidade encontrada em (2), calcula-se o VaR do portfólio.

A segunda etapa dessa estrutura é a que mais possui diferenças nos diversos modelos. No caso de modelos paramétricos, a distribuição é preestabelecida e, geralmente, pressupõe-se constante ao longo do tempo. Há, ainda, os modelos semiparamétricos e os modelos não paramétricos.

Podemos dividir, ainda, a forma de apuração em duas categorias maiores. A primeira refere-se aos fatores de risco, nos quais a carteira de ativos é reduzida. Por exemplo, fator de taxa de juros, fator de risco cambial. E a volatilidade e as correlações entre os fatores foram estimadas. Nesse caso, assume-se que o VaR é proporcional ao desvio padrão da carteira, que, neste caso, está associado à volatilidade e às correlações dos fatores. A outra categoria de metodologia é o modelo de carteiras. Na mimetização via simulação histórica, por exemplo, usam-se várias abordagens para previsão dos quantis. Por exemplo, calcula-se a volatilidade da carteira por algum método de estimação da volatilidade, por exemplo, da família GARCH, geralmente, assume-se a normalidade e aplica-se a volatilidade ao valor de mercado da carteira.

3.2.3 CAViaR – Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantile

Conforme observado anteriormente, o VaR (*Value at Risk*) é uma medida de risco amplamente utilizada por instituições de investimento e bancárias. Sua propriedade de expressar o risco em apenas uma medida é um dos pontos que o faz ser uma medida tão popular. A medida VaR é a estimativa de perda de um ativo ou de uma carteira de ativos em um determinado período (um dia ou dez, geralmente), que só será excedida por uma pequena probabilidade α (geralmente 1 ou 5%, sendo que a Basileia, estipula 1% para fins de requerimento de Capital).

Por exemplo, para o prazo de um dia, e α (nível de confiança) = 5%, o VaR mostra o retorno negativo que não será excedido neste dia, com a probabilidade de 95%. Matematicamente, podemos expressar essa ideia pela seguinte expressão:

$$\text{prob}[\text{retorno}_t < -\text{VaR}_{t-1}|I_t] = \alpha \quad (3.7)$$

Em que:

I denota o conjunto de informação disponível em t .

Em termos estatísticos, o nível de confiança α é o quantil θ da função de densidade de probabilidade do ativo. O VaR básico assume a normalidade da função de distribuição do ativo e, portanto, com o quantil $\theta = 5\%$, o número de desvios padrão (η) distante da média, com 95% de confiança, é igual a 1,67. Sob a hipótese de normalidade, o VaR calculado seria::

$$\text{VaR} = \mu + \eta\sigma \quad (3.8)$$

Lembrando que:

μ = média

σ : volatilidade anual

Conforme verificado no decorrer da revisão de literatura, fatos estilizados da volatilidade indicam que sua distribuição não é normal e, ainda, pode ser variável no tempo. Engle & Manganelli (2004) colocam que, como o VaR está relacionado com a volatilidade, se esta apresenta o agrupamento, este também deveria apresentar. E uma forma estatística de representar esse agrupamento é estabelecendo uma relação de autorregressão. Além disso, para relaxar as hipóteses prévias sobre as distribuições, eles utilizam a regressão quantílica e, assim, propõem o modelo de valor em risco autorregressivo condicional (CAViaR - *conditional autoregressive value at risk*). Essa formulação do VaR, além de não estabelecer propriedades prévias da distribuição, também permite que haja variações, no decorrer do tempo, na densidade de probabilidade nos termos de erro e na volatilidade. O modelo matemático será retratado na metodologia. O tópico a seguir trata do segundo estágio da previsão de volatilidade deste trabalho.

Füss et al. (2010) utilizaram o CAViaR e o compararam para calcular o Valor em Risco de commodities. Xiao & Koenker (2009) analisam o CAViaR e propõem o uso da família GARCH como alternativa para o cálculo da volatilidade. No Brasil, Silva (2010) compara os modelos CAViaR e CARE do Ibovespa. Abad et al. (2014) comparam algumas metodologias de VaR, entre os quais o CAViaR, e mostraram-se otimistas quanto aos resultados encontrados.

3.2.4 Previsão de volatilidade da taxa de câmbio – Taylor e Huang

Taylor (2005) parte de um resultado de Pearson & Tukey (1965) que encontram que a razão para o intervalo entre quantis simétricos, $Q(\theta)$ e $Q(1-\theta)$, nas caudas da distribuição, é notavelmente constante para diversas distribuições. Os autores propõem algumas simples aproximações do desvio padrão em termos de quantis caudais estimados. São elas:

$$\hat{\sigma} = \frac{\hat{Q}(0.99) - \hat{Q}(0.01)}{4.65} \quad (3.9)$$

$$\hat{\sigma} = \frac{\hat{Q}(0.975) - \hat{Q}(0.025)}{3.92} \quad (3.10)$$

$$\hat{\sigma} = \frac{\hat{Q}(0.95) - \hat{Q}(0.05)}{3.25} \quad (3.11)$$

As aproximações acima fornecem base a partir da qual podemos gerar previsão de volatilidade, para retornos financeiros de estimativas quantílicas, produzidas por algum modelo VaR. O modelo de VaR que Taylor (2005) e Huang (2011) utilizam é o CAViaR.

No item 3.3, a seguir, a formulação matemática será detalhada com a modelagem usada neste estudo.

3.3 Metodologia

3.3.1 Dados

A amostra estudada é composta pelos valores de fechamento diários da cotação Real X Dólar, a chamada PTAX800, calculada e disponibilizada pelo Banco Central. Os dados foram obtidos no site do Banco Central do Brasil, em Séries Temporais, e se referem ao período de 06/07/2001 até 30/12/2014 (3.392 dias úteis). Para efeitos de cálculo, a variável utilizada é o retorno diário da taxa de câmbio, em taxa contínua, conforme expressão (2.1). Para a estimativa dos modelos, foram usadas as primeiras 3.140 observações, enquanto o período utilizado para a previsão fora da amostra foi composto de 252 observações.

3.3.2 Modelagem aplicada

Este trabalho utiliza a metodologia proposta por Taylor (2005), estendida da forma proposta em Huang (2011), que apresentou uma forma alternativa entre a previsão da volatilidade e os quantis estimados. O método está dividido em dois estágios. No primeiro, geram-se as estimativas da distribuição dos quantis dos retornos, sem efetuar pressupostos sobre as características da função da distribuição. Nesse primeiro estágio, utiliza-se a metodologia CAViaR. No segundo estágio, os quantis estimados podem, então, ser aplicados diretamente nas previsões de volatilidade ou aproximando a relação entre quantis e a variância ou por modelos de regressão. Este tópico está assim organizado: uma explicação da regressão quantílica, que é uma das bases para o cálculo do CAViaR, em seguida, detalha-se o CAViaR, com as equações formuladas em Engle &

Manganelli (2004), e, por fim, apresentamos a metodologia de previsão das volatilidades propostas por Taylor (2005) e Huang (2011).

3.3.3 Regressão quantílica

A metodologia da regressão quantílica foi exposta, em detalhes, no tópico 1.3.1.2, no qual foram expostas suas semelhanças e diferenças com a regressão, segundo o método dos mínimos quadrados ordinários.

Vale destacar, assim, que, para fins do CAViaR, a eq. 2.6 é a equação a minimizar, por métodos numéricos, para as diversas especificações do método de apuração da volatilidade desenvolvido por Engle & Manganelli (2004), descrito no tópico a seguir.

3.3.4 CAViaR

Conforme discutido anteriormente, o VaR também possui a característica de agrupamento da volatilidade verificada empiricamente por vários estudos. Engle & Manganelli (2004) utilizaram a especificação autorregressiva para formalização dessa característica, assim como a especificação GARCH também possui um dos termos autorregressivos.

Se a probabilidade associada ao VaR é definida como θ e r_{et} é um vetor dos retornos observados de um ativo em t , o θ -ésimo quantil em t , da distribuição do retorno da carteira formada em $t-1$, denota-se por:

$$Q_t(\theta) = Q(r_{t-1}, \beta_\theta) \quad (3.12)$$

Em que:

β_θ é um p -vetor de parâmetros desconhecidos

$f_\theta(\beta)$ é $\theta\%$ do VaR, geralmente 1% ou 5%

Um tipo genérico de especificação do CAViaR pode ser descrito como segue:

$$Q_t(\theta) = \gamma_\theta + \sum_{i=1}^q \gamma_i Q_{t-1}(\theta) + \sum_{i=1}^p \alpha_i l(r_{t-i}, \varphi) \quad (3.13)$$

Em que: $\beta' = (\alpha', \gamma', \varphi')$ e l são funções de um número finito de valores defasados das observações. Os termos autorregressivos $\gamma_i f_{iem}(\beta)$ e $i = 1, \dots, q$ permitem a suavização nas mudanças do quantil ao longo do tempo.

O termo $l(r_{t-i}, \varphi)$ relaciona $Q_t(\theta)$ a variáveis observáveis que pertencem ao conjunto de informações que completa a função pelas inovações do mercado, no contexto da modelagem GARCH.

Das características acima apresentadas, tem-se que a metodologia de Engle & Manganelli (2004) modela diretamente um dado quantil condicional ao retorno, ao invés de especificar toda uma distribuição de retornos como, por exemplo, o modelo GARCH. Ainda, no CAViaR não há restrições temporais entre os quantis, amarrando a dinâmica temporal entre dois quantis, o que ocorre em modelos paramétricos.

Engle & Manganelli (2004) apresentaram quatro diferentes especificações autorregressivas condicionais. A primeira delas é a adaptativa e é a mais simples especificação. Nela, o VaR aumenta, quando houver um pico de inovação (*Inov*) na última observação, e diminui, levemente, caso contrário.

Adaptativa:

$$Q_t(\theta) = Q_{t-1}(\theta) + \beta_1 \{ [1 + \exp(G[r_{t-1} - Q_{t-1}(\theta)])]^{-1} - \theta \} \quad (3.14)$$

$Q_t(\theta)$ pode ser descrito como o VaR_t com nível de confiança $\theta\%$, assim, a notação $Q_t(\theta)$ e VaR_t são equivalentes neste capítulo. G é um número real positivo.

Para $G \rightarrow \infty$ e considerando que $Q_t(\theta)$ é o $\theta\%$ VaR, a Equação (3.14) pode ser expressa de forma mais simples, como:

$$VaR_t = VaR_{t-1} + \beta_1 (Inov_{t-1}) \quad e \quad Inov_t = I(r_t < -VaR_t) - \theta \quad (3.14a)$$

Em que $I(.)$ é uma função indicadora, e θ é a probabilidade do VaR. O modelo adaptativo considera, somente, as altas, mas não os retornos que são próximos ao VaR.

A segunda formulação, denominada modelo de valor absoluto simétrico, também considera o valor do retorno defasado, mas agora, no valor absoluto. O parâmetro do VaR é estimado em vez de já estar restrito ao valor de 1, como na formulação do CAViaR adaptativo.

Valor absoluto simétrico

$$VaR_t = \beta_0 + \beta_1 VaR_{t-1} + \beta_2 |r_{t-1}| \quad (3.15)$$

O terceiro modelo, denominado modelo de coeficiente assimétrico, assume que os retornos positivos e negativos passados afetam o VaR diferentemente. Sua formulação está a seguir:

Modelo de coeficiente assimétrico:

$$VaR_t = \beta_0 + \beta_1 VaR_{t-1} + \beta_2 (r_{t-1}^+) + \beta_3 (r_{t-1}^-) \quad (3.16)$$

Em que $(r^+) = \max(r, 0)$ e $(r^-) = -\min(r, 0)$.

O quarto, e último modelo, é chamado de GARCH (1,1) Indireto e, nesta especificação, apesar de se assumir que as caudas da distribuição seguem uma dinâmica diferente da distribuição como um todo, modelou-se o GARCH, que é expresso como:

Modelo GARCH (1,1) indireto:

$$VaR_t = k \left(\beta_0 + \beta_1 \left(\frac{VaR_{t-1}}{k} \right)^2 + \beta_2 r_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (3.17)$$

Em que: k é geralmente definido como 1. O vetor de parâmetros β do modelo CAViaR é estimado com a regressão quantílica, especificada no item acima, com a minimização da soma dos erros absolutos ponderados pelos quantis e seus complementares. Füss et al. (2010) comentam que Koenker & Bassett (1978) mostram que a variância da média é ligeiramente menor na regressão linear ordinária em dados com distribuição normal, mas é maior que a variância da mediana nos mínimos desvios absolutos em todas as outras distribuições.

Engle & Manganelli (2004) demonstram matematicamente esse resultado e mostram que o estimador quantílico $\hat{\beta}$ é consistente e assintoticamente normal.

Vale reforçar alguns aspectos desse modelo de regressão quantílica. Em primeiro lugar, como já mencionado, não houve pressuposto sobre a distribuição⁶ e, assim, as estimativas de VaR foram geradas, analisando-se a dependência serial dos quantis ao longo do comportamento dos retornos, que reflete as condições de mercado mais recentes.

3.3.5 Previsão da volatilidade por regressão quantílica – Taylor e Huang

O estágio seguinte ao da metodologia seria a previsão da volatilidade, a partir dos quantis estimados pelo VaR. Taylor (2005) aplicou as equações (3.9), (3.10) e (3.11), discutidas no item 2.4, para estimar a previsão da volatilidade, usando os intervalos quantílicos 98%, 95% e 90%:

Em que $\hat{Q}(1 - \theta)$ e $\hat{Q}(\theta)$ são os quantis estimados para uma probabilidade acumulativa θ . Os denominadores das equações de 3.9 a 3.11 são baseados nas distâncias centrais entre os quantis estimados sob as curvas de Pearson e são ligeiramente diferentes das distâncias da distribuição Gaussiana: 4.653 (=2.326×2), 3.92 (=1.96×2) e 3.29 (=1.645×2). Taylor estendeu a ideia, propondo um modelo de regressão para estabelecer uma relação entre os intervalos quantílicos e a volatilidade ao quadrado, representada pela seguinte função:

$$\hat{\sigma}_{t+1}^2 = \alpha_1 + \beta_1(\hat{Q}_{t+1}(1 - \theta) - \hat{Q}_{t+1}(\theta))^2 \quad (3.18)$$

Em que: $\hat{\sigma}_{t+1}^2$ é a volatilidade ao quadrado prevista para t+1, e α_1 e β_1 são os parâmetros a serem estimados a partir dos dados da amostra. Taylor (2005) chega ao resultado de que a previsão estimada pela regressão quantílica superou as previsões realizadas pelos modelos GARCH e média móvel.

⁶ Não obstante a regressão quantílica não assumir uma distribuição paramétrica, tal técnica necessita de diversas condições de regularidade (conforme Engle e Manganelli (2004)) do processo estocástico, por exemplo, estacionariedade.

Huang (2011) propôs que fossem usados percentis em vez de, apenas, pares simétricos. Seu estudo usa uma série de espaços quantílicos uniformes, mais precisamente, os percentis. Ele aponta que os movimentos, nesses quantis, não retratam somente as caudas, mas toda a distribuição. Um argumento apropriado desse autor refere-se à questão da estimativa ser muito conservadora ao utilizar-se somente as estimativas a partir das caudas. Para evitar essa situação, ele propõe, assim, as regressões em intervalos uniformes ao longo de toda a distribuição.

A nova formulação seria, então, a seguinte:

$$\hat{\sigma}_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1 F(\hat{Q}_{t+1}(\theta)) \quad (3.19)$$

Em que $F(.)$ representa uma função – dentre as citadas abaixo, e $Q_{t+1}(\theta)$ é o vetor dos quantis $\{\theta, 2\theta, \dots, m\theta\}$ a ser estimado em $t+1$. E $\theta > 0$ e $m\theta < 1$. Huang usa $\theta = 0.01$. No presente estudo, θ também é definido como 0.01.

As funções $F(.)$ utilizadas serão as seguintes. Para cada caso, \bar{Q} é a média condicional de todas as estimativas quantílicas.

$$\text{Desvio Padrão (DP): } F(.) = \left(\frac{1}{m-1} \sum_{m=1}^{99} (Q(0.05m) - \bar{Q})^2 \right)^{1/2} \quad (3.20)$$

$$\text{DP Ponderado (WDP): } F(.) = \left(\frac{1}{m-1} \sum_{m=1}^{99} W(Q(0.05m) - \bar{Q})^2 \right)^{1/2} \quad (3.21)$$

$$\text{DP da Mediana (DPM): } F(.) = \left(\frac{1}{m-1} \sum_{m=1}^{99} (Q(0.05m) - Q(0.5))^2 \right)^{1/2} \quad (3.22)$$

Em que: m = número de quantis nos quais a regressão será calculada. Na eq. (3.21) o parâmetro peso W é definido com $\theta/25$, quando $\theta \leq 0.5$ e $(1-\theta)/25$, caso contrário. Isso assegura que os quantis centrais terão maior impacto da previsão da volatilidade. Para estimar a série de $\hat{\sigma}_{t+1}$ (ou seja, de volatilidade) foi utilizado o retorno ao quadrado como *proxy* volatilidade em t , pois sua esperança tende a ser a volatilidade, para o caso da média do retorno ser igual zero. Para tal, os retornos foram diminuídos de sua média e se utilizou o retorno ao quadro padronizado.

No quadro 3.1, a seguir, estão os modelos utilizados e suas respectivas características básicas e pressupostos.

Modelo	Especificação Matemática
GARCH	$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$
EGARCH	$\ln(\sigma_t^2) = w + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{ u_{t-1} }{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right]$
<p>1. Estimativa dos quantis por CAViaR</p> <p>2. Estimação da vol. com base nos IQ estimados por CAViaR (Taylor, 2005), utilizando como <i>proxy</i> a variância.</p> <p>3. Estimação da vol. com base nos desvios dos</p>	<p>1. CAViaR Genérico (estimativa dos quantis)</p> $f_t(\beta) = \gamma_\theta + \sum_{i=1}^q \gamma_i f_{t-1}(\beta) + \sum_{i=1}^p \alpha_i l(r_{t-i}, \varphi)$ <p>1.1 Especificações:</p> <p>- <u>Modelo adaptativo:</u></p> $Q_t(\theta) = Q_{t-1}(\theta) + \beta_1 \{ [1 + \exp(G[r_{t-1} - Q_{t-1}(\theta)])]^{-1} - \theta \}$ <p>- <u>Valor absoluto simétrico:</u></p> $VaR_t = \beta_0 + \beta_1 VaR_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} $ <p>- <u>Modelo de coeficiente assimétrico:</u></p> $VaR_t = \beta_0 + \beta_1 VaR_{t-1} + \beta_2 (r_{t-1}^+) + \beta_3 (r_{t-1}^-)$ <p>- <u>Modelo GARCH (1,1) indireto:</u></p> $VaR_t = k \left(\beta_0 + \beta_1 \left(\frac{VaR_{t-1}}{k} \right)^2 + \beta_2 y_{t-1}^2 \right)^{1/2}$ <p>2. Estimação da Volatilidade por Intervalos Simétricos Quantílicos, usando a seguinte equação (estimação da volatilidade tomando por base as caudas da distribuição, mas neste trabalho optou-se por calcular o IQ Q(0,75-0,25):</p> $\hat{\sigma}_{t+1}^2 = \alpha_1 + \beta_1 (\hat{Q}_{t+1}(1 - \theta) - \hat{Q}_{t+1}(\theta))^2$ <p>3. Estimação da Volatilidade por funções representativas dos desvios, conforme equações a seguir:</p>

quantis estimados por CAViaR (Huang, 2011).	$\hat{\sigma}_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1 F(\hat{Q}_{t+1}(\theta))$ <p>Em que $F(.)$ tomará a forma das 3 seguintes equações:</p> <p>a. <i>Desvio Padrão (DP)</i>: $F(.) = \left(\frac{1}{m-1} \sum_{m=1}^{99} (Q(0.05m) - \bar{Q})^2 \right)^{1/2}$</p> <p>b. <i>DP Ponderado (WDP)</i>: $F(.) = \left(\frac{1}{m-1} \sum_{m=1}^{99} W(Q(0.05m) - \bar{Q})^2 \right)^{1/2}$</p> <p>c. <i>DP da Mediana (DPM)</i>: $F(.) = \left(\frac{1}{m-1} \sum_{m=1}^{99} (Q(0.05m) - Q(0.5))^2 \right)^{1/2}$</p>
4. Estimação da volatilidade com base nos IQ, usando como <i>proxy</i> a volatilidade. (Este trabalho)	<p>4. Estimação da Volatilidade por Intervalos Simétricos Quantílicos, usando a seguinte equação (estimação da volatilidade, tomando por base as caudas da distribuição, como também do IQ $Q(0.75) - Q(0.25)$):</p> $\hat{\sigma}_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1 \left(\hat{Q}_{t+1}(1 - \theta) - \hat{Q}_{t+1}(\theta) \right)$
5. Estimação da volatilidade, baseada nos desvios ao quadrado dos quantis estimados por CAViaR, usando como <i>proxy</i> a variância. (Este trabalho)	<p>5. Estimação da Volatilidade por funções representativas dos desvios, conforme equações a seguir:</p> $\hat{\sigma}_{t+1}^2 = \alpha_1 + \beta_1 F(\hat{Q}_{t+1}(\theta))$ <p>Em que $F(.)$ tomará a forma das 3 seguintes equações:</p> <p>a. <i>Variância (VaR)</i>: $F(.) = \left(\frac{1}{m-1} \sum_{m=1}^{99} (Q(0.05m) - \bar{Q})^2 \right)$</p> <p>b. <i>Var. Pond. (WVaR)</i>: $F(.) = \left(\frac{1}{m-1} \sum_{m=1}^{99} W(Q(0.05m) - \bar{Q})^2 \right)$</p> <p>c. <i>Var. da Mediana (VaRM)</i>: $F(.) = \left(\frac{1}{m-1} \sum_{m=1}^{99} (Q(0.05m) - Q(0.5))^2 \right)$</p>

Quadro 3.1 - Resumo das representações matemáticas utilizadas.

a. IQ – Intervalo Quantílico

Os intervalos quantílicos utilizados serão os seguintes pares simétricos: (1, 99), (5, 95), (10, 90) e (25, 75) estimados pelos 4 modelos propostos pelo método CAViaR (Engle & Manganelli, 2004), pela regressão linear de Taylor (2005), e Huang (2011). A inclusão do intervalo interquartílico – $[Q(0,75) - Q(0,25)]$ - refere-se ao seu uso como medida de dispersão das amostras e, assim, pode ser uma ferramenta a mais de análise.

O intervalo entre o quantil 75 e o quantil 25 possui 50% das observações. Essa faixa de valores fornece a dispersão da distribuição. Em uma distribuição normal, os quartis 25 e 75 se localizam a $-0,67448$ desvio padrão e a $+0,67448$ desvio padrão da média (e mediana), respectivamente. Pode-se afirmar, então, que o Intervalo Interquartilico (IIQ) para uma distribuição normal é:

$$IIQ = Q_{0,75} - Q_{0,25} = 2 * (0,67448) * \sigma = 1,34896 * \sigma \quad (3.23)$$

Em que:

IIQ = Intervalo interquartilico

σ = volatilidade (desvio padrão) da distribuição

Generalizando, para o caso de uma distribuição log normal, tem-se que a função quantílica log normal pode ser expressa da seguinte forma:

$$F^{-1}(p) = e^{[\mu + \sigma \Phi^{-1}(p)]}, p \in (0,1) \quad (3.24)$$

Sendo: Φ = Função de distribuição.

$F^{-1}(p)$ é o inverso da função de distribuição (cdf) e pode ser interpretado como o próprio quantil.

Verifica-se, assim, uma relação entre a média da distribuição, seu desvio padrão e o quantil.

No caso de não se conhecer, *a priori*, a forma da distribuição amostral, o valor do coeficiente angular do desvio padrão não seria mais de 1,34896 e poderia ser estimado por uma regressão linear entre a diferença interquartilica calculada com base na amostra e uma *proxy* de volatilidade, ou volatilidade observada. Os quantis da distribuição são estimados. Neste trabalho, essa estimativa foi calculada pelo método CAViaR.

Com isso, ao se rodar uma regressão assim especificada, espera-se que o coeficiente linear seja zero, e o coeficiente angular da volatilidade seja estatisticamente significativo. Pensando-se nos intervalos interquartilicos simétricos, uma relação de proporcionalidade também é esperada, conforme a relação de Pearson, expressa nas equações 3.9 a 3.11. O resultado dessas regressões será objeto de análise no tópico 3.4.2.3.

3.4 Resultados

3.4.1 Estatísticas descritivas

A partir dos dados coletados e dos retornos da taxa de câmbio, calculados em taxa contínua conforme eq. (2.1), elaboraram-se algumas estatísticas descritivas da série temporal sob análise.

Na tabela 3.1 – Estatísticas Descritivas - observa-se que a hipótese nula de normalidade é rejeitada no teste JB, sendo a curtose maior que 3, e a assimetria maior que 0. Conforme indica o p-valor do teste Jarque-Bera, a amostra não obedece a uma distribuição normal.

Outro ponto a se verificar é o efeito ARCH da distribuição amostral. O gráfico 3.1 dos resíduos da regressão dos retornos por uma constante espelha o efeito de agrupamento de volatilidade. Ao lado disso, efetuou-se o teste do efeito ARCH da distribuição amostral, o qual, conforme tabela 3.2, refuta a hipótese nula de homocedasticidade.

Série (06/07/2001 a 30/12/2014)	Retorno US\$
Média	0,0028
Mediana	-0,0254
Máximo	8,9172
Mínimo	-9,3593
Desvio Padrão	0,9740
Assimetria	0,0913
Curtose	14,6894
Jarque – Bera (p-valor)	0,0000

Tabela 3.1 - Estatísticas descritivas – Retorno de dólar.

Assim sendo, a adoção de um método semiparamétrico, caso da regressão quantílica, pode capturar e detalhar melhor as características da distribuição das observações dos retornos da cotação dólar X real no período em estudo.

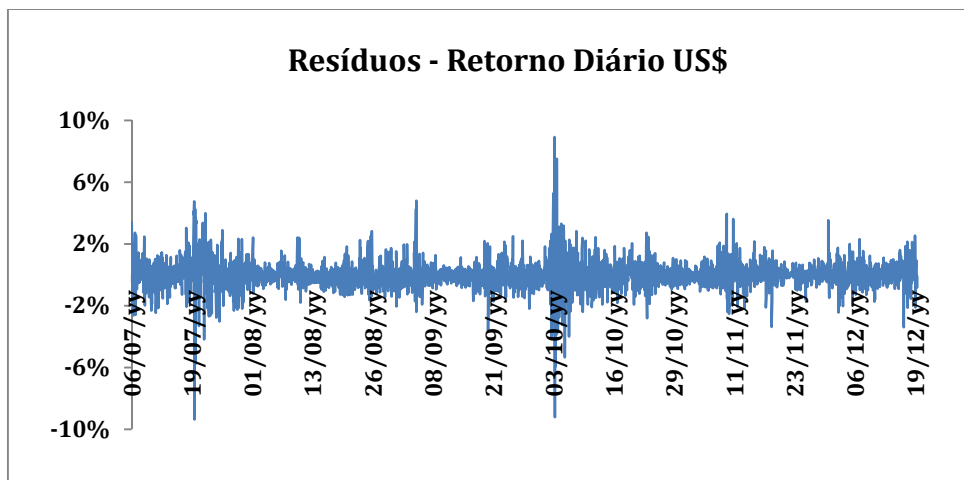


Gráfico 3.1 – Resíduos da regressão da série do retorno do dólar por uma constante

Resultado Teste ARCH - retorno diário de dólar			
Estatística – F	664,5430	Prob. F(1,3389)	0,0000
Obs*R ²	555,9249	Prob. $\chi^2(1)$	0,0000

Tabela 3.2 - Teste ARCH – Resíduos / Retorno Diário

3.4.2 Resultados empíricos

3.4.2.1 Modelos utilizados e resultados intermediários

Para o cálculo da estimativa da volatilidade e sua respectiva previsão, foram usados o modelo GARCH (1,1), equação (3.4), EGARCH (1,1), equação (3.6) – especificações estas largamente difundidas na literatura acadêmica e profissional em finanças. Ao lado destes, modelos propostos por Taylor (2005) e Huang (2011) que estimam a volatilidade a partir dos quantis estimados por quatro equações autorregressivas que compõem o método CAViaR desenvolvido por Engle & Manganelli (2004). Este trabalho propõe, ainda, utilizar a formulação de Taylor (2005), mas na forma linear – relacionando desvio padrão e os intervalos quantílicos simétricos em uma regressão linear.

3.4.2.2 Considerações sobre os resultados obtidos com o método CAViaR

Engle & Manganelli (2004) utilizaram-se da regressão quantílica como método para quatro especificações autorregressivas, com o intuito de modelar as caudas da distribuição dos retornos de determinado ativo financeiro. Em seu artigo de 2004, Engle & Manganelli calcularam o quantil 1% e o quantil 5%. Huang (2011) estendeu o cálculo para todos os percentis da distribuição e, a partir disso, calculou os desvios-padrão diários para obter a volatilidade.

Como primeira etapa, estimam-se os quantis de 1% a 99% pelo método CAViaR – utilizando-se as equações 3.14 a 3.17 anteriores.

Um dos resultados intermediários deste trabalho é a estimativa calculada pelo modelo CAViaR dos diversos quantis. Em referido trabalho de 2004, os autores estavam interessados no comportamento do Valor em Risco (VaR) e, portanto, dos quantis extremos da distribuição, mais precisamente, nos quantis dos extremos inferiores das distribuições e, assim, o resultado principal estava relacionado às estimativas dos quantis 1% e 5%. Como o foco deste trabalho é a previsão da volatilidade da distribuição, os parâmetros das equações dos percentis 1% a 99% foram estimados. Vale destacar o comportamento de algumas dessas estimativas. Para tal, destacaram-se os coeficientes angulares do modelo CAViaR Assimétrico (equação 3.16) calculados nos diversos quantis. A tabela 3.3 a seguir apresenta a seleção dos coeficientes estimados para os quantis 1%, 5%, 10%, 25%, 50%, 75%, 95% e 99%.

	Assimétrico		
	β_1	β_2	β_3
<i>Quantil1</i>	0,9135	0,3039	0,1682
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0045
<i>Quantil5</i>	0,8899	0,2241	0,1276
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0007
<i>Quantil10</i>	0,8507	0,2216	0,1380
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0001
<i>Quantil25</i>	0,7564	0,1725	0,1453
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0002
<i>Quantil50</i>	-0,3436	-0,0800	0,1040
<i>p-valor</i>	0,0254	0,1567	0,0016
<i>Quantil75</i>	0,8057	-0,2250	-0,0467
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,1107
<i>Quantil90</i>	0,8085	-0,3717	-0,1050
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>Quantil95</i>	0,8112	-0,5123	-0,1338
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0007
<i>Quantil99</i>	0,7755	-0,7613	-0,1288
<i>p-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0335

Tabela 3.3 – Coeficientes angulares do modelo CAViaR Assimétrico

Para uma melhor visualização, pode-se recorrer aos gráficos dos três coeficientes angulares estimados em cada um dos quantis acima reportados.

Deve-se observar, primeiramente, que se está trabalhando com uma série temporal do câmbio BRL x US\$ (Real x Dólar). No caso estudado, uma variação positiva no câmbio, isto é, um retorno positivo nesta série, equivale a uma desvalorização da moeda doméstica. Enquanto uma variação negativa corresponde a uma valorização do Real (BRL). Diante disso, ao se considerar o efeito ARCH⁺, isto é, um retorno positivo na série, refere-se à desvalorização cambial, o que empiricamente constatou-se que acrescentaria maior volatilidade à série. A seguir, analisaremos o comportamento dos coeficientes expressos no Gráfico 3.2 a seguir. Conforme equação $Var_t = \beta_1 + \beta_2 Var_{t-1} + \beta_3 (r_{t-1}^+) + \beta_4 (r_{t-1}^-)$ (3.16). No eixo das abscissas estão representados os percentis, e no eixo das ordenadas, estão representados os valores dos coeficientes para cada termo da equação citada. As linhas tracejadas representam o intervalo de confiança de 95%.

(a) Coeficiente do termo GARCH

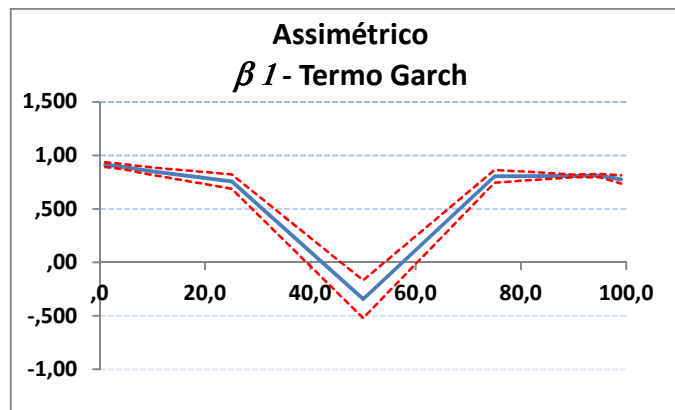
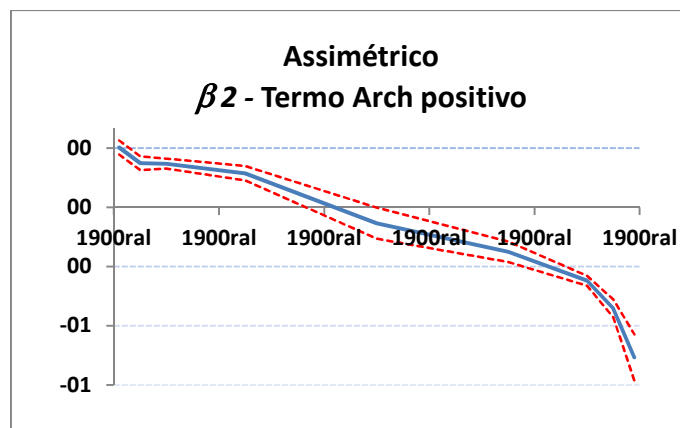
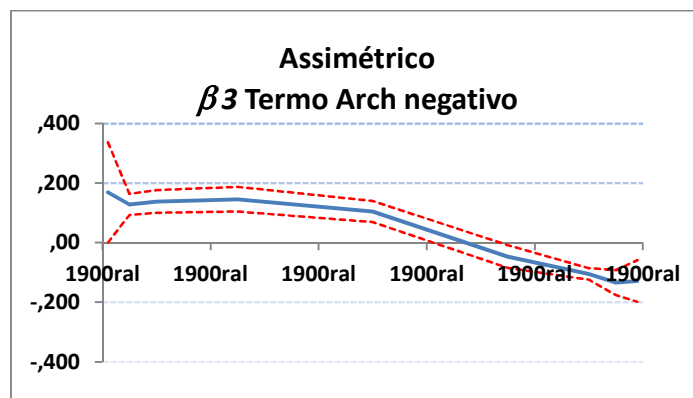
(b) Coeficiente do termo ARCH⁺(c) Coeficiente do termo ARCH⁻

Gráfico 3.2 - Coeficientes angulares do modelo CAViaR assimétrico.

O coeficiente β_1 – relacionado ao VaR defasado (termo GARCH) em uma unidade temporal (VaR_{t-1}) tem sua evolução, ao longo dos quantis, retratada no gráfico 3.2 (a) e na Tabela 3.2.

Verifica-se o caráter de aglomeração típico do comportamento heterocedástico, uma vez que o coeficiente do termo autorregressivo é positivo, isto é, a uma volatilidade maior segue-se uma volatilidade proporcionalmente maior. Note-se que o coeficiente é menor que 1 e, portanto, não é um processo autorregressivo com raiz unitária, ou seja, não é um processo explosivo em nenhum quantil. No que concerne ao seu comportamento ao longo da distribuição do VaR, verifica-se que nos maiores e menores quantis, o coeficiente β_1 apresenta módulos e direções parecidos e, à medida que se desloca para os quantis centrais da distribuição, seu módulo diminui e, no quantil 50%, atinge valor próximo a 0 (zero) e torna-se não significativo no quantil 50%, no nível de 1%, enquanto todos os outros deram p-valor praticamente iguais a zero. Ou seja, pode-se dizer que o VaR na mediana segue um padrão de ruído branco, isto é, não passível de previsão. Analisando tal comportamento, verifica-se que, nos quantis de menor VaR (maior valorização cambial), o crescimento da volatilidade defasada tende a acrescentar volatilidade e, na verdade, tende a trazer o VaR para quantis mais centrais, uma vez que o VaR relacionado à valorização cambial vai sendo acrescido e se deslocando para os retornos positivos. Em contrapartida, nos quantis mais altos (de desvalorização cambial), uma maior volatilidade adiciona-se ao VaR amplificando o valor em risco na direção da desvalorização cambial.

Outro fato que merece atenção é o valor absoluto do coeficiente associado ao termo GARCH. Observa-se que seu módulo é maior que os valores absolutos dos coeficientes β_2 e β_3 , ambos associados aos termos ARCH. Aqui, o resultado se mostra em linha com as estimativas GARCH da variação cambial, cujos resultados mostram o coeficiente associado ao GARCH próximo do intervalo entre 0,75 e 0,9, e o coeficiente associado ao termo ARCH no valor próximo ao intervalo entre 0,25 e 0,10, conferindo, assim, maior impacto do termo GARCH à volatilidade do câmbio do que o impacto dos termos $ARCH^+$ e $ARCH^-$ (termos positivos e retornos negativos, respectivamente).

Quanto ao coeficiente β_2 , coeficiente angular do termo $Arch^+$ (termo que indica a desvalorização cambial), ao se observar seu gráfico, em função dos quantis estimados, verifica-se que o coeficiente é não significativo (desta vez, a 10%) no $Q(0,5)$. Analisando seu comportamento ao longo da distribuição do VaR, o módulo do termo $ARCH^+$ contribui positivamente nos quantis menores (região

de valorização da moeda doméstica), trazendo o VaR para os quantis mais centrais da distribuição. A seu turno, quando o VaR encontra-se na região de desvalorização da moeda doméstica (quantis mais elevados), o coeficiente β_3 inverte seu sinal e, assim, um incremento da taxa cambial tende a deslocar o VaR para quantis mais centrais, como se o VaR do retorno de câmbio estivesse em um regime de reversão à média ou, mais precisamente, um regime de reversão aos quantis centrais.

No que tange ao coeficiente β_3 associado ao retorno negativo – ARCH⁻ (valorização cambial) –, este apresenta evolução similar à encontrada no coeficiente β_2 , ou seja, nos menores quantis do VaR (região de valorização cambial), o termo ARCH⁻ apresenta coeficiente positivo, decaindo à medida que se desloca para a região mais central da distribuição, até inverter o sinal na área em que o VaR apresenta valores maiores (desvalorização cambial). Assim, também esse coeficiente apresenta-se como uma força de reversão dos valores à região central da distribuição do VaR, uma vez que na região de valorização de real, ele contribui positivamente, diminuindo a valorização ou até aumentando a pequena desvalorização, e contribui negativamente na região de desvalorização (VaR nos quantis maiores).

Por último, outro fato a ressaltar refere-se à intensidade do impacto dos retornos positivos (desvalorização do real) e negativos (valorização do real) para essa série. Observando-se os gráficos, verificamos que a desvalorização do real gera um impacto maior que sua valorização à volatilidade da série.

Essas considerações são valiosas para lançar luz a uma nova forma de analisar a distribuição e a resposta nas caudas condicionais das variáveis sendo estudadas. Essas constatações podem auxiliar na elaboração/aperfeiçoamento de modelos de projeção – pontual ou de densidade – do câmbio. As reações nas caudas não é o objetivo final deste trabalho, e estudos sobre tais aspectos serão sugeridos na parte da conclusão.

3.4.2.3 Resultados intermediários – coeficientes estimados dos modelos adotados

Ao adotar os modelos propostos por Taylor (2005) e Huang (2011), novamente, há uma série de informações passíveis de serem comparadas com a teoria das distribuições estatísticas e que contribuem para um maior entendimento da série cambial estudada. A comparação será breve e superficial, mas é uma boa indicação da relação entre os quantis da distribuição e sua volatilidade.

É interessante notar que, ao adotar os intervalos quantílicos, conforme proposto por Taylor (2005), a função quantílica guarda relação com a volatilidade. Cabe ressaltar que Taylor utilizou-se da variância – volatilidade ao quadrado e sua relação com o quadrado da diferença interquantílica. E Huang (2011), por sua vez, se utiliza da volatilidade.

Neste trabalho, tanto as especificações de Taylor (200) como as de Huang (2011) foram utilizadas, mas acrescentando às especificações de Taylor a relação entre a volatilidade (raiz da *proxy* da variância) e a diferença interquantílica linear, e tomando as regressões de Huang para o caso, não somente do desvio padrão como também para a variância.

Os coeficientes das regressões expostas no Quadro 3.1 da seção 3.3.5 e respectivos p-valores e R^2 de tais regressões são fornecidos na tabela 3.4.

Observa-se, primeiramente, que todos os coeficientes angulares são significativos, até no nível de significância 1%. No tocante aos modelos utilizados, calculando os quantis estimados pelo CAViaR (sejam os intervalos interquantílicos, sejam os desvios calculados pelos quantis), verificamos que todos os coeficientes angulares que associam tais intervalos e desvios às *proxys* de variância e/ou volatilidade são significativos, mesmo no nível de 1%. Interessante notar que, exceto raros resultados, os coeficientes lineares das regressões efetuadas com base no desvio padrão como variável dependente são não significativos. Tomando-se, por exemplo, os modelos Assimétrico e GARCH Indireto, o coeficiente linear dos modelos estimados pela OLS para o Intervalo Interquartilício ($Q_{(0,75)} - Q_{(0,25)}$) – IIQ - não é significativo, mesmo no nível de 10%.

Modelos	α_0	P-valor	β	P-valor	R ²
Simétrico 1 99 DP	0,0035	0,0948	0,0143	0,0000	0,2830
Simétrico 5 95 DP	0,0031	0,1375	0,0227	0,0000	0,2858
Simétrico 10 90 DP	0,0001	0,9955	0,0320	0,0000	0,2841
Simétrico 25 75 DP	0,0063	0,0015	0,0540	0,0000	0,2888
Simétrico DP	0,0021	0,3262	0,0789	0,0000	0,2862
Simétrico DPP	0,0025	0,2229	0,1282	0,0000	0,2876
Simétrico DPM	0,0021	0,3029	0,0787	0,0000	0,2863
Simétrico 1 99 Var	0,0017	0,0061	0,0303	0,0000	0,2183
Simétrico 5 95 Var	0,0018	0,0033	0,0746	0,0000	0,2858
Simétrico 10 90 Var	0,0015	0,0176	0,1448	0,0000	0,2233
Simétrico 25 75 Var	0,0024	0,0001	0,4228	0,0000	0,2320
Simétrico Var	0,0016	0,0073	0,8981	0,0000	0,2256
Simétrico DPP Quad (Var)	0,0017	0,0043	2,3609	0,0000	0,2299
Simétrico DPM Quad (Var)	0,0017	0,0069	0,8943	0,0000	0,2259
Assimétrico 1 99 DP	-0,0073	0,0010	0,0176	0,0000	0,3136
Assimétrico 5 95 DP	-0,0011	0,5969	0,0247	0,0000	0,3119
Assimétrico 10 90 DP	-0,0021	0,3124	0,0329	0,0000	0,3129
Assimétrico 25 75 DP	0,0021	0,2916	0,0576	0,0000	0,3142
Assimétrico DP	-0,0021	0,3002	0,0842	0,0000	0,3142
Assimétrico DPP	-0,0012	0,5354	0,1341	0,0000	0,3156
Assimétrico DPM	-0,0020	0,3299	0,0838	0,0000	0,3148
Assimétrico 1 99 Var	-0,0015	0,0164	0,0499	0,0000	0,2899
Assimétrico 5 95 Var	-0,0002	0,6988	0,0996	0,0000	0,2869
Assimétrico 10 90 Var	-0,0002	0,6996	0,1721	0,0000	0,2899
Assimétrico 25 75 Var	0,0005	0,3914	0,5351	0,0000	0,2985
Assimétrico Var	-0,0003	0,5476	1,1380	0,0000	0,2955
Assimétrico DPP Quad	-0,0000	0,8914	2,8614	0,0000	0,2986
Assimétrico	-0,0003	0,5812	1,1253	0,0000	0,2967
Garch Indireto 1 99 DP	0,0004	0,8504	0,0335	0,0000	0,2829
Garch Indireto 5 95 DP	-0,0015	0,5000	0,0015	0,0000	0,2760
Garch Indireto 10 90 DP	-0,0034	0,1265	0,0680	0,0000	0,2870
Garch Indireto 25 75 DP	-0,0022	0,3008	0,0033	0,0000	0,2941
Garch Indireto DP	-0,0018	0,4075	0,0041	0,0000	0,2883
Garch Indireto DPP	-0,0033	0,1234	0,2151	0,0000	0,2946
Garch Indireto DPM	-0,0011	0,6101	0,1242	0,0000	0,2903
Garch Indireto 1 99 Var	0,0054	0,0000	0,0863	0,0000	0,0548
Garch Indireto 5 95 Var	0,0005	0,3875	0,4113	0,0000	0,2178
Garch Indireto 10 90 Var	0,0005	0,4166	0,6759	0,0000	0,2367
Garch Indireto 25 75 Var	0,0010	0,0759	1,9991	0,0000	0,2609
Garch Indireto Var	0,0058	0,0000	1,4396	0,0000	0,0456
Garch Indireto	0,0005	0,4285	6,7340	0,0000	0,2510
Garch Indireto	0,0007	0,2408	2,3059	0,0000	0,2425
Adaptativo 1 99 DP	0,0038	0,2369	0,0110	0,0000	0,1231
Adaptativo 5 95 DP	0,0017	0,5066	0,0210	0,0000	0,1957
Adaptativo 10 90 DP	-0,0021	0,4523	0,0310	0,0000	0,1832
Adaptativo 25 75 DP	-0,0126	0,0001	0,0736	0,0000	0,1880
Adaptativo DP	-0,0089	0,0031	0,0795	0,0000	0,1865
Adaptativo DPP	-0,0118	0,0001	0,1471	0,0000	0,2078
Adaptativo DPM	-0,0100	0,0008	0,0798	0,0000	0,1956
Adaptativo 1 99 Var	-0,0005	0,5638	0,0279	0,0000	0,0696
Adaptativo 5 95 Var	-0,0007	0,3796	0,0900	0,0000	0,1135
Adaptativo 10 90 Var	-0,0009	0,2596	0,1851	0,0000	0,0926
Adaptativo 25 75 Var	-0,0029	0,0017	0,9629	0,0000	0,0940
Adaptativo Var	-0,0021	0,0152	1,4700	0,0000	0,1014
Adaptativo	-0,0027	0,0014	3,8136	0,0000	0,1141
Adaptativo	-0,0025	0,0039	1,1532	0,0000	0,1119

Tabela 3.4 - Regressões da *proxy* da volatilidade com as estimativas CAViaR

Modelo Adaptativo (eq. 3.14), Modelo Simétrico (eq. 3.15), Modelo Assimétrico (eq.3.16) e Modelo GARCH Indireto (eq. 3.17) e. DP indica estimativas da *proxy* de desvio padrão contra os intervalos quantílicos ou as métricas de Huang (desvios quantílicos). Var indica estimativa da *proxy* da variância contra os intervalos interquantílicos ao quadrado ou as métricas de Taylor (que utilizam os desvios quantílicos ao quadrado), conforme Quadro 3.1.

No Modelo Simétrico, o coeficiente linear é não significativo somente no nível de 1%. Ou seja, em uma distribuição com média $m = 0$, a relação entre a volatilidade e o IIQ é o coeficiente $1/\beta$, aproximadamente, situação esperada de acordo com as considerações efetuadas sobre a eq. 3.23. Apenas mais uma consideração sobre isso, retomando a eq. 3.23, para os casos estudados, o valor de 1,34896 é o valor a ser estimado. Nas regressões efetuadas, seria, como citado acima, $1/\beta$.

A seu turno, a relação da variância com o intervalo quantílico (IQ) ao quadrado – a regressão proposta por Taylor (2005) –, com algumas exceções, resulta em coeficientes angulares, bem como lineares significativos. Isso porque:

(3.25)

$$\sqrt{\alpha_1^2 + \beta_1(\hat{Q}_{t+1}(1 - \theta) - \hat{Q}_{t+1}(\theta))^2} \neq \alpha_1 + \beta_1(\hat{Q}_{t+1}(1 - \theta) - \hat{Q}_{t+1}(\theta))$$

E assim, a relação não é direta, e a correção pode se dar, em parte, pelo coeficiente linear.

	α	p -valor	β_1	p -valor	β_2	p -valor
Garch Normal	0,0128	0,0000	0,1737	0,0000	0,8220	0,0000
Garch T-Student	0,0001	0,0000	0,1686	0,0000	0,8079	0,0000

Tabela 3.5 - Coeficientes estimados - Modelo GARCH (1,1)

Na tabela 3.5, são retratados os resultados dos modelos GARCH (1, 1), com as opções de distribuição normal e t-student para a amostra em análise. Na tabela 3.6, apresentam-se os resultados obtidos quando se aplica o modelo Garch assimétrico denominado EGARCH (1, 1), também com duas opções: assumindo distribuição normal ou distribuição t-student.

	α	p -valor	β_1	p -valor	β_2	p -valor	β_3	p -valor
E-garch Normal	-0,2344	0,0000	0,2775	0,0000	0,0818	0,0000	0,9676	0,0000
E-garch T-Student	-0,2368	0,0000	0,2821	0,0000	0,0778	0,0000	0,9705	0,0000

Tabela 3.6 - Coeficientes estimados - Modelo EGARCH (1, 1)

A estimativa do modelo GARCH (1, 1) baseada nos dados observados resultou em coeficientes coerentes com a teoria, isto é, tanto com a premissa de

distribuição normal como com a premissa de distribuição *t-student*, o somatório dos coeficientes do termo GARCH e termo ARCH são próximos, mas menores que um. Vale ressaltar que o coeficiente do termo GARCH tem um peso maior que o termo ARCH, indicando que o termo autorregressivo da volatilidade possui peso maior que a inovação de mercado. Esse comportamento pode também ser verificado nos modelos CAViaR, por exemplo, os coeficientes do Modelo de Assimetria reportados na Tabela 3.3 anterior, cujos valores associados ao termo da volatilidade (termo GARCH) possuem módulo maior que os valores associados aos retornos (termos ARCH).

Retomando a eq. (3.6), temos:

$$\ln(\sigma_t^2) = a + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \beta_2 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \beta_3 \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right]$$

O parâmetro β_3 representa a magnitude do efeito de simetria da inovação na volatilidade. O parâmetro β_1 representa a persistência da volatilidade. Se β é relativamente grande, a volatilidade apresenta grande persistência, ou seja, a volatilidade, sem inovações, decai vagarosamente. O coeficiente de assimetria β_2 pode ser igual a zero, menor que zero ou maior que zero. Os três casos serão analisados a seguir:

$\beta_2 = 0$: (não significativamente diferente de zero). Nesse caso, o modelo é simétrico.

$\beta_2 < 0$: Nesse caso, os choques positivos geram menos volatilidade, e os choques negativos geram mais volatilidade.

$\beta_2 > 0$: Nesse caso, os choques positivos implicam que as inovações positivas geram maior volatilidade do que os choques positivos.

No caso do mercado de ações, espera-se β_2 com sinal negativo, ou seja, menor que zero, já que choques negativos aumentam a volatilidade da ação ou do mercado de ações.

Contudo, no caso do mercado de câmbio, há que se atentar para sua dinâmica particular. Quando há um retorno positivo (negativo) no mercado de reais por dólar, ocorre uma desvalorização (valorização) da moeda nacional (o

real). O real desvalorizando (valorizando) gera maior (menor) volatilidade. E, portanto, o sinal está de acordo com o esperado.

3.4.3 Previsão: medidas de avaliação

Uma das principais finalidades de se modelar o preço do ativo financeiro ou de sua volatilidade é prever seus valores.

No presente trabalho, a previsão efetuada para $t+1$ foi estática⁷. Segundo este modo, os valores previstos são com base em valores observados constantes na série fora da amostra (neste estudo, 252 observações, de 02/01/2014 a 30/12/2014).

Para avaliar a precisão da previsão, algumas medidas de erro entre o valor observado e o valor previsto são usadas. Entre elas, as utilizadas, neste estudo, são as seguintes:

Vale lembrar que em todas as formulações, \hat{y}_t é o valor ajustado, e y_t é o valor observado.

- a) RMSE (*Root Mean Squared Error* – Raiz quadrada do erro médio ao quadrado), dada pela seguinte fórmula:

$$\text{RMSE} = \sqrt{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / N} \quad (3.26)$$

- b) MAE (*Mean Absolute Error* – Erro médio absoluto), cuja fórmula é a que segue:

$$\text{MAE} = |\hat{y}_t - y_t| / N \quad (3.27)$$

- c) Coeficiente de Theil – expresso pela seguinte formulação matemática:

$$\text{Theil} = \frac{\sqrt{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / N}}{\sqrt{\sum \hat{y}_t^2 / N} + \sqrt{\sum y_t^2 / N}} \quad (3.28)$$

⁷ Para ser comparável com as previsões efetuadas pelo Matlab no modelo CAViaR, a previsão foi de para $t+1$.

A tabela 3.7 apresenta os valores das medidas de erro de previsão para cada um dos 60 modelos estimados. O primeiro aspecto que se pode notar refere-se ao fato de que a raiz do erro médio ao quadrado (RMSE) é consistentemente maior que o erro médio absoluto, denotando certa variabilidade nos erros. Lembrando que o RMSE penaliza os maiores desvios, caso haja interesse maior nas caudas, há necessidade de se escolher os modelos com menor RMSE. Nesse caso, de todos os modelos, a previsão efetuada a partir da regressão da volatilidade com o Intervalo Quantílico ($Q_{(0,01)} - Q_{(0,99)}$) estimado pelo modelo CAViaR Assimétrico mostrou-se o mais preciso.

Ao se considerar o Erro Médio Absoluto, a regressão da volatilidade com o Intervalo Quantílico ($Q_{(0,01)} - Q_{(0,99)}$) estimado com o modelo CAViaR Adaptativo mostrou-se o modelo mais preciso.

Já quando se considera como critério o Coeficiente de Theil, a regressão da variância com o Intervalo Quantílico ($Q_{(0,05)} - Q_{(0,95)}$) estimado pelo modelo CAViaR GARCH Indireto foi o modelo mais preciso.

A escolha dos modelos, neste caso, dar-se-á pelo uso que se fará da volatilidade. Apesar disso, uma característica se destaca desses resultados, os modelos baseados na regressão quantílica mostraram-se, em sua maioria, mais precisos que os modelos paramétricos da família GARCH.

A fim de viabilizar a comparação, foi necessário recalcular as medidas de erro para as regressões que possuem como variável dependente a variância, uma vez que suas dimensões diferem das dimensões das medidas de erro calculadas, quando a variável dependente é o desvio padrão. Igual ajuste foi efetuado nos modelos GARCH e EGARCH.

3.5 Conclusão

Não somente a volatilidade de um ativo financeiro, mas, especificamente, a volatilidade da taxa de câmbio desempenha um papel bastante importante nas políticas econômicas. Ela afeta desde o Balanço de Pagamentos de um país e o nível geral de preços até a arbitragem entre taxas de juros entre países diferentes, sendo também afetada por estes mesmos fatores.

Modelos	RMSE	MAE	Theil Coeff	Modelos	RMS E	MAE	Theil Coeff
SM_1_99_DP	0,0503	0,0375	0,3712	GI_10_90_DP	0,0503	0,0374	0,3632
SM_5_95_DP	0,0504	0,0371	0,3705	GI_25_75_DP	0,0516	0,0385	0,3681
SM_10_90_DP	0,0504	0,0371	0,3698	GI_DP	0,0503	0,0374	0,3637
SM_25_75_DP	0,0507	0,0374	0,3706	GI_DPP	0,0507	0,0377	0,3666
SM_DP	0,0504	0,0372	0,3707	GI_DPM	0,0504	0,0375	0,3639
SM_DPP	0,0506	0,0373	0,3714	GI_1_99_Var	0,0542	0,0436	0,3439
SM_DPM	0,0504	0,0372	0,3705	GI_5_95_Var	0,0540	0,0435	0,3431
SM_1_99_Var	0,0510	0,0387	0,3538	GI_10_90_Var	0,0536	0,0425	0,3451
SM_5_95_Var	0,1849	0,1778	0,5883	GI_25_75_Var	0,0545	0,0427	0,3538
SM_10_90_Var	0,0544	0,0434	0,3457	GI_Var	0,0533	0,0421	0,3457
SM_25_75_Var	0,0513	0,0383	0,3622	GI_DPP_Quad	0,0538	0,0425	0,3479
SM_Var	0,0513	0,0390	0,3529	GI_DPM_Quad	0,0532	0,0418	0,3466
SM_DPP_Quad	0,0544	0,0433	0,3466	AD_1_99_DP	0,0515	0,0364	0,4101
SM_DPM_Quad	0,0513	0,0390	0,3531	AD_5_95_DP	0,0503	0,0373	0,3656
AS_1_99_DP	0,0499	0,0372	0,3535	AD_10_90_DP	0,0507	0,0378	0,3702
AS_5_95_DP	0,0500	0,0373	0,3535	AD_25_75_DP	0,0510	0,0388	0,3648
AS_10_90_DP	0,0501	0,0373	0,3541	AD_DP	0,0506	0,0367	0,3855
AS_25_75_DP	0,0504	0,0376	0,3553	AD_DPP	0,0505	0,0375	0,3724
AS_DP	0,0501	0,0374	0,3540	AD_DPM	0,0505	0,0385	0,3851
AS_DPP	0,0503	0,0375	0,3557	AD_1_99_Var	0,0505	0,0382	0,3591
AS_DPM	0,0501	0,0374	0,3540	AD_5_95_Var	0,0545	0,0426	0,3482
AS_1_99_Var	0,0580	0,0472	0,3471	AD_10_90_Var	0,0573	0,0464	0,3519
AS_5_95_Var	0,0550	0,0438	0,3431	AD_25_75_Var	0,0571	0,0458	0,3550
AS_10_90_Var	0,0553	0,0441	0,3439	AD_Var	0,0521	0,0400	0,3530
AS_25_75_Var	0,0541	0,0423	0,3455	AD_DPP_Quad	0,0540	0,0420	0,3525
AS_Var	0,0554	0,0443	0,3442	AD_DPM_Quad	0,0521	0,0397	0,3553
AS_DPP_Quad	0,0555	0,0444	0,3443	Garch Normal	0,0531	0,0377	0,4305
AS_DPM_Quad	0,0550	0,0437	0,3448	Garch T-Student	0,0544	0,0379	0,4593
GI_1_99_DP	0,0501	0,0372	0,3628	E-garch Normal	0,0531	0,0378	0,4294
GI_5_95_DP	0,0500	0,0371	0,3627	E-garch T-Student	0,0544	0,0379	0,4596

Tabela 3.7 - Avaliação das Previsões de Volatilidade

Hansen & Lunde (2005) colocam que o GARCH (1,1) ainda é o melhor modelo para prever a volatilidade das ações, entretanto, para a volatilidade das taxas de câmbio, isso não é verdadeiro. Um dos fatos por eles listados e que se faz presente na realidade brasileira é a intervenção governamental – por exemplo, leilões de swaps cambiais - que pode incluir um fator de assimetria, por exemplo, no movimento dos preços e sua consequente volatilidade.

Este trabalho teve por objetivo não somente comparar o poder de previsão de modelos baseados em regressão quantílica com alguns dos modelos da família GARCH, mas também esmiuçar um pouco mais o comportamento dos retornos da taxa cambial ao longo de sua distribuição e sua consequente volatilidade. Isso se revelou enriquecedor. Os coeficientes dos termos das equações autorregressivas estimadas mostraram-se variantes ao longo da distribuição.

Por exemplo, ao estimar os quantis no modelo CAViaR Assimétrico, observou-se como os coeficientes de retorno positivo e negativo se comportavam como mecanismos para reverter os retornos mais para o centro da distribuição (revertendo a volatilidade para certo patamar).

Muito tem sido desenvolvido, nessa área, como o estudo de séries cointegradas utilizando regressão quantílica (Wang, 2012) e o uso dos modelos GARCH, utilizando a função perda calculada com base no módulo dos desvios em relação aos quantis (Xiao, 2009).

Além disso, estudos aplicados dessa área podem gerar informações adicionais da relação entre as variáveis, como a relação das intervenções do Banco Central e sua influência nos quantis mais extremos da distribuição dos retornos da taxa cambial brasileira. Ou, ainda, a relação entre a taxa de câmbio com variáveis macroeconômicas, testando as teorias de Finanças Internacionais com mais esse ferramental semiparamétrico.

Por fim, como sugestão de trabalhos futuros, a comparação entre os modelos de previsão pode ser desenvolvida utilizando-se, adicionalmente o método de Giacomini-White (Giacomini e White, 2006) que testa de forma mais abrangente a distribuição das previsões. Além disso, previsões para horizontes mais longos pode ser um exercício interessante da aderência dos modelos aqui estudados.

4

Intervenções esterilizadas do Banco Central do Brasil no período de 2003 a 2014: uma abordagem quantílica

4.1 Introdução

Conforme comentado nos tópicos 1 e 2.1, após o fim do regime de câmbio fixo, com o Tratado de Bretton Woods, em 1973, os holofotes da arena econômica e seus participantes – economistas e formuladores de política econômica (monetária e cambial, em específico) – voltam-se para os movimentos entre as moedas dos diversos países. Durante décadas, alguns países adotaram o regime de taxas flutuantes, outros adotaram o regime de bandas estreitas e rígidas no mercado de câmbio.

Além desse novo embate entre regime fixo e regime flutuante (Obstfeld & Rogoff, 1995), o mundo, desde então, passou por diversas e importantes mudanças. A extinta União Soviética fragmentou-se em vários países, a Alemanha Oriental e a Ocidental retiraram seu muro separador, a Europa constituiu um bloco econômico sob o qual diversos países daquele continente uniram-se em torno de uma moeda, no entanto, não em torno de uma nação. A China, um gigante outrora adormecido, despertou para, atualmente, estabelecer-se como a segunda economia do planeta, reconfigurando a demanda de *commodities* e a oferta de bens industrializados em pouco mais de uma década. Somados a esses e outros fatos, a globalização é uma realidade imposta pela virtualização concreta e irrefutável das relações sociais e econômicas entre países. Sob essas intempéries, abrigam-se as grandes redes de relacionamento entre mercados financeiros de todo o mundo, que levam a movimentações de fluxos de capitais nunca vistas anteriormente, promovendo flutuações mais intensas do câmbio.

Tais movimentos, segundo estudos teóricos e empíricos, são objeto de preocupação dos governantes e participantes da economia, uma vez que, se abruptos, podem gerar impactos negativos na economia.

Tanto países emergentes como desenvolvidos, que adotaram o Regime de Metas para Inflação e a taxa de câmbio flutuante, atuam no mercado de câmbio

por meio de intervenções neste mercado, sejam elas esterilizadas (que requerem uma ação conjunta para manter a oferta de moeda constante) ou não. Tal configuração passou a ser denominada “flutuação suja” (*dirty float*). O Brasil é um dos países que adotaram esse regime híbrido, em alguns períodos, desde a adoção do Regime de Metas de Inflação, ora atuando como comprador de ativos denominados em dólar, ora assumindo posição vendida de dólar, sendo esta última mais comum no período como um todo.

Os instrumentos utilizados variaram desde leilões de linha e leilões no mercado à vista de dólar, até swaps cambiais contra taxas de CDI ou SELIC. Como alguns desses dados não foram fornecidos diariamente pelo Banco Central, ao longo de todo o período, optou-se por analisar as intervenções efetuadas via swap – mercado de derivativos – que são operações que não impactam diretamente a base monetária, sendo, portanto, as chamadas intervenções esterilizadas no mercado de câmbio.

Adentrando-se mais especificamente neste assunto, as formas de intervenção determinarão, em parte, os canais de transmissão das intervenções. Kim et al. (2000) afirmam que o canal monetário seria o primeiro dos canais de transmissão quando as intervenções são não esterilizadas e não será aqui tratado, uma vez que, no Brasil, as intervenções foram esterilizadas.

Neely (2005) comenta que, na literatura, os dois canais de transmissão mais destacados são o efeito de balanço de portfólio e o de sinalização, e o autor aborda resumidamente tais canais. Em relação ao último, ele faz uma ressalva, dizendo que, não raro, alguns bancos centrais efetuam intervenções sem comunicação prévia ou transparente, o que impediria a percepção direta de sinalização dos participantes do mercado das reais diretrizes do governo.

Chama a atenção, ainda, nos trabalhos sobre o tema, a diferenciação entre as intervenções promovidas em economias desenvolvidas e as intervenções conduzidas em economias emergentes. Menkhoff (2013) enfatiza que, nas economias não desenvolvidas, há um uso generalizado das intervenções. O autor cita uma pesquisa do FMI (2010), a qual revela que 91% dos entrevistados de países não desenvolvidos dizem lançar mão das intervenções.

É interessante notar que Menkhoff (2013) faz levantamentos da mudança do volume das reservas internacionais possuídas por países emergentes décadas antes e o volume atual. Países emergentes não só aumentaram suas reservas

internacionais, como também a proporção de suas reservas com relação ao seu PIB é mais alta do que nos países de alta renda.

No Brasil, as intervenções esterilizadas foram formalmente comunicadas a partir de 1999, sendo que, em 2003, iniciaram-se as intervenções por meio do mercado de derivativos. Seja via swaps cambiais, com o Banco Central do Brasil, doravante denominado Bacen, assumindo posição passiva em dólar, seja por meio dos chamados swaps cambiais reversos, quando a autoridade monetária assume posição comprada em dólar.

Outro aspecto bastante discutido e trabalhado, na literatura, refere-se à simultaneidade entre a variável dependente, dólar, seja em retorno, seja em sua volatilidade, e as intervenções governamentais no mercado de câmbio, incluídas como variáveis independentes. Constantemente coloca-se a seguinte questão: a autoridade monetária respondeu à maior volatilidade ou a volatilidade respondeu à autoridade monetária? Recorrendo, uma vez mais, à pesquisa de literatura de Neely (2005), ele coloca que a endogeneidade, nesse caso, é retratada em diversos trabalhos. Quando se regridem os retornos de dólar pelas intervenções, pelo método dos mínimos quadrados (OLS), o estimador β é inconsistente, pois a intervenção será correlacionada contemporaneamente com o termo estimado do erro.

Uma forma de lidar com a endogeneidade é utilizar o procedimento de variáveis instrumentais correlacionadas com a intervenção, mas não correlacionadas com choques nas taxas de câmbio. (Fatum & Huschison, 2003, apud Neely, 2005).

Dysiatat & Galati (2007) e Araújo (2004) utilizam como instrumento da variável endógena *Intervenção* a função reação do Banco Central para sua decisão de intervir ou não no mercado de câmbio. Em Araújo (2004), a estimação se dá pelo modelo Tobin de regressão, em um dos estágios, para, depois, estimar se as intervenções são significativas para as mudanças do retorno do dólar e/ou sua volatilidade. Em Dysiatat & Galati (2007), é usada a OLS com valores defasados. Para o caso da volatilidade, esta pode ser estimada por um dos modelos reportados no tópico 3.2.2.2.

Conforme verificado nos capítulos anteriores, a regressão quantílica apresenta-se como uma possibilidade mais aderente à realidade empírica observada nas séries temporais financeiras, que possuem comportamento

heterocedástico. Ao lado disso, a função reação acima mencionada é referente a uma ação do governo, dado que a volatilidade ou o retorno estão acima ou abaixo de determinado patamar. Se, por exemplo, o Banco Central acredita que a volatilidade está muito acima de sua volatilidade histórica, ele atua no mercado de câmbio. Atente-se para o fato de que essa decisão dar-se-á, assim, em quantis mais distantes da média, nos quais, justamente, se está medindo os impactos das intervenções por uma OLS ou alguma forma paramétrica. Como essa atuação pode se dar mais nas caudas, o estudo da relação das intervenções da autoridade monetária, ao longo da distribuição, mostra-se uma opção mais aderente não somente à heterocedasticidade, mas ao próprio comportamento das intervenções. Assim, neste trabalho, optou-se por utilizar o método de Regressão Quantílica com Variável Instrumental proposto por Chernozhukov et al. (2005, 2015).

Este trabalho contribui em três pontos para a literatura da área. Primeiro, tomou-se um período de mais de uma década, na qual houve enormes transformações sócio-políticas em escala mundial, entre elas, a crise imobiliária dos Estados Unidos, que levou aquele país a implementar plano de liquidez da moeda norte-americana, reconfigurando os movimentos das moedas emergentes, dentre elas, o real, com relação ao dólar e outras moedas dos países desenvolvidos. Segundo, utilizar a regressão quantílica como um modelo que busca captar as relações existentes entre intervenção e câmbio, ao longo da distribuição desta última variável. Este trabalho considerou, ainda, a endogeneidade, utilizando-se para tal a ferramenta recentemente desenvolvida por Chernozhukov et al. (2005, 2015) que desenvolve um modelo de variáveis instrumentais na regressão quantílica em dois estágios. Atente-se, entretanto, para o fato de que este trabalho visa aplicar os estimadores desenvolvidos pelos autores mencionados, e, não, desenvolver as propriedades de tais estimadores ou sobre o algoritmo utilizado por eles.

O terceiro ponto refere-se à comparação de dois bancos de dados que foram utilizados. O primeiro, representado pela variável *Operações de Swap*, refere-se às intervenções analisadas individualmente. Ou seja, não se acumulam as intervenções nem se contabiliza o vencimento destas. Já outro banco de dados, aqui denominado Posição Cambial, contém as operações em aberto do Banco Central. É uma variável que acumula tais intervenções, descontadas as já vencidas e, conforme será discutido, ao longo deste capítulo, ambas produzem resultados

diferentes, que podem ser explicados à luz dos dois canais de transmissão anteriormente citados.

Este trabalho busca, assim, preencher uma lacuna na literatura, analisando as intervenções promovidas pelo Bacen, no mercado de câmbio brasileiro, em um período de 12 anos, com mais de 2.900 observações diárias. Nesse período, incluem-se a intervenção via swaps cambiais reversos, no período de queda do dólar a patamares próximos a R\$ 4,00 para abaixo dos R\$ 2,50, e a crise da bolha norte-americana, e o consequente período do chamado *quantitative easing* americano até o final de 2014, ano de venda de Euro pelo Banco Central Europeu e de eleições no Brasil.

O trabalho está organizado da seguinte forma: tópico 1, esta introdução. tópico 2, constituído por breve menção à literatura que abrange a metodologia da regressão quantílica, uma vez que esta já foi exposta nos tópicos precedentes. E, também, a literatura relativa às intervenções do governo no mercado de câmbio. O tópico 3 discorre sobre a metodologia e os dados utilizados no trabalho. O tópico 4 apresenta os resultados obtidos, e o tópico 5 encerra com a conclusão e as sugestões para trabalhos futuros.

4.2 Revisão da literatura

4.2.1 Intervenções governamentais no mercado de câmbio

Daude et al. (2014) iniciam seu trabalho descrevendo, de forma bastante concisa, as etapas e as políticas discutidas no mercado de câmbio, após o Tratado de Bretton Woods, em 1973, até meados da segunda década dos anos 2000. Os autores afirmam que: *“poucos tópicos de políticas macroeconômicas foram debatidos de forma tão acalorada como a política de taxa de câmbio nos países emergentes.”* E continuam: *“de variadas formas de âncora cambial dos anos 1970 e 1980 até a visão bipolar dos anos 90 (flutuante ou fixo), do paradigma de regime flutuante com meta de inflação do final dos anos 90 / início dos anos 2000 até as chamadas intervenções ‘nadando contra a corrente’, a política cambial sempre tentou aprender lições das crises macroeconômicas (...).”*

Por fim, os autores destacam que um dos lugares onde esse debate se deu, ainda em maior grau, foi na América Latina, a qual, segundo tais autores, é um laboratório de soluções que buscam conciliar a flexibilidade do regime cambial com o regime de metas para inflação. No Brasil, o regime de meta de inflação com câmbio flutuante foi adotado, no final da década de 90, e já no início dos anos 2000, iniciaram-se as primeiras intervenções governamentais na área de câmbio.

Tendo em vista esse amplo debate, vários são os trabalhos empíricos e teóricos acerca do tema, tanto em países mais desenvolvidos como em países em desenvolvimento ou os chamados países emergentes, sendo que a operacionalização, os impactos e até o objetivo das intervenções sobre o mercado cambial variam entre esses dois tipos de economias.

Neely (2005), em uma revisão de literatura sobre as intervenções cambiais focada em países desenvolvidos, ressalta algumas características importantes e discorre, brevemente, sobre algumas dificuldades relacionadas às intervenções governamentais no mercado de câmbio. Entre outras, destacam-se: a instabilidade da política de intervenção, isto é, em determinado período, a autoridade monetária pode buscar diminuir a volatilidade no mercado de câmbio, mas, em outro momento, pode perseguir uma taxa de câmbio de equilíbrio. Outra dificuldade se origina da característica peculiar da frequência das intervenções. A condução de tais intervenções baseia-se em períodos esporádicos e, ainda, em intervenções agrupadas em dias ou meses, mas, depois, em períodos sem intervenção alguma.

Sarno & Taylor (2001) também estudam os resultados empíricos de países desenvolvidos. O contexto no qual se insere este artigo é interessante, pois é escrito após pouco mais de um ano da introdução do Euro como moeda da União Europeia, em um período com Euro depreciando em relação ao dólar e, em decorrência disso, em setembro de 2000, iniciam-se intervenções neste mercado.

Uma das primeiras questões abordadas por estes autores refere-se às intervenções esterilizadas em contraponto com as intervenções não esterilizadas. Resumidamente, as intervenções esterilizadas atuam no mercado de moeda doméstica, visando manter a base monetária contínua, enquanto as intervenções não esterilizadas são intervenções nas quais o governo vende ou compra ativos denominados em moeda estrangeira, gerando impacto na base monetária, mas sem contrapartida no mercado doméstico. Assim, o impacto da intervenção se dá não

somente pela diferença de ativos denominados em moeda estrangeira, como também há um canal de transmissão pela política monetária expansionista. As intervenções não esterilizadas são mais utilizadas em países emergentes (Menkhoff, 2013), mas, no Brasil, são as intervenções esterilizadas, as utilizadas, a partir de 2003 – data inicial deste trabalho. E, por isso, este estudo terá como foco os aspectos relativos às intervenções esterilizadas.

Sarno & Taylor (2001) colocam que há bastante controvérsia na efetividade das intervenções esterilizadas. De maneira bastante didática, os autores dividem os efeitos de referidas intervenções em seus aspectos teóricos e empíricos: o primeiro canal de transmissão da política monetária se daria pelo chamado efeito de carteira balanceada (ou efeito de balanço de portfólio). Nas intervenções esterilizadas, como o governo atua de forma a não mudar a base monetária, a taxa de juros fica inalterada. O que mudou, na verdade, foi a carteira dos agentes. Estes, com a finalidade de manter sua rentabilidade, efetuam o rebalanceamento de suas carteiras em relação aos ativos estrangeiros. Por exemplo, se a autoridade monetária intervém, ofertando dólar no mercado de câmbio, os agentes levam à valorização do câmbio dólar X real, ao procurarem rebalancear suas carteiras no mercado doméstico com o novo retorno dos ativos denominados em dólar.

Uma observação importante, nessa teoria, é a seguinte: se os ativos domésticos e estrangeiros forem substitutos perfeitos, esse tipo de intervenção não causa impacto na taxa de câmbio. Nesse ponto, portanto, reside uma das diferenças estruturais entre os países desenvolvidos e emergentes. Os ativos, entre ambos os tipos de países, não são substitutos perfeitos e, assim, o efeito de portfólio torna-se um forte candidato a um canal de transmissão da intervenção cambial⁸. Ou seja, em economias desenvolvidas, a intervenção em um mercado de câmbio cuja moeda é de um país também desenvolvido, os ativos são substitutos mais próximos que os ativos de países emergentes. Outro fato que contribui para as intervenções esterilizadas apresentarem-se mais efetivas nos países emergentes refere-se ao tamanho do mercado. Os países desenvolvidos possuem um mercado de títulos muito volumoso e, intervenções, nesses países, deveriam ser de grande montante (Disyatat & Galati, 2007). Aqui cabe um comentário referente a esta afirmação. A crise de 2008 e o decorrente programa de liquidez do governo norte-

⁸ Para aprofundar a discussão teórica deste canal de transmissão, Sarno e Taylor (2001) indicam: Kenen (1982), Branson e Henderson (1985), e Taylor (1995).

americano veio corroborar essa visão, pois, somente com grandes aportes, como os efetuados pelos EUA, conseguiram levar a cotação americana para desvalorizações sucessivas, principalmente, com relação aos países emergentes, dentre eles, o Brasil que, em períodos deste *quantitative easing* americano, acabou intervindo no mercado, realizando operações de compra de dólares por meio dos chamados swaps cambiais reversos.

Outro canal de transmissão das intervenções governamentais, no mercado de câmbio, é o chamado canal de sinalização. Por essa via, a autoridade monetária estaria sinalizando ao mercado qual seria sua política monetária e/ou sua taxa de câmbio de longo prazo.

Disyatat & Galati (2007) comparam a efetividade de ambos os canais de transmissão entre os países desenvolvidos e os emergentes, concluindo que enquanto nos países emergentes as intervenções cambiais são mais efetivas por meio do canal de balanceamento da carteira e menos efetivas no canal de sinalização, nos países desenvolvidos, essa situação inverte-se.

Tal visão é reforçada em Menkhoff (2013) que reporta um trabalho de entrevistas efetuado por Neely (2008) apud Menkhoff (2013). Nesta, os representantes das autoridades monetárias nos países emergentes acreditam ser o canal de balanceamento de carteira mais efetivo do que a sinalização.

Trabalhos em países emergentes utilizam metodologias variadas e com foco um pouco diverso. Por exemplo, Canales-Kriljenko (2003) reporta um trabalho de entrevistas do FMI entre os bancos centrais de países emergentes, nas quais buscava-se a percepção das autoridades monetárias com relação às intervenções, a exemplo de Neely (2008), anteriormente citado.

Villegasy & Reynaz (2015) realizam uma ampla pesquisa nas teorias que moldaram os estudos mais atuais referentes às intervenções esterilizadas, perfazendo a trajetória de cada uma das três correntes representadas na literatura, em termos teóricos. A primeira delas afirma ser a intervenção no mercado de câmbio uma forma aceitável e, por vezes, necessária de atuação da autoridade monetária; a segunda considera as intervenções cambiais esterilizadas como inúteis; e a terceira requer um mercado onde há fricção para as intervenções esterilizadas se tornarem efetivas. Com relação à primeira visão, Weber (1986) foi o primeiro a desenvolver a Teoria do Balanço das Carteiras. Outros autores mais recentes, como Canzoneri & Cumby (2013), ao estudar este canal de transmissão,

focam-se no problema de substituição imperfeita dos ativos denominados em moeda estrangeira devido ao prêmio de liquidez. Vitale (1999) foi um dos pioneiros no estudo de modelo de microestrutura e também faz parte do rol de autores que defendem, de alguma forma, as intervenções esterilizadas.

Contrapondo-se à primeira visão, a segunda posição encontrada na literatura não vê efetividade nas intervenções cambiais esterilizadas. A ideia por trás desse posicionamento é detalhada em Backus & Kehoe (1989), entre outros autores.

A terceira visão introduz as fricções do mercado, tais como, controle de capitais, riscos de moeda, diferenças nas distribuições de retorno - as quais refletem que os agentes são avessos ao risco. Essas fricções levariam os agentes a não serem indiferentes aos títulos do país da moeda A ou aos títulos da moeda B. Estão, nesse grupo, trabalhos recentes de Kumhof & van Nieuwerburgh (2007) e Kumhof (2010), por exemplo.

A despeito dos canais de transmissão e dos países envolvidos, Neely (2005) pontua algo interessante e que deve balizar a visão crítica do pesquisador. Isso porque não somente os instrumentos ou canais podem variar ao longo dos anos, como também o objetivo do governo. Uma citação do referido autor sobre as diretrizes do mercado de câmbio do FED – autoridade Monetária dos Estados Unidos – fornece uma ideia sobre a subjetividade de tais objetivos: “(...) *a intervenção no mercado de câmbio deve conter condições desordenadas de mercado.*”⁹ (Neely, 2005, p. 686)

Neely (2005, p. 686) observa, com propriedade, que as “condições desordenadas de mercado” podem sofrer interpretações diversas ao longo dos anos.

Entre estudos mais recentes, destacam-se o de Adler & Tovar (2011), que examinam a efetividade das intervenções cambiais com dados de quinze países, para o período de 2004 a 2010. Além de aspectos qualitativos, como transparência das ações, instrumentos utilizados, quantitativamente, apresentam resultados que indicam que as intervenções freiam o ritmo de apreciação cambial. Um aspecto interessante refere-se à constatação de que os efeitos das intervenções decaem rapidamente com o maior grau de abertura na conta de capital. Analisando os resultados, os autores encontraram que o tamanho da intervenção parece ser mais

⁹ Tradução livre da autora.

importante do que a mera presença da autoridade monetária no mercado de câmbio. Os autores concluem que isso é reflexo da pouca força do canal de sinalização dos países da América Latina ou, ainda, que pequenos volumes da intervenção não sejam suficientes para sinalizar o mercado sobre as diretrizes cambiais do governo.

De acordo com Kohlscheen (2012), alguns analistas consideram que os efeitos das intervenções sejam maiores em países emergentes, onde a liquidez e o volume de negócios são maiores e, também, onde as operações do Banco Central são significativas em relação ao tamanho do mercado de câmbio. No entanto, a precisa identificação dos efeitos das operações cambiais do BCB, em horizontes relevantes, é particularmente difícil nesses países, pois a decisão de intervir é, na maior parte das vezes, discricionária, em vez de baseada em regras.

Vale citar alguns dos vários estudos referentes às intervenções de bancos centrais e dos governos no mercado cambial, entre eles, Beine et al. (2002) e Frenkel et al. (2005) que encontraram relação entre as intervenções e a volatilidade cambial. Frenkel et al. (2005) reportam a relação das intervenções no Japão. Outro estudo de Sideris (2008) encontrou que, para seis países do leste europeu, houve uma suavização da volatilidade em períodos das intervenções cambiais. Belne et al. (2002) estudam a influência dos movimentos dos bancos centrais no mercado cambial e concluem que tais movimentos são um dos fatores que afetam a variância no câmbio.

No Brasil, além de Plaga & Oliveira (2011), é interessante destacar que a autoridade monetária, em seu Relatório de Inflação (2012), reservou o chamado *Box* para as intervenções cambiais, intitulado “Atuações do mercado e efeito do fluxo cambial sobre as taxas de câmbio”. Esse estudo conclui que as intervenções esterilizadas no mercado de câmbio mostraram-se efetivas. Importante frisar que, nesse caso, o estudo quantificou a influência sobre os valores da taxa de câmbio e não sobre a volatilidade, o que abre uma brecha na literatura, no Brasil, para os anos mais recentes, principalmente, nos meses entre os anos de 2013 e 2014, quando as intervenções foram efetuadas em montantes maiores que o período analisado em ambos os estudos.

Como citado anteriormente, essas intervenções acabam por dificultar a modelagem da taxa de câmbio e suas previsibilidades. Afinal, a modelagem é, geralmente, amparada em movimentos estocásticos, variáveis aleatórias, e essas intervenções nem sempre apresentam esse comportamento. Assim, verificar as condições de assimetria ou de alavancagem no mercado de câmbio requer o uso de algumas especificações diferentes das comumente usadas em modelagens paramétricas.

4.2.2 Volatilidade e intervenção cambial

O objetivo principal deste tópico é avaliar se as intervenções esterilizadas do Banco Central via Swaps Cambiais e/ou Swaps Cambiais Reversos geram impacto na volatilidade e qual seria o impacto, ao longo dessa distribuição. Assim sendo, faz-se necessária uma análise da literatura, ainda que breve, referente à volatilidade cambial e às intervenções cambiais.

Ao estudar sobre as intervenções no mercado cambial e sua intenção de suavizar a volatilidade, Bonser-Neal (1996) aponta três questões que devem ser consideradas: primeiramente, devem-se identificar quais os fatores que atuam na volatilidade de câmbio. Em segundo lugar, buscar compreender quais as razões que levam a autoridade monetária a lançar mão dos instrumentos de intervenção cambial. E o terceiro aspecto estaria relacionado a tais instrumentos de intervenção. Este último aspecto não será tratado. Para maiores detalhes, vide Araújo (2004).

Quanto à primeira questão, a volatilidade do câmbio está atrelada a mudanças nas expectativas devido a novas informações (tanto internas quanto externas), à volatilidade nos fundamentos de mercado e a movimentos especulativos Engel & Hakkio (1993). Vale destacar que a volatilidade também é influenciada pelo grau de credibilidade/confiança dos agentes de mercado para com a estabilidade das políticas econômicas e das variáveis macroeconômicas de determinado país, agentes estes internos e externos.

No que tange às causas que levariam o Banco Central a intervir no mercado de câmbio, há diversas. No entanto, algumas mais contundentes seriam a recomposição das reservas, a suavização os movimentos na taxa de câmbio e a manutenção da meta de taxa de câmbio no longo prazo. Por fim, há uma razão referente a outros países, quando um governo atua para auxiliar o banco central em outro país. Nesse caso, seriam as chamadas intervenções coordenadas. (Neely, 2005).

Beckett & Sellon (1989) afirmam que, com o risco maior e com a possibilidade de comprometer os retornos em investimentos estrangeiros, os agentes financeiros internacionais tornam-se avessos a aplicar seus recursos no país, podendo haver, assim, fuga de capital estrangeiro. Ao lado disso, os investimentos diretos também sofrerão, uma vez que a alta variabilidade da taxa de câmbio pode reduzir o retorno dos lucros esperados em moeda estrangeira.

Outro motivo refere-se ao fato de que a volatilidade no câmbio significa incerteza no comércio internacional e, assim, elevação no prêmio de risco de empresas no mercado importador/exportador, aumentando o custo dos produtos e certamente sendo repassado aos consumidores.

Por fim, uma vez que a volatilidade da taxa de câmbio aumenta o risco dos ativos domésticos, seus preços sofrerão variações maiores e, portanto, apresentarão maior volatilidade. Um mercado financeiro mais volátil/ instável dificulta a efetividade da política monetária. Mas como se daria o equacionamento das intervenções governamentais. A decisão de atuar no mercado de câmbio é balizada por parâmetros, se sim, quais são eles?

Segundo Neely (2005), há, na literatura, várias estimativas de funções de reação do Banco Central a mudanças contemporâneas e passadas da taxa de câmbio e da volatilidade, como também a intervenções passadas e a desvios de alguma meta de taxa de câmbio de longo prazo.

Uma representação algébrica de todas essas variáveis é transcrita a seguir:

$$I_t = \sum_{i=0}^p a_i \Delta s_{t-i} + \sum_{i=0}^p b_i X_{t-i} + c(s_t - s_t^*) + v_t \quad (4.1)$$

Em que I_t é a intervenção, s , o logaritmo da taxa de câmbio (moeda doméstica/moeda estrangeira), s^* o logaritmo da meta da taxa de câmbio, X é um vetor de outras variáveis econômicas, tal como a balança comercial, ou intervenções defasadas, e Δ é o operador de primeira diferença.

A equação (4.1) captura qualquer tentativa da autoridade monetária em perseguir uma meta para a taxa de câmbio, enquanto a_i tenta medir o quanto o banco central vende moeda estrangeira em momentos em que sua moeda doméstica está depreciando, ou seja, tenta inibir a volatilidade, comportamento este conhecido como *leaning against the wind*.

É comum se utilizar o modelo Tobit (Tobin, 1958) por conta da peculiaridade da distribuição, uma vez que em muitas situações elas ocorrem agrupadas em determinado período, com a característica adicional de ser truncada, em determinado período, pois são somente de venda ou somente de compra. E, caso o cenário esteja favorável aos olhos da autoridade monetária, esta não atuará, e, assim, o limite inferior será zero. Como será visto mais adiante, neste trabalho, a variável *intervenções* assume tanto valores positivos quanto negativos e, por isso, a variável será tratada como não censurada.

Dysiata & Galati (2007) utilizam a função reação para contornar o problema da endogeneidade. Este trabalho adapta a formulação destes autores, a qual será detalhada no tópico 4.3 referente à metodologia.

Alguns outros trabalhos empíricos podem ser citados. Fatum & Hutchinson (2003) analisam a eficácia das intervenções, utilizando para tal um estudo de eventos que separa episódios de intervenção e analisa os subsequentes efeitos na taxa de câmbio. Aplicando um teste de sinal não paramétrico, encontram forte evidência de que intervenções esterilizadas afetam sistematicamente a taxa de câmbio no curto prazo. Neely (2005) também se reporta a estudos de eventos com fricção desenvolvidos pelo próprio autor, em 2002, de forma a conseguir maior aderência devido à aglomeração das intervenções e tratar o problema da endogeneidade.

Em seu trabalho, Abenoja (2003) analisa um período relativamente longo, diferentemente de muitos dos estudos até aqui citados, e em linha com o presente estudo. A análise encontra resultados muito interessantes, a saber. As intervenções reduzem a volatilidade da taxa de câmbio. No entanto, operações persistentes levam a um aumento da volatilidade. O autor levanta a possibilidade de que intervenções sucessivas geram incerteza no mercado.

Dominguez (1998) trata os efeitos das políticas monetárias e das intervenções no dólar/marco e dólar/yen, na Alemanha, Japão e Estados Unidos, no período de 1977 a 1994. No trabalho, utiliza-se o modelo GARCH (1,1), e os

resultados indicam que as operações aumentam, no geral, a volatilidade na taxa de câmbio. Esse resultado torna-se mais robusto quando as intervenções são efetuadas sem informação ao mercado. O que pode estar relacionado ao canal de transmissão da sinalização, uma vez que o público não reconhece a sinalização, mas identifica operações diferentes no mercado.

Domaç & Mendonza (2002) investigam se as intervenções do Banco Central no mercado cambial têm impacto na volatilidade da taxa de câmbio no México e na Turquia. O trabalho utiliza um modelo EGARCH com dados diários de intervenção, de fevereiro de 2001 a maio de 2002, para a Turquia, e de agosto de 1996 a junho de 2001, para o México. Nesse artigo, os resultados empíricos indicaram que tanto o montante quanto a frequência das intervenções reduziram a volatilidade da taxa de câmbio. É interessante a conclusão dos autores que sugerem que as intervenções no mercado de câmbio, não destinadas a defender uma taxa de câmbio específica, podem desempenhar um importante papel num arcabouço de metas de inflação. Estas podem colaborar para conter os efeitos de choques temporários da taxa de câmbio na inflação e na estabilidade financeira.

Kim et al. (2000) também utilizam o modelo EGARCH para analisar as intervenções cambiais na Austrália, entre os anos de 1983 e 1997. Os autores concluem que há certa estabilização com as intervenções. Seus resultados apontam que, nos dias de intervenção, essa variável aumenta a volatilidade da taxa de câmbio. Interessante notar que, ao introduzir variáveis *dummies* de intervenção acumulada, esta se mostra negativa e significativa, o que pode indicar que, ao intervir em dias consecutivos, o Banco Central convence o mercado de sua intenção de suavizar os movimentos da taxa de câmbio.

Disyatat & Galati (2007) concluem que as intervenções do Banco Nacional da Tchecoslováquia não foram efetivas em modificar a volatilidade de curto prazo da taxa de câmbio. Conforme citado, uma das formulações da função reação do Banco Central apresentada pelos autores será utilizada, com adaptações, neste trabalho.

4.2.3 A questão da endogeneidade

Neely (2005), em sua pesquisa sobre trabalhos relativos às intervenções cambiais, retrata a preocupação, na literatura, com relação à endogeneidade. Essa constatação pode ser verificada em Dysiatat & Galati (2007), que afirmam ser a determinação simultânea da volatilidade e/ou retornos das taxas de câmbio com as intervenções oficiais um dos maiores entraves da pesquisa empírica nessa área. Isso porque uma das hipóteses seria que as intervenções afetam a taxa de câmbio, mas a decisão de realizá-las depende dos movimentos das taxas de câmbio. As intervenções são, assim, correlacionadas com o erro estimado, e uma regressão simples da volatilidade ou dos retornos da taxa de câmbio com relação às intervenções contemporâneas produzirá estimativas inconsistentes dos coeficientes angulares¹⁰.

Neely (2005), Menkhoff (2013) e Dysiatat & Galati (2007) reportam que análises de séries temporais baseadas no estudo de eventos são utilizadas nessa área, tipicamente, defasando a variável *intervenções*. Por exemplo, Fatum e Hutchison (2003) forneceram resultados mais efetivos utilizando esse método. As cotações das taxas de câmbio podem se alterar nos minutos após a intervenção e, assim, dados de alta frequência seriam indicados. Para Neely (2005), os estudos intradiários possuem a vantagem de contornar o problema da simultaneidade sob duas premissas: primeiro, o momento da intervenção é medido de forma suficientemente precisa e, segundo, o intervalo de decisão da autoridade monetária é menor que a frequência dos dados. Ou seja, se os dados são de intervalos de 5 minutos, a autoridade leva até 5 minutos para reagir aos movimentos de mercado. Sob tais premissas não há impacto contemporâneo entre taxas de câmbio e intervenções, uma vez que a cotação da taxa será verificada após a intervenção.

Entretanto, Neely (2000) apresenta o resultado de entrevistas com as autoridades monetárias e, destas, 40% acreditam que os efeitos das intervenções levam alguns dias para serem efetivos. Com isso, alguns defendem que a dinâmica da resposta da taxa de câmbio às intervenções não poderia ser descrita pelos dados intradiários.

¹⁰ Para maiores detalhes, vide *Mostly Harmless Econometrics* de Joshua D. Angrist e Jörn-Steffen Pischke.

Na literatura, encontram-se, ainda, trabalhos que consideram a endogeneidade e utilizam-se do modelo Probit para estimar a função reação do banco central. Nesse modelo, a probabilidade de haver uma intervenção depende da variância da taxa de câmbio, e o desvio da taxa de câmbio, de um nível de equilíbrio, ambas variáveis defasadas em um período. Baillie & Osterberg (1997) verificam se a volatilidade da taxa de câmbio causa, no sentido de Granger, as intervenções via modelo Probit. Os autores calculam a volatilidade pelo GARCH (1,1) e encontram que não há evidências de que o excesso de volatilidade aumente a probabilidade de intervenção no mercado do marco alemão *versus* o do dólar.

Uma alternativa para enfrentar a endogeneidade é usar as variáveis instrumentais. Araújo (2004) estimou a volatilidade pelo EGARCH, primeiramente, tratando as intervenções como exógenas, e seus resultados indicaram aumento da volatilidade com tais intervenções. Ao tratar a endogeneidade, utilizando uma função reação e o método da variável instrumental, com o modelo Tobit, encontrou um resultado oposto, que expressava a relação negativa entre as intervenções e a volatilidade da taxa de câmbio no Brasil, no período estudado. Galati e Melick (1999) e Dysiatat & Galati (2007) utilizam a função reação com algumas variáveis defasadas e concluem que as intervenções não foram significativas para a volatilidade da moeda, no período analisado. Por fim, Kearns & Rigobon (2002) utilizam o Método dos Momentos Generalizados (GMM) aplicados na Austrália, para dados diários, entre julho de 1966 e novembro de 1993. Os autores encontram impacto significativo das intervenções na taxa de câmbio.

O problema da endogeneidade, em variáveis que não as intervenções governamentais, ocupa espaço importante na literatura econométrica. Por exemplo, Blundell & Powell (2004) e Rothe (2009) avançam na questão da endogeneidade para modelos binários semiparamétricos. Imbens & Newey (2002, 2009) analisaram a endogeneidade para modelos não aditivos e variáveis não observáveis tanto no primeiro quanto no segundo estágio. Chesher (2003) e Jun (2009) testam modelos de regressão quantílica para variáveis não truncadas e com equações triangulares.

Alguns aspectos desses trabalhos forneceram subsídios para o desenvolvimento do estimador CQIV, desenvolvido em Chernozhukov et al. (2015), a seguir comentado.

4.2.4 Regressão quantílica com variável instrumental

Conforme verificado no item 3.2.2.3, a regressão quantílica está baseada na minimização dos erros absolutos. Em sua formulação, os desvios em relação aos valores do quantil são ponderados pelo próprio quantil e por seu simétrico, tornando tal estimativa mais robusta. Além disso, podem-se calcular os coeficientes ao longo da distribuição da variável dependente. Ou seja, dependendo do quantil da distribuição, a variável dependente responde em maior ou menor grau a variações da variável independente. Em uma situação, na qual o banco central responde a oscilações mais abruptas, isto é, responde a variações nas caudas da distribuição de retornos/volatilidade, a regressão quantílica pode se apresentar como um modelo mais aderente à realidade empírica.

Retomando Neely (2005), o autor observa que o uso de variáveis truncadas é recorrente na literatura, uma vez que as intervenções, em determinados períodos, ou ocorrem com determinado valor ou não ocorrem e, portanto, possuem um valor limitado a zero. Araújo (2004) utiliza um método que estima equações simultâneas que possuem variáveis endógenas censuradas. Método esse desenvolvido por Vella (1993).

Todos os trabalhos até aqui citados utilizaram, de uma ou outra forma, variáveis instrumentais censuradas ou não, contando, em sua maioria, com métodos de estimação paramétricos.

Este trabalho propõe o uso do algoritmo desenvolvido por Chernozhukov et al. (2015) que propõem novos estimadores que incorporam o tratamento da endogeneidade com o uso de variáveis instrumentais (censuradas ou não) na regressão quantílica. Para tal, os autores criaram um comando no *Stata* denominado CIQV, que foi utilizado no presente trabalho. Neste artigo, os autores combinam a regressão quantílica com variáveis truncadas/censuradas, desenvolvida por Powell (1986) com a abordagem de variável instrumental, usada para incorporar o aspecto de regressores endógenos. Eles denominam o estimador de CQIV (*censored quantile instrumental variable*, em inglês), o qual é obtido em dois estágios. O primeiro estima um modelo de parâmetros com dimensões infinitas, podendo ser regressão quantílica ou outra forma de regressão, como OLS. Neste estágio, a variável explicativa endógena é tomada como variável independente e será função de outras variáveis explicativas (instrumento). O

segundo estágio estima a regressão quantílica de variável instrumental para a variável dependente de interesse, incluindo a variável de controle estimada e, assim, pode lidar com a endogeneidade. É interessante que o algoritmo computacional dos autores prevê a regressão quantílica, em dois estágios, não truncada como um caso especial da regressão com variáveis truncadas, e essa forma de estimativa será utilizada neste trabalho. Isso porque, como salientado anteriormente, a variável endógena possuirá tanto valores negativos como positivos, dependendo se assume uma posição vendida em dólar (valores positivos) e comprada em dólar (valores negativos). Como arcabouço referencial, os autores buscaram em Powell (1986), em cujos trabalhos há modelos com regressores censurados e exógenos, e Buchinsky & Hahn (1998), Khan & Powell (2001), Chernozhukov e Hong (2002), Honoré et al. (2002) e Portnoy (2003), que desenvolveram modelos baseados na regressão quantílica.

Chernozhukov et al. (2015) afirmam, porém, que a literatura sobre modelos que tratam tanto variáveis censuradas como endógenas é menor. Mas citam Smith & Blundell (1986) que se utilizaram do modelo triangular com variáveis instrumentais ao lado do trabalho de Blundell & Powell (2007), que propõem um estimador alternado de variável truncada.

4.2.5 Trabalhos no Brasil

Em seu estudo, Novaes & Oliveira (2005) analisam as intervenções do Bacen no mercado cambial entre os anos de 1999 e 2003. Os autores concluem que, em períodos de alta volatilidade da taxa de câmbio, esses instrumentos não conseguiram alterar significativamente a trajetória do câmbio nominal, e, nos períodos de baixa volatilidade, os instrumentos de atuação nos mercados à vista, de títulos e swaps foram eficazes. Diante desses resultados, os autores defendem que as intervenções no mercado cambial não são justificáveis como tentativas de alterar a trajetória da taxa de câmbio, nos períodos em que a moeda apresenta alta volatilidade, mas ressaltam que Araújo (2004) encontra que as intervenções podem diminuir a volatilidade, quando a endogeneidade das intervenções é considerada, conforme já citado neste trabalho.

Diógenes (2007) estuda os efeitos das intervenções esterilizadas no Brasil para o período de 2003 a 2006, e, ao tratar a endogeneidade seus resultados espelham as proposições da teoria da carteira.

Viola et al. (2013) testam os efeitos das ofertas pelo Bacen de swaps cambiais e swaps cambiais reversos sobre a curva de cupom cambial para o período de janeiro de 2003 até setembro de 2008. Utilizando a PCA (Análise de Componentes Principais), os autores regridem os atributos da curva de cupom cambial, nível, inclinação e curvatura com relação às intervenções e outras variáveis de controle, por exemplo, a primeira componente entre as posições de estrangeiros e o Índice EMBI BR+, correspondendo ao grau de tolerância ao risco Brasil. Os resultados indicaram que apenas as ofertas de swaps cambiais apresentaram efeitos significativos sobre essas variáveis. Já os efeitos dos swaps reversos não se mostraram significativos durante o período analisado.

Carvalho (2010) estuda as intervenções governamentais no Brasil durante a crise de 2008 e encontra que tais operações foram capazes de alterar tanto a taxa e a volatilidade do câmbio quanto a liquidez do mercado. Enquanto os swaps e os leilões à vista geraram impacto mais efetivo na taxa de câmbio, os anúncios e as intervenções no mercado à vista influenciaram mais fortemente a volatilidade.

O período de 2004 a 2010 foi a janela de análise escolhida por Vervloet (2010) para testar a validade dos efeitos das intervenções esterilizadas sobre a taxa de câmbio. Apesar da curta duração dos efeitos (de 4 a 10 dias) e da pequena magnitude (0,07%) os resultados apontam fortes evidências, segundo o autor, de que as intervenções cambiais esterilizadas foram capazes de alterar o câmbio.

Já Plaga & Oliveira (2011) estudam as intervenções realizadas pelo Bacen sobre a volatilidade condicional da taxa de câmbio nominal entre os anos de 1999 e 2006. Os autores separam, em alguns subperíodos, sua amostra. Utilizando-se dos dados diários, os resultados indicaram que a interferência governamental foi significativa, mas é importante salientar que consideraram a variável *intervenções* como variável exógena.

Por fim, Kohlscheen (2012) analisou dados de um período relativamente grande, de 2 de janeiro de 2002 a 30 de novembro de 2011, perfazendo um total de 2.399 dias úteis. Os efeitos das intervenções são mais fortes no Brasil do que aqueles encontrados para países de economia desenvolvida.

4.3 Metodologia

4.3.1 Dados

Os dados coletados possuem periodicidade diária e compreendem o período de 02 de janeiro de 2003 a 31 de dezembro de 2014, perfazendo um total de 2.973 observações (dias úteis). Utilizou-se a PTAX de fechamento divulgada pelo Banco Central do Brasil. Para o cálculo da volatilidade e demais regressões, a variável utilizada foi a primeira diferença das taxas cambias, definida segundo a equação (2.1). Os dados do EMBI Brasil foram obtidos na Bloomberg, e as intervenções cambiais tiveram como fonte o Relatório de Mercado, divulgado, mensalmente, pelo DEMAB (Departamento de Mercado Aberto), na página do Banco Central.

Para representar as intervenções governamentais no período, serão utilizadas duas séries distintas de valores. A primeira delas representa as operações cambiais diárias, sem descontar vencimento ou acumular as efetuadas e não vencidas. Essa série está retratada no gráfico 4.1. A segunda série representa a Posição Líquida acumulada de intervenção cambial, cuja evolução pode ser verificada no gráfico 4.2.

O gráfico 4.1 mostra as operações efetuadas pelo Banco Central do Brasil, no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2014. No gráfico, encontram-se, também, os valores da taxa de câmbio nominal. As operações de swap reverso, que equivalem à compra de dólar, estão representadas pelas colunas em valores negativos. As operações de swap cambial que equivalem à venda de dólar são representadas pelos valores positivos em colunas. O valor da taxa de câmbio nominal está representado pela linha contínua. A média móvel da taxa de câmbio nominal, com janela de 252 dias úteis, está representada pela linha pontilhada. A linha pontilhada representa a evolução da média móvel do valor da taxa de câmbio, considerando uma janela de 252 dias úteis.

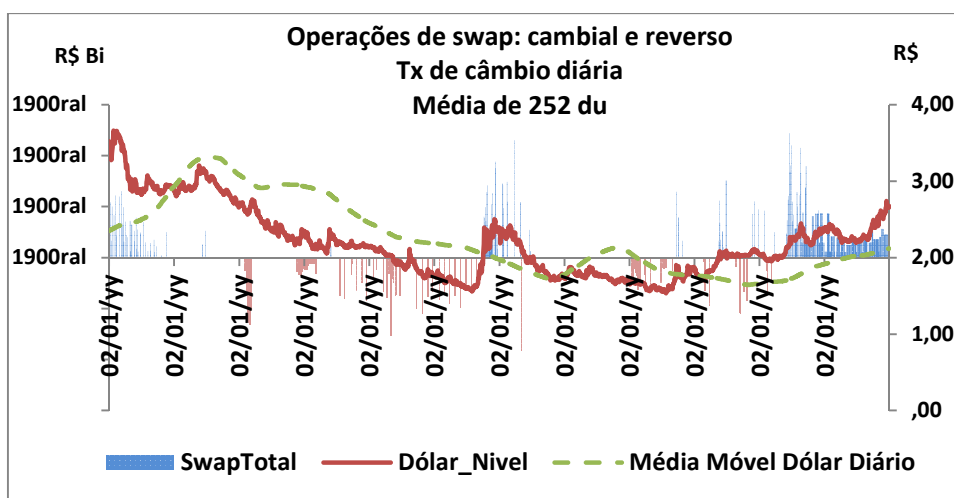


Gráfico 4.1 - Operações de swap realizadas pelo Bacen, entre 02/01/2003 a 31/12/2014.

Já o gráfico 4.2 representa a posição total cambial em swap ao longo do período sob análise. As posições são o resultado da soma da posição anterior mais as novas operações, menos as operações vencidas e a posição anterior¹¹. A posição inicial foi obtida no Relatório de Mercado de dezembro de 2012. Valor da taxa de câmbio nominal representado pela linha contínua. A média móvel da taxa de câmbio nominal, com janela de 252 dias úteis, está representada pela linha pontilhada.

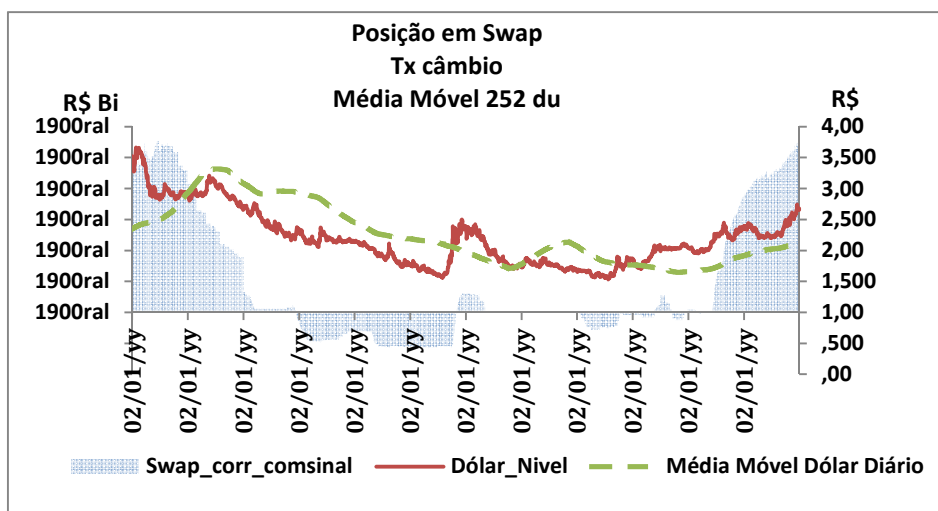


Gráfico 4.2 - Posição líquida de swaps do Banco Central do Brasil, entre 02/01/2003 e 31/12/2014.

¹¹ A posição de final do mês em aberto encontra-se no Relatório de Mercado Aberto, no site do Banco Central, <http://www.bcb.gov.br>.

Kim et al. (2000) incluíram uma variável binária (*dummy*) de acúmulo de intervenções e constataram que, enquanto as operações cambiais diárias influenciavam positivamente a volatilidade, essa variável, que representava o acúmulo das intervenções, apontava uma diminuição de volatilidade no período. Assim, neste trabalho, serão efetuadas as regressões, primeiramente, tendo as operações diárias como os valores representativos das intervenções, e outras regressões que terão a posição líquida como variável, representando as intervenções do Bacen.

A evolução dos retornos diários de dólar, ou seja, a primeira diferença da série de dólar pode ser observada no gráfico 4.3. Observa-se, graficamente, que tal série tende a ser estacionária, e esta é uma das características pelas quais se utiliza a primeira diferença em detrimento do nível da taxa de câmbio. A volatilidade calculada é com base no logaritmo da primeira diferença da taxa de câmbio. Cabe uma observação, a partir do gráfico em questão, concernente ao período pós-crise do *subprime* norte-americano, qual seja, os retornos apresentaram maior variabilidade durante determinado período.

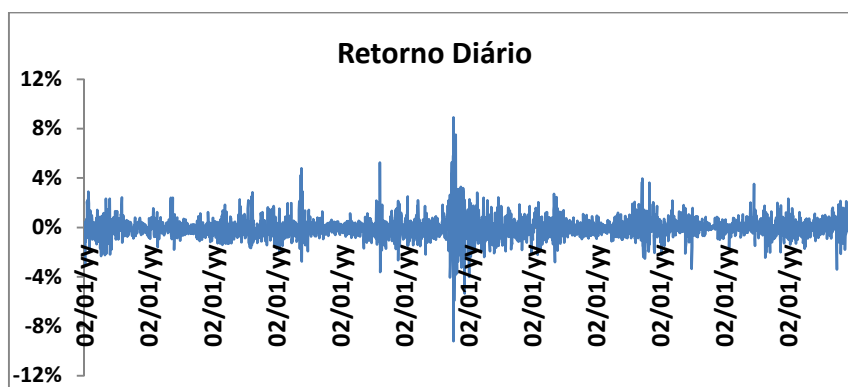


Gráfico 4.3 - Evolução dos retornos diários da taxa de câmbio US\$ x Real

Para esse período, as estatísticas descritivas da série da taxa de câmbio podem ser observadas na Tabela 4.1, a seguir:

Série: Retorno US\$	Valor
Média	-0,0096
Mediana	-0,0395
Máximo	8,9172
Mínimo	-9,2147
Desvio Padrão	0,9096
Assimetria	0,4750
Curtose	15,2524
Jarque-Bera (p-valor)	0,0000

Tabela 4.1 - Estatísticas descritivas – Retorno Dólar

4.3.2 Modelagem aplicada

Esta terceira etapa procura introduzir a regressão quantílica para a análise da relação entre a volatilidade do mercado de câmbio no Brasil e as intervenções cambiais. A regressão quantílica já foi comentada no item 2.2.2, capítulo 2. Entretanto, a utilização direta da regressão, sem o tratamento da endogeneidade, pode levar, conforme já visto na literatura, a estimativas enviesadas dos coeficientes. Com isso, a utilização de variáveis instrumentais, na regressão quantílica, faz-se necessária. Para encontrar um instrumento apropriado, no caso de intervenções cambiais, uma das soluções é o uso da função reação do Banco Central (Neely, 2005; Araújo, 2004).

A apresentação da metodologia terá como início a função reação do Banco Central para, em seguida, apresentar-se a metodologia de regressão quantílica utilizada com variáveis instrumentais truncadas ou não, desenvolvida por Chernozhukov et al. (2015).

Primeiramente, cabe certa digressão a respeito da regressão quantílica. Conforme exposto em 2.2.2, a regressão quantílica é robusta, pois atribui peso menor a *outliers* mais distantes do quantil sendo estimado. Há ainda duas vantagens desta metodologia, quando se analisa o mercado de câmbio. A primeira refere-se ao fato de que as taxas de câmbio podem ser afetadas significativamente pelas ações governamentais e, assim, a estrutura da distribuição dos retornos desse ativo financeiro, em específico, pode variar ao longo do tempo. Ou seja, se utilizarmos pressupostos de distribuição, no início de determinado período, tais pressupostos podem não ser mais válidos, em decorrência de uma intervenção governamental. Nikolaou (2008) aplicou regressão quantílica para analisar os quantis da taxa de câmbio real e encontrou o interessante resultado que os choques causavam impactos diferentes dependendo de sua magnitude e, ainda, levavam a diferentes dinâmicas, como a tendência de reversão à média. Sendo assim, uma forma não paramétrica, como a quantílica, pode ser mais aderente à realidade dos dados. Em segundo lugar, vale notar o detalhamento dos coeficientes estimados ao longo da distribuição da variável dependente. Isto é, podem-se mapear os quantis em que as intervenções são mais ou menos eficazes ou até influenciam a volatilidade de câmbio em direção contrária ao desejado pela autoridade monetária. Isso é bastante interessante para a apuração da eficácia ao

longo da distribuição. Até porque, como já explicitado neste trabalho, espera-se que a autoridade monetária aja nas caudas da distribuição, mais do que na região central da distribuição da volatilidade da taxa de câmbio.

4.3.2.1 Endogeneidade e função reação do Banco Central

Conforme comentado na revisão bibliográfica, a endogeneidade decorre da potencial simultaneidade entre a série temporal da taxa de câmbio e as intervenções cambiais. Dysiatat & Galati (2007) afirmam que uma das técnicas utilizadas para contornar esse problema é usar a estimação usando as variáveis instrumentais. Os autores usaram a função reação do Banco Central Tcheco como instrumento. Parte da função reação estimada por referidos autores foi utilizada neste trabalho e sua especificação matemática será explicitada quando da introdução da metodologia de variáveis instrumentais em regressão quantílica. Por ora, essa referência é aqui utilizada para ilustrar o critério de reação do Bacen às variações no mercado de câmbio. Além disso, tais autores assumiram algumas premissas da função reação da autoridade monetária, que seriam: o banco central interviria se alguns parâmetros estivessem desalinhados com alguma meta em específico. Os parâmetros escolhidos foram a média histórica da taxa de câmbio à vista, a volatilidade implícita e a aversão ao risco. Para os parâmetros, os autores estabeleceram desvios das metas a partir dos quais o Banco Central Tcheco interviria, sendo que todos esses parâmetros são defasados em até 5 períodos seguidos. Adiantando-se à questão da defasagem, os autores encontraram que apenas a defasagem de 1 período era significativa, o mesmo se aplicando ao caso deste estudo.

Seguindo a ideia básica de Dysiatat & Galati (2007), simplificando, porém, em alguns pontos, este trabalho adotou como parâmetros: a média móvel de 252 dias úteis da taxa à vista do câmbio no Brasil e a volatilidade histórica, também com janela de 252 dias úteis. Esta última foi adaptada de Araújo (2004), uma vez que os autores trabalharam com as expectativas dos agentes e, neste estudo, está-se baseando a análise da função reação em t , mas estimada com valores defasados em um período.

Assim, o Bacen interviria quando a taxa diária nominal de câmbio à vista estivesse a um desvio padrão da média histórica (janela de 252 dias úteis) - para

mais ou para menos -, e seria função da volatilidade histórica (janela de 252 dias úteis) obtida até $t-1$.

Conforme mencionado acima, as funções serão explicitadas no próximo tópico, já ajustadas para o caso da regressão quantílica, uma vez que os autores utilizaram a OLS em dois estágios com o instrumento. Uma das contribuições deste trabalho é justamente o uso da regressão quantílica em uma realidade que a reação do agente se dá fora da média da variável dependente e, assim, a metodologia das variáveis instrumentais para a regressão quantílica, desenvolvida por Chernozhukov et al. (2015), apresenta-se como uma forma interessante de abordar o problema.

4.3.2.2 Regressão quantílica e o uso de variáveis instrumentais

Este tópico será dividido em duas partes. A primeira será uma breve explicação teórica do estimador quantílico com variável instrumental censurada, (*Censored Quantile Instrumental Variable* - CQIV), e a segunda parte se concentrará nas especificações utilizadas neste trabalho, tendo por base referido artigo e a função reação do Bacen à média e à volatilidade históricas da taxa de câmbio.

4.3.2.2.1 Regressão quantílica variáveis instrumentais - Estimador CQIV - *Censored Quantile Instrumental Variable*

I – Considerações sobre a metodologia

Não obstante o objetivo principal deste trabalho centrar-se na análise das intervenções cambiais, via regressão quantílica, com tratamento da endogeneidade, via aplicação desse ferramental desenvolvido por Chernozhukov et al. (2015), é interessante pontuar algumas considerações sobre os dois estágios dos cálculos efetuados pelo programa e suas vantagens e possíveis desvantagens com relação a outros estimadores já mais sedimentados na literatura pertinente¹².

¹² Apesar das premissas e derivações matemáticas das características dos estimadores não serem tratadas no presente texto, sugere-se a leitura de Chernozhukov et al. (2015) e Powell (1984, 1986) como boas fontes de formação e informação sobre o assunto.

A ideia básica do artigo elaborado por Chernozhukov et al. (2015) é adicionar uma variável na regressão de tal forma que, tornando-a condicional, os regressores e valores não observáveis (resíduos) serão independentes.

O primeiro estágio da estimativa não possui condições favoráveis, por exemplo, aditividade das funções, por isso, os autores desenvolvem uma técnica baseando-se na teoria assintótica para o procedimento em dois estágios. Se no primeiro estágio os estimadores não estão contidos no espaço Donsker¹³, eles podem ser aproximados por funções aleatórias contidas neste espaço.

O estimador CQIV é um caso em que o primeiro estágio estima uma regressão quantílica ou não de uma variável instrumental censurada, e o segundo estágio é uma regressão quantílica, utilizando a variável calculada no primeiro estágio como substituta à variável endógena. Os autores reforçam que a regressão quantílica não censurada é um caso especial da quantílica censurada, e esta não censurada também será utilizada neste trabalho. Os autores desenvolveram, ainda, um comando no software Stata que será usado neste trabalho¹⁴.

Os autores, a exemplo de outros artigos que desenvolvem novos estimadores probabilísticos, utilizam-se de resultados com base em exercícios de simulação de Monte-Carlo, e os resultados deste exercício demonstraram que a eficácia do CQIV é comparável com a apresentada em dados gerados que satisfazem os pressupostos do modelo Tobit (premissas paramétricas, por exemplo, normalidade da distribuição). Mas quando esses dados não atendem a tais premissas, o estimador CQIV é mais eficiente que o estimador Tobit IV, ou seja, o Tobit com variável instrumental.

Vale aqui ressaltar que uma das vantagens proporcionada pela regressão quantílica é verificar a heterogeneidade de resposta ao longo da distribuição condicional da variável dependente. Esta variável pode ser o retorno diário do dólar, como também a variável foco deste estudo que é a volatilidade diária da taxa de câmbio.

¹³ Pode-se dizer que o Teorema de Donsker é um refinamento do Teorema do Limite Central por provar convergência fraca de distribuições de somas parciais. Ou ainda que, por tal teorema, identificam-se certos processos estocásticos como um limite de processos empíricos. (Próprio de métodos semi ou não paramétricos).

¹⁴ Pode-se obter o programa na página de uma das autoras do artigo, prof. Amanda Kowalski: <http://www.econ.yale.edu/~ak669/research.html>.

II - Metodologia aplicada.

Dysiatat & Galati (2007) usaram a função reação do banco central para variáveis defasadas, utilizando-se apenas da primeira defasagem, pois as demais eram não significantes e utilizaram a média da taxa de câmbio nominal, a volatilidade implícita e a aversão a risco representada pela assimetria. Já Araújo utilizou-se da taxa de câmbio real como variável explicativa da função do banco central e a volatilidade da taxa de câmbio. Como este estudo refere-se a valores diários, seguiu-se parte das ideias contidas tanto no trabalho de Araújo (2004) quanto no de Dysiatat & Galati (2007). Optou-se por seguir a volatilidade histórica, calculada em uma janela de 252 dias úteis como uma variável explicativa para a função reação do Banco Central (Araújo, 2004) e pela taxa de câmbio nominal (Dysiatat & Galati, 2007), sendo que a variável referente ao retorno do câmbio é o valor da média móvel dos últimos 252 dias úteis.

As estimativas efetuadas neste trabalho são a seguir descritas:

I – Variável Intervenções tratada como Exógena

1. Retorno diário, Volatilidade e Intervenção – Regressão Paramétrica

- a. Cálculo com o uso do modelo GARCH (1,1), segundo as especificações a seguir:

$$Ret_t = \alpha_q + \beta_0(I_t^{SC}) + \beta_1(CRB) + \beta_2(EMBI) + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \beta_1(CRB) + \beta_2(EMBI) + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

- b. Cálculo com o uso do modelo EGARCH (1,1), conforme expressões abaixo:

$$Ret_t = \alpha_q + \beta_0(I_t^{SC}) + \beta_1(CRB) + \beta_2(EMBI) + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = w + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (4.5)$$

Após efetuar as estimativas, segundo os modelos tradicionais, procedeu-se à estimativa, considerando as variáveis exógenas, mas, agora, adotando a regressão quantílica. Ou seja, nenhum tratamento de endogeneidade foi implementado nesta etapa dos cálculos. É importante esclarecer que nesta estimativa adotaram-se procedimentos diversos da primeira etapa. Para o retorno diário, utilizaram-se os valores obtidos via Eq. (2.1), mas para a volatilidade calculou-se a volatilidade diária via GARCH (1,1), com a opção de calcular-se a média apenas pela constante. A volatilidade calculada assim considera somente os efeitos autorregressivos dos retornos.

2. Retorno diário e Intervenções – Regressão Quantílica – Variável Exógena

- a. Com a Variável Intervenções assumindo os valores de Operações Diárias

- i. Regressão univariada

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente: Operações Diárias de Swaps Cambiais (valores positivos) e Swaps Reversos (valores negativos)

$$Ret_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(I_t^{Op}) + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

Foram calculados 99 quantis, do primeiro ao 99º quantil. Os resultados estão em tabelas com os principais quantis e representados, em gráficos, no tópico a seguir.

ii. Regressão multivariada

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente: Operações Diárias de Swaps Cambiais (valores positivos) e Swaps Reversos (valores negativos), Ret_CRB, Ret_EMBI

(4.7)

$$Ret_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(I_t^{Op}) + \beta_{q1}(CRB) + \beta_{q2}(EMBI) + \varepsilon_t$$

b. Com a Variável Intervenções assumindo os valores de Posição Líquida Diária de Swaps Cambiais

i. Regressão univariada

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente: Posição Cambial Líquida (valores positivos – Posição Vendida) e Swaps Reversos (valores negativos - Posição Comprada)

$$Ret_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(PosSwp) + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

Foram calculados 99 quantis, do primeiro ao 99º quantil. Os resultados estão em tabelas com os principais quantis e representados, em gráficos, no tópico a seguir.

ii. Regressão multivariada

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente: Posição Cambial Líquida (valores positivos – Posição Vendida) e Swaps Reversos (valores negativos - Posição Comprada), Ret_CRB, Ret_EMBI

$$Ret_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(PosSwp) + \beta_{q1}(CRB) + \beta_{q2}(EMBI) + \varepsilon_t \quad (4.9)$$

3. Volatilidade Cambial Diária e Intervenções – Regressão Quantílica – Variável Exógena

a. Com a Variável Intervenções assumindo os valores de Operações Diárias

i. Regressão univariada

Variável Dependente: Volatilidade Diária – Calculada por GARCH (1,1)

Variável Independente: Operações Diárias de Swaps Cambiais (valores positivos) e Swaps Reversos (valores negativos)

$$Vol_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(I_t^{Op}) + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

Foram calculados 99 quantis, do primeiro ao 99º quantil. Os resultados estão em tabelas com os principais quantis e representados, em gráficos, no tópico a seguir.

ii. Regressão multivariada

Variável Dependente: Volatilidade Diária

Variável Independente: Operações Diárias de Swaps Cambiais (valores positivos) e Swaps Reversos (valores negativos), Ret_CRB, Ret_EMBI

$$Vol_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(I_t^{Op}) + \beta_{q1}(CRB) + \beta_{q2}(EMBI) + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

b. Com a Variável Intervenções assumindo os valores de Posição Líquida Diária de Swaps Cambiais

i. Regressão univariada

Variável Dependente: Volatilidade Diária

Variável Independente: Posição Cambial Líquida (valores positivos – Posição Vendida) e Swaps Reversos (valores negativos – Posição Comprada)

$$Vol_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(PosSwp) + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

Foram calculados 99 quantis (percentis), do 1º ao 99º quantil. Os resultados estão em tabelas com os principais quantis e representados, em gráficos, no tópico a seguir.

ii. Regressão multivariada

Variável Dependente: Volatilidade Diária

Variável Independente: Posição Cambial Líquida (valores positivos – Posição Vendida) e Swaps Reversos (valores negativos - Posição Comprada), Ret_CRB, Ret_EMBI

$$Vol_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(PosSwp) + \beta_{q1}(CRB) + \beta_{q2}(EMBI) + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

II – Variável Intervenções tratada como Endógena

1. Retorno diário e Intervenções – Regressão Quantílica – Variável Endógena

a. Com a Variável Intervenções assumindo os valores de Operações Diárias

i. Regressão univariada

i.1. **Regressão Primeiro Estágio:**

Variável Dependente: Operações Diárias de Swaps Cambiais (valores positivos) e Swaps Reversos (valores negativos)

Variável Independente: Parâmetro Média (DP.) e Parâmetro Volatilidade (Dist.).

Eq. (4.14):

$$I_{qt}^{Op} = \lambda q + \gamma_{q0}(ddol_{t-1}) + \gamma_{q1}(dvol_{t-1}) + \eta_{qt}$$

i.2. **Regressão Segundo Estágio:**

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente:

Regressão Primeiro Estágio:

Eq. (4.15):

$$Ret_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(I_{qt}^{Op}) + \varepsilon_{qt}$$

ii. Regressão multivariada

ii.1. **Regressão Primeiro Estágio:**

Variável Dependente: Operações Diárias de Swaps Cambiais (valores positivos) e Swaps Reversos (valores negativos)

Variável Independente: Parâmetro Média e Parâmetro Volatilidade.

Conforme **Eq. (4.14)**.

ii.2. **Regressão Segundo Estágio:**

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente: Operações Diárias (calculada no primeiro estágio), Ret_CRB, Ret_EMBI

Eq. (4.16):

$$Ret_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(I_t^{Op}) + \beta_{q1}(CRB) + \beta_{q2}(EMBI) + \varepsilon_t$$

b. Com a Variável Intervenções assumindo os valores de Posição Líquida Diária de Swaps Cambiais

i. Regressão univariada

i.1. **Regressão Primeiro Estágio:**

Variável Dependente: Posição Cambial Líquida (valores positivos – Posição Vendida) e Swaps Reversos (valores negativos - Posição Comprada)

Variável Independente: Parâmetro Média (DP.) e Parâmetro Volatilidade (Dist.).

Eq. (4.17):

$$PosSwap_{qt} = \lambda q + \gamma_{q0}(ddol_{t-1}) + \gamma_{q1}(dvol_{t-1}) + \eta_{qt}$$

i.2. Regressão Segundo Estágio:

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente: Posição Líquida (calculada no primeiro estágio)

Regressão Primeiro Estágio:

Eq. (4.18):

$$Ret_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(PosSwp) + \varepsilon_{qt}$$

ii. Regressão multivariada

ii.1. Regressão Primeiro Estágio:

Variável Dependente: Posição Cambial Líquida (valores positivos – Posição Vendida) e Swaps Reversos (valores negativos - Posição Comprada)

Variável Independente: Parâmetro Média e Parâmetro Volatilidade.

Conforme Eq. (4.17).

i.2. Regressão Segundo Estágio:

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente: Posição Líquida (calculada no primeiro estágio), Ret_CRB, Ret_EMBI

Eq. (4.19):

$$Ret_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(Pos_t) + \beta_{q1}(CRB) + \beta_{q2}(EMBI) + \varepsilon_t$$

2. Volatilidade Cambial Diária e Intervenções – Regressão Quantílica – Variável Endógena

a. Com a Variável Intervenções assumindo os valores de Operações Diárias

i. Regressão univariada

i.1. **Regressão Primeiro Estágio:**

Variável Dependente: Operações Diárias de Swaps Cambiais (valores positivos) e Swaps Reversos (valores negativos)

Variável Independente: Parâmetro Média (DP.) e Parâmetro Volatilidade (Dist.).

Conforme Eq. (4.14):

$$I_{qt}^{Op} = \lambda q + \gamma_{q0} (ddol_{t-1}) + \gamma_{q1} (dvol_{t-1}) + \eta_{qt}$$

i.2. **Regressão Segundo Estágio:**

Variável Dependente: Retorno Diário

Regressão Primeiro Estágio:

Eq. (4.20):

$$Vol_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0} (I_{qt}^{Op}) + \varepsilon_{qt}$$

ii. Regressão multivariada

ii.1. **Regressão Primeiro Estágio:**

Variável Dependente: Operações Diárias de Swaps Cambiais (valores positivos) e Swaps Reversos (valores negativos)

Variável Independente: Parâmetro Média e Parâmetro Volatilidade.

Conforme Eq. (4.20).

i.2. Regressão Segundo Estágio:

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente: Operações Diárias (calculada no primeiro estágio), Ret_CRB, Ret_EMBI

Eq. (4.21):

$$Vol_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(I_{qt}^{Op}) + \beta_{q1}(CRB) + \beta_{q2}(EMBI) + \varepsilon_t$$

b. Com a Variável Intervenções assumindo os valores de Posição Líquida Diária de Swaps Cambiais

i. Regressão univariada

i.1. Regressão Primeiro Estágio:

Variável Dependente: Posição Cambial Líquida (valores positivos – Posição Vendida) e Swaps Reversos (valores negativos - Posição Comprada).

Variável Independente: Parâmetro Média (DP.) e Parâmetro Volatilidade (Dist.).

Conforme Eq. (4.17)

i.2. Regressão Segundo Estágio:

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente: Posição Líquida (calculada no primeiro estágio)

Regressão Primeiro Estágio:

Eq. (4.22):

$$Vol_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(PosSwp) + \varepsilon_{qt}$$

ii. Regressão multivariada

ii.1. Regressão Primeiro Estágio:

Variável Dependente: Posição Cambial Líquida (valores positivos – Posição Vendida) e Swaps Reversos (valores negativos - Posição Comprada)

Variável Independente: Parâmetro Média e Parâmetro Volatilidade.

Conforme Eq. (4.17):

i.2. Regressão Segundo Estágio:

Variável Dependente: Retorno Diário

Variável Independente: Posição Líquida (calculada no primeiro estágio), Ret_CRB, Ret_EMBI

Eq. (4.23):

$$Vol_{qt} = \alpha_q + \beta_{q0}(PosSwp) + \beta_{q1}(CRB) + \beta_{q2}(EMBI) + \varepsilon_t$$

Em que:

$ddol_{i-1} = dol_{i-1} - \overline{dol}_{252}$: é a diferença entre o dólar de fechamento e a média histórica de 252 dias úteis da taxa de câmbio +/- um desvio padrão, caso essa diferença seja inferior à borda inferior ou maior que a borda superior, caso o módulo dessa distância seja menor, o valor é zero.^{15 16}

$dvol_{i-1} = vol_{i-1} - \overline{vol}_{252}$: é a diferença entre a volatilidade em t-1 (calculada como o módulo do retorno de t-1), e a volatilidade calculada na janela de 252 dias úteis.

I_t^{tot} : é a intervenção governamental efetuada pelo Banco Central no período amostral, seja para os swaps cambiais, seja para os swaps reversos. Nessa especificação, os swaps cambiais (equivalentes à venda de dólares pelo banco central) são representados por valores positivos, uma vez que adicionam mais ativos em dólar na economia. Por sua vez, os swaps reversos (operações equivalentes à compra de dólares pelo banco central) são representados por valores negativos.

EMBI + Brasil – Retorno do índice de aversão ao país.

CRB – retorno do índice de preços de commodity divulgado (*Commodity Research Bureau*).

¹⁵ Os autores utilizaram 1,5 desvio padrão, mas como para o caso do Brasil, neste período, o desvio padrão era de 3 a 5 vezes maior que a média e não haveria tantas intervenções, optou-se por somente um desvio padrão.

¹⁶ Vide tópico de resultados para comentário sobre esta variável.

O comando Stata utilizado permite que a função do primeiro estágio (equação 4.14 e análogas) seja estimada, mas neste estudo utilizou-se o padrão do comando, qual seja, a regressão quantílica.

Mister se faz destacar uma limitação do aplicativo desenvolvido no programa Stata por Chernozhukov et al. (2015): há apenas uma variável endógena. Assim, não foi possível formular uma regressão que contemplasse as duas formas de swap na mesma equação, em variáveis separadas. O que foi feito, foi considerar o sinal positivo no caso de operação equivalente à venda de dólar, e sinal negativo para o caso do valor de operação equivalente à compra de dólar.

4.4 Resultados

Este tópico está dividido em duas partes. A primeira delas apresenta os resultados relativos às estimativas da volatilidade e do retorno cambiais em relação às intervenções governamentais (operações diárias ou posição diária), tratando essas variáveis como exógenas, seja na estimativa simples do retorno e volatilidade pelo GARCH (1,1) ou EGARCH (1,1), seja pela regressão quantílica. Alguns comentários descritivos serão efetuados neste tópico.

Na segunda parte, constam os resultados relativos às estimativas efetuadas por regressão quantílica, mas considerando a variável intervenções cambiais ou posição cambial como variáveis endógenas. Neste subtópico, serão descritos os resultados, bem como a análise comparativa entre as estimativas efetuadas com variáveis exógenas, e as efetuadas com variáveis endógenas, além de algumas observações acerca dos coeficientes estimados das outras variáveis explicativas.

Vale ressaltar que, neste trabalho, propôs-se verificar como intervenção governamental dois valores distintos. O primeiro refere-se às operações diárias, ou seja, cada operação efetuada pelo Bacen – seja nova, seja renovação – sem considerar seus vencimentos. A segunda forma considera a posição líquida dos swaps cambiais, isto é, novas operações menos as vincendas mais as renovadas. Esta última fornece uma ideia de cumulatividade das atuações da autoridade monetária, o que pode auxiliar na análise, considerando os dois canais de transmissão das intervenções governamentais.

4.4.1 Estimativa da relação das intervenções esterilizadas com o retorno e a volatilidade no câmbio, considerando-as exógenas

A primeira estimativa da volatilidade e dos retornos diários do dólar é calculada com base nos modelos GARCH (1,1) e EGARCH (1,1), considerando as variáveis explicativas tanto para a equação da média quanto para a equação da volatilidade. Nenhum tratamento de endogeneidade foi incluído na estimativa. Essa forma de cálculo é recorrente na literatura em finanças.

Conforme pode ser verificado na Tabela 4.2, as intervenções, tomadas como operações diárias exógenas, são significativas para a estimativa do retorno, bem como para a volatilidade em ambas as especificações. Entretanto, as intervenções diárias afetam o retorno da taxa de câmbio negativamente, atentando-se, porém, para o fato de que, na estimativa GARCH (1,1), as intervenções são significantes apenas no nível de 10%. Ao lado disso, neste trabalho estabeleceu-se que as operações de swap reverso, isto é, as operações equivalentes à compra de dólar pela autoridade monetária possuem sinal negativo. Assim, nas operações equivalentes à venda de dólar, estas provocariam uma queda na taxa de câmbio. E as operações de swap reverso provocariam um aumento da taxa de câmbio.

Estimativa GARCH (1,1)			Estimativa EGARCH (1,1)		
Variáveis	Coefficiente	p-valor	Variáveis	Coefficiente	P-valor
Retorno_dólar			Retorno_dólar		
Cons	-0,0134	0,2752	Cons	-0,0049	0,6914
Operações	-0,0240	0,0891	Operações	-0,0324	0,0023
Ret_CRB	-0,1558	0,0000	Ret_CRB	-0,1711	0,0000
Ret_Embi	0,0939	0,0000	Ret_Embi	0,0920	0,0000
Volatilidade_dólar			Volatilidade_dólar		
Cons	-3,0578	0,0000	Cons	-0,1076	0,0000
Arch	0,2119	0,0000	Arch	0,0642	0,0026
Garch	0,5887	0,0000	Arch – Assimetria	0,4508	0,0000
Ret_CRB	-0,1240	0,0157	Garch	0,9557	0,0000
Operações	0,4873	0,0000	Ret_CRB	0,0041	0,6993
Ret_Embi	0,2855	0,0000	Operações	0,1054	0,0000
			Ret_Embi	0,0306	0,0000

Tabela 4.2 - Média e volatilidade – GARCH (1,1) e EGARCH (1,1) – Intervenções diárias exógenas.

Quanto à volatilidade, é interessante notar que ela aumenta quando há operações equivalentes à venda e diminui quando há operações de compra de dólar. Vale observar que, na estimativa da volatilidade, o retorno do índice de commodities não se mostrou significativo no modelo EGARCH. Já no GARCH e na média, essa variável é significativa.

Em seu trabalho, Kim (2000) utilizou também variáveis para mensurar as intervenções acumuladas existentes no período amostral. Uma variável análoga seria a posição cambial líquida do Banco Central no mercado cambial, mais especificamente, de swaps cambiais e swaps cambiais reversos. A posição é positiva quando o Banco Central possui estoque de swaps cambiais, e é negativa quando o Banco Central está comprando em dólar (swaps cambiais reversos). O resultado da regressão, modificando apenas essa variável está na Tabela 4.3, na qual constam os resultados da estimativa usando GARCH (1,1), e EGARCH (1,1) respectivamente.

Estimativa GARCH (1,1)			Estimativa EGARCH (1,1)		
Variáveis	Coeficiente	p-valor	Variáveis	Coeficiente	p-valor
Média_dólar			Média_dólar		
Cons	-0,0230	0,1282	Cons	-0,01735	0,2316
Swap_Pos_grafico	0,0006	0,1858	Swap_Pos_grafico	0,00063	0,1404
Ret_CRB	-0,2069	0,0000	Ret_CRB	-0,21729	0,0000
Ret_Embi	0,08538	0,0000	Ret_Embi	0,08395	0,0000
Volatilidade_dólar			Volatilidade_dólar		
Cons	-4,3214	0,0000	Cons	-0,05947	0,0172
Arch	0,1736	0,0000	Arch	0,08670	0,0000
Garch	0,7173	0,0000	Arch – Assimetria	0,4671	0,0000
Ret_CRB	-0,4861	0,0000	Garch	0,9809	0,0000
Swap_Pos_grafico	0,1298	0,0012	Ret_CRB	0,0495	0,0000
Ret_Embi	0,2894	0,0000	Swap_Pos_grafico	0,0010	0,0012
			Ret_Embi	0,0333	0,0000

Tabela 4.3 - Média e volatilidade – GARCH (1,1) e EGARCH (1,1) – posição líquida diária de swaps cambiais / swaps reversos – Exógena

Quando se considera a posição de swaps cambiais, e não mais as operações, observa-se que a posição líquida de swaps cambiais não é significativa para o retorno. Sendo que o CRB e o EMBI possuem coeficientes significativos e em linha com o esperado. Tais variáveis apresentaram igual característica quando utilizadas as operações diárias. Já para a volatilidade, a posição líquida de swap

foi positiva e significativa. Ou seja, com swaps de venda, a volatilidade subiria e, com a compra, diminuiria. Nessa estimativa, tanto para as especificações GARCH (1,1) como EGARCH (1, 1), as variáveis explicativas são significativas na apuração do retorno diária, enquanto na volatilidade diária, apenas o EMBI apresentou coeficiente significativo.

Os coeficientes da posição líquida cambial são não significativos enquanto variáveis independentes na regressão, em relação ao retorno da taxa de câmbio, e são significativos e positivos quando a variável dependente é a volatilidade cambial. Lembrando que, nesse modelo, a posição vendida seria de aumento de volatilidade, e a posição comprada seria sua diminuição.

Os resultados a seguir referem-se ao comportamento dos coeficientes das operações avulsas e da posição líquida cambial, ao longo da distribuição dos retornos e da volatilidade, considerando-as exógenas.

A Tabela 4.4 possui os resultados das regressões. A volatilidade calculada por GARCH (1,1) é a variável dependente e há somente a variável de operações diárias de swap como variável independente para as intervenções governamentais.

Quantis	Coef. Linear	P-Valor	Op. Diárias	P-Valor
<i>Quantil1</i>	0,1151	0,0000	0,0312	0,0201
<i>Quantil5</i>	0,1580	0,0000	0,0335	0,0000
<i>Quantil10</i>	0,1943	0,0000	0,0372	0,0000
<i>Quantil 25</i>	0,2737	0,0000	0,0498	0,0000
<i>Quantil 50</i>	0,4611	0,0000	0,0776	0,0000
<i>Quantil 75</i>	0,8611	0,0000	0,1409	0,0000
<i>Quantil 90</i>	1,5978	0,0000	0,2966	0,0000
<i>Quantil 95</i>	2,2063	0,0000	0,4540	0,0000
<i>Quantil 99</i>	6,9784	0,0000	1,5114	0,0000

Tabela 4.4 – GARCH x Operações diárias (Exógenas) Univariada

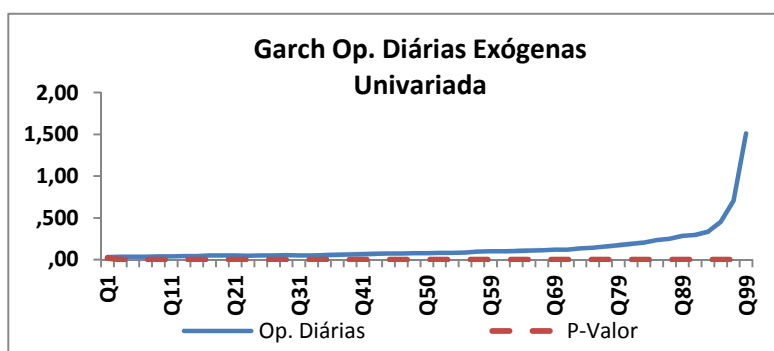


Gráfico 4.4 – GARCH x Operações diárias (Exógenas) Univariada

Já na Tabela 4.5, constam as estimativas calculadas em uma regressão multivariada, a exemplo da eq. 4.11. Há que se notar que o comportamento dos coeficientes das intervenções cambiais é crescente à medida que há mais volatilidade cambial tanto para o caso univariado como para o caso multivariado. Isto é, à medida que o mercado cambial torna-se mais volátil, mais sensível às operações governamentais ele se mostra. Atente-se para o fato de que, neste caso, assim como na apuração por EGARCH e GARCH, a venda de ativos cambiais adiciona mais volatilidade ao mercado de câmbio.

	Coef. Linear	Op. Diárias	Ret_CRB	Ret_EMBI
Quantil1	0,1180	0,0299	0,0009	0,0028
P-Valor.	0,0000	0,0032	0,8285	0,2746
Quantil5	0,1585	0,0334	0,0015	0,0023
P-Valor	0,0000	0,0000	0,6383	0,1653
Quantil10	0,1945	0,0374	-0,0065	-0,0005
P-Valor	0,0000	0,0000	0,0463	0,6532
Quantil 25	0,2738	0,0496	-0,0031	-0,0015
P-Valor	0,0000	0,0000	0,5730	0,3991
Quantil 50	0,4614	0,0795	-0,0042	-0,0041
P-Valor	0,0000	0,0000	0,5532	0,1814
Quantil 75	0,8512	0,1373	-0,0216	-0,0120
P-Valor	0,0000	0,0000	0,3557	0,2353
Quantil 90	1,5985	0,3155	-0,1015	-0,0264
P-Valor	0,0000	0,0000	0,0314	0,1622
Quantil 95	2,4337	0,4661	-0,3345	-0,0631
P-Valor	0,0000	0,0000	0,0082	0,1933
Quantil 99	7,0201	1,3245	-0,6541	-0,2066
P-Valor	0,0000	0,0000	0,1328	0,4091

Tabela 4.5 GARCH x Operações Diárias (Exógenas) – Multivariada

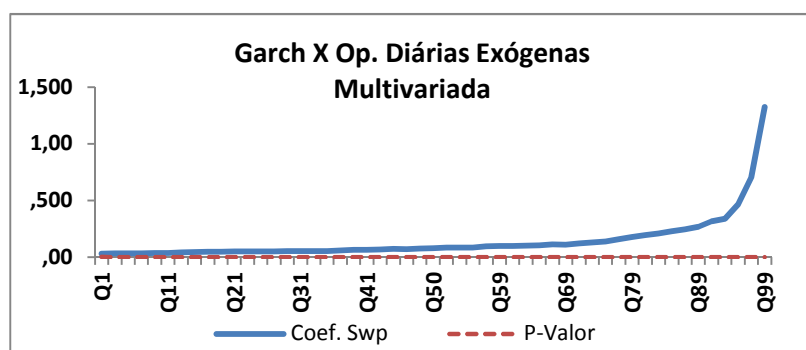


Gráfico 4.5 GARCH x Operações Diárias (Exógenas) – Multivariada

Ainda quanto à Tabela 4.5, os coeficientes das variáveis explicativas CRB e EMBI seguem o mesmo comportamento daqueles estimados via GARCH (1,1) e EGARCH (1,1), ou seja, para a volatilidade, eles são não significativos, no caso da regressão quantílica, para quase todos os quantis.

Na Tabela 4.6, apresentam-se os resultados dos coeficientes na regressão, em que a volatilidade é a variável dependente e as intervenções cambiais são representadas pela Posição de Swaps Totais. Verifica-se que, para os quantis mais extremos da distribuição, os valores dos coeficientes começam a refletir o aumento da sensibilidade do mercado. Há dois quantis em que não há significância, enquanto os outros são significantes. Isto é, a variável posição cambial, quando esta está vendida e quando há maior volatilidade no mercado, diminui a volatilidade cambial. É interessante notar que isso é um detalhamento que não pode ser apreendido em regressões em torno da média, por exemplo.

	Coef. Linear	Pos. Liq. Swp
<i>Quantil 1</i>	0,1141	0,0005
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 5</i>	0,1656	0,0007
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 10</i>	0,2021	0,0008
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 25</i>	0,2920	0,0009
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 50</i>	0,4960	0,0016
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 75</i>	0,8874	0,0031
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 90</i>	1,7080	0,0012
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 95</i>	2,8020	-0,0076
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 97</i>	4,4785	-0,0232
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 99</i>	8,6006	-0,0627
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000

Tabela 4.6 – GARCH X Posição Líquida [Exógena] Univariada

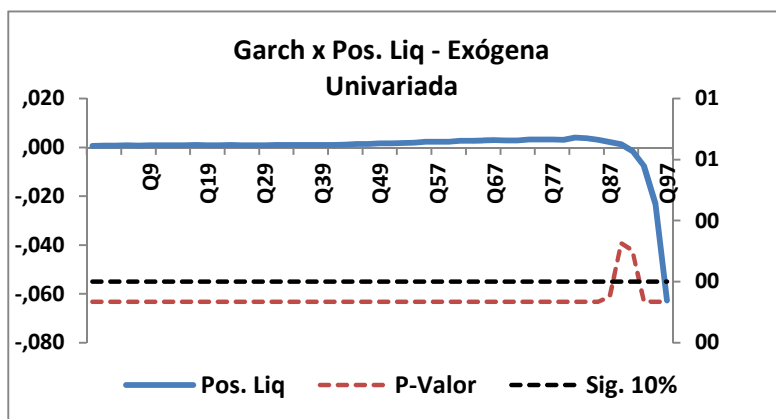


Gráfico 4.6 – GARCH X Posição Líquida [Exógena] Univariada

A Tabela 4.7 contém os resultados da regressão quantílica da volatilidade apurada por GARCH (1,1), pelo retorno do CRB e do EMBI, e a posição líquida de swaps cambiais. Observa-se, na tabela e em seu gráfico correspondente, que o comportamento do coeficiente da posição líquida de swap possui igual padrão ao apresentado na regressão quantílica univariada cujos resultados estão na tabela 4.6 anterior.

Perceba-se, novamente, aqui, que os coeficientes do índice de *commodity* CRB e do Risco EMBI Br não são significativos para a volatilidade praticamente ao longo de toda a distribuição. Vale adiantar que, quando há o tratamento para endogeneidade, tais índices também não são significantes para quase todos os quantis calculados ao longo da distribuição da volatilidade da taxa de câmbio.

O coeficiente das intervenções resulta em um valor negativo, quando usada a posição líquida de swap como variável independente também se faz notar quando se trata a endogeneidade. E, neste caso, a negatividade dos coeficientes se faz presente em mais quantis, a partir do quantil 50%.

	Coef. Linear	Pos. Liq	Ret_CRB	Ret_EMBI
Quantil 1	0,1082	0,0006	0,0109	0,000563
P-valor	0,0000	0,0000	0,7643	0,4761
Quantil 5	0,1644	0,0007	0,0001	0,0042
P-valor	0,0000	0,0000	0,329	0,3591
Quantil 10	0,2019	0,0008	-0,0034	0,000389
P-valor	0,0000	0,0000	0,8211	0,817
Quantil 25	0,2916	0,0009	0,0018	4,93E-05
P-valor	0,0000	0,0000	0,9826	0,826
Quantil 50	0,4959	0,0016	0,0006	-0,00259
P-valor	0,0000	0,0000	0,3479	0,324
Quantil 90	1,7425	0,0014	-0,1607	-0,0248
P-valor	0,0000	0,2480	0,2221	0,4321
Quantil 95	2,7847	-0,0063	-0,4079	-0,10376
P-valor	0,0000	0,0141	0,0381	0,5843
Quantil 97	4,4386	-0,0216	-0,2974	-0,0352
P-valor	0,0000	0,0000	0,6761	0,7543
Quantil 99	8,1541	-0,0542	-0,5649	-0,08938
P-valor	0,0000	0,0018	0,7364	0,7212

Tabela 4.7 - Regressão GARCH X Pos. Líquida [Exógena] Multivariada

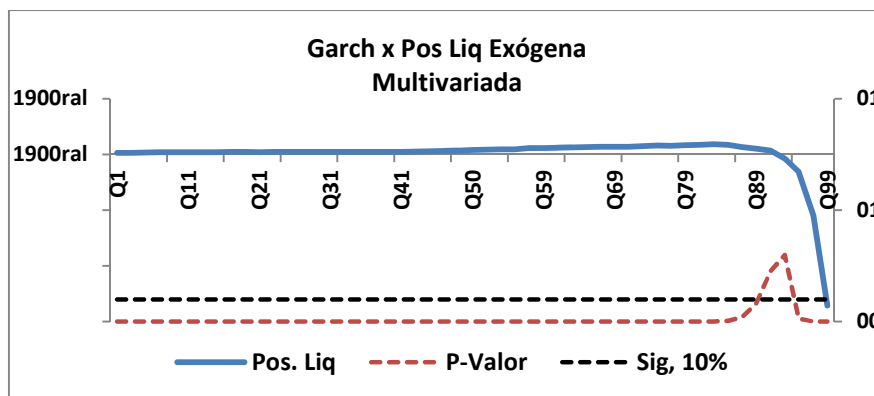


Gráfico 4.7 - Regressão GARCH X Pos. Líquida [Exógena] Multiivariada

A Tabela 4.8 apresenta o retorno da taxa de câmbio como variável dependente, e as variáveis independentes são o retorno do CRB, do EMBI e as intervenções via swaps operações diárias. Veja-se aqui o comportamento dos coeficientes e seu nível de significância ao longo da distribuição dos retornos da taxa de câmbio, que reflete algumas regiões de não significância e comportamento heterogêneo ao longo da distribuição.

	Coef. Linear	Oper. Diárias	Ret_CRB	Ret_EMBI
<i>Quantil1</i>	-1,8069	-0,3094	-0,3352	0,1344
<i>P-valor</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<i>Quantil5</i>	-1,1034	-0,1625	-0,2109	0,1209
<i>P-valor</i>	0,0000	0,0010	0,0000	0,0000
<i>Quantil10</i>	-0,4114	-0,0314	-0,1527	0,0904
<i>P-valor</i>	0,0000	0,106	0,0000	0,0000
<i>Quantil 25</i>	-0,0225	0,0008	-0,1565	0,0925
<i>P-valor</i>	0,0970	0,9520	0,0000	0,0000
<i>Quantil 50</i>	0,3745	0,0339	-0,1749	0,1035
<i>P-valor</i>	0,0000	0,0790	0,0000	0,0000
<i>Quantil 90</i>	0,9174	0,0498	-0,2440	0,1319
<i>P-valor</i>	0,0000	0,0770	0,0000	0,0000
<i>Quantil 95</i>	1,2208	0,0521	-0,2561	0,1484
<i>P-valor</i>	0,0000	0,0370	0,0000	0,0000
<i>Quantil 97</i>	1,5217	0,0158	-0,3243	0,1564
<i>P-valor</i>	0,0000	0,5950	0,0000	0,0000
<i>Quantil 99</i>	2,0156	-0,0073	-0,3175	0,1708
<i>P-valor</i>	0,0000	0,9090	0,0020	0,0000

Tabela 4.8 Retorno x Operações Diárias [Exógenas] - Multivariada

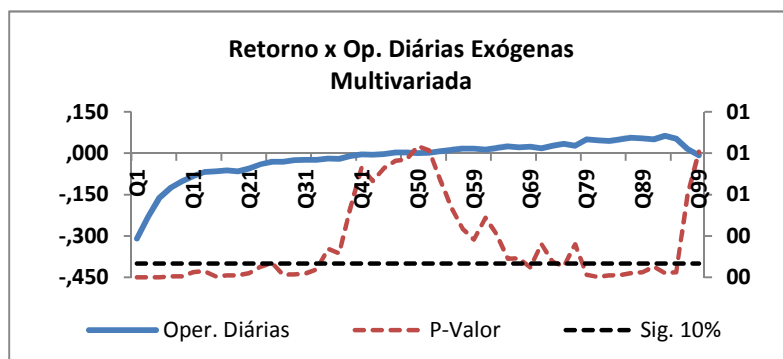


Gráfico 4.8 – Retorno x Operações Diárias [Exógenas] – Multivariada

A Tabela 4.9 apresenta o retorno da taxa de câmbio como dependente, e as variáveis independentes são o retorno do CRB, do EMBI e o valor diário da posição líquida de swap cambial. Observe que, neste caso, os coeficientes das variáveis CRB e EMBI possuem comportamento esperado pela teoria e pelos estudos empíricos anteriores. Entretanto, o CRB não é significativo para alguns níveis de significância ao longo da distribuição. Além disso, os resultados apontam que a partir do quantil 35, um aumento da posição vendida de dólar aumenta a desvalorização cambial. Algo contrário ao esperado pela teoria do balanço da carteira e por alguns resultados empíricos.

Os resultados referentes à volatilidade calculada pelo método EGARCH (1,1) são, em grande medida, semelhantes aos resultados da regressão com variável dependente GARCH (1,1) e, por isso, não foram aqui apresentados.

A fim de não se tornar muito repetitivo, para os retornos, optou-se por efetuar as regressões apenas multivariadas, conforme equações e tabela anteriores. Isso porque o padrão dos coeficientes está parecido tanto para as regressões univariadas como para as regressões multivariadas tanto para a variável posição líquida quanto para a variável operações diárias.

	Coef. Linear	Pos. Liq.	Ret_CRB	Ret_EMBI
<i>Quantil 1</i>	-2,1031	-0,0028	-0,3984	0,1483
<i>P-valor</i>	0,0000	0,4650	0,0700	0,0000
<i>Quantil 5</i>	-1,1486	-0,0001	-0,2290	0,1176
<i>P-Val.</i>	0,0000	0,9570	0,0340	0,0000
<i>Quantil 10</i>	-0,8068	-0,0006	-0,2056	0,1011
<i>P-Val.</i>	0,0000	0,3710	0,0300	0,0000
<i>Quantil 25</i>	-0,4271	0,0001	-0,1837	0,0831
<i>P-Val.</i>	0,0000	0,7410	0,0240	0,0000
<i>Quantil 50</i>	-0,0224	0,0007	-0,1882	0,0812
<i>P-Val.</i>	0,0000	0,0420	0,0180	0,0000
<i>Quantil 90</i>	0,3829	0,0019	-0,2014	0,0994
<i>P-Val.</i>	0,0000	0,0000	0,0210	0,0000
<i>Quantil 95</i>	0,9317	0,0026	-0,2565	0,1334
<i>P-Val.</i>	0,0000	0,0000	0,0320	0,0000
<i>Quantil 97</i>	1,2793	0,0023	-0,2733	0,1556
<i>P-Val.</i>	0,0000	0,0540	0,0640	0,0000
<i>Quantil 99</i>	1,5716	0,0016	-0,3248	0,1611
<i>P-Val.</i>	0,0000	0,3690	0,0510	0,0000

Tabela 4.9 – Retorno x Posição Líquida [Exógena] Multivariada

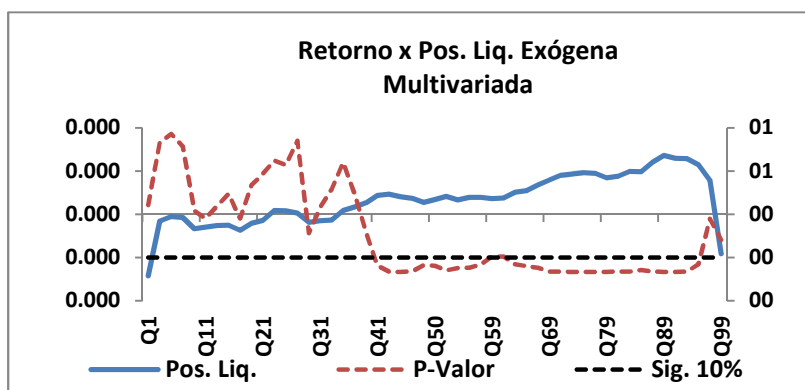


Gráfico 4.9 – Retorno X Posição Líquida (Exógena) – Multivariada

4.4.2 Estimativa da relação das intervenções esterilizadas com o retorno e a volatilidade no câmbio, considerando-as endógenas

Neely (2005) comenta que a endogeneidade é uma característica presente no processo de intervenção cambial bastante comentada na literatura pertinente. Isso porque a reação da autoridade monetária é contemporânea aos dados. Com isso, a simultaneidade, um dos aspectos da endogeneidade está presente na regressão e, portanto, a variável intervenções pode guardar relação com o erro que deveria ser não viesado, com média igual a zero. Esta característica torna o coeficiente estimado da variável intervenção enviesado.

Uma das abordagens para tratar esse problema é o uso de variáveis instrumentais. Na regressão quantílica, Chernozhukov et al. (2015) desenvolveram estimadores com variáveis instrumentais, conforme descrito na parte metodológica.

De acordo com o descrito no item de metodologia, primeiramente, procedeu-se à regressão quantílica com variável instrumental da volatilidade e do retorno cambial com relação à variável de intervenções pelos swaps cambiais avulsos, sem considerar as outras variáveis macroeconômicas.

	Const.	Oper. Diárias
<i>Quantil1</i>	-2,3368	-1,2642
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0450
<i>Quantil5</i>	-1,3560	-0,4738
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil10</i>	-0,9641	-0,2468
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 25</i>	-0,4947	-0,0576
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,1560
<i>Quantil 50</i>	-0,0468	0,0652
<i>P-Valor</i>	0,0790	0,0130
<i>Quantil 90</i>	0,3955	0,0988
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0030
<i>Quantil 95</i>	1,1414	0,2163
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0040
<i>Quantil 97</i>	1,5214	0,2003
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,1210
<i>Quantil 99</i>	3,7364	1,8919
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000

Tabela 4.10 Retorno x Operações Diárias [Endógena]- Univariada

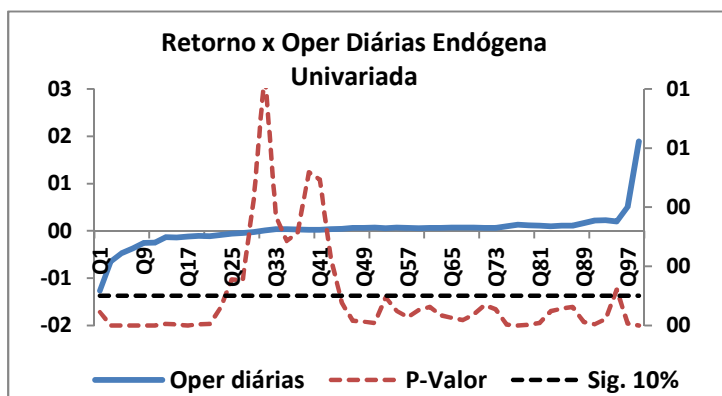


Gráfico 4.10 Retorno x Operações Diárias [Endógena]- Univariada

Nota-se que, tanto na regressão univariada como na multivariada, os coeficientes são positivos a partir dos quantis maiores que 30. E, em torno dessa região, grande parte dos quantis apresenta coeficientes significativos e positivos. Além disso, as variáveis independentes CRB e EMBI apresentam-se significativas, à exceção do primeiro e último quantis.

Ao se comparar o gráfico 4.10 - que representa a relação entre retorno e intervenções avulsas tomadas como endógenas - com o gráfico 4.8 - que espelha a relação entre retornos cambiais e as intervenções tomadas como exógenas - vê-se que, em ambos, as variáveis explicativas são não significativas na região mais central, com algumas diferenças, pois, ao se tratar a endogeneidade, alguns quantis centrais apresentam coeficientes significantes. Não somente a significância mantém o mesmo padrão como também o sinal dos coeficientes. Isto é, a intervenção governamental apresenta coeficientes negativos nos primeiros quantis de retorno, indicando que, se o governo compra dólares no mercado, como a formulação aqui usada considera compra como negativa, a compra de dólares provocaria uma desvalorização do real.

	Const.	Op. Diárias	Ret_CRB	Ret_EMBI
Quantil 1	-1,8384	-0,90797	-0,3292	0,13290
P-Valor	0,0000	0,1731	0,4924	0,5963
Quantil 5	-1,2725	-0,49760	-0,2105	0,11898
P-Valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Quantil 10	-0,8278	-0,18375	-0,1964	0,10006
P-Valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Quantil 25	-0,4462	-0,03707	-0,1482	0,09183
P-Valor	0,0000	0,2675	0,0000	0,0000
Quantil 50	-0,0173	0,04459	-0,1509	0,09302
P-Valor	0,5410	0,1143	0,0000	0,0000
Quantil 75	0,4272	0,14243	-0,1746	0,10312
P-Valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Quantil 95	1,0758	0,27214	-0,2261	0,12874
P-Valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Quantil 97	1,3358	0,29969	-0,2482	0,14554
P-Valor	0,0000	0,0012	0,0000	0,0000
Quantil 99	2,5709	0,27265	-0,3084	0,15978
P-Valor	0,0000	0,7091	0,6463	0,4301

Tabela 4.11. Retorno x Operações Diárias [Endógena] Multivariada.

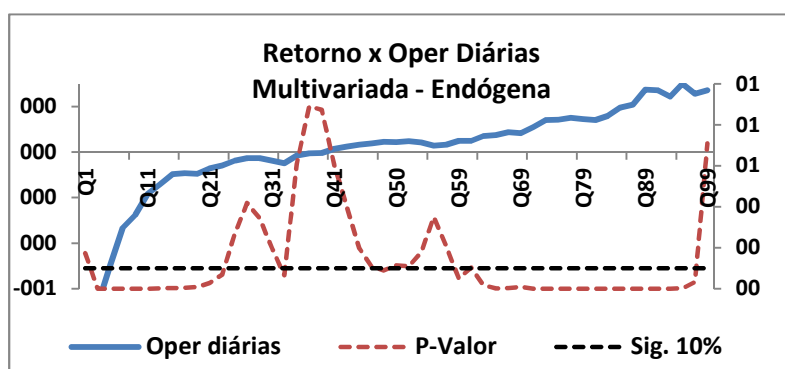


Gráfico 4.11 Retorno X Operações Diárias [Endógena] Multivariada

Para os quantis maiores, de desvalorização do real, a compra de dólares levaria a uma valorização do real, e a venda, a uma desvalorização, ou seja, para os primeiros quantis, os resultados estão de acordo com a teoria das carteiras, mas para os quantis maiores, os resultados foram contrários à teoria do rebalanceamento de carteiras, ou mesmo, de sinalização do Banco Central, uma vez que, se o governo vende moeda estrangeira, esperar-se-ia que houvesse valorização cambial.

	Coef. Linear	Pos.Liq. Swp
<i>Quantil 1</i>	-2,4119	0,0197
<i>P-valor</i>	0,0000	0,4660
<i>Quantil 5</i>	-1,3112	0,0046
<i>P-valor</i>	0,0000	0,1490
<i>Quantil 10</i>	-0,9165	0,0018
<i>P-valor</i>	0,0000	0,1870
<i>Quantil 25</i>	-0,5001	0,0015
<i>P-valor</i>	0,0000	0,1920
<i>Quantil 50</i>	-0,0381	0,0010
<i>P-valor</i>	0,0210	0,2670
<i>Quantil 75</i>	0,3850	0,0013
<i>P-valor</i>	0,0000	0,2030
<i>Quantil 90</i>	0,9891	-0,0023
<i>P-valor</i>	0,0000	0,3790
<i>Quantil 95</i>	1,4185	-0,0039
<i>P-valor</i>	0,0000	0,2960
<i>Quantil 97</i>	1,7659	-0,0050
<i>P-valor</i>	0,0000	0,4570
<i>Quantil 99</i>	2,8193	-0,0144
<i>P-valor</i>	0,0000	0,5750

Tabela 4.12 Retorno X Posição Líquida [Endógena] Univariada

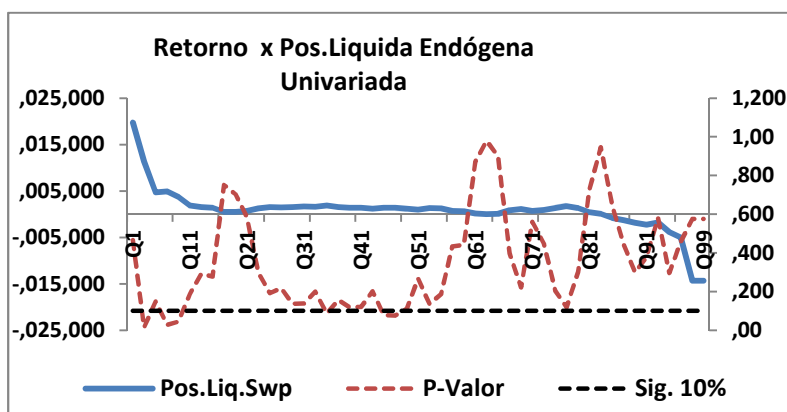


Gráfico 4.12 – Retorno X Posição Líquida (Endógena) Univariada

Ao mudar-se a variável instrumental referente à média dos retornos diários, o padrão dos coeficientes se alterou, pois os coeficientes tornaram-se positivos em praticamente todos os quantis, o que indica que, tanto nos quantis maiores como nos menores, os resultados mostraram-se incoerentes, dada a teoria de balanceamento da carteira e da sinalização.

	Coef. Linear	Pos.Liq. Swp	Ret_CRB	Ret_EMBI
<i>Quantil1</i>	-0,6943	0,0055	-0,4442	0,1274
<i>P-Valor</i>	0,7550	0,8860	0,5420	0,6420
<i>Quantil5</i>	-0,5893	0,0030	-0,2691	0,1003
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,2520	0,0000	0,0000
<i>Quantil10</i>	-0,4407	0,0021	-0,2238	0,0904
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,1340	0,0000	0,0000
<i>Quantil25</i>	-0,1567	0,0002	-0,1874	0,0771
<i>P-Valor</i>	0,0190	0,8720	0,0000	0,0000
<i>Quantil50</i>	-0,0326	-0,0002	-0,1872	0,0798
<i>P-Valor</i>	0,5910	0,7780	0,0000	0,0000
<i>Quantil 75</i>	0,1019	-0,0010	-0,2042	0,0935
<i>P-Valor</i>	0,1030	0,2680	0,0000	0,0000
<i>Quantil 90</i>	0,1780	-0,0040	-0,2317	0,1338
<i>P-Valor</i>	0,2040	0,0280	0,0000	0,0000
<i>Quantil 95</i>	0,3572	-0,0030	-0,2808	0,1423
<i>P-Valor</i>	0,0500	0,2140	0,0000	0,0000
<i>Quantil 97</i>	0,5002	-0,0038	-0,3517	0,1496
<i>P-Valor</i>	0,0480	0,2850	0,0000	0,0000
<i>Quantil 99</i>	0,2306	-0,0077	-0,3911	0,1268
<i>P-Valor</i>	0,8770	0,7150	0,5460	0,5940

Tabela 4.13 - Retorno X Posição Líquida Endógena – Multivariada

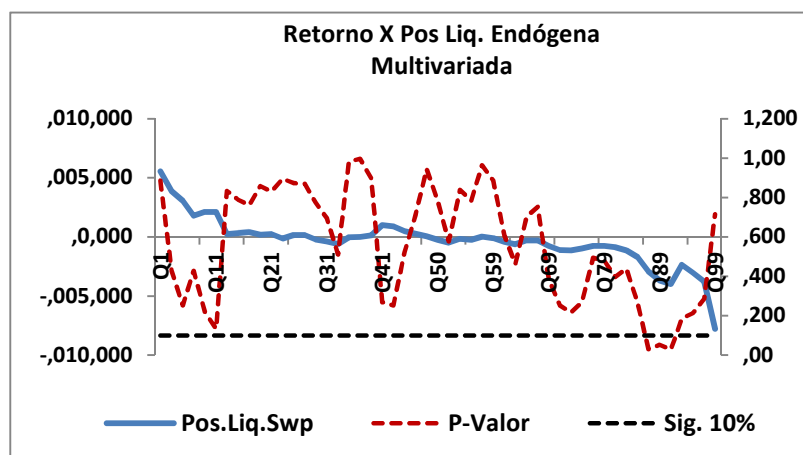


Gráfico 4.13 - Retorno X Posição Líquida (Endógena) – Multivariada

Já quando se regride o retorno pela posição líquida de swap cambial total, os resultados apontam para pouca significância dos coeficientes. Isso ocorre na regressão univariada e também na regressão multivariada, cujos resultados podem ser verificados nas tabelas 4.12 e 4.13 respectivamente, guardando certa semelhança com os resultados apresentados para o caso de considerar as intervenções como variáveis exógenas.

	Coef.	Oper
<i>Quantil1</i>	0,1287	0,0505
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil5</i>	0,1772	0,0599
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil10</i>	0,2240	0,0753
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 25</i>	0,3311	0,1271
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 50</i>	0,5192	0,1593
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 75</i>	0,9302	0,3565
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 90</i>	1,8003	1,6316
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 95</i>	3,7589	5,8647
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 97</i>	4,8163	7,5550
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000
<i>Quantil 99</i>	7,3005	10,0971
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000

Tabela 4.14 GARCH x Operações Diárias [Endógena] – Univariada

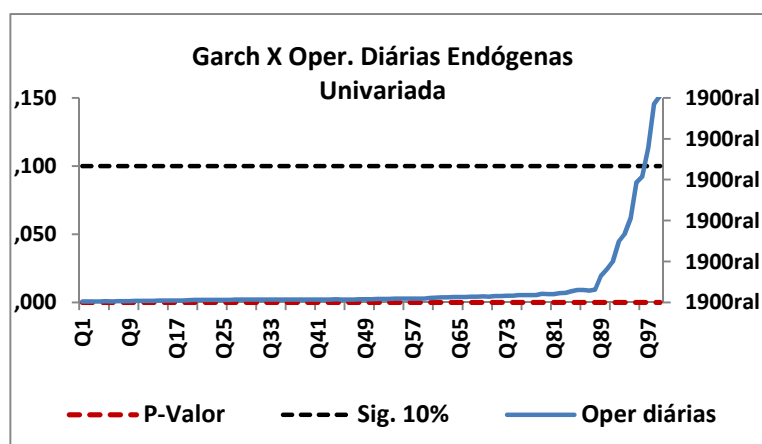


Gráfico 4.14 - GARCH x Operações Diárias [Endógena] - Univariada

No que tange à volatilidade, ao se tratar a endogeneidade existente entre as intervenções e o mercado de câmbio, as regressões univariada e multivariada também preservam os padrões encontrados nas regressões quantílicas calculadas tomando-se as intervenções cambiais como exógenas à determinação da variância da taxa de câmbio. Isso pode ser verificado nas tabelas 4.14 e 4.15, e em seus respectivos gráficos.

	Coef. Linear	Oper. Diárias	Ret_CRB	Ret_EMBI
<i>Quantil1</i>	0,1284	0,0510	0,0042	0,0002
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000	0,0610	0,8440
<i>Quantil5</i>	0,1715	0,0575	0,0004	0,0030
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000	0,8510	0,0010
<i>Quantil10</i>	0,2177	0,0735	-0,0052	0,0000
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000	0,0400	0,9790
<i>Quantil25</i>	0,3272	0,1319	-0,0038	0,0000
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000	0,3810	0,9980
<i>Quantil50</i>	0,5193	0,1806	-0,0076	-0,0029
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000	0,3420	0,3320
<i>Quantil75</i>	0,9183	0,3776	-0,0269	-0,0111
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000	0,2640	0,2110
<i>Quantil90</i>	1,9934	1,8397	-0,0835	-0,0123
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000	0,1652	0,5750
<i>Quantil95</i>	3,2242	4,1127	-0,1467	-0,0553
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000	0,3315	0,2990
<i>Quantil97</i>	4,5790	6,3166	-0,1689	-0,0521
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000	0,6841	0,6960
<i>Quantil99</i>	8,2000	10,1140	-0,2994	-0,0795
<i>P-Valor</i>	0,0000	0,0000	0,8640	0,8920

Tabela 4.15 - GARCH x Operações diárias [Endógena] Multivariada

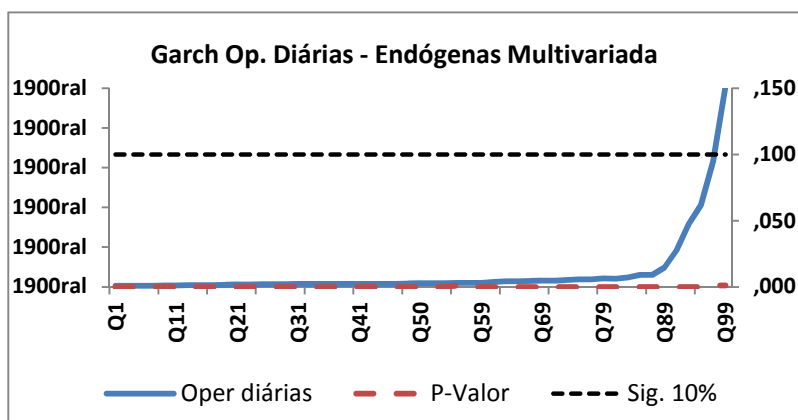


Gráfico 4.15 - GARCH x Operações diárias [Endógena] Multivariada

Ou seja, as intervenções seriam significativas, positivas e próximas a zero, mas a partir do quantil 90%, os coeficientes aumentam em escalada exponencial. Esse resultado é bastante diferente quando a variável *intervenções* assume o valor das posições líquidas, cujo resultado está espelhado nas tabelas 4.16 e 4.17.

Por fim, apresentam-se os resultados da regressão por variável instrumental da volatilidade pela posição líquida total de swaps. Os coeficientes são bem próximos a zero, nos primeiros quantis, aumentando a sensibilidade à posição, mas com sinal negativo.

É interessante notar que, nos quantis menores, a posição é não significativa, enquanto, nos quantis maiores, ela é significativa. Esse resultado, juntamente com o resultado do retorno do dólar, o qual indicava não significância da posição líquida, reflete um comportamento ao longo da distribuição da volatilidade semelhante ao comunicado pela autoridade monetária em alguns períodos anteriores, qual seja, suavizar a volatilidade, sem buscar uma meta para o câmbio.

	Coef. Linear	P-Valor	Pos.Liq. Swp	P-Valor
<i>Quantil1</i>	0,1196	0,0000	-0,0005	0,0080
<i>Quantil 5</i>	0,1693	0,0000	-0,0004	0,0530
<i>Quantil10</i>	0,2041	0,0000	-0,0002	0,2690
<i>Quantil25</i>	0,2935	0,0000	-0,0003	0,4120
<i>Quantil50</i>	0,5038	0,0000	-0,0012	0,0100
<i>Quantil75</i>	0,9159	0,0000	-0,0048	0,0000
<i>Quantil90</i>	1,6688	0,0000	-0,0096	0,0180
<i>Quantil95</i>	3,0609	0,0000	-0,0342	0,0040
<i>Quantil97</i>	3,8143	0,0000	-0,0503	0,0000
<i>Quantil99</i>	5,5530	0,0040	-0,0654	0,5770

Tabela 4.16 - GARCH x Posição Líquida [Endógena] Univariada

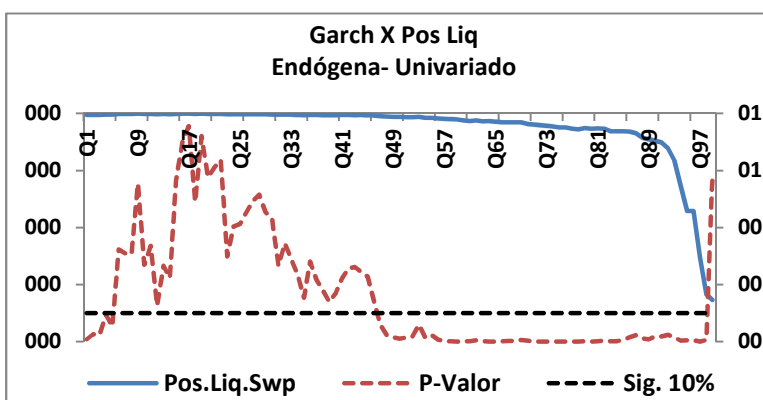


Gráfico 4.16 - GARCH x Posição Líquida [Endógena] Univariada

Esses resultados referentes à posição líquida podem ser suportados por um dos canais de transmissão das intervenções governamentais no mercado de câmbio, qual seja, o de sinalização. Algo semelhante foi obtido em Kim et al. (2000), quando os autores utilizaram-se de uma variável que refletia o acumulado das intervenções governamentais na Austrália. No caso do Brasil, para este caso, pode-se pensar que os agentes do mercado focam a posição total da autoridade monetária, mais que as operações individualmente.

	Coef. Linear	Pos. Liq	Ret_CRB	Ret_EMBI
Quantil 1	0,1181	-0,0003	0,0107	0,0002
P-Valor	0,0000	0,1120	0,0000	0,8950
Quantil 5	0,1688	-0,0003	-0,0036	0,0017
P-Valor	0,0000	0,0703	0,1683	0,1073
Quantil	0,2089	-0,0001	-0,0032	0,0001
P-Valor	0,0000	0,3667	0,1998	0,9088
Quantil	0,2927	-0,0003	-0,0010	-0,0004
P-Valor	0,0000	0,4252	0,8446	0,8286
Quantil	0,5044	-0,0013	0,0006	-0,0023
P-Valor	0,0000	0,0083	0,9367	0,4253
Quantil	0,9173	-0,0047	-0,0277	-0,0073
P-Valor	0,0000	0,0000	0,2373	0,4042
Quantil	1,8868	-0,0142	-0,1893	-0,0051
P-Valor	0,0000	0,0041	0,1241	0,7382
Quantil	3,0718	-0,0305	-0,3773	-0,0131
P-Valor	0,0000	0,0070	0,2500	0,7200
Quantil	4,5346	-0,0526	-0,3575	-0,0236
P-Valor	0,0000	0,0040	0,4930	0,7070
Quantil	8,6200	-0,1245	-1,0506	-0,0099
P-Valor	0,0000	0,2010	0,7930	0,9820

Tabela 4.17 – GARCH x Posição Líquida [Endógena] – Multivariada

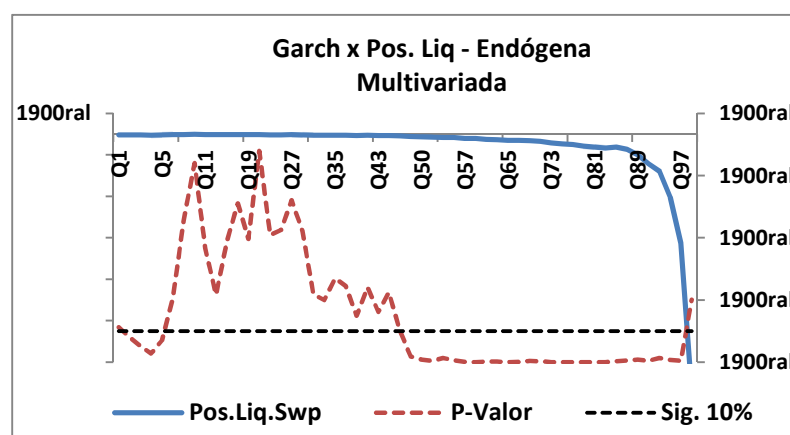


Gráfico 4.17 GARCH X Posição Líquida [Endógena] - Multivariada

Entretanto, não se pode deixar de mencionar a forte sensibilidade resultante de cada uma das operações com relação à volatilidade cambial. Uma das razões deve-se ao fato de o Banco Central ser um agente importante no mercado e de haver variações anormais nos dias de intervenção, mas que, com as posições acumuladas, as taxas confluem para volatilidades mais aceitáveis. Para esse aspecto, como trabalhos futuros, vale a pena estudar os choques havidos na taxa de câmbio e em sua volatilidade quando dos leilões de swap procedidos pelo Bacen.

Há que se atentar, ainda, para algumas limitações do método. Em primeiro lugar, pela própria natureza das intervenções. Em sendo tais intervenções aglomeradas, em determinado período, ao se tomar um período de mais de 10 anos, pode haver vários valores iguais a zero nas regressões. Esse problema diminui quando se tomam as posições líquidas, isto é, as intervenções acumuladas menos as vencidas, e assim, há menos dias com a variável explicativa com valores iguais a zero (0).

4.4.3 Teste de robustez: seleção da variável instrumental

Conforme exposto na metodologia, uma das variáveis utilizadas como instrumento refere-se à média. A variável foi definida de tal forma que ela não apresenta continuidade na região central da amostra, uma vez que ela teria valor somente se fosse menor que a média do retorno cambial subtraído um desvio padrão ou se fosse maior que a média do retorno cambial acrescida de um desvio padrão.

Para verificar se, ao se escolher uma variável contínua, os resultados seriam coerentes com os até agora encontrados, duas regressões univariadas foram estimadas. A primeira tem como variável dependente o retorno diário, e a segunda regressão apresenta a volatilidade como variável dependente. A variável independente é a posição de swaps cambiais, cujos instrumentos são a distância entre a média de retornos de $d-1$ com o retorno de $d-1$, e a distância entre a volatilidade histórica e a *proxy* de volatilidade diária (retorno ao quadrado de $d-1$).

Pode-se perceber, pela Tabela 4.18 e pelo gráfico 4.14, a seguir, que, para o caso da volatilidade, o comportamento dos impactos das intervenções no mercado cambial possui igual tendência do comportamento obtido quando se usou a

variável obtida pelos limites de intervenção, isto é, pela variável instrumental não contínua relacionada ao retorno no mercado cambial. Uma das razões para isso pode estar ligada ao fato de que o instrumento relativo à volatilidade não se alterou e, assim, a dinâmica das intervenções relacionadas às volatilidades diárias obtidas pelos retornos ao quadrado manteve-se com o mesmo comportamento. Já na Tabela 4.19 e gráfico 4.19, tem-se que os coeficientes são significativos em parte da distribuição dos retornos, sendo não significativos nos quantis de maior valorização até os quantis centrais e de maior desvalorização. Lembrar que para o caso da variável limitada, usada em quase todos os quantis, a posição líquida de swaps apresentou coeficiente não significativo em relação aos retornos cambiais diários.

	Pos. Liq	P-Valor
<i>Quantil1</i>	-0,00030	0,077
<i>Quantil10</i>	-0,00031	0,067
<i>Quantil25</i>	-0,00053	0,094
<i>Quantil50</i>	-0,00136	0,007
<i>Quantil75</i>	-0,00514	0,000
<i>Quantil90</i>	-0,01389	0,000
<i>Quantil95</i>	-0,04336	0,000
<i>Quantil97</i>	-0,06394	0,005
<i>Quantil98</i>	-0,07203	0,511
<i>Quantil99</i>	-0,10649	0,218

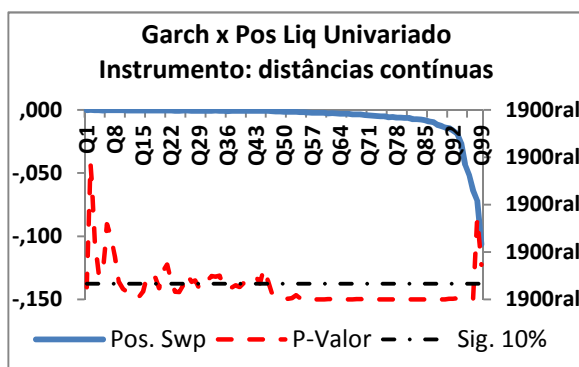


Tabela 4.18 e Gráfico 4.18 – GARCH x Pos. LÍq. [Endógena] – Univariada – Variável Instrumental Contínua

	Pos. Liq	P-Valor
<i>Quantil1</i>	0,0015	0,9271
<i>Quantil10</i>	0,0011	0,2765
<i>Quantil25</i>	0,0015	0,0523
<i>Quantil50</i>	0,0025	0,0001
<i>Quantil75</i>	0,0033	0,0001
<i>Quantil90</i>	0,0031	0,0981
<i>Quantil95</i>	0,0005	0,7542
<i>Quantil97</i>	0,0014	0,7821
<i>Quantil98</i>	0,0025	0,9124
<i>Quantil99</i>	0,0029	0,8793

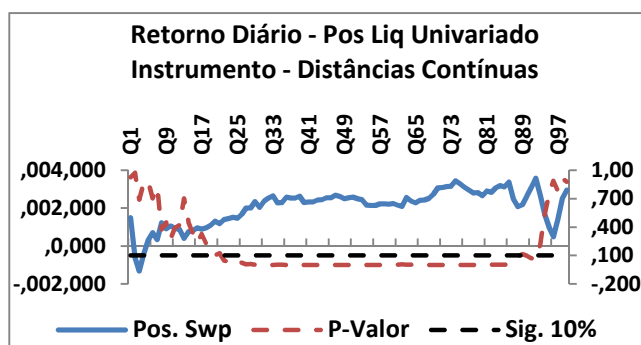


Tabela 4.19 e Gráfico 4.19 – Retorno x Pos. LÍq. Endógena – Univariada – Variável Instrumental Contínua

4.5 Conclusão

Muitas análises referentes às intervenções governamentais no mercado cambial baseiam-se em modelagens paramétricas, sejam elas lineares ou não lineares, e concentram seus resultados e discussões em torno da média da distribuição da taxa de câmbio ou de sua própria volatilidade. Mas, ao se atentar para a função reação dos bancos centrais que comumente se estima nos trabalhos de Disyatat & Galati (2007) e de Araújo (2004), verifica-se que a autoridade monetária agirá se os retornos e a volatilidade estiverem distantes do centro da distribuição.

Sendo assim, parece natural que uma metodologia que possa estudar a reação de toda a distribuição, e não somente seus momentos, possa fornecer mais informações sobre essa variável. Ao lado disso, Neely (2005) expressa a importância de considerar a endogeneidade quando do estudo das intervenções no mercado de câmbio.

Este estudo se propôs, assim, a abordar esses dois aspectos e, ainda, em um período relativamente longo da história recente do mercado financeiro brasileiro.

5 Conclusão geral

O mercado de câmbio, ao longo das últimas décadas, tem sido objeto de estudo e de acaloradas discussões, seja no meio acadêmico, seja no âmbito governamental. Em um ambiente cada vez mais interligado, com fluxos de capitais cada vez mais intensos e velozes, esse mercado influencia diariamente as atividades econômico-financeiras e as políticas internas e externas de um país, sendo também influenciado por elas. O estudo da taxa de câmbio, muitas vezes, é efetuado de forma parcial, ou sob o enfoque da paridade de taxas de juros ou sob o enfoque de taxa real, considerando os fundamentos da balança de pagamentos.

Mas, fato é, como salientou Huang (2011), que alguns modelos autorregressivos se propuseram e lograram certo êxito em calcular as estimativas não somente dos retornos como da própria volatilidade da taxa de câmbio.

Este trabalho procura contribuir nessa área, com a introdução de uma ferramenta que possibilita maior detalhamento do comportamento da distribuição da taxa de câmbio, seja em relação a uma variável macroeconômica, como o índice de bolsa de valores, seja em modelos autorregressivos, como no caso do CAViaR, seja para a análise da influência das intervenções governamentais. Para este último caso, inclusive, o uso da regressão quantílica é indicado, uma vez que a autoridade não age se o mercado estiver trabalhando com volatilidade e retornos dentro das medidas centrais, mas, sim, em regiões mais afastadas do centro da distribuição. Sendo assim, nada melhor que um modelo que possa “varrer” a distribuição e obter resultados ao longo desta, para análises mais precisas e aderentes à realidade.

Quanto à relação da taxa de câmbio com o mercado de ações, esta se mostrou negativa, conforme a teoria de portfólio, e mais sensível nos quantis de maior desvalorização cambial.

No cálculo de volatilidade dos 99 quantis estimados pelo método VaR, e o desvio padrão desses quantis, esse método mostrou-se eficaz com alguns dos

índices relativamente melhores para o método que considera o modelo semiparamétrico.

Para o problema das intervenções cambiais e retorno e volatilidade das taxas de câmbio, quando a endogeneidade é tratada, e a variável *intervenções* toma os valores acumulados das intervenções menos as liquidações, ou seja, quando há o tratamento da endogeneidade e consideram-se as operações diárias avulsas, isto é, não cumulativas, estas são significantes tanto para retorno quanto para volatilidade, na maioria dos quantis. E os coeficientes indicam que tais operações aumentariam a volatilidade.

Por outro lado, ao se adotar como *intervenções* a posição cambial líquida de swaps, para os quantis maiores que 50% até o antepenúltimo quantil, os coeficientes mostram-se significantes e negativos, indicando que, nos quantis de volatilidade acima de 50%, se a autoridade monetária vende ativos cambiais, ela diminui, e se o Banco Central compra ativos cambiais nos quantis de maior volatilidade, ele aumenta a volatilidade. Resta analisar que, para esta variável, não se encontraram coeficientes significativos quando se regrediu a posição cambial contra os retornos de dólar.

Vale reforçar que este trabalho não tem a pretensão de esgotar o assunto. Ao contrário, estudos de cópulas nos quantis extremos podem ser um complemento interessante na modelagem do mercado de câmbio. Fato importante a salientar, ainda, é a questão da teoria assintótica. Se, por um lado, a natureza das intervenções reflete um comportamento mais assimétrico, por outro, também reflete uma característica de intervalos entre as intervenções não homogêneas, podendo prejudicar a qualidade das estimativas.

ABAD P.; BENITO S.; LÓPEZ, C. A comprehensive review of Value at Risk methodologies. **The Spanish Review of Financial Economics**, v. 12, n. 1, p. 15-32, jan./jun. 2014.

ABDALLA, S. Z. S. Modelling exchange rate volatility using GARCH models: empirical evidence from Arab countries. **International Journal of Economics and Finance**, v. 4, n. 3, March 2012.

ABENOJA, Z. Foreign exchange market intervention: a short review of transmission channels and practices. **Bangko Sentral Review**, v. 5, n. 2, p. 1-255, 2003.

ABREVAYA, J. The Effects of Demographics and Maternal Behavior on the Distribution of Birth Outcomes. **Empirical Economics**, v. 26:1, p. 247-57, 2001.

ADLER, G.; TOVAR C. E. Foreign exchange intervention: a shield against appreciation Winds? **IMF Working Papers**, p. 11-165, International Monetary Fund, 2011.

AGGARWAL, R. Exchange rates and stock prices: a study of U. S. capital market under floating exchange rates. **Akron Business and Economic Review**, v. 12, p. 7-12, 1981.

ALEXANDER, C. **Practical Financial Econometrics**, John Wiley & Sons Ltd, 2008, West Sussex, Inglaterra.

_____. **Value at Risk Models Financial Econometrics**, v. 2, John Wiley & Sons Ltd, 2008.

ANDERSEN, T. G.; BOLLERSLEV, T. Answering the skeptics: yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. **International Economic Review**, v. 39, p. 885 – 905, 1998. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.2307/2527343>>. Acesso em: 15/03/2014

_____.; _____.; DIEBOLD, F.; LABYS, P. Modeling and forecasting realized volatility. **Econometrica**, v. 71, p. 579–625, 2003.

_____.; _____.; _____.; VEGA, C. Microeffects of macro announcements: real-time price discovery in foreign exchange. **American Economic Review**, v. 93, p. 38-62, 2003.

ANTONAKAKIS, N.; DARBY, J. Forecasting volatility in developing countries' nominal exchange returns. **Applied Financial Economics**, v. 23, n. 21, p. 1675-1691, 2013.

ARAÚJO, J. D. P. Suavizando movimentos da taxa de câmbio ou adicionando volatilidade? Um estudo empírico sobre intervenções do banco central no mercado de câmbio. **Dissertação de Mestrado apresentada à Pontifícia Universidade Católica - PUC-Rio**, Rio de Janeiro, 2004.

ARIZE, A.C.; OSANG, T.; SIOTTJE, D. J. Exchange-rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade. **International Review of Economics and Finance**, v. 17, p. 33-44, 2000.

ASSEERY, A.; PEEL, D. A. The effects of exchange rate volatility on export: some new estimates. **Economic Letters**, v. 37, p. 173-177, 1991.

AYDEMIR, O.; DEMIRHAN, E. The relationship between stock returns and exchange rates: evidence from Turkey international. **Research Journal of Finance and Economics**, v. 23, p. 207-215, 2009.

BACKUS, D. K.; KEHOE, P. J. On the denomination of government debt: a critique of the portfolio balance approach. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, v. 23, p. 359-376, 1989,

BAILLIE, R. T.; OSTERBERG, W. P. Why do central banks intervene? **Journal of International Money and Finance**, v. 16, p. 909-919, 1997.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; SOHRABIAN, A. Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. **Applied Economics**, v. 24. p. 459-464, 1992.

BAUM, C. F.; CAGLAYAN, M.; BARKOULAS, J. T. Exchange rate uncertainty and firm profitability. **Journal of Macroeconomics**, v. 23, p. 565-576, 2001.

BECKETTI, S.; SELLON, G. Has financial market volatility increased? **Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review**, p.17-30, jul.1989.

BEINE, M. *et al.* Central bank intervention and exchange rate volatility, its continuous and jump components. **International Journal of Finance and Economics**, v. 12, p. 201-223, 2007.

BEKIROS, S. D. Exchange rates and fundamentals: co-movement, long-run relationships and short-run dynamics. **Journal of Banking & Finance**, v. 39, p. 117-134, fev. 2014.

BLACK, F.; SCHOLES, M. The pricing of options and corporate liabilities. **The Journal of Political Economy**, v. 81, i. 3, p. 637-654, mar./jun. 1973.

BLUNDELL, R.; POWELL, J. Endogeneity in semiparametric binary response models. **Review of Economics Studies**, v. 71, p. 581-913, 2004.

_____. Censored regression quantiles with endogenous regressors. **Journal of Econometrics**, v. 141, p. 65-83, 2007.

BOLLERSLEV, T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. **Review of Economics and Statistics**, v. 72, p. 498-505, 1990.

BONSER-NEAL, C.; TANNER, G. Central bank intervention and the volatility of foreign exchange rates: evidence from the options market. **Journal of International Money and Finance**, v. 15, p. 853-878, 1996.

BRANSON, W. H.; HENDERSON, D. W. The specification and influence of asset markets. In: JONES, R. W.; KENEN, P. B. **Handbook of International Economics**, Amsterdam: North-Holland, v. 2, p.749-805. 1985.

BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. Cambridge University Press, 2008.

_____.; BURKE, S. P. B. Forecasting exchange rate volatility using conditional variance models selected by information criteria. **Economics Letters**, v. 61, p. 273-278, 1998. Disponível em: <[http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765\(98\)00178-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765(98)00178-5)>. Acesso em: 16/05/2014.

CANALES-KRILJENKO, J. I. Foreign exchange intervention in developing and transition economies: results of a survey. **IMF Working Paper 03/95**, May 2003.

CANZONERI, M.; CUMBY, R. Optimal foreign exchange intervention in an inflation targeting regime: some cautionary tales. **Open Economies Review**, n. 25, p. 429-450, 2013.

CARVALHO, L. F.; VIEIRA, F. V. Taxa de câmbio e preço de ações: evidências para o Brasil. **Revista de Finanças Aplicadas**, v. 4, p. 1-48, 2014.

CARVALHO, P. J. C. **Intervenções no mercado de câmbio durante a crise de 2008**. Dissertação de Mestrado apresentada à Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e Documentação (Face), Universidade de Brasília, DF, 2010.

CHAMBERLAIN, S.; HOWE, J. S.; POPPER, H. The Exchange Rate Exposure of U.S. and Japanese Banking Institutions. **Banking and Finance**, v. 21, p. 871-892, 1997.

CHERNOZHUKOV, V.; FERNÁNDEZ-VAL, I.; KOWALSKI, A. E. Quantile regression with censoring and endogeneity. **Journal of Econometrics**, v.186, p. 201-221, 2015.

_____.; HANSEN, C. An IV model of quantile treatment effects. **Econometrica**, v.73, p. 245-261, 2005.

_____.; HONG, H. Three-step quantile regression and extramarital affairs. **Journal of the American Statistical Association**, v. 97 (459), p.872-882, 2002.

CHESHER, A. Identification in non separable models. **Econometrica**, v. 71 (5), p. 1405-1441, 2003.

CHKILI, W.; NGUYEN, D. K. Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: evidence for BRICS countries. **Research in International Business and Finance**, v. 31, p. 46-56, 2014.

CHO, G; SHELDON, I. M.; MCCORRISTON, S. Exchange rate uncertainty and agricultural trade. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 84, n. 4, p. 931-942, November 2002.

CHOI, J. J.; PRASAD, A. M. Exchange risk sensitivity and its determinants: a firm and industry analysis of US multinationals. **Financial Management**, v. 24 n. 3, p. 77-88, 1995. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.2307/3665559>>. Acesso em: 19/01/2013

DAUDE, C.; YEYATI, E. L.; NAGENGAST, A. On the effectiveness of exchange rate interventions in emerging markets. **OECD Development Centre Working Paper**, n. 324, DEV/DOC3, 2014.

DE VITA, G.; ABBOTT, A. Real exchange rate volatility and US exports: an ARDL bounds testing approach. **Economic Issues**, v.9, p. 69-78, 2004.

DIAMANDIS, P. F.; DRAKOS, A. A. Financial liberalization, exchange rates and stock prices: exogenous shocks in four Latin America countries. **Journal of Policy Modeling**, v. 33, p. 381-394, 2011.

DIÓGENES, F. C. D. **Efeitos sobre o câmbio das intervenções cambiais esterilizadas: o caso brasileiro de 2003 a 2006**. Dissertação de Mestrado apresentada à Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2007.

DOMAÇ, I.; MENDONZA, A. Is there room for foreign interventions under inflation targeting framework? Evidence from Mexico and Turkey. **Research Papers 58**, Central Bank of Turkey, 2002.

DOMINGUEZ, K.M. Central bank intervention and exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 17, p.161-190, 1998.

DORNBUSCH, R.; FISHER, S. Exchange rates and the current account. **American Economic Review**, v. 70, p. 960-971, 1980.

ENGEL, C.; HAKKIO, C. Exchange rate regimes and volatility. **Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review**, third quarter, p. 43-58, 1993.

_____.; WEST, K. D. Exchange rate and fundamentals. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 3, p. 485-517, 2005. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1086/429137>>. Acesso em: 26/08/2013

ENGLE, R. F.; BOLLERSLEV, T. Modelling the persistence of conditional variance. **Econometric Reviews**, v. 5, p. 1-50, 1986.

_____.; MANGANELLI, S. CAViaR: conditional autoregressive value at risk by regression quantiles. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 22, p. 367-381, 2004.

FANG, W.; LAI, Y.; MILLER, S. M. Does exchange rate risk affect exports asymmetrically? Asian evidence. **Journal of International Money and Finance**, v. 28, p. 215-239, 2009.

FATUM, R; HUTCHISON, M. M. Is sterilized foreign exchange intervention effective after all? An event study approach. **Economic Journal**, v. 113, p. 390-411, 2003.

FISER, R.; HORVATH, R. Central Bank communication and exchange rate volatility: a GARCH analysis. **Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies**, v.3, n.2, p. 25-31, 2010. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1080/17520840903498099>>. Acesso em: 27/02/2015

FLOOD, R. P.; ROSE, A. K. Understanding exchange rate volatility without the contrivance of macroeconomics. **The Economic Journal**, v.109, n. 459, p. F660-F672, November 1999.

FRENKEL, M.; PIERDZIOCH, C.; STADTMANN, G. The effects of Japanese foreign exchange market intervention on the yen/U.S. dollar exchange rate volatility. **International Review of Economics and Finance**, n. 14, p. 27-40, 2005.

FÜSS, R.; ADAMS, Z.; KAISER D. G. The predictive power of value-at-risk models in commodity futures markets. **Journal of Asset Management**, v. 11, p. 261-285, October 2010.

GALATI, G.; MELICK, W. Perceived central bank intervention and market expectations: an empirical study of the yen/dollar exchange rate. **BIS Working Papers 77**, 1999.

GAVIK, M. The stock market and exchange rate dynamics. **Journal of International Money and Finance**, v. 8, p. 181-200, 1989.

GIACOMINI, R.; WHITE, H. Tests of Conditional Predictive Ability. **Econometrica**, v. 74, n. 6, p. 1545-1578, 2006.

GRANGER, C.W.J.; HUANG, B.N.; YANG, C.W. A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 40, p. 337-354, 2000.

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

GRIFFIN J. M.; STULZ, R. M. International competition and exchange rate shocks: a cross-country industry analysis of stock returns. **Review of Financial Studies**, v. 14, p. 215-241, 2001. Doi:10.1093/rfs/14.1.215.

HANSEN, Peter R.; LUNDE, A. A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH (1,1)? **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n.10, p. 873-889, March 2005.

HAU, H. Real exchange rate volatility and economic openness: theory and evidence. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 34, p. 611-630, 2002.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, p. 1251-1271, 1978.

HAUSMANN, R.; PANIZZA, U.; RIGOBON, R. The long-run volatility puzzle of the real exchange rate. **Journal of International Money and Finance**, v. 25, p. 93-124, 2006.

HOLMES, M. J. Real exchange rate stationarity in Latin America and relative purchasing power parity: a regime switching approach. **Open Economic Review**, v. 19, p. 261-275, 2008.

HONORÉ, B.; KHAN, S.; POWELL, J. L. Quantile regression under random censoring. **Journal of Econometrics**, n. 109, p. 67-105, 2002.

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

HSIEH, D. A. Modeling heteroscedasticity in daily foreign-exchange rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 7, p. 307-317, 1989. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.2307/1391528>>. Acesso em: 15/03/2013

HUANG, A. Y. et al. Volatility forecasting of exchange rate by quantile regression. **International Review of Economics and Finance**, v. 20, p. 591-606, 2011.

HULL, J. C. **Options, futures and other derivatives**. 7.ed. Pearson Prentice Hall, 2009, Estados Unidos.

IMBENS, G. W.; NEWKEY, W. K. Identification and estimation of triangular simultaneous equations models without additivity. **NBER Technical Working Paper**, n. 285, 2002.

_____. Identification and estimation of triangular simultaneous equations models without additivity. **Econometrica**, v. 77(5), p. 1481-1512, 2009.

JEON, J.; TAYLOR, J. W. Using CAViaR models with implied volatility for value-at-risk estimation. **Journal of Forecasting**, v. 32, p. 62-74, 2013.

JORION, P. Predicting volatility in the foreign exchange market. **The Journal of Finance**, v.1, p. 507-528, 1995. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.2307/2329417>>. Acesso em 22/12/2014.

JUN, S. J. Local structural quantile effects in a model with a nonseparable control variable. **Journal of Econometrics**, v. 151 (1), p. 82-97, 2009.

KEARNS, J.; RIGOBON R. Identifying the efficacy of central bank interventions: the Australian case. **Working Paper 9062**, National Bureau of Economic Research, 2002.

KENEN, P. B. Effects of intervention and sterilization in the short run and in the long run. In: COOPER, R. N. et al. **The International Monetary System under Flexible Exchange Rates: Global, Regional, and National: Essays in Honor of Robert Triffin**. Cambridge, MA: Ballinger, 1982.

KIM, S.; KORTIAN, T.; SHEEN, J. Central Bank intervention and exchange rate volatility – Australian evidence. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 10 (219), p. 381-405, 2000.

KLIATSKOVA, T. **Exchange rate volatility and international trade: the role of financial development**. Thesis for Master of Arts in Economic Policy in Global Markets. Central European University, 2013.

KOENKER, R; BASSETT, G. Quantile Regression. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, Janeiro 1978.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. G. Quantile Regression. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 143-156, Fall 2001.

KOHL SHEEN, E. Order flow and the real: indirect evidence of the effectiveness of sterilized interventions. **Working Papers Series 273**, Central Bank of Brazil, Research Department, 2012.

KRUGMAN, Paul. Pricing to market when the exchange rate changes. **NBER Working Paper 1926**, National Bureau of Economic Research, 1986.

KUMHOF, M. On the theory of sterilized foreign exchange intervention. **Journal of Economic Dynamics and Control**, n. 34, p. 1403-1420. Elsevier, 2010.

KUMHOF, M.; NIEUWERBURGH, S. Monetary policy in an equilibrium portfolio balance model. **IMF Working Papers**, 07/72, International Monetary Fund, 2007.

LAI, C. C.; FANG, C. R.; CHANG, J. J. Volatility trade-offs in exchange rate target zones. **International Review of Economics and Finance**, v. 17, p. 366-379, 2008.

MARKOWITZ, H. M. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, March 1952. Doi: 10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x.

McQUEEN, G.; VORKINK, K. Whence GARCH? A preference-based explanation for conditional volatility. **Review of Financial Studies**, v. 17, p. 915-949, 2004.

MEESE, R.; K. ROGOFF. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit the out of sample? **Journal of International Economics**, v. 14, p. 3-24, 1983. Disponível em: <[http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-X](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-X)>. Acesso em: 20/01/2015

MENKHOFF, L. et al. Carry trades and global foreign exchange volatility. **The Journal of Finance**, v. LXVII, n. 2, p.681-717, April 2012.

_____. Foreign exchange intervention in emerging markets: a survey of empirical studies. **The World Economy**, p. 1187-1208, 2013. Doi: 10.1111/twec.12027.

MUSA, T.; MUSA, Y.; GULUMBE, S.U. Exchange rate volatility of Nigerian Naira against some major currencies in the world: an application of multivariate GARCH models. **International Journal of Mathematics and Statistics Invention**, v. 2, n. 6, p. 52- 65, June 2014.

MUSSA, M. L. The theory of exchange rate determination. In: BILSON, J. F. O.; MARSTON, R. C. **Exchange Rate Theory and Practice**. Publisher University of Chicago Press, 1984.p. 13-78.

NEELY, C. J. An analysis of recent studies of the effect of foreign exchange intervention. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 87, n. 6, p. 685-717, 2005.

_____.Central bank authorities' beliefs about foreign exchange intervention. **Journal of International Money and Finance**, v. 27, p. 1-25, 2008.

NELSON, D. B. Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach. **Econometrica**, v. 59, p. 347-70, 1991.

NIKOLAOU, K. The behaviour of the real exchange rate: evidence from regression quantiles. **Journal of Banking & Finance**, v. 32, p. 664-679, 2008.

NOVAES, W.; OLIVEIRA, F. N. Intervenção no mercado cambial: eficácia de derivativos e de outros instrumentos. Seminário realizado em 7 de junho de 2005. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/datacenter/ie/pdfs/seminarios/pesquisa/intervencao_no_mercado_cambial_eficacia_de_derivativos_e_de_outros_instrumentos.pdf>. Acesso em:16/05/2015.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The mirage of fixed exchange rates. **NBER Working Paper**, n. 5191, Julho 1995.

PAVASUTHIPAISIT, R. Should inflation-targeting central banks respond to exchange rate movements? **Journal of International Money and Finance**, v. 29, p. 460-85, 2010. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.06.005>>. Acesso em: 22/12/2014

PLAGA, A.; OLIVEIRA, F. N. Eficácia das intervenções do Banco Central do Brasil sobre volatilidade. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 1, p. 71-92, jan-mar. 2011.

PORTNOY, S. Censored regression quantiles. **Journal of the American Statistical Association**, v. 98 (464), p.1001-1012, 2003.

POWELL, J. L. Censored regression quantiles. **Journal of Econometrics**, v.23, p.143-155, 1986.

_____. Least absolute deviations estimation for the censored regression model. **Journal of Econometrics**, v. 25 (3), p. 303-325, 1984.

RAPACH, D.; STRAUSS, J. K. Structural breaks and GARCH models of exchange rate volatility. **Journal of Applied Econometrics**, v. 23, p. 65-90, 2008.

ROTHER, C. Semiparametric estimation of binary response models with endogenous regressors. **Journal of Econometrics**, v. 153, p. 51-64, 2009.

SANTOS, J. E. **Previsão de Volatilidade no Brasil: Riskmetrics, GARCH, Volatilidade Implícita ou uma Combinação desses Modelos? Um Estudo Empírico**. Tese de Doutorado apresentada à EAESP/FGV, São Paulo, 1997.

SARNO, L.; TAYLOR, M. P. Official intervention in the foreignexchange market: is it effective and, if so, how does it work? **Journal of Economic Literature**, v. XXXIX, p. 839-868, September 2001.

SCOTT, E.; TUCKER, A. L. Predicting currency return volatility. **Journal of Banking & Finance**, v. 13, p. 839-851, 1989.

SIDERIS, D. Foreign exchange intervention and equilibrium real exchange rates. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 18, p. 344-357, 2008.

SILVA, E. N.; PORTO JUNIOR, S. S. Sistema financeiro e crescimento econômico: uma aplicação de regressão quantílica. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 3. Ribeirão Preto, Setembro 2006.

SOENEN, L. A.; HENNINGAR, E. S. An analysis of exchange rates and stock prices: the US experience between 1980 and 1986. **Akron Business and Economic Review**, p. 7-16, Winter 1988.

SMITH, R. J.; BLUNDELL, R. W. An exogeneity test for a simultaneous equation Tobit model with an application to labor supply. **Econometrica**, v. 54 (3), p. 679-685, 1986.

STAVÁREK, D. Stock prices and exchange rates in the EU and the USA: evidence of their mutual interactions. **Finance a úvěr–Czech Journal of Economics and Finance**, v. 55, p. 141-161, 2005.

TABAK, B.M. The Dynamic relationship between stock prices and exchange rates: evidence for Brazil. **Working Paper Series**. n.124, p. 1-37, Banco Central do Brasil, 2006.

TAYLOR, M.P. The economics of exchange rates. **Journal of Economic Literature**, v.83:1, p. 13-47, 1995.

TAYLOR, J. W. Generating volatility forecasts from value at risk estimates. **Management Science**, v. 51, n. 5, p. 712-725, May 2005.

TOBIN, J. Estimation of relationships for limited dependent variables. **Econometrica**, v. 26 (1), p. 24-36, 1958.

TSAI, C. The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: a quantile regression approach. **Journal of International Financial Markets, Institution e Money**, v. 22, p. 609-621, 2012.

VELLA, F. A Simple estimator for simultaneous models with censored endogenous regressors. **International Economic Review**, v.34, n.2, p. 441-457, 1993.

VERVLOET, W. T. F. **Efeitos de intervenções esterilizadas do BCB sobre a taxa de câmbio**. Dissertação de mestrado apresentada à Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro - PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2010.

VILLAMIZAR-VILLEGASY, M.; PEREZ-REYNAZ, D. A survey on the Effects of sterilized foreign exchange intervention. **Revista Borradores di Economia**, n.862, Banco de la Republica Colombia, 2015.

VIOLA, A. P. et al. Impacto dos swaps cambiais na curva de cupom cambial: uma análise segundo a regressão de componentes principais. **BBR - Brazilian Business Review**. Disponível em: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=123025719004>>. Acesso em: 16/06/2015.

VITALE, P. Sterilized central bank intervention in the foreign exchange market. **Journal of International Economics**, v. 49, p. 245-267, 1999.

WANG, Y. **Three essays on time series quantile regression**. Dissertation presented na Queen's University, Canada, 2012.

WEBER, W. E. Do sterilized interventions affect exchange rates? **Quarterly Review**, p. 14-23, 1986.

WOOLDRIDGE, J. M. Econometric analysis of cross section and panel data. 2.ed. **MIT Press**, Cambridge, MA, 2010.

XIAO, Z.; KOENKER, R. Conditional quantile estimation for GARCH models. **Working Paper**. July 2009.

YOON, S.; LEE, K. S. The volatility and asymmetry of won/dollar exchange rate. **Journal of Social Sciences**, v. 4, p. 7-9, 2008. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.3844/jssp.2008.7.9> Acesso em 26/07/2015.