

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA APLICADA

Lívia D. O. Oliveira

**UMA ABORDAGEM ECONOMETRICA PARA O
IMPACTO DO IOF SOBRE CÂMBIO E INVESTIMENTO EM CARTEIRA NO
BRASIL**

JUIZ DE FORA

2014

LÍVIA D. O. DE OLIVEIRA

**UMA ABORDAGEM ECONOMETRICA PARA O
IMPACTO DO IOF SOBRE CÂMBIO E INVESTIMENTO EM CARTEIRA NO
BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa.

JUIZ DE FORA

2014

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Oliveira, Lívia Duarte Octaciano de.

Uma abordagem econométrica para o impacto do IOF sobre câmbio e investimento em carteira no Brasil / Lívia Duarte Octaciano de Oliveira. -- 2014.

111 f.

Orientador: Wilson Luiz Rotatori Corrêa

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, 2014.

1. investimento em carteira. 2. câmbio. 3. volatilidade. 4. controle de capital. I. Corrêa, Wilson Luiz Rotatori, orient. II. Título.

**UMA ABORDAGEM ECONOMÉTRICA PARA O
IMPACTO DO IOF SOBRE CÂMBIO E INVESTIMENTO EM CARTEIRA NO
BRASIL**

LÍVIA D. O. DE OLIVEIRA

DISSERTAÇÃO APRESENTADA AO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
ECONOMIA APLICADA DA
UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE
FORA COMO REQUISITO PARCIAL
PARA A OBTENÇÃO DO TÍTULO DE
MESTRE EM ECONOMIA APLICADA.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa
(Orientador)

Prof. Dr. Claudio Roberto Fóffano
Vasconcelos
(UFJF)

Prof. Dr. Rogério Silva de Mattos
(UFJF)

Prof. Dr. Mauro Sayar Ferreira
(UFMG)

JUIZ DE FORA

2014

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer primeira e intensamente a Deus por ter me dado forças para chegar até aqui, superando todos os obstáculos que encontrei durante este curso. Sem ELE, eu certamente não teria conseguido. Os mais próximos sabem o quão árduo foi para mim a conclusão deste curso pois, embora o sucesso não seja alcançado sem esforço, este se torna infinitamente maior quando não existe amor;

Aos meus pais, Adilson e Isabel, que sempre me apoiaram e deram condições para que eu pudesse realizar minhas aspirações;

Ao Alan, que me acompanhou durante toda essa jornada, sempre me apoiando e me ajudando da melhor maneira possível;

Aos colegas de turma, que tornaram o mestrado menos árduo. Em especial aos amigos, Rodger, Gláucia e Verônica. Foram muitos almoços e jantas na casa de um e outro em virtude de provas, trabalhos e listas de exercício...

Ao amigo Luiz Antônio, que desde a graduação sempre me ajudou e incentivou;

Ao prof. Wilson Rotatori, que me proporcionou a ajuda necessária para concluir este trabalho, estando sempre disponível e disposto a dar esclarecimentos;

Ao prof. Cláudio Vasconcelos, por ter contribuído com comentários e sugestões importantes desde a primeira reunião;

Ao prof. Ricardo Freguglia, que participou da minha banca de qualificação, contribuindo com sugestões valiosas;

Aos professores Rogério Mattos e Mauro Sayar que aceitaram participar da banca da defesa deste trabalho;

A todos aqueles para os quais enviei emails pedindo informações sobre dados, testes e estatísticas e me responderam prontamente;

Por fim, agradeço a todos que me incentivaram, torceram e acreditaram no meu êxito, mesmo quando eu mesma, durante aqueles momentos difíceis, não acreditei que conseguiria...

DEDICATÓRIA

Dedico esta obra aos meus pais, pelo apoio incondicional e por todo o investimento que fizeram na minha educação. À minha querida avó Catarina, que sempre esteve presente em todos os momentos da minha vida.

*A mente que se abre a uma nova ideia jamais
voltará ao seu tamanho original.*

Albert Einstein

RESUMO

Os controles de capital foram adotados por muitos países na tentativa de proteger suas economias do capital financeiro. Com o Brasil, não foi diferente. No país, o principal instrumento de controle financeiro adotado foi o Imposto sobre Operações de Crédito, Câmbio e Seguros ou relativas a Títulos e Valores Mobiliários – IOF. A ideia fundamental do imposto era restringir a entrada de capital externo e com isso diminuir possíveis efeitos negativos sobre a economia nacional. No Brasil, havia a preocupação de evitar uma valorização excessiva da taxa de câmbio. Em vista disso, este trabalho se propõe a investigar qual o impacto do IOF sobre a economia brasileira, especificamente analisando o efeito sobre as volatilidades do capital externo aplicado em carteira e da taxa de câmbio. Para isso, são elaborados modelos estruturais que analisam as relações entre as variáveis fundamentais através da metodologia VAR para a média condicional. Em seguida, é testado o efeito do imposto sobre a variância condicional do câmbio e do investimento em carteira, utilizando o método GARCH multivariado. O período de análise data de janeiro de 2000 a dezembro de 2012. Os resultados mostraram que existe um efeito do IOF sobre a volatilidade do investimento em carteira, porém o mesmo não ocorre com a volatilidade cambial. Esta é influenciada pela volatilidade do diferencial de juros e do volume de dólares transacionados no mercado.

Palavras-chave: controles de capital, investimento em carteira, câmbio, volatilidade, GARCH.

ABSTRACT

Capital controls have been adopted by many countries in attempt to protect their economies from the financial capital. In Brazil, it was no different. There, the main instrument of financial control adopted was Tax on Credit, Exchange and Insurance or relating to Securities - IOF. The fundamental idea of the tax was to restrict the entry of foreign capital and thus reduce possible negative effects on the national economy. There was also a concern to prevent an excessive appreciation of the exchange rate. So, under such panorama, this study aims to investigate the impact of the IOF on the Brazilian economy, specifically analyzing the effect on the volatility of the foreign capital invested in portfolio and exchange rate. For such purpose, structural models are designed to analyze the relationships between key variables through the VAR methodology for the conditional mean; then, the effect of tax rates on the conditional variance of exchange and portfolio investment is tested, using the multivariate GARCH's method. The sample period is from January 2000 to December 2012. The results showed a significant effect of the IOF on the volatility of portfolio investment, but the same does not happen with the exchange rate volatility, which is influenced by the volatility of the interest rate differential and the dollar amount traded in the market.

Keywords: capital controls, portfolio investment, foreign exchange, volatility, GARCH.

LISTA DE QUADROS E TABELAS

QUADRO 1: Síntese dos principais trabalhos empíricos para o Brasil.....	46
QUADRO 2: Descrição das variáveis.....	55
QUADRO 3: Especificações testadas	75
TABELA 1: Estatísticas descritivas.....	55
TABELA 2: Testes de raízes unitárias.....	72
TABELA 3: Teste de Lee e Strazucich.....	74
TABELA 4: Critérios de informação.....	75
TABELA 5: Teste LM para autocorrelação residual	76
TABELA 6: Teste de normalidade	77
TABELA 7: Teste de cointegração	78
TABELA 8: Critérios de informação	78
TABELA 9: Teste de cointegração	79
TABELA 10: Teste LM para autocorrelação residual	80
TABELA 11: Teste de normalidade	80
TABELA 12: Teste multivariado ARCH LM	81
TABELA 13: Modelo GARCH para o IEC: média condicional	82
TABELA 14: Modelo GARCH para o IEC: coeficientes ARCH	83
TABELA 15: Modelo GARCH para o IEC: coeficientes GARCH	84
TABELA 16: Teste de especificação do MGARCH.....	87
TABELA 17: Modelo GARCH para o câmbio: média condicional.....	88
TABELA 18: Modelo GARCH para o câmbio: coeficientes ARCH	89
TABELA 19: Modelo GARCH para o câmbio: coeficientes GARCH	90
TABELA 20: Teste de especificação do MGARCH.....	94

LISTA DE FIGURAS E GRÁFICOS

FIGURA 1: Evolução das variáveis câmbio, IEC, IOF e diferencial de juros	57
FIGURA 2: Evolução das variáveis EMBI, fluxo e variação cambial	58
FIGURA 3: Análise do modelo VAR	64
FIGURA 4 Gráfico dos autovalores	77
FIGURA 5: Volatilidades e correlações	86
FIGURA 6: Volatilidades e correlações	92
FIGURA 7: Volatilidades e correlações	93
GRÁFICO 1: Fluxos de capitais (US\$ milhões)	35

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 REVISÃO DE LITERATURA	16
2.1 Breve discussão sobre mobilidade de capital	16
2.1.1 Impacto sobre as variáveis macroeconômicas	18
2.1.2 Fatores determinantes do fluxo de capital	21
2.2 Controles de capitais, fundamentação teórica e evolução	22
2.2.1 Necessidade de impor restrições financeiras	22
2.2.2 Formas de controle	23
2.2.3 Trabalhos empíricos	24
2.3 As experiências do Chile e da Malásia.....	27
2.3.1 Chile	27
2.3.2 Malásia	30
3 FLUXO DE CAPITAL E RESTRIÇÃO FINANCEIRA NO BRASIL	34
3.1 Conta financeira e participação do IEC.....	34
3.1.1 Abertura financeira e adoção de restrições	35
3.2 O imposto sobre operações financeiras-IOF	40
3.3 Evidências empíricas para o impacto dos controles no Brasil.....	42
4 MODELO EMPÍRICO E MÉTODO ECONOMETRICO	49
4.1 O modelo para câmbio	49
4.2 O modelo para investimento em carteira.....	51
4.3 Apresentação da base de dados.....	53
4.4 Testes de raízes unitárias	58
4.4.1 Testando a existência de quebras estruturais	59
4.5 Fundamentos dos vetores auto-regressivos	60
4.5.1 Estimação.....	62
4.5.2 Especificação	63
4.5.2.1 Determinação do lag ótimo	66
4.5.2.2 Testando autocorrelação nos resíduos	68
4.5.2.3 Normalidade.....	70
4.5.3 Vetores auto-regressivos com cointegração	71

SUMÁRIO

4.6 Modelando a variância condicional	68
4.6.1 Estimação.....	70
4.6.2 Testando o efeito ARCH	71
5 RESULTADOS	73
5.1 Testes de raízes unitárias	73
5.1.2 Teste de Lee e Strazicich	73
5.2 Resultados do modelo VAR	74
5.2.1 O modelo VAR para o IEC	74
5.2.2 O modelo VAR para o câmbio.....	78
5.3 Verificando a existência de heterocedasticidade condicional	80
5.4 Modelando a variância condicional	81
5.4.1 O modelo GARCH para o IEC	81
5.4.2 O modelo GARCH para o câmbio	87
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	95
REFERÊNCIAS	97
APÊNDICE	103

1 INTRODUÇÃO

O processo de globalização financeira permitiu a integração do capital a nível mundial. Entre 1970 e 1980, os países desenvolvidos liberaram a sua conta financeira, ao passo que o mesmo ocorreu nos países em desenvolvimento durante a década de 1990. Este foi um período em que os países emergentes receberam grande fluxo de capital internacional, principalmente dos investimentos de *portfólio*, que eram atraídos por taxas de retorno mais elevadas.

Ainda na década de 1990, países emergentes como Chile e Malásia sofreram com a saída repentina desse capital, o que acabou desencadeando uma crise de financiamento nessas economias. Neste contexto, ressurgiu nas discussões de política econômica a adoção de instrumentos de controle do capital financeiro como forma de proteger esses países de fluxos excessivos do capital de curto prazo, cujo caráter volátil e especulativo lhe confere maior potencial desestabilizador.

No Brasil, o instrumento de controle financeiro utilizado é o Imposto sobre Operações de Crédito, Câmbio e Seguros ou relativas a Títulos e Valores Mobiliários – IOF. A ideia básica do imposto é reduzir o fluxo de capital de curto prazo, considerado mais volátil, e assim conter a especulação sobre a taxa de câmbio e diminuir o impacto de possíveis reversões bruscas de financiamento externo.

Ao executar a decisão de adotar um controle de capital, ou mesmo alterar ou retirá-lo, os formuladores de política econômica estão se baseando no efeito esperado que um controle financeiro possa exercer sobre as variáveis macroeconômicas. Em vista disso, este trabalho objetiva investigar qual o efeito do IOF, especificamente através da análise do impacto do imposto sobre o investimento estrangeiro em carteira e sobre a taxa de câmbio nominal.

Grande parte da literatura sobre controles de capital está focada em avaliar se as restrições conseguem diminuir o fluxo de capital de curto prazo e evitar uma valorização excessiva do câmbio, analisando a média condicional. Este trabalho se propõe a fazer essa análise olhando para a variância condicional, ou seja, testa-se a hipótese de que o IOF seja capaz de diminuir as volatilidades tanto do investimento em carteira como do câmbio.

Esta hipótese foi formulada a partir de trabalhos¹ apresentados na literatura que concluíram que os controles de capitais não têm efeito sobre o volume total do capital estrangeiro sob uma análise da média condicional. Por sua vez, Ariyoshi et al. (2000) argumentaram que em países onde se adotaram restrições financeiras observou-se uma redução na volatilidade do capital financeiro. Edison e Reinhart (2001) também enfatizaram a necessidade de se avaliar o impacto das restrições sobre a variância.

Em relação ao câmbio, Edwards e Rigobon (2005) e Ariyoshi et al. (2000) avaliaram que, no caso chileno, embora a taxa de câmbio tenha se valorizado durante a vigência das restrições, a volatilidade cambial apresentou queda significativa. A partir desses resultados, este trabalho faz uma análise do efeito do IOF focando na variância condicional.

Para o caso brasileiro, os trabalhos² analisados também fizeram um estudo sobre o efeito dos controles de capital considerando a média condicional. Já Andrade (2007) e Gomes (2009) avaliaram o impacto do imposto sobre a volatilidade cambial, porém estimaram um modelo univariado. Este método não permite que se analisem possíveis transmissões de volatilidade de outras variáveis, o que pode comprometer a avaliação do efeito do controle de capital, pois não permite isolar tal efeito para que seja possível filtrar o seu verdadeiro impacto sobre as variáveis em questão.

Neste sentido, este trabalho contribui com a literatura ao propor um modelo multivariado para avaliar o efeito do IOF sobre as volatilidades do câmbio e do investimento em carteira. A inclusão de variáveis fundamentais no modelo permite captar as transmissões de volatilidade, possibilitando assim identificar possíveis efeitos que possam ser equivocadamente atribuídos ao IOF, no caso da análise de um modelo univariado.

Com esse intuito, são elaborados modelos estruturais para o câmbio e o investimento em carteira. Como a teoria econômica enfatiza que existem variáveis fundamentais na determinação do câmbio e do investimento em carteira, a análise univariada não seria adequada neste caso. Os modelos estruturais permitem captar as inter-relações entre as variáveis estudadas e investigar como o IOF afeta as variáveis de interesse levando em conta as variáveis fundamentais.

¹ Reinhart e Smith (1998), Montiel e Reinhart (1999), De Gregório et al. (2000), Ariyoshi et al. (2000), Garcia e Valpassos (2000), Forbes (2006), e Garcia e Carvalho (2008).

² Cardoso e Goldfajn (1998), Terra e Soihet(2006), Silva e Resende (2010), Munhoz (2011) e Garcia e Chamon (2013).

O modelo para o investimento em carteira é elaborado com base na abordagem macroeconômica de determinação do fluxo de capital. Segundo esta, o capital se movimenta de acordo com a rentabilidade dos investimentos. Considerando os fluxos de curto prazo, as principais variáveis determinantes são o diferencial de juros ajustado à expectativa de desvalorização cambial e o componente de risco. Quanto maior o risco, maior deverá ser a taxa de juros interna para continuar atraindo os investimentos externos (GARCIA; DIDIER, 2003). O imposto afeta diretamente as decisões financeiras, contribuindo para diminuir o ingresso de capital no país. Neste sentido, as variáveis usadas no modelam são o diferencial de juros, índice de risco JP Morgan EMBI, taxa de câmbio e o IOF.

Em relação ao câmbio, existe uma preocupação por parte do governo brasileiro com a posição externa do país, que reflete a competitividade externa via variações cambiais. Em 2009, quando houve um aumento da alíquota do imposto, o principal objetivo do ministro da fazenda era evitar uma valorização indesejada do real (GARCIA; CHAMOM, 2013). Logo, é relevante analisar de que forma o IOF afeta a taxa câmbio.

Para isso, é estimada a equação de câmbio com base na abordagem de Evans e Lyons (2002). Este método considera, além de variáveis macroeconômicas, fatores microeconômicos para a determinação da taxa de câmbio. Estes são computados através do *order flow*, que indica o volume de dólares transacionado do mercado cambial. Este modelo enfatiza a importância da informação para este mercado, logo é interessante avaliar o efeito do IOF sobre esta abordagem, pois o imposto é uma variável observada pelos agentes no momento de decisão de compra e venda de dólares. As variáveis dependentes consideradas no modelo são o diferencial nominal de juros, o *order flow* e a arrecadação do imposto.

Inicialmente, os modelos são estruturados com base no método de vetores auto-regressivos a fim de verificar a relação dinâmica entre as variáveis estudadas, considerando a média condicional. Também é testada a existência de cointegração entre as séries através do método de Johansen (1991). Em seguida, para captar o efeito do imposto sobre as volatilidades do investimento em carteira e do câmbio são elaborados modelos GARCH multivariados. O método dos vetores auto-regressivos de heteroscedasticidade condicional- GARCH- que é a abordagem mais adequada quando se quer modelar a variância condicional.

O período de análise data de janeiro 2000 a dezembro de 2012. De acordo com Garcia (2013), este é um bom momento para se avaliar o efeito do controle sobre a economia brasileira, pois o país está passando pelo final de um ciclo de controles, com as restrições sendo relaxadas. Assim, é possível a análise de todo o período de imposição de controles. Além do mais, a partir de 2000 a taxa de câmbio já é flutuante do Brasil³, o que facilita análise do efeito do controle. Segundo Edwards e Rigobon (2005), é importante separar regime de bandas cambiais do efeito de uma restrição financeira.

Além desta introdução, esta dissertação está dividida da seguinte maneira: o capítulo a seguir levanta a revisão de literatura sobre a mobilidade de capitais e o impacto macroeconômico, a imposição de controles e os principais resultados empíricos sobre os efeitos das restrições de capital para o mundo. O capítulo 3 faz um breve levantamento histórico da conta financeira brasileira, aborda os períodos de imposição de restrições e os principais trabalhos sobre o impacto do IOF no Brasil. No capítulo 4, é apresentada a metodologia e em seguida, no capítulo 5, são apresentados os resultados. Por fim, o capítulo 6 traz as considerações finais.

³ Em janeiro de 1999, os ataques especulativos sobre o câmbio não deixaram outra alternativa para o país que não fosse o abandono das bandas cambiais. A partir daí a taxa de câmbio passou a ser flutuante. É comum que após uma mudança de regime cambial ocorra um *overshooting* e com o Brasil não foi diferente. Logo no primeiro mês sob flutuação, a taxa de câmbio brasileira teve alta significativa. Durante o ano de 1999, a volatilidade cambial foi elevada devido à essa mudança de regime. A partir de 2000, esse quadro começa a se reverter, com as variações cambiais mostrando tendência de queda. Logo, a opção por se iniciar o período de análise em janeiro de 2000 e não em janeiro de 1999 está na preocupação de se isolar esse efeito inicial da mudança de regime sobre a volatilidade cambial.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Breve discussão sobre mobilidade de capital

O processo de globalização financeira ocorrido nos últimos anos permitiu o surgimento de um mercado financeiro integrado mundial, tornando as transações de capitais entre países mais rápidas e intensas. Contudo, ao mesmo tempo em que permitiu o aumento da velocidade de circulação desse capital, também possibilitou a transmissão de perturbações e desequilíbrios de um mercado para o outro, podendo trazer distúrbios nas economias nacionais.

A partir da década de 1990, houve uma intensificação do fluxo de capital estrangeiro para os países emergentes em busca de novos mercados que proporcionassem maior rentabilidade. A partir daí, foram surgindo discussões no mundo acadêmico e entre formuladores de política econômica sobre como esse capital estaria afetando esses países e qual a melhor forma de tratá-lo.

A teoria econômica tradicional afirma que a movimentação global do capital permite uma realocação eficiente desse fator. A liberalização financeira faz com que este migre das economias desenvolvidas, onde a taxa marginal de retorno do capital é baixa, para as economias em desenvolvimento, cuja taxa marginal de retorno é alta, refletindo escassez desse fator. Dessa forma, ao abrir a economia ao capital internacional, os países emergentes conseguiriam suprir a sua necessidade de um recurso excedente e com isso investir em projetos de crescimento econômico (BHAGWATI, 1998).

Esta é a abordagem mais favorável a livre mobilidade de capitais, que seria responsável pela diminuição das disparidades internacionais em termos de desenvolvimento, ao permitir que países emergentes intensifiquem o seu processo de acumulação de capital. Essa teoria está pautada nos modelos neoclássicos de crescimento exógeno a partir do conceito de convergência condicional, que afirma que cada economia converge para o seu estado estacionário em uma velocidade inversamente proporcional à distância em que está desse ponto.

Dessa forma, um mercado financeiro internacional mais aberto e mais competitivo faz com que o capital migre de onde é abundante para o mercado onde está

escasso, canalizando assim a poupança externa para o uso mais produtivo. Esse movimento acelera o processo de convergência descrito acima.

Contudo, há controvérsias em relação aos efeitos positivos da globalização. Conforme salientam Fanelli (1998), Stiglitz (2000), Eichengreen, (2001) e Gourinchas e Jeanne (2003), as diferenças tecnológicas entre os países e a existência de imperfeições de mercado reduzem os ganhos com a abertura financeira, principalmente em países emergentes, que são mais sensíveis às oscilações do capital.

Nos modelos clássicos de crescimento, a acumulação de capital por si só não poderia sustentar o crescimento de longo prazo devido aos rendimentos marginais decrescentes desse fator. Desse modo, outro fator de produção deveria ser empregado para manter o crescimento sustentado. Esse fator é a taxa de progresso tecnológico, que não é a mesma entre as economias (MEYRELLES FILHO et al. ,2009).

A diferença de tecnologia entre os países implica que somente o capital não é suficiente para garantir convergência, ou seja, o mercado financeiro sozinho não consegue fazer com que as economias emergentes atinjam o estado estacionário. Além desse agravante, existe ainda o fato de a competição perfeita nesse mercado está sendo violada. Muitos são os países que impõem restrições e barreiras aos recursos externos, o que diminui a eficiência do mercado financeiro, reduzindo assim os ganhos com as transações.

Além do mais, enquanto nos países desenvolvidos as instituições financeiras são sofisticadas, com capacidade de gerenciar complexos intercâmbios a um custo mínimo, nos países emergentes elas não possuem o mesmo grau de sofisticação, de forma que operam com sistemas de informação e contabilidade poucos desenvolvidos. Essas diferenças também contribuem para reduzir os ganhos com a abertura financeira.

Dessa maneira, quando se leva em conta que os mercados internacionais de capital mostraram deficiências significativas, não é surpreendente que os países em desenvolvimento tenham dificuldade para explorar os benefícios da abertura e integração financeira em termos de estabilização de consumo, investimento e redistribuição de diversificação de risco.

Gourinchas e Jeanne (2003) também abordam que, principalmente nos países em desenvolvimento, o ganho de bem estar devido ao aumento da acumulação de capital seria muito pequeno por causa do seu caráter transitório e que o mercado financeiro por si só não garante a convergência entre países desenvolvidos e os emergentes. Os

motivos estão no fato de essas desigualdades não serem causadas pela diferença relativa entre as dotações dos fatores de produção, mas sim na produtividade de cada fator.

À medida que o mercado financeiro estiver contribuindo para aumentar a produtividade desses fatores nas economias em desenvolvimento, conseguirá trazer benefícios de longo prazo para esses países. Essa situação pode ser concretizada através do aumento do investimento estrangeiro direto (IED), que tem a capacidade de introduzir novas tecnologias e aumentar a eficiência das empresas locais através da concorrência.

2.1.1 Impacto sobre as variáveis macroeconômicas

Diversos trabalhos na literatura procuraram investigar os efeitos que o capital internacional pode causar na economia. Esses efeitos vão ao encontro ou de encontro à livre mobilidade de capital dependendo da corrente teórica que esteja sendo abordada. Os autores pró a liberalização financeira enfatizam a necessidade de acumulação de capital como fator determinante de crescimento, enquanto que aqueles que são contra focam nas distorções de mercado e nas diferenças entre os países.

Os trabalhos de Calvo et al. (1996), Fischer (1998) e Rodrik (1998) abordam as vantagens que ocorrem quando se permite o fluxo de capital de países desenvolvidos para os emergentes. Para estes, amplia-se a oportunidade de captação de um recurso escasso no mercado internacional, o qual pode ser empregado no processo de produção em busca de crescimento econômico e melhoria do padrão de vida. Para aqueles, os benefícios advêm da diversificação da carteira de investimento, diminuindo assim o risco das aplicações.

Levine (1997) e Bartolini e Drazen (1997) também apontam que a abertura financeira condiciona à regulação do mercado financeiro doméstico e à adoção de políticas econômicas disciplinadoras. Os países interessados em receber recursos externos deveriam estar comprometidos com a manutenção da estabilidade interna, evitando assim gastos excessivos e política monetária expansionista, os quais podem comprometer o equilíbrio econômico. Dessa forma, estaria correndo um efeito sinalizador, em que a credibilidade dessas políticas seria capaz de gerar um maior fluxo de investimento para o país.

Seguindo a mesma linha de raciocínio, Kose et al. (2009) enfatizam que políticas econômicas que visem ao desenvolvimento do setor financeiro, acompanhadas de maior abertura comercial e qualidade institucional, são fundamentais para o crescimento econômico. Também reforçam a importância de os países receptores de capital adotarem políticas macroeconômicas de estabilização, como redução da dívida pública e câmbio flutuante. Estas medidas aumentam os benefícios que as economias emergentes possam ter com a integração financeira.

Por outro lado, quando se consideram as imperfeições de mercado e as diferenças tecnológicas, a liberalização financeira passa a ter um caráter diferente. Como apontam Silva e Rezende (2010) e Munhoz (2011), principalmente em países periféricos, a abertura financeira pode comprometer o gerenciamento da política econômica interna, devido à vulnerabilidade dessas economias às oscilações do capital internacional por causa de relação *dívida-PIB*.

Segundo Gabriel e Oreiro (2008), a volatilidade do capital financeiro, dada sua natureza especulativa, tem impactos diretos sobre a taxa de câmbio, pois elevam a volatilidade cambial, prejudicando assim as relações com o exterior. Independente de qual seja o regime cambial adotado, a economia não fica isenta desses ataques especulativos.

O que acontece quando se tem um ataque especulativo sobre a taxa de câmbio é que ocorrem saídas ou entradas maciças de capital externo do país. Essa mudança brusca é a responsável pela variação da taxa de câmbio, que pode valorizar ou desvalorizar. Dependendo de quais sejam a política econômica do Banco Central, para conter o ataque especulativo sobre o câmbio é necessário que se tenha uma quantidade de reservas internacionais significativas. No entanto, nem sempre o Banco Central detém essa quantidade, o que acaba deixando o câmbio num valor muito baixo ou muito alto em relação ao esperado.

Esse movimento costuma ser mais intenso em países emergentes, onde o mercado de capitais é reduzido em relação ao volume de capital de curto prazo que chega ao país, fazendo com que a valorização cambial seja mais forte. Mesmo países que adotem o regime de câmbio fixo não ficam isentos da valorização real. O volumoso fluxo de capitais de curto prazo expande os meios de pagamento, fazendo com que o Banco Central tenha que realizar operações de esterilização desse capital. Isso implica expandir a oferta de moeda, o que provocará um aumento dos preços domésticos e dos

preços dos ativos financeiros. Esse aumento dos preços é o responsável pela valorização real da taxa de câmbio.

Paula et al. (2004) também argumentam que mesmo os países financeiramente solventes não estão protegidos de movimentos repentinos do capital financeiro. Mudanças nas expectativas dos investidores internacionais podem provocar reversões súbitas desse capital. Tais mudanças podem ocorrer sem fundamentação (*sunspots*), pelo efeito manada (*herding behavior*), ou por contágio.

O comportamento *sunspots* acontece quando surgem rumores pessimistas no mercado a respeito da situação econômica de certo país, num contexto em que os investidores internacionais desconhecem a verdadeira situação e acabam por acreditar nos rumores, realocando o seu portfólio. Já o *herding behavior* ocorre quando o comportamento de determinado agente é imitado pelos demais, sendo que esse comportamento pode ter um fundamento ou não. Por sua vez, o efeito contágio acontece quando crises em determinados países afetam a captação de recursos no mercado internacional em outros países. O Brasil, na década de 1990, foi atingido pelo efeito contágio das crises sofridas pelo México (1994), Leste asiático (1997) e Rússia (1998), que fizeram com que um grande volume de divisas saísse do país para se proteger de uma possível desvalorização cambial.

Outro problema apontado na literatura diz respeito à fragilidade externa de economia. Na visão de Munhoz e Gonçalves (2012), essa fragilidade está ligada à capacidade que o país tem para enfrentar choques externos, ou seja, o quão susceptível é a economia em relação às variações no fluxo de capitais externos devido a mudanças nas taxas de juros ou a crises no sistema financeiro internacional.

Bernadelli e Araújo (2012) defendem que, em especial nas economias emergentes, o fluxo de capital pode acumular vulnerabilidades no sistema financeiro desses países, acarretando problemas como inflação, perda do controle da política monetária, volatilidade cambial e instabilidade macroeconômica. As experiências do México (1994), Leste asiático (1997), Rússia (1998) e Argentina (2001) trouxeram a tona esses temas, acirrando a discussão sobre os efeitos negativos da mobilidade plena de capital sobre os países em desenvolvimento.

Analisando a situação de países latino-americanos como Brasil, Chile, Argentina e México, Munhoz et al (2010) concluem que a vulnerabilidade externa está intimamente ligada ao fluxo de capital desses países, de forma que em momentos de

baixa liquidez internacional, a captação de recurso externo dessas economias fica comprometida, o que causa impactos negativos no seu balanço de pagamento.

2.1.2 Fatores determinantes do fluxo de capital

Em relação aos fatores determinantes do fluxo de capital financeiro Soieht (2002) aponta três tipos de efeitos condicionantes, a saber: efeito *pull*, efeito *push* e contágio. Os fatores internos (efeito *pull*) são aqueles que representam as condições domésticas de cada país, como o nível de atividade, a taxa de juros e os aspectos institucionais peculiares. São esses os principais fatores que são captados pelo *risco país*, de forma que quanto menor o valor desse indicador, menor é a desconfiança dos investidores e maior o fluxo de entrada do capital financeiro.

Já os fatores externos (efeito *push*) representam as condições desfavoráveis na economia dos países desenvolvidos, como a deterioração da relação risco retorno e mudanças na taxa de juros internacional. Existe ainda o efeito contágio, que nada mais é que o impacto de um choque externo sobre a volatilidade do capital. Este faz com fluxos de capital se alterem mesmo sem que haja mudanças nas taxas de juros ou crises financeiras no país receptor.

Segundo Calvo et al. (1993), nos países emergentes existe uma tendência a predominância do efeito *push* sobre o efeito *pull* na determinação do fluxo de capital estrangeiro. Isso significa que esse fluxo está mais condicionado a fatores externos que domésticos, fazendo com que os formuladores de política interna não tenham muito controle sobre ele, tornando-o assim mais volátil.

O aumento dessa volatilidade associado a um menor controle desse fluxo pode causar problemas graves nas economias que dependem desse capital. Conforme abordam Garcia e Carvalho (2008), contas de capitais voláteis e consequentes taxas de câmbio voláteis geram um ambiente de instabilidade, que acaba afetando o investimento em capital físico, pois os investidores tem que enfrentar um ambiente de maior incerteza e custos maiores sobre as operações de câmbio. Essa situação afeta diretamente a formação do PIB potencial desses países, com consequências para a estabilidade econômica.

Em vista disso, começou a ser discutida na literatura a introdução de controles de capitais como forma de proteger os países emergentes das possíveis distorções que o

capital financeiro volátil poderia causar em suas economias. O debate sobre esses controles levanta a questão sobre o potencial efeito desses instrumentos, questionando a relação custo benefício dos mesmos. Essas discussões são abordadas na seção seguinte.

2.2 Controles de capitais: fundamentação teórica e evolução

2.2.1 Necessidade de impor restrições financeiras

A adoção de instrumentos de controle para restringir a mobilidade plena do capital financeiro não é uma ideia nova. Logo após 1930, começou a surgir o debate sobre a imposição de controles do capital internacional, em virtude das crises financeiras e cambiais sofridas por muitos países na época.

Posteriormente, já na segunda metade da década de 1970, Tobin (1978) propôs a taxa Tobin, que é um imposto aplicado sobre as transações de divisas internacionais com dois objetivos básicos. O primeiro consiste em fazer com que as taxas de câmbio sejam capazes de refletir mais os fundamentos econômicos de longo prazo do que a especulação e os riscos de curto prazo. O segundo é proteger a autonomia da política monetária dos países receptores desse capital frente a crises no mercado financeiro.

Conforme aborda Swami (2010), o aumento dos fluxos de capitais internacionais reacendeu o interesse pelo imposto de Tobin como forma de desencorajar a moeda especulativa e a volatilidade da taxa de câmbio. Além do mais os controles de capital estão sendo bastante discutidos entre os formuladores de política econômica como forma de proteger as economias domésticas do capital especulativo. Até mesmo o Fundo Monetário Internacional (FMI) concorda com a adoção desses controles, mesmo que temporariamente e sujeito a condições especiais.

Essa necessidade de impor restrições sobre o capital surge, de acordo com Magud et al. (2011), para conter os “quatro medos”. São eles o medo da valorização, do grande volume de entrada do capital financeiro, da perda da autonomia da política monetária e medo do *hot maney*.

Em relação ao primeiro medo ocorre que, com a entrada de capital estrangeiro, aumenta-se a pressão sobre o valor de troca da moeda, fazendo com que os bens produzidos internamente se tornem menos competitivos no mercado internacional. Uma

medida para conter esse processo seria o acúmulo de reservas cambiais, porém com o tempo a acumulação dessas reservas se torna mais difícil devido ao processo de esterilização, o que faz com que os formuladores de política econômica passem a considerar os controles de capital.

O segundo medo diz respeito ao grande fluxo de capital que vem em busca de rendimentos mais elevados, provocando deslocamentos no sistema financeiro. Esses deslocamentos podem alimentar bolhas nos preços dos ativos e aumentar o risco das aplicações financeiras domésticas. Esse mesmo fluxo de capital é o responsável pelo terceiro medo. Grandes entradas de divisas internacionais geram instabilidade nas taxas de câmbio, comprometendo a atuação da política monetária, pois os bancos centrais tem que realizar esterilizações de divisas para tentar ajustar o câmbio.

Já o *hot maney* é o capital volátil, que tem maturação de curto prazo. Saídas ou entradas excessivas desse capital geram instabilidades no sistema financeiro doméstico, principalmente em economias pequenas e em desenvolvimento. A proposta inicial de Tobin (1978) quando sugeriu o imposto de Tobin vinha exatamente da desconfiança em relação ao *hot maney*, de forma que um imposto seria capaz de dissuadir a entrada inicial desse capital e assim prevenir os problemas causados com uma saída repentina.

2.2.2 Formas de controle

Uma das distinções mais comuns para as restrições é entre controles sobre saídas e entradas⁴. Quando a restrição ocorre sobre o fluxo de entrada de capital, o controle permite que taxas de juros mais altas sejam usadas para conter a inflação doméstica. Essa situação foi vivida pela Alemanha entre 1972-74 e pelo Chile nos anos 1990. Em contrapartida, os controles que incidem sobre a saída de capital permitem que se tenha uma taxa de juros mais baixa. Na maioria dos casos, foram usados para evitar uma desvalorização excessiva da moeda doméstica (NELLY, 1999).

Em relação ao tipo de controle a ser adotado, este depende da finalidade a ser alcançada. Os controles distinguem entre o tipo de ativo a ser tributado e a forma de tributação, se via preço (imposto) ou quantidade (quotas). Os chamados controles administrativos (por quantidade) visam conter o volume de transações financeiras,

⁴ Para mais detalhes ver Edwards (1999) e Silva e Resende (2010).

enquanto os controles de mercado (via preço) procuram desencorajar as operações de capital, tornando-as mais onerosas.

A imposição da restrição pode ocorrer através de um imposto que incida sobre o retorno do investimento internacional ou sobre determinado tipo de transação ou através da exigência de uma reserva obrigatória, que funciona como se fosse uma taxa. Este tipo de restrição foi adotado pelo Chile entre 1991 a 1998, que passou a exigir que os investidores estrangeiros deixassem uma determinada fração do capital aplicado em depósito no banco central, sem incidência de juros por um período fixo.

Já as restrições sobre a quantidade de fluxo impõem teto ou necessitam de autorização especial das autoridades locais. Esse tipo controle foi usado pela Coreia do Norte em 1999, quando o governo restringiu os investimentos de longo prazo no país. Também existe a possibilidade de as instituições nacionais regularem a escolha do *portfólio* dos investidores estrangeiros, como ocorreu na Itália e na Coreia do Sul em 1996.

Embora a tendência seja limitar os fluxos de capital de curto prazo por causa da sua volatilidade e maior potencial de desestabilizar a economia, também pode ocorrer à restrição dos fluxos de capital de longo prazo, conforme argumenta Nelly (1999), o que muitas vezes reflete a sensibilidade política à propriedade estrangeira de ativos domésticos. Por exemplo, o artigo 27 da Constituição mexicana impõe limites ao investimento estrangeiro direto no setor de bens e recursos naturais.

A adoção desses controles, seja de forma direta ou indireta, mais intensa ou não, levantou a questão sobre o quanto esses instrumentos de restrição conseguem afetar a economia de um país. Muitos trabalhos na literatura internacional testaram o impacto desses instrumentos de controle sobre o capital especulativo e a taxa de câmbio. A maioria deles se baseou na experiência de países que adotaram por um bom tempo a restrição financeira, entre eles Malásia e Chile.

2.2.3 Trabalhos empíricos

Reinhart e Smith (1998) estudaram as experiências do Chile, Malásia, Colômbia, República Tcheca e Brasil. Os autores avaliaram o comportamento de algumas variáveis, como investimento em portfólio e câmbio real antes e depois das crises financeiras ocorridas na década de 1990. Os resultados mostraram que as restrições

foram capazes de reduzir o volume total de capital, ocorrendo aumento da maturidade dos fluxos durante o período de crise, porém não tiveram efeito sobre a taxa de câmbio real.

Com o intuito de avaliar os efeitos dos controles de capital sobre o volume de capital ingresso, Montiel e Reinhart (1999) montaram um painel com observações anuais sobre o volume e a composição dos fluxos de capital para 15 mercados emergentes durante o período 1990-1996. Os resultados mostraram que, embora os sinais das estimativas tenham sido negativos, os controles de capital não apresentaram efeito estatisticamente significativo sobre a redução do volume global de fluxos. No entanto, os controles conseguiram alterar a composição de fluxos de capital, reduzindo a quota dos fluxos de *portfólio* e aumentando a de IED.

Já Edwards (1999) avaliou a eficiência dos controles sobre saída e entrada de capital. As evidências existentes sugeriram que controles sobre saídas - em particular, controles quantitativos -, são ineficazes. Eles são facilmente contornados pelos investidores, e se tornam característica permanente da estrutura de incentivos do país, o que tem efeitos negativos sobre o mercado financeiro doméstico. Já os controles sobre entrada de capital têm efeitos estabilizadores, porém esse efeito não se mantém no longo prazo.

De Gregorio et al (2000) propuseram avaliar os efeitos do controle chileno sobre o fluxo de capital e a taxa real de câmbio através de uma estrutura (VAR). Os resultados não foram conclusivos em relação ao impacto da restrição financeira sobre o câmbio, os juros e o fluxo total de capital. Contudo, considerando a composição dos fluxos, as reservas compulsórias foram importantes para aumentar a maturidade dos investimentos.

Edison e Reinhart (2001)⁵ avaliaram os efeitos das restrições financeiras usando o método VAR para identificar causalidade e o método GARCH para verificar o impacto sobre a volatilidade. Os resultados mostraram que, no caso da Malásia, houve efeito positivo em relação à manutenção da estabilidade cambial. Porém, considerando o caso do Brasil e da Tailândia, os controles não lograram êxito em conter a valorização do câmbio.

Também através de um modelo GARCH, Edwards e Rigobon (2005) mostraram que, para o caso chileno, um aumento das restrições financeiras consegue provocar uma

⁵ O modelo VAR considerou as variáveis taxa de câmbio, taxa de juros e retorno das ações. O método GARCH foi usado apenas para a taxa de juros e o retorno das ações.

desvalorização cambial e diminuir a vulnerabilidade da taxa de câmbio nominal a fatores externos. Assim, durante a vigência dos controles de capital, a volatilidade do câmbio chileno passou a ser menos sensível a choques exógenos.

Já Forbes (2003), através de uma análise microeconômica para explicar os impactos que os controles de capitais exercem na economia, concluiu que os custos das restrições são elevados. Em um estudo minucioso sobre a experiência do Chile, verificou-se que, para fugir do imposto, muitas empresas passaram a exercer suas atividades no exterior através do *American Depositary Receipts* (ADRs)⁶, o que pode ter causado uma redução no mercado de capitais chileno. A conclusão foi que a adoção do controle aumentou significativamente as restrições financeiras para empresas menores, de capital aberto, embora não tenha ocorrido o mesmo com as grandes empresas.

Em outras palavras, o controle de capital tornou relativamente mais difícil e caro para as empresas menores obterem financiamento para o investimento produtivo. Esta alocação ineficiente de recurso diminuiu a produtividade e o crescimento do país. Além disso, o custo desse controle pode ser particularmente relevante para os mercados emergentes, onde as pequenas empresas são frequentemente importantes fontes de criação de emprego e crescimento econômico.

O trabalho de Matheson (2011) corrobora com os resultados da autora supracitada. A introdução de um imposto sobre as operações financeiras pode provocar uma contração no mercado de capitais, uma vez que o imposto aumenta os custos de transações e reduz o retorno dos ativos. Em consequência, ocorre uma diminuição da liquidez desse mercado, o que diminui as possibilidades de financiamento do país.

Os resultados apresentados acima mostram que a literatura ainda está longe de chegar a um consenso sobre controles de capital. Contudo, as evidências revelam que esses instrumentos têm a capacidade de afetar a composição da conta financeira, ao invés do volume total de capital ingresso. Em relação à taxa de câmbio, os trabalhos empíricos apontam certa influência sobre o câmbio, porém apenas no curto prazo.

Os resultados divergentes apontados pela literatura sobre o impacto dos controles podem estar associados à dificuldade de captar tal efeito. Jonathan et al. (2010) abordam que é difícil mensurar variáveis como grau de abertura financeira ou até mesmo o volume total de capital. Além disso, a adoção desses controles junto com

⁶ Certificado emitido por um banco dos EUA representado uma quantidade específica de ações, que são negociadas em bolsas americanas. As ARDs ajudam a reduzir os custos de transações, representando uma maneira alternativa de comprar ações de empresa estrangeira.

outras medidas restritivas também atrapalha a avaliação isolada do efeito do instrumento de controle.

Magud e Reinhart (2004) salientam ainda que existem dois problemas que dificultam a comparação entre a teoria e os estudos empíricos. São eles a heterogeneidade significativa entre os países e o tempo de vigência dos controles e a carência de uma metodologia comum entre os trabalhos. Além disso, os autores chamam a atenção para o fato de esses estudos estarem focados em duas grandes experiências, o Chile e a Malásia.

Garcia e Carvalho (2008) também abordam um ponto que pode dificultar a avaliação do efeito do controle. A literatura trata controles de capitais sem considerar a capacidade que os investidores internacionais têm para evitar as restrições impostas. Em regra geral, assume-se que a imposição *de jure* do controle ocorre *de fato*, ou seja, assume-se que a prática está de acordo com a lei. Porém, essa não é uma evidência empírica. Instituições financeiras sofisticadas apresentam diversos ativos substitutos, que podem ser usados para contornarem as transações financeiras a fim de evitar parte ou totalidade dos custos incorridos por um controle de capital.

Na subseção seguinte, são apresentados dois casos de países que adotaram controles de capitais bastante comentados na literatura. Tanto aqueles que são pro e contra os instrumentos de restrição citam as experiências do Chile e da Malásia como referência. Dessa forma, esse dois países ganharam uma subseção neste trabalho.

2.3 As experiências do Chile e da Malásia

2.3.1 Chile

De acordo com Le Fort e Budnevich (1997), entre as economias da América Latina, o Chile revelou-se um destino atraente para o capital estrangeiro devido às políticas de liberalização financeira. Ao longo do período 1990-1994, os fluxos desse capital correspondiam em média a 6,2% do Produto Interno Bruto (PIB) chileno. Embora o investimento estrangeiro direto correspondesse ao maior tipo de ingresso na economia chilena, uma parcela significativa de capital estrangeiro entrou na forma de fundos de curto prazo.

Estes fundos correspondiam à compra de títulos e valores mobiliários tais como ações, títulos e instrumentos do mercado monetário. Eram canalizados principalmente por meio de fundos mútuos estrangeiros e por meio de ofertas de ações das empresas chilenas na Bolsa de Nova York através de *American Depository Receipts* (ADRs). Tais investimentos eram tipicamente motivados pela perspectiva de ganhos de curto prazo sobre a taxa de juros de arbitragem. Esses fluxos viriam apenas se a taxa de juros doméstica excedesse a taxa internacional por uma margem suficiente para cobrir a depreciação esperada da moeda do país destinatário e o prêmio de risco. Se essa condição deixa de ser satisfeita, esse capital pode mudar repentinamente para outras aplicações financeiras, o que pode gerar problemas para o gerenciamento macroeconômico interno.

No final dos anos 1980, o Chile passou por essa experiência e, para se precaver de um novo episódio, em 1991, adotou controles para o capital estrangeiro com os objetivos de diminuir o efeito especulativo do capital de curto prazo, assegurar a estabilidade econômica e garantir o crescimento via exportações.

Quatro instrumentos básicos foram utilizados para neutralizar os efeitos negativos que o fluxo de capital de curto prazo poderia ter sobre os objetivos de crescimento do Chile impulsionado pelas exportações. Estes instrumentos foram: (a) a exigência de reservas compulsórias a entrada de capitais, (b) uma política de taxa de câmbio com base na “flutuação suja”⁷, (c) operações de mercado aberto para esterilizar os efeitos monetários da taxa de câmbio e (d) a supervisão prudente dos mercados financeiros. Estas medidas conseguiram moderar a valorização da taxa de câmbio causada pela entrada de novos capitais.

Entre as medidas citadas acima, a de maior impacto foram as Reservas Compulsórias não Remuneradas, (*Unremunerated Reserve Requirements-URR_s*). Esse sistema compulsório fazia discriminação entre os tipos de fluxos (IED, empréstimos, investimento em carteira), aplicando taxas diferenciadas para cada tipo. O sistema continha um viés a favor do IED, impondo apenas uma restrição de estadia mínima no país. Essa restrição era relativa ao valor do principal do investimento, não sendo aplicada ao lucro, salvo nos casos de investimentos realizados através de conversão da dívida.

⁷ O regime de câmbio é flutuante, porém o Banco Central intervém quando achar necessário.

Já para o capital de curto prazo, exigia-se uma reserva mínima sem remuneração de 20% do investimento, que ficaria depositada no Banco Central por período mínimo de 90 dias e máximo de um ano, de acordo com o tempo de permanência do capital no país⁸. A retenção desses recursos por meio das reservas não remuneradas correspondia à aplicação de um imposto implícito, com valor igual ao da remuneração que deixava de ser recebida (BALDINI JÚNIOR, 2001).

Em junho de 1991, foi permitida uma alternativa a reserva para os capitais de médio prazo. Em vez de manter parte dos recursos com o Banco Central, seria possível pagar um montante equivalente ao custo financeiro da reserva. Este custo era calculado com base na Taxa de Londres *Inter-Bank Offered* (LIBOR) acrescida de um *spread* específico à quantidade da reserva mínima. A margem acima da LIBOR foi fixada em 2,5%.

Conforme avaliam Le Fort e Budnevich (1997), tanto a exigência da reserva, quanto os pagamentos do custo financeiro apresentavam um custo marginal zero para os investimentos que excedessem um ano, onerando apenas o capital de curto prazo.

Durante o período em que vigorou a restrição (1991-1998), o Chile viveu um momento de crescimento e forte desempenho econômico, chegando a atingir a taxa anual de 8% do crescimento do PIB, a maior entre os países da América Latina. No entanto, como ressalta Forbes (2003), não é prudente associar a causa do vigoroso crescimento do Chile à imposição de controles, pois foi nesta época também que o país adotou uma série de políticas econômicas para impulsionar o crescimento, como fortalecimento do sistema bancário, a liberalização do comércio, apoio a privatização e aumento da flexibilidade da taxa de câmbio, mantendo a inflação baixa e execução da política fiscal sensata. Para a autora, essas medidas são muito mais relevantes para explicar o desempenho chileno do que a restrição de capitais por si só.

Forbes (2003) também enfatiza que não há evidências de que a adoção dos controles tenha conseguido atingir o objetivo primordial para o qual foram criados, que era evitar a apreciação do peso chileno a fim de manter as exportações competitivas. Também afirma que não se pode concluir que os controles contribuíram para reduzir a vulnerabilidade externa do país, protegendo-o das crises do México, Argentina, Rússia e Brasil.

⁸ Os prazos estabelecidos eram: 90 dias para os créditos de até 90 dias; iguais ao prazo da operação para os créditos de 90 dias a um ano; um ano para os créditos superiores a um ano.

De acordo com Baldini Júnior (2001), seguindo a crise asiática, em 1998, o prêmio de risco país do Chile aumentou, elevando o custo das aplicações do capital estrangeiro. Para impedir que o ingresso desses recursos perdesse toda a atratividade, o governo chileno diminuiu o percentual das reservas compulsórias, que passaram para 10% em junho.

Para o caso chileno, embora haja alguma variação nos resultados, a maioria dos estudos concluiu que os controles de capital mudaram a composição do fluxo de capital para um prazo mais longo e proporcionaram um pequeno aumento na flexibilidade da política monetária. Porém, apresentaram um efeito mínimo sobre as outras variáveis, tais como o volume total de entradas de capital e taxa de câmbio (FORBES, 2006).

Em relação ao câmbio, entre 1991 a 1997, houve uma apreciação de 4%, revelando que o efeito dos controles sobre essa variável foi pequeno. No entanto, não se pode desconsiderar que eles tenham influenciado na redução da volatilidade do câmbio. Diversos estudos também apontaram que os controles foram responsáveis pela manutenção de taxas de juros domésticas mais elevadas e obtiveram relativo sucesso em direcionar o ingresso de capitais para as aplicações de médio e longo prazo, diminuindo a volatilidade da conta financeira (BALDINI JÚNIOR, 2001).

Edwards e Rigobon (2005) argumentam que no caso chileno, a adoção de controles de capitais junto com bandas cambiais dificultou a separação do efeito de cada um sobre as variáveis macroeconômicas, o que pode ter comprometido a avaliação do verdadeiro impacto das restrições.

Para Forbes (2006), a conclusão que se pode tirar do caso chileno é que houve pequenos benefícios econômicos, mas com custos significativos. Esses custos advêm da dificuldade que as pequenas e médias empresas tiveram para obter financiamento durante o período em que os controles de capitais vigoraram, o que acabou gerando falência de muitas firmas⁹.

2.3.2 Malásia

⁹ Forbes (2006) argumenta que as empresas de grande porte procuraram formas alternativas de financiamento para evitar o imposto, como a emissão de ADRs, as quais são pouco acessíveis às pequenas empresas. Há evidências de que os controles mudaram o fluxo de capital para prazos mais longos. Como as empresas menores têm mais dificuldade para captar empréstimo de longo prazo, esse aumento no prazo de maturidade do capital acabou comprometendo o financiamento dessas firmas. Os bancos podem ser menos flexíveis sob o imposto, o que pode acarretar aumentos nos custos de empréstimos, dificultando a captação de recursos das pequenas e médias empresas.

O caso da Malásia relata a experiência do país com dois tipos de controles, primeiro sobre entradas de capital e posteriormente sobre saída. Os controles sobre entrada foram adotados durante um momento de *boom* financeiro, enquanto que as restrições sobre saída foram impostas após o país ser afetado pela crise asiática.

Entre 1991 e 1993, a Malásia recebeu volumosos fluxos de capital estrangeiro, tanto de maturação de longo prazo como de curto prazo. As entradas líquidas do capital de longo prazo, que em 1991 correspondiam a 5,7 % do PIB do país, passaram para 8,2 % em 1993, enquanto que para o capital financeiro, esses valores foram de 1,2% e 8,9% para o mesmo período (ARIYOSHI et al., 2000).

Os fluxos de longo prazo que chegavam ao país vinham atraídos pelas condições econômicas internas, enquanto que o capital de curto prazo era impulsionado pelo diferencial de taxa de juros relativamente alta em favor da Malásia e pela expectativa de valorização cambial em um contexto de política econômica estável.

O grande volume de capital financeiro que chegou a Malásia neste período, colocou os formuladores de política econômica no *trade-off* entre aumentar a taxa de juros para conter inflação ou diminuir para afastar o capital de curto prazo, por causa do seu caráter especulativo e volátil com potencial para gerar crises financeiras.

A prioridade do governo foi controlar a entrada do capital financeiro. Para isso optou-se por uma combinação de política monetária e controle cambial. No entanto, as operações de mercado aberto para esterilizar o excesso de divisas se mostraram ineficientes e acabaram por elevar a taxa de juros, atraindo o capital estrangeiro.

Diante dessa situação, em 1994, a Malásia adotou medidas de controle direto sobre a entrada de capital. Tais medidas foram: a) os residentes ficaram proibidos de vender títulos mobiliários com menos de um ano de maturidade a não residentes; b) imposição de limites para empréstimos estrangeiros e investimentos em carteira, c) os fundos em moeda doméstica das instituições bancárias estrangeiras ficaram submetidos ao banco central. Essas medidas foram complementadas com alguma flexibilização da política de juros e redução das operações de esterilização, acompanhadas de certa regulamentação para resolver a situação de liquidez.

Conforme abordam Ariyoshi et al. (2000), a experiência da Malásia com controles mostra a complexidade da gestão macroeconômica integrada ao mercado financeiro. De certa maneira, os controles conseguiram alterar a composição do fluxo de capital para aplicações de longo prazo, porém logo no início da adoção das restrições, a

reação do mercado financeiro foi imediata, com correção e desvalorização do mercado de ações.

As evidências para o caso da Malásia mostraram que a confiança dos investidores no país enfraqueceu após a adoção desses controles. O custo dos financiamentos estrangeiros aumentou e a aplicação rigorosa dos controles elevou os custos administrativos para empresas, bancos comerciais e governo. As autoridades consideraram que os controles já tinham atingido o seu objetivo e, ao final de 1994, a maioria deles havia sido suspensa.

No entanto, em setembro de 1998, a Malásia foi afetada pela crise asiática, que provocou uma saída brusca de capital do país. Esse movimento fez com que a moeda doméstica- o *ringgit*- sofresse forte desvalorização, passando de 2,5 para 4,2 por dólar já logo no primeiro momento da crise.

De acordo com Kaplan e Rodrik (2001), a Malásia possuía uma característica peculiar que agravava o efeito da crise financeira. A moeda malaia tinha um forte mercado *offshore* (fora da fronteira), especialmente em Cingapura. Isso implicava que os bancos estrangeiros podiam receber o *ringgit* e convertê-lo em moeda estrangeira, ou seja, o mercado *offshore* contribuía com as saídas de capital e, através desse mecanismo, exercia influência sobre a taxa de câmbio do país.

Novamente, para tentar se proteger de crises financeiras internacionais, o governo adotou restrições ao capital de curto prazo, porém dessa vez o controle foi sobre a saída desse capital. Os principais objetivos das restrições eram conter a pressão sobre a desvalorização cambial e conter as operações no mercado *offshore*, de forma a reduzir a oferta de moeda doméstica para aqueles que especulavam sobre o valor do *ringgit*.

As restrições impostas foram: a) bloqueio de repatriação do capital de portfólio retido pelos não residentes por 12 meses; b) restrição de transferência de capital por parte dos residentes; c) necessidade de aprovação de conversão de moeda doméstica depositada em bancos malaios no exterior em moeda estrangeira para não residentes e d) proibição de negociação de ações de empresas malaias em Cingapura. Neste mesmo período, as autoridades atrelaram a moeda doméstica ao dólar americano e relaxaram as políticas fiscal e monetária com o intuito de apoiar a atividade econômica e acelerar as reformas do setor financeiro e empresarial.

Na visão de Paula et al. (2004), as medidas adotadas acima obtiveram sucesso em diminuir as saídas de capital, contribuindo para conter as pressões especulativas e

estabilizar a taxa de câmbio. Além disso, deram tempo para que as autoridades enfrentassem a crise externa enquanto faziam a reforma do setor financeiro doméstico.

Kaplan e Rodrik (2001) compararam a experiência da Malásia após a adoção de controles com as experiências de países como Coreia e Tailândia, que recorreram ao FMI. Os autores concluem que a Malásia obteve melhores resultados tanto do lado real da economia como do lado financeiro. A recuperação econômica com os controles foi mais rápida e a perda em termos de emprego e salários reais foi menor.

No entanto, há divergência na literatura sobre os resultados da política de controles na Malásia. Para Dornbusch (2001), a experiência da Malásia não mostrou impactos significativos nas variáveis macroeconômicas. O processo de recuperação econômica vivenciado pelo país poderia estar associado à queda da taxa de juros dos países vizinhos no pós-crise e ao corte da taxa básica de juros americana, que proporcionou um ambiente mais estável. O autor também enfatiza que a adoção de controles contribuiu para manter a política interna do governo de subsídios às empresas favorecidas¹⁰.

A seção seguinte aborda a experiência do Brasil com controles de capitais, bem como os trabalhos empíricos sobre o impacto dessas restrições.

¹⁰Consultar Johnson e Mitton (2001). Segundo os autores, existem evidências de que durante a crise financeira asiática o valor dos subsídios concedidos às empresas politicamente favorecidas na Malásia diminuiu consideravelmente e, após a introdução dos controles, ocorreu o movimento inverso, com o valor dos subsídios aumentando significativamente.

3 FLUXO DE CAPITAL E INSTRUMENTOS DE CONTROLE NO BRASIL

3.1 Conta financeira e participação do IEC

De acordo com Goldfajn e Minella (2005), a conta financeira brasileira pode ser dividida em três períodos distintos, 1970-82; 1983-91 e de 1992 até o presente.

Entre 1970-1982, num contexto de liquidez financeira internacional, o Brasil recebeu volume significativo de capitais externos. Grande parte desse capital era empréstimos, os quais representavam 74,6% do saldo da conta financeira. Em contra partida, o capital de curto prazo, representado pelo investimento estrangeiro em carteira, correspondia a 5,4% apenas do saldo total.

O período de 1983-1991 foi marcado pela crise da dívida externa, culminando com a escassez do fluxo de capital estrangeiro. Entre 1983 e 1984, o país ainda recebeu fluxos de empréstimo, mas sob a renegociação da dívida. Na verdade, o saldo do fluxo de capital permaneceu negativo por uma década (1985-1994). O investimento em carteira, que tinha participação pouco expressiva, mas positiva, ficou negativo no período. O investimento direto também teve queda, passando de 0,6% do PIB para 0,2%.

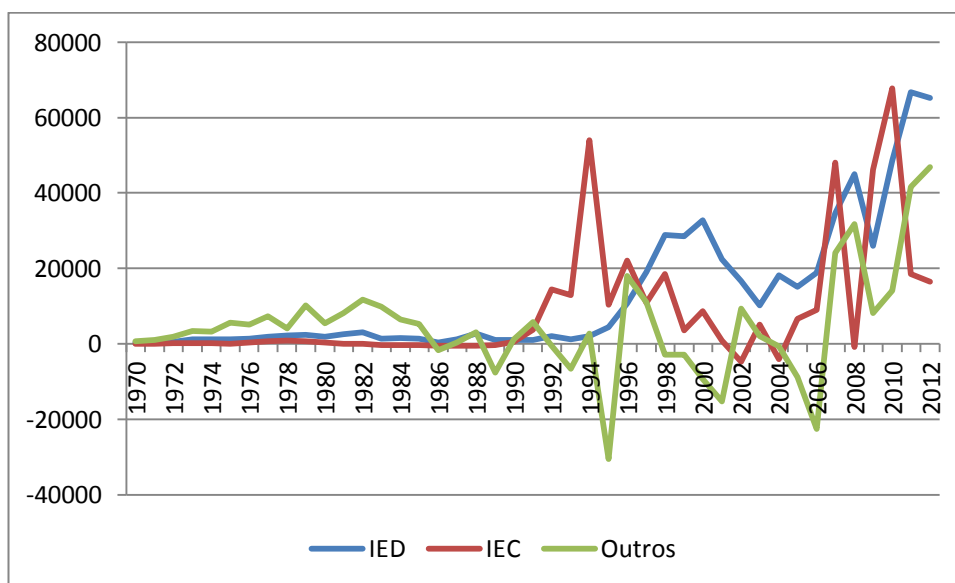
A partir de 1992, a situação financeira do Brasil começou a mudar. A reintegração do mercado financeiro internacional fez com que os fluxos de capitais voltassem para o país. Desta vez, o capital de destaque foi o investimento estrangeiro em carteira, que atingiu a média de 2,3% do PIB. A abertura financeira ocorrida na época e o rendimento elevado dos títulos nacionais em relação aos estrangeiros foram fatores que contribuíram para atrair esse capital, que apresentou fluxos de entrada intensos, exceto durante o período das crises asiáticas e russa.

Como mostram Hennings e Mesquita (2008), os ingressos líquidos do investimento estrangeiro em carteira, no período 1995-1998, foram direcionados principalmente para títulos públicos, a uma média anual de US\$ 11,2 bilhões, enquanto os investimentos em ações chegaram a um fluxo anual de US\$ 4,3 bilhões. A incerteza gerada após a crise cambial no início de 1999, bem como a crise de energia doméstica em 2001 e as eleições em 2002, fortemente impactaram esses fluxos, que reduziram para US\$ 2,1 bilhões.

Com relação ao investimento estrangeiro direto, este também obteve participação importante. A expansão desse capital foi estimulada por fatores como a melhoria das condições macroeconômicas domésticas que ocorreram com o Plano Real, a suspensão das restrições a investimentos estrangeiros em alguns setores, e a onda de privatizações. O aumento do volume de IED permitiu que o padrão de financiamento externo passasse de fluxos de dívida para investimento direto.

O gráfico a seguir ilustra os movimentos de capitais discutidos acima. De 1970 até o início da década de 1990, a principal fonte de capital externo no país foram os empréstimos, (representados pela série outros investimentos no gráfico). A partir de 1992, o investimento em carteira ganhou destaque no cenário nacional, superando o IED até meados de 1997. Entre 1998 e 2001, crises internacionais diminuíram o fluxo desse capital. A recuperação ocorreu em 2004, sendo novamente interrompida em 2008 pela crise financeira americana. Contudo, já a partir de 2009, houve recuperação, com o IEC mais uma vez superando o IED.

Gráfico 1: Fluxos de capitais (US\$ milhões)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central.

Nota: Frequência anual de 1970 a 2012.

3.1.1 Abertura financeira e adoção de restrições

Foi na década de 1990 que o Brasil passou por um processo de abertura financeira e comercial mais intenso. Já em 1987, as entradas de carteira foram autorizadas através do investimento estrangeiro em empresas, fundos, ações e carteiras de obrigações (sob os Anexos I a III da Resolução nº 1289/87). Em 1991, houve a liberalização do mercado de valores mobiliários para os investidores estrangeiros (sob o Anexo IV da Resolução 1832\91).

Outras medidas importantes também foram adotadas, tais como: a) redução do imposto sobre remessas de lucros e dividendos ao exterior; (b) autorização para a conversão de instrumentos de dívida externa do setor público federal, títulos e depósitos denominados em moeda estrangeira para uso no Programa Nacional de Desestatização, (c) autorização para os investidores estrangeiros representados por fundos, sociedades de investimentos e os investidores institucionais para operar nas opções de mercados futuros de títulos, câmbio e taxas de juros, e (d) autorização para a emissão de *debêntures* conversíveis no exterior e de certificados de depósito representando valores mobiliários brasileiros, tais como o *American Depositary Receipts* (ADRs).

Esse conjunto de medidas permitiu que o Brasil experimentasse um período de fluxos intensos do capital estrangeiro, gerando saldos positivos na conta financeira. Durante muito tempo, esse saldo foi importante para a manutenção da política econômica vigente no país.¹¹

No entanto, de 1993 a 1996, os fluxos de capital atingiram níveis que levaram as autoridades monetárias a adotar medidas restritivas, algumas das quais foram temporariamente relaxadas após a crise mexicana. A vasta liquidez nos mercados internacionais, a conta financeira mais aberta, e o diferencial de juros a favor do Brasil levaram a um aumento do volume de capital que pressionou a taxa de câmbio e o mercado monetário.

As medidas restritivas também foram motivadas por preocupações sobre a quantidade de operações de esterilização, com o seu custo fiscal associado a uma maior dívida mobiliária. As restrições envolviam medidas quantitativas baseadas no preço, que constantemente evoluíram à medida que os participantes do mercado encontravam maneiras de contorná-las, como mostrado por Garcia e Valpassos(2000) e Garcia e Carvalho (2008).

¹¹ Consultar Herman, (2004).

Neste período, as alterações regulamentadas que visavam desencorajar fluxos de capital incluíam (a) um aumento no imposto sobre operações financeiras sobre os fluxos de capitais, em particular para os fluxos de curto prazo, (b) aumento dos requisitos mínimos de vencimento para entrada de capitais, e (c) outras restrições quantitativas em vários investimentos de carteira. Por exemplo, ficou proibido o investimento estrangeiro em títulos de renda fixa e *debêntures*¹².

A ideia subjacente à adoção de controles era manter um diferencial de taxa de juro adequado, enquanto minimizavam-se as pressões cambiais e os custos de esterilização. Como o Banco Central do Brasil observou em seu Relatório Anual de 1994, era necessário manter a taxa de juros em níveis elevados para controlar a demanda agregada interna.

A impossibilidade de uma redução no diferencial da taxa de juros, que naturalmente desencorajaria as entradas do capital estrangeiro, resultou em medidas de restrição que tornassem possível atenuar o impacto da política monetária no setor externo sem interromper o processo de integração com os mercados financeiros internacionais. Além de limitar o volume de entradas de capital por causa da arbitragem da taxa de juros, as medidas também visavam à modificação da composição dos fluxos de capital, diminuindo o investimento estrangeiro em renda fixa e ações e em direção às entradas em longo prazo.

Por outro lado, as medidas destinadas a facilitar as saídas de capital, como a permissão para pré-pagamento de empréstimos estrangeiros e financiamento à importação, foram aprovadas. Novos canais de investimento brasileiro no exterior foram estabelecidos, como o *Brazilian Depositary Receipts* regulamento (BDRs), que permitiram aos residentes a compra de títulos de empresas estrangeiras no Brasil, e a criação de fundos de investimentos estrangeiros, o que facilita a compra de títulos da dívida por residentes nos mercados internacionais.

A adoção das medidas que facilitassem a saída do capital deixavam claro que o objetivo da restrição foi reduzir as entradas líquidas de capital sem afetar a tendência para uma maior integração com os mercados financeiros internacionais. Na verdade, as medidas restritivas não pretendiam inverter a tendência de liberalização, mas representaram um ciclo de restrições em torno dessa tendência.

¹² Títulos emitidos pelas instituições não financeiras em que é assegurado ao titular um direito de crédito contra a empresa emissora.

A partir de 1997, os controles de capital sobre os fluxos estrangeiros foram relaxados com a eclosão das crises asiática e russa, e mais tarde, com a crise cambial brasileira. As medidas estabelecidas entre 1997 e 1999 consistiam na redução e na posterior eliminação do prazo mínimo de maturidade para empréstimos externos, do imposto sobre operações financeiras sobre os fluxos de capitais e das restrições de investimentos estrangeiros.

Para Garcia e Valpassos (2000), neste período, as restrições ao capital internacional foram usadas como medidas prudenciais. A elevada taxa de juros usada para conter a inflação foi combinada com os controles de capital para poder sustentar a ancora cambial até que ajustes fiscais ou outras medidas pudessem ser adotados, de forma que os controles seriam posteriormente relaxados.

A adoção de controles em momentos de fortes fluxos de capital e o posterior relaxamento quando a situação financeira se estabiliza, ou há indícios de saídas bruscas, é o que Cardoso e Goldfajn (1998) caracterizam como controles endógenos. Isso implica que a Autoridade Monetária reage ao fluxo financeiro internacional impondo ou retirando controles de acordo com a liquidez do mercado. O Brasil se enquadra nesse caso, pois a literatura sobre controle brasileiro aponta que o país tende a adotar controles mais fortes em períodos de crescentes entradas, e os restringir em casos de crises (como durante as crises asiática e mexicana).

Desde o início de 2000, o sistema financeiro brasileiro foi sendo liberalizado significativamente, atingindo quase a liberalização total em 2006. Os controles sobre os investimentos de não residentes foram relaxados entre 2000 e 2001, permitindo que as operações de derivativos e a compra de ações e títulos fossem realizadas livremente por investidores estrangeiros no mercado brasileiro. Em dezembro de 2005, o governo zerou a alíquota do IOF sobre operações cambiais.

Contudo, preocupações sobre os efeitos potenciais de entradas maciças de capital sobre a competitividade externa levaram à reintrodução de controles de capitais na forma de um imposto em 2008. Depois de uma série de intervenções cambiais, impostos sobre as transações de capital foram reintroduzidos em março de 2008, à taxa de 1,5 % sobre os investimentos em renda fixa. Fundos relativos a ações e derivativos de ações permaneceram isentos de impostos. Em maio, o imposto foi estendido para cobertura de operações de derivativos cambiais a fim de evitar evasão da arrecadação. (BABA e KOKENYNE, 2011).

No ano seguinte, novamente um imposto de 2 % sobre os fluxos de renda fixa foi reintroduzido em outubro de 2009, quando as estradas de capital sinalizavam ascensão. Neste momento, de acordo com o pronunciamento do ministro da fazenda, Guido Mantega¹³, havia um excesso de dólares no país, concentrados nos investimentos de curto prazo - bolsa de valores a títulos do governo. Esse excesso de moeda americana estava contribuindo para a valorização cambial, prejudicando o setor exportador do país.

Conforme abordam Garcia e Chamon (2013), neste momento, ficou clara a preocupação do governo brasileiro com o câmbio, que aumentou a alíquota do IOF com o objetivo de promover a depreciação do real. Logo em 21 de outubro de 2009 (um dia após o primeiro controle do ano ter sido anunciado), o ministro da fazenda, anunciou que a intenção era evitar uma valorização excessiva do real e que o governo não descartaria outras medidas adicionais sobre o câmbio.

Posteriormente, ocorreu um aumento para 6% (em outubro de 2010), que foi recuado para 2% em janeiro de 2011. Ainda no ano de 2011, o imposto sobre as entradas de capital variou entre 0 a 1 % no mês de dezembro. Esta foi a primeira medida relaxando as restrições anteriormente impostas. Mas, entre fevereiro e março de 2012, restrições adicionais foram colocadas em prática, tais como a limitação da antecipação de pagamentos aos exportadores e a extensão do imposto sobre empréstimos estrangeiros para créditos com prazos de até 3 anos, e em seguida, até 5 anos.

A partir do segundo semestre de 2012, os fluxos de capital para o Brasil começaram a diminuir. Além disso, o real estava depreciando muito mais do que outras moedas, levando a preocupações inflacionárias, especialmente após a grande redução da taxa básica de juros pelo Banco Central do Brasil. Diante desse quadro, no final de 2012, um movimento para retirar alguns dos controles de capital começou a ser executado. O Banco Central passou a oferecer dólares por meio de operações compromissadas (que tem um efeito semelhante à esterilização das vendas de câmbio), de modo a gerir a taxa de câmbio (que tem pairado em torno de uma faixa relativamente estreita acima de 2 reais por dólar desde meados de 2012). O imposto sobre empréstimo estrangeiros foi limitado a créditos com prazos de até dois anos em junho de 2012, e, eventualmente, limitado a empréstimos com prazos de até um ano, em dezembro de 2012.

¹³ Ver http://www.bbc.co.uk/portuguese/noticias/2009/10/091021_mantega_cambio_dt.shtml

De acordo com Garcia e Chamon (2013), o Brasil tem sido um dos países líderes no esforço para controlar as entradas de capital e um dos mais ativos contra a política monetária expansionista em economias desenvolvidas que empurram o capital para os mercados emergentes. Foi o primeiro a procurar limitar as entradas durante o pós-crise, adotando impostos sobre fluxos de *portfólio* em outubro de 2009. Ao longo dos dois anos seguintes, o Brasil adotou uma série de outras medidas para desencorajar esses fluxos.

Ainda de acordo com os autores supracitados, a experiência brasileira recente proporciona um contexto ideal para estudar os efeitos de controles de capital e restrições. Primeiro, porque o mercado financeiro do Brasil é o mais sofisticado entre os mercados emergentes; segundo, o Brasil é um país em que grau de *default*¹⁴ é considerado mínimo, o que não era o caso de estudos anteriores sobre controles de capital no Brasil (ou a maioria dos outros mercados emergentes). As medidas adotadas foram transparentes e baseadas no mercado, o que facilita a análise. Por último, mas não menos importante, o Brasil é um caso interessante para estudo uma vez que nenhum outro país com um nível semelhante de abertura já experimentou tão ativamente o uso de controles no mercado de capitais, o que coloca o país em uma categoria de destaque.

A subseção seguinte descreve o Imposto sobre Operações de Crédito, Câmbio e Seguros – IOF, principal instrumento de controle de capital adotado no país.

3.2 O Imposto sobre Operações Financeiras –IOF

A partir de 1993, controles sobre entrada de capitais foram decretados. Ao contrário dos controles adotados no Chile ou na Colômbia, que assumiram a forma de reservas mínimas não remuneradas, os controles de capitais no Brasil tomaram a forma de um imposto sobre as transações financeiras.

De acordo com Garcia e Chamon (2013), a maioria dos países tende a usar exigências de reservas não remuneradas em vez de impostos para desencorajar fluxos porque este último exige tipicamente aprovação do Congresso. O caso do Brasil é único, porque o imposto sobre entrada de capitais já existia, e o Ministério da Fazenda pode mudar a sua taxa (incluindo defini-lo para zero), sem a aprovação do Congresso.

¹⁴ Incapacidade de pagar um empréstimo, dívida ou qualquer outra operação.

A Lei 5.143 de 20 de outubro de 1966 instituiu o imposto sobre operações financeiras. Inicialmente, conforme disposto no Artigo 1º, o imposto incidia apenas sobre operações de crédito e de seguro realizadas por instituições financeiras e seguradoras. Posteriormente, decretos e regulamentos foram expedidos para modificar a composição do IOF.

O Decreto-Lei nº 1.783 de 18 de abril de 1980, determinou que empréstimos de qualquer modalidade, aberturas de crédito e descontos de títulos; seguros de vida, de bens e de valores; operações de câmbio e sobre operações relativas a títulos e valores imobiliários deveriam ser tributados pelo o IOF.

Em 1994, a Lei 8.894 de 21 de junho instituiu o Imposto sobre Operações de Crédito, Câmbio e Seguros ou relativas a Títulos e Valores Mobiliários como é conhecido hoje. O Artigo 1º estabelece que a alíquota máxima do IOF seja de 1,5% ao dia sobre o valor das operações de crédito e relativo a títulos e valores mobiliários. O Parágrafo 1º do mesmo artigo determina que, no caso de operações envolvendo contratos de derivativos, a alíquota máxima chega a 25% sobre o valor da operação. De acordo com o Parágrafo 2º, estabelecidas as alíquotas máximas, pode o Poder Executivo alterar o valor destas tendo em vista os objetivos das políticas monetárias e fiscal.

Em 2007, foi promulgado o Decreto 6.306 de 14 de dezembro, que regulamentou o IOF. O Artigo 5º determina as operações a serem tributadas. Pela lei, o IOF deve incidir sobre as operações de crédito¹⁵, as operações de câmbio, operações de seguro realizadas por seguradora, operações relativas a títulos ou valores mobiliários e operações com ouro, ativo financeiro, ou instrumento cambial.

Para cada tipo de operação, a Lei estabelece o fator gerador, a base de cálculo da alíquota, os contribuintes e os responsáveis e aqueles que ficam isentos. O Capítulo IV do Título II e do Título III do decreto supracitado determina que estão isentas do imposto as operações de crédito realizadas para fins habitacionais, com recursos dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte (FNO), do Nordeste (FNE) e do Centro-Oeste (FCO), ou em que o tomador de crédito seja a entidade binacional Itaipu. Ficam isentas ainda as operações de câmbio realizadas para pagamento de bens

¹⁵ O decreto 6.306\07 define operações de crédito como empréstimos de qualquer modalidade, alienação para empresa de *factoring* e mútuo de recursos financeiros entre pessoas jurídicas ou entre pessoas jurídica e física.

importados e as que os compradores ou vendedores da moeda estrangeira sejam missões diplomáticas e repartições consulares de carreira.

Além disso, a alíquota do IOF fica reduzida a zero nas seguintes operações de câmbio: efetuadas pela União, Estados, Municípios e Distrito Federal, suas fundações e autarquias; nas operações de câmbio relativas ao ingresso de receitas de exportação de bens e serviços; nas operações de câmbio de natureza interbancária entre instituições integrantes do Sistema Financeiro Nacional autorizadas a operar no mercado de câmbio e entre estas e instituições financeiras no exterior.

De acordo com Silva e Resende (2010), essas isenções contribuem para direcionar toda a incidência do IOF sobre a conta financeira brasileira, em especial aos investimentos de *portfólio*, que são considerados os mais voláteis.

Conforme salienta Munhoz (2011), a partir da Lei 8.894, as principais mudanças ocorridas no IOF foram em relação ao valor do imposto e não sobre composição ou incidência. As mudanças na alíquota refletem a necessidade da política econômica vigente, com tendência de aumentar as restrições em momentos de *booms* e relaxá-las em situações de crise.

A subseção seguinte apresenta os principais resultados encontrados pelos pesquisadores que analisaram os efeitos do IOF como instrumento de controle financeiro.

3.3 Evidências empíricas para o impacto dos controles no Brasil

Muitos trabalhos têm avaliado o efeito do IOF como instrumento de controle do capital internacional. A maioria deles procura testar a capacidade do imposto de afetar a composição da conta financeira, diminuindo os fluxos de curto prazo a favor dos de longo prazo; capacidade de conter pressões especulativas sobre a taxa de câmbio e a capacidade de diminuir a vulnerabilidade externa dos países emergentes.

Cardoso e Goldfajn (1998) construíram um índice de controle de capital para o período de 1988 a 1995 e avaliaram o seu impacto sobre o fluxo de capital. Esse índice estava baseado nas mudanças na legislação sobre entradas ou saídas de capitais. Quando a mudança era a favor da restrição, recebia valor 1 e -1 no caso de ser contra restrições.

Os resultados do modelo VAR mostraram que os fluxos de capital foram negativamente relacionados com a introdução do controle, porém apenas para os

primeiros 6 meses, pois esse efeito desaparece no longo prazo. De maneira similar, os controles reagiram imediatamente (de 2 a 4 meses) a choques nos fluxos de capital, comprovado a endogeneidade.

Com base na metodologia dos autores supracitados, Terra e Soihet (2006) aplicaram o mesmo índice de controle para o período entre 1990 a 2000. A inovação do modelo estava na discriminação dos fluxos de capital. Primeiro, estimou-se a regressão usando os fluxos de médio e longo prazo; depois se consideraram os fluxos de curto prazo e por fim, o fluxo total. Os resultados mostraram que as restrições à entrada tiveram impacto direto e negativo sobre os fluxos total e os de médio e longo prazo entre 1995 e 1998. Já em 1990 a 2000, o impacto ocorreu apenas para o fluxo total. Os controles de saída não foram significativos em nenhum período.

Também utilizando um índice de controle de capital com base na metodologia de Cardoso e Goldfajn (1998), Andrade (2007)¹⁶ e Gomes (2009)¹⁷, avaliaram o efeito da restrição financeira sobre a volatilidade da taxa de câmbio nominal através de um modelo GARCH. Os resultados mostraram que a restrição foi capaz de reduzir a volatilidade cambial para o período de 1995 a 2005.

Já Munhoz (2011), usando a função impulso resposta e a decomposição da variância, avaliou a capacidade do IOF em conter o ingresso dos investimentos em carteira para o período de 1995 a 2010. Os resultados mostraram que esse fluxo de capital é pouco sensível às mudanças no imposto, sendo mais influenciado por alterações na taxa de câmbio e no risco país.

Através de uma metodologia semelhante a da autora supracitada, Silva e Resende (2010) testaram as hipóteses de endogenidade e de eficiência do IOF aplicado sobre entradas e saídas de capitais de curto prazo para o período de 1995 a 1999. Os resultados comprovaram a endogenidade e rejeitaram a hipótese de ineficiência para os controles de entrada de capitais. Contudo, os controles não foram suficientes para eliminar os impactos do fluxo de capital sobre a taxa de juros doméstica. Os autores apontam que a mudança no fluxo de capital devido a uma variação na taxa de juros está ligada ao comportamento de manada, o que evidencia que os controles não são capazes de guiar as expectativas de curto prazo.

Os resultados da decomposição da variância mostraram que os principais determinantes do fluxo de capitais no Brasil para o período analisado foram o próprio

¹⁶ Andrade (2007) também faz uma distinção entre controles de jure e controles de fato.

¹⁷ Gomes (2009) avalia o período de 1994 a 2005.

volume dos capitais de curto prazo, a taxa básica de juros e, em menor escala, o IOF aplicado sobre operações financeiras na entrada. Os controles de capitais aplicados sobre a saída apresentaram efeitos desprezíveis.

Os resultados apresentados acima revelam que o fluxo de capital é mais influenciado por variáveis que representam as condições econômicas domésticas do que com o próprio imposto. Estas conclusões são condizentes com os resultados encontrados por Goldfajn e Minella (2005).

Os autores analisaram o impacto que o fluxo de capital exerceu sobre as variáveis macroeconômicas entre 1995 e 2004. Através no modelo VAR estrutural, (SVAR), concluíram que um aumento no prêmio de risco país gera uma resposta positiva nas taxas de juros e de câmbio e uma redução nos fluxos de capital (medida pelo saldo da conta de capital privado). Embora com algum atraso, após esse impacto a produção cai. O papel desempenhado pelo EMBI e a taxa de juros doméstica é evidente. Nas regressões das variáveis que representavam os fluxos de capital privado, o EMBI apresentou significativamente sinal negativo, enquanto que a taxa de juros doméstica obteve sinal positivo, exceto no caso de investimento direto.

Os trabalhos de Garcia e Valpassos (2000), e Garcia e Carvalho (2008) analisaram a eficiência do IOF em conter o capital especulativo através de uma comparação entre os ativos negociados no Brasil e seus respectivos ADRs (mesma ação cotada em dólar e negociada nos EUA). Os resultados mostraram que o imposto causava distorção no preço dos ativos. Em relação ao fluxo de capital, houve evidências de que o IOF conseguiu alterar a composição da conta financeira, mas não o volume total de entrada de capital externo. Os autores supracitados chamam a atenção para o fato de esses resultados estarem indicando que os investidores internacionais conseguem disfarçar os fluxos taxados (de curto prazo) como fluxos isentos (investimento direto).

No que diz respeito à capacidade do IOF em conter a valorização da taxa de câmbio, Garcia e Chamon (2013), construíram contrafactuais para a taxa de câmbio nominal, usando a regressão sem o imposto e comparando com o que de fato ocorreu entre 2008 e 2011. Os resultados mostraram incapacidade do imposto em afetar a taxa de câmbio. Parece que a taxa de juros mais elevada foi a principal influência sobre o câmbio no período analisado.

Conclusões semelhantes foram encontradas por Jinjarak et al., (2012). Os resultados das regressões contrafactuais para testar o impacto do IOF sobre a taxa de

câmbio não foram robustos. No entanto, parece existir uma influência sobre o câmbio no curto prazo, embora seja transitória.

Na visão de Garcia (2013), entre 2008 e 2011, pode ter sido a acumulação do IOF sobre os derivativos cambiais a responsável por tornar mais potente o efeito do corte da taxa de juros sobre o câmbio. Desde 2011, os dados financeiros tem mostrado queda nos derivativos cambiais, fazendo com que a taxa de câmbio flutue de acordo com o esperado pelo Banco Central.

O autor também salienta que a literatura aponta que, em certas situações como excesso de otimismo dos investidores estrangeiros na economia doméstica, os controles podem ser desejados como forma de evitar o endividamento excessivo e a formação de bolhas.

O quadro a seguir faz uma síntese dos principais trabalhos que avaliaram o efeito do controle de capital sobre a economia brasileira. Os trabalhos de Cardoso e Goldfajn (1998), Andrade (2007), Garcia e Carvalho (2008), Silva e Resende (2010) e Munhoz (2011) analisaram o impacto do IOF sobre o fluxo de capital em proporção do PIB e sobre o IEC. Já Andrade (2007), Gomes (2009) e Garcia e Chamon (2013) fizeram uma análise para a taxa de câmbio.

Quadro 1: Síntese dos principais trabalhos empíricos para o Brasil

Trabalho	Período	Método	Variáveis	Resultados
Cardoso e Goldfajn (1998)	jan\1988 a dez\1995	VAR	Fluxo de capital em porcentagem do PIB, diferencial de juros e índice de controle de capital.	Os fluxos de capital diminuíram com a introdução do controle ao longo dos primeiros 6 meses.
Andrade (2007)	jan\1995 a dez\2005	VAR e GARCH	Investimento em carteira, investimento direto, diferencial de juros, EMBI, taxa de câmbio, índices de controle de capital.	O aumento do imposto levou a uma redução temporária no investimento em carteira e na volatilidade da taxa de câmbio.
Garcia e Carvalho (2008)	mar\1995 a jan\2001	VAR	Taxa de juros interna diferencial da paridade coberta de juros, investimento em carteira em proporção do PIB e índice de controle de capital e dummies.	Os controles de capital conseguiram reduzir a entrada do investimento de portfólio somente para um período de 2 a 6 meses, sendo que no longo prazo esse efeito não ocorreu.
Gomes (2009)	ago\1994 a dez\2005	GARCH	Índice de controles de capital, taxa de juros e taxa de câmbio.	A introdução do imposto conseguiu reduzir a volatilidade cambial.
Silva e Resende (2010)	Jan\1995 a dez\2000	VEC	Arrecadação do IOF, taxa de juros interna, taxa de câmbio, investimento em carteira.	Os juros e o câmbio foram variáveis significativas para a atração de capital externo, sendo o IOF pouco influente.
Munhoz (2011)	1995 a 2010-trimestral	VAR	Arrecadação do IOF, taxa de juros interna, taxa de câmbio, investimento em carteira, EMBI.	Câmbio e EMBI foram significativos na determinação do fluxo de capital. O efeito do IOF foi insignificante.
Garcia e Chamon (2013)	Jan\2009 a jan\2012	MQO e VI	Taxa de câmbio, taxa de juros interbancária, índice Ibovespa, índice de preço de commodities, índice de controle de capital.	Não foram observadas mudanças significativas na taxa de câmbio, sugerindo incapacidade do imposto em conter a valorização do real.

Fonte: Elaboração própria.

Nota-se que os trabalhos acima estão preocupados em investigar se o controle consegue diminuir o fluxo de capital ou evitar uma valorização indesejada do câmbio. Os resultados encontrados mostraram que o efeito do controle de capital no Brasil ou é insignificante estatisticamente ou ocorre apenas no curto prazo.

Muitos trabalhos na literatura¹⁸ chegaram à conclusão de que os controles de capital não têm efeito sobre o volume total de capital que entra em um país, mas na composição desse capital, que passa a ter um período de maturidade maior. Ariyoshi et al. (2000)¹⁹ avaliaram que o direcionamento do fluxo de capital para aplicações de médio e longo prazo contribuiu para reduzir a volatilidade da conta financeira. A partir desses resultados, é possível pensar que o efeito do IOF esteja incidindo sobre a variância condicional e não sobre a média condicional. Ou seja, o efeito pode estar na suavização do fluxo de capital, diminuindo as oscilações bruscas e não na redução do volume total.

Edison e Reinhart (2001)²⁰ também salientaram a importância de se avaliar o impacto dos controles de capital considerando o segundo momento do processo condicional (variância) e não somente o primeiro momento (média). Logo, considerando o caso brasileiro, é pertinente investigar se existe efeito do IOF sobre a volatilidade do investimento estrangeiro em carteira, principal conta tributada pelo imposto.

Em relação ao câmbio, Ariyoshi et al. (2000) e Edwards e Rigobon (2005), analisando o caso chileno, avaliaram que não se pode desconsiderar que os controles financeiros tiveram algum impacto sobre a redução da volatilidade cambial²¹. Dessa maneira, também é pertinente investigar se, no caso brasileiro, o efeito do IOF esteja incidindo sobre as variações cambiais e não sobre a valorização.

Os trabalhos de Andrade (2007) e Gomes (2009) analisaram o impacto do controle de capital sobre a volatilidade do câmbio brasileiro através do método GARCH univariado. Gomes (2009), considera a equação da média condicional como um modelo ARMA (0,1) com intercepto. A seguir estima um modelo GARCH (1,1), incluindo o índice de controle de capital como um regressor exógeno na equação da variância. Ao nível de 10% esse índice apresentou-se significativo. O sinal negativo indica que um aumento do controle reduz a volatilidade cambial.

¹⁸ Reinhart e Smith (1998), Montiel e Reinhart (1999), De Gregório et al. (2000), Ariyoshi et al. (2000), Garcia e Valpassos (2000), Forbes (2006), Garcia e Carvalho (2008).

¹⁹ Ariyoshi et al. (2000) estudaram os casos do Chile, Malásia, Colômbia e Tailândia.

²⁰ Edison e Reinhart (2001) analisaram os casos da Malásia, Tailândia, Espanha e Brasil considerando períodos antes e durante a imposição de controles na década de 1990. As variáveis utilizadas foram câmbio, taxa de juros interna, diferencial de juros e retorno das ações. A análise dos dados indicou que havia um efeito das restrições financeiras sobre a variância que deveria ser estudado com mais cuidado.

²¹ Entre 1991 a 1997, período em que os controles de capital estiveram ativos no Chile, a taxa de câmbio chilena valorizou-se. No entanto, nesta mesma época a volatilidade cambial no país diminuiu.

Andrade (2007) apresenta uma metodologia semelhante a Gomes (2009). A equação da média condicional do câmbio é modelada como um ARMA (0,1) sem intercepto. A variância é modelada através de GARCH(1,1), onde o índice de controle de capital é incluído exogenamente na equação da variância. Os resultados mostraram que o índice de controle de capital consegue reduzir a volatilidade cambial.

Os modelos apresentados acima analisam apenas a série do câmbio em função dos seus valores passados. Contudo, é relevante considerar as variáveis fundamentais e investigar de que forma o IOF consegue afetar essa estrutura. Neste sentido, é possível se questionar se existe uma transmissão de volatilidade de outras variáveis e, neste caso, o efeito encontrado pelos autores supracitados pode ser devido ao movimento concomitante com outras variáveis. Então, permitindo avaliar este caso, é possível isolar o efeito do IOF de forma a analisar qual o verdadeiro impacto do imposto. Logo, um modelo multivariado se torna mais adequado tanto para a determinação da taxa de câmbio como para o investimento em carteira.

Além do mais, o modelo multivariado permite investigar se um choque em uma determinada variável exerce um efeito sobre a volatilidade de outra variável. Essa análise possibilita a investigação de possíveis efeitos que equivocadamente poderiam estar sendo atribuídas ao controle de capital.

Com esse intuito, na seção seguinte são apresentados os modelos empíricos a serem desenvolvidos para testar a hipótese de efeito do IOF sobre a volatilidade do investimento estrangeiro em carteira e do câmbio brasileiro.

4 MODELO EMPÍRICO E MÉTODO ECONOMETRICO

4.1 O modelo para câmbio

Para modelar a taxa de câmbio, este trabalho utiliza o modelo proposto por Evans e Lyons (2002). Esta abordagem é considerada uma reavaliação da abordagem de portfólio para a determinação da taxa de câmbio sobre uma ótica microeconômica²². Este método leva em consideração o volume de negociações feitas no mercado de câmbio entre os chamados *dealers*²³ e o público.

Estas negociações influenciam no volume de dólares transacionados no mercado à vista e logo tem efeito sobre a variação cambial. Para captar esse efeito, o modelo leva em consideração o fluxo de ordens (*order flow*). Esta variável é definida como o saldo líquido entre o volume de câmbio contatado por compradores e o volume contratado por vendedores no mercado cambial. Dessa maneira, pode-se pensar no fluxo de ordem como um determinante de pressão líquida de demanda por moeda estrangeira.

A introdução dessa variável nos modelos de determinação de câmbio sob uma visão microeconômica capta a importância da informação para o mercado cambial. Essa informação está relacionada com o processo de formação de demanda neste mercado considerando uma situação de incerteza como por exemplos, interpretações diferenciadas de notícias, choques de demanda por *hedging*, choques de demanda por liquidez.

Neste sentido é interessante considerar este modelo para avaliar o efeito do IOF, pois este é uma informação que os agentes desse mercado estão avaliando ao efetuar transações. A construção de um modelo cambial fundamentado para avaliar o impacto da restrição financeira se torna apropriada uma vez que permite identificar como o imposto afeta a estrutura de mercado, pois ao tomar decisões os agentes irão considerar o máximo de informação possível (avaliarão todas as variáveis fundamentais).

Além do componente de microestrutura, o modelo de Evans e Lyons (2002) não deixa de considerar os determinantes macroeconômicos da taxa de câmbio.

²² Para mais detalhes sobre a determinação da taxa de câmbio através de uma análise microeconômica, ver Macdonald (2007), capítulo 14.

²³ O termo *dealer* é comumente utilizado para designar aqueles que, normalmente ao serviço de entidades de carácter financeiro, compram e vendem ativos financeiros nos mais diversos mercados.

Considerando a taxa de câmbio definida como R\$/U\$\$, a equação estrutural do modelo pode ser definida como se segue.

$$C\hat{A}M B I O = \lambda \Delta x_t - \alpha \Delta r_t \quad (1)$$

Onde $C\hat{A}M B I O$ é a taxa de câmbio nominal, Δr representa os determinantes macroeconômicos da taxa de câmbio e Δx representa o fluxo de ordem²⁴.

O determinante macroeconômico do modelo é representado pelo diferencial de juros nominal. Embora existam outros determinantes macro fundamentais da taxa de câmbio, o diferencial de juros é escolhido por ser uma das principais variáveis influentes sobre a variação cambial nos modelos de macroeconomia. Dessa forma, a equação 1 pode ser reescrita como se segue:

$$C\hat{A}M B I O = -\alpha(i_{t,t+k} - i_{t,t+k}^*) + \lambda \Delta x_t \quad (2)$$

Onde $i_{t,t+k} - i_{t,t+k}^*$ representa a diferença entre a taxa de juros interna e a taxa de juros internacional, representada pela taxa de juros americana.

Como o objetivo desse trabalho é avaliar o efeito do IOF sobre o câmbio, esta variável é incluída no modelo como mostrado na equação 3.

$$C\hat{A}M B I O = -\alpha(i_{t,t+k} - i_{t,t+k}^*) + \lambda_t \Delta x_t - \beta IOF \quad (3)$$

Os coeficientes α, λ, β indicam, respectivamente, o efeito esperado do diferencial de juros, do fluxo de ordem e do IOF sobre o câmbio. Um diferencial de juros elevado implicará uma oferta de dólares maior no mercado cambial brasileiro. Logo, para manter o equilíbrio (supondo válida a paridade descoberta de juros), a taxa de câmbio irá se apreciar. Em relação ao fluxo de ordem, um volume maior de operações de compra (logo, um valor positivo para Δx_t) acarretará uma valorização do

²⁴ O modelo original de Evans e Lyons (2002) trabalha com dados diários. Δs_t é mudança no preço de compra do câmbio entre os dias t e t-1; Δx_t é a diferença entre o número de contratos efetuados por compradores e vendedores entre os dias t e t-1; Δr_t é calculada a partir das taxas de juros diárias para o dólar, o marco alemão e o yene. Como neste trabalho utilizam-se observações mensais, estas variáveis não forma construídas na integra. A construção das variáveis é mostrada na subseção de apresentação dos dados.

dólar e uma consequente desvalorização cambial. Já para o IOF, é esperado que um aumento do imposto reduza a oferta de dólares, logo desvalorize o câmbio. Em síntese a forma funcional para a determinação da taxa de câmbio é definida como se segue.

$$C\grave{A}M\grave{B}IO = f(IOF, DIF, JUROS, FLUXO) \quad (4)$$

Em termos de expectativa em relação à volatilidade condicional, é esperado que o IOF seja capaz de reduzir a volatilidade do câmbio. Também se pode supor transmissão de volatilidade tanto do fluxo de dólares como do diferencial de juros. Um aumento na volatilidade dessas variáveis conduz a uma elevação da volatilidade cambial.

4.2 O modelo para o investimento em carteira

Conforme abordam Rigobon e Broner (2005), grande parte dos trabalhos que investigam os fatores determinantes do fluxo de capital estão preocupados em estimar a seguinte regressão:

$$K_{i,t} = c_t + X_{i,t}A + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

Onde $K_{i,t}$ é o fluxo de capital para um país i , no período t , c_t é a constante, A são os parâmetros não observados e X representa o conjunto de variáveis explicativas como taxa de câmbio, taxa de juros, e restrições de crédito, considerados fatores determinantes do fluxo de capital na literatura. A variável $\epsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

Dessa forma, os estudos se concentram na estimação de A , analisando a significância e a magnitude dos coeficientes. Neste trabalho, a equação para o fluxo de investimento em carteira considera como fatores determinantes a taxa de câmbio nominal, o diferencial nominal de juros, o índice Embi e o IOF. A escolha dessas variáveis está de acordo o trabalho de Goldfajn e Minella (2005) que avaliaram os fatores determinantes do capital estrangeiro no Brasil.

A escolha do IEC como variável dependente reflete o fato dessa conta agregar as principais operações taxadas pelo imposto, como as transações em bolsas de valores e a compra de títulos públicos.

O índice Embrapa está representando o fator de risco, que mede o grau de confiança dos investidores do Brasil. É esperado que quanto maior o índice, menor é a quantidade de investimento em carteira direcionado ao Brasil. Logo, há uma relação inversa entre risco e fluxo de capital e assim o sinal esperado para esse variável é negativo.

A taxa de câmbio tenta captar as relações do cenário internacional com o fluxo de capital e principalmente com as alterações na regulamentação do mercado de câmbio e de capitais estrangeiros. O impacto do câmbio sobre o IEC está relacionado principalmente com as expectativas que os investidores têm a respeito do valor futuro dessa taxa, de forma que o sinal esperado dessa variável pode ser ambíguo.

O diferencial de juros reflete a escolha dos investidores entre aplicar no Brasil e no exterior. É esperado sinal positivo para essa variável, pois quanto maior a taxa interna em relação à externa, mais atrativo é o investimento e assim maior é a entrada de capital.

Por fim, é esperado um sinal negativo para o IOF, que é usado como restrição ao fluxo de capital. Quanto maior a alíquota do imposto, mais caro se torna realizar o investimento no Brasil, o que deve diminuir a entrada de capital estrangeiro. Em síntese, o investimento em carteira pode ser explicado de acordo com a função seguinte:

$$IEC = f(\text{IOF}, \text{CÂMBIO}, \text{EMBI}, \text{DIF. JUROS},) \quad (6)$$

Em termos de expectativa em relação à volatilidade condicional, é esperado que o IOF seja capaz de reduzir a volatilidade do IEC. No que diz respeito às demais variáveis, pode-se esperar transmissão de volatilidade. Um aumento na volatilidade das variáveis dependentes (EMBI, diferencial de juros e câmbio) conduz a uma elevação da volatilidade do investimento em carteira. Isso ocorre porque tais variáveis são observadas pelos agentes econômicos na hora de decidir pelo investimento e quando há aumento da incerteza (refletida no aumento da volatilidade das variáveis explicativas), a volatilidade do IEC tende a ser afetado de forma positiva.

4.3 Apresentação da base de dados

Os dados apresentam frequência mensal para o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2012. As fontes são IPEADATA, Banco Central do Brasil e Receita Federal.²⁵

A escolha da frequência mensal corresponde ao fato de observações mensais captarem melhor o efeito dinâmico do modelo, comum no curto prazo. Como a literatura aponta, em geral, o impacto das restrições financeiras ocorre no curto prazo, desaparecendo no longo prazo. Logo, é prudente a escolha de um período em que seja permitido analisar as mudanças no curto prazo. Optou-se por iniciar a análise em 2000, porque neste ano o câmbio já é flutuante no país. Como argumentam Edwards e Rigobon (2005), é necessário separar os efeitos das bandas cambiais e das restrições financeiras, pois os primeiros podem comprometer a análise do impacto dos controles sobre a economia.

Os dados para o IOF se referem à arrecadação bruta a preços correntes do imposto sobre as operações cambiais de entrada. Conforme salientam Silva e Resende (2010), muitos trabalhos que analisam o impacto de uma restrição financeira utilizam o Índice de Controles de Capitais –ICC- elaborado por Cardoso e Goldfajn (1998). Contudo, esse indicador pode induzir ao erro, pois pode ocorrer uma perda de sensibilidade da magnitude da medida, uma vez que o indicador considera o número de medidas restritivas e não a sua intensidade.

Por isso, optou-se por trabalhar com o IOF por fato gerador, como fazem Silva e Resende (2010) e Munhoz (2011), especificamente sobre as operações de câmbio²⁶, as quais têm relações diretas com os movimentos de capitais. Dessa forma pode-se avaliar quantitativamente a intensidade do controle, de modo que em meses de arrecadação maior seja possível presumir um aperto da restrição.

O investimento estrangeiro em carteira se refere ao volume total de capital ingresso no país. Esta conta reúne as aplicações feitas por não residentes em ativos

²⁵Os dados sobre a arrecadação do IOF que incide sobre as operações cambiais foram fornecidos por Rogério Augusto de Oliveira Lima, funcionário da Receita Federal.

²⁶ A indisponibilidade de dados para a alíquota do IOF deixa apenas a arrecadação como medida do imposto. Contudo, uma variação na alíquota é diretamente sentida na arrecadação. Essa indisponibilidade de alíquota origina das características peculiares do IOF, no sentido de que o imposto não obedece a alguns princípios fundamentais da legislação tributária brasileira. Além do mais, o IOF não tem uma alíquota fixa ou uma escala de alíquotas, podendo sofrer variação no percentual a qualquer momento, o que dificulta a manutenção de um banco de dados de alíquota desse imposto.

brasileiros sob a forma de ações (renda variável) ou títulos de renda fixa (curto e longo prazos), negociados no país ou no exterior.

O diferencial de juros nominal é calculado como a diferença entre o taxa de juros brasileira (SELIC) e a taxa dos fundos federais norte-americanos, que conceitualmente equivale à SELIC no mercado brasileiro.

Já a taxa de câmbio utilizada é a taxa comercial para compra calculada no fim do período cuja unidade é R\$/US\$. Assim, um aumento no câmbio está relacionado a uma desvalorização, enquanto que uma queda nessa taxa representa uma valorização.

A variável de risco é medida pelo Emerging Markets Bond Index -Embi²⁷- produzido pelo banco JP Morgan. Este é um índice baseado nos bônus (títulos de dívida) emitidos pelos países emergentes. O risco-país medido através do Embi mostra a diferença entre a taxa de retorno dos títulos brasileiros e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro Americano, considerados os mais seguros. Essa diferença é conhecida como *spread* soberano. A unidade de medida é o ponto-base. Dez pontos-base equivalem a um décimo de 1%.

A variável representativa do fluxo de ordem, fluxo, é o saldo do volume transacionado de dólares entre compradores e vendedores no mercado de câmbio. O quadro abaixo faz uma breve descrição das variáveis usadas. Os gráficos das séries e as estatísticas descritivas são apresentados logo a seguir.

²⁷ A variável EMBI foi extraída do Ipeadata com frequência diária. Para se obter a frequência mensal, foram somados os valores diários de cada mês e dividido pelo número de dias em que o índice foi divulgado no mês (sábados, domingos e feriados não contam).

Quadro 2: Descrição das variáveis

Variável	Descrição	Unidade	Fonte
IOF	Imposto sobre as operações cambiais efetuadas no momento de entrada de moeda estrangeira (arrecadação bruta a preços correntes).	R\$ Milhões	Receita Federal
IEC	Investimento estrangeiro em carteira (ingresso)	US\$ Bilhões	Banco Central
DIF. JUROS	Diferencial nominal de juros. Diferença entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros americana.	%(a.a)	Ipeadata e Banco Central
CAMBIO	Taxa de câmbio nominal	R\$/ US\$	Ipeadata
EMBI	EMBI+ (Emerging Markets Bond Index)	Ponto-base	Ipeadata
FLUXO	Saldo do volume contratado de compra e venda de moeda estrangeira	US\$ Bilhões	Banco Central

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Variável	Média	Des. Pd.	Min.	Max.
EMBI	0.50	0.39	0.15	2.04
FLUXO	-28.84	336.59	973	-987
IOF	88.50	151.22	0.00	709.40
DIJ.JUROS	12.51	4.38	6.28	25.07
CAMBIO	2.22	0.52	1.56	3.89
IEC	8361.95	7686.45	569.60	38793.58

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 1 apresenta média, desvio padrão e valores máximos e mínimos das séries utilizadas. Em uma análise conjunta com os gráficos, em relação à estacionariedade, nota-se que, com exceção das variáveis diferencial de juros e fluxo, as demais séries não parecem ser estacionárias, pois a média não está se apresentando constante ao longo do tempo. Contudo, uma conclusão mais precisa só poderá ser obtida a partir dos testes de raízes unitárias.

Considerando a média da taxa de câmbio de 2,22 reais por dólar, nota-se que a taxa de câmbio esteve acima da média entre abril de 2001 a outubro de 2005 (desvalorizada em relação à média), e abaixo entre outubro de 2009 a abril de 2011 (valorizada). A série do IEC também apresentou valores distantes da média a partir de

outubro de 2006. O valor máximo de 38,8 bilhões de dólares foi atingindo em junho de 2008. No início de 2009 houve uma queda significativa desse investimento, mas a recuperação foi rápida. Em agosto do mesmo ano, as aplicações em carteira atingiram 30 bilhões de dólares.

Em relação à arrecadação do IOF, nota-se que o imposto teve sua alíquota zerada em janeiro e em dezembro de 2005. Entre o início de 2000 até final de 2007, os valores dessa série oscilaram entre 100 mil a 2 milhões de reais. Em agosto de 2008, houve um aumento na arrecadação que atingiu 96, 4 milhões de reais, sendo que em outubro de 2009 e outubro de 2010 ocorrem saltos significativos no valor arrecadado.

As séries do índice EMBI e do diferencial de juros também apresentaram valores afastados da média. Entre janeiro de 2000 a agosto de 2004, o Embi ficou acima da média de 0,5 ponto atingindo a máxima de 2,04 pontos em outubro de 2002²⁸. A partir de 2005, essa tendência foi revertida, com o índice ficando abaixo da média. Esse índice representa o grau de confiança dos investidores no Brasil. De acordo com a gráfico, nos últimos anos o EMBI tem apresentado valores baixos entre 0 a 0,5 ponto, o que pode estar sinalizando maior credibilidade do país no exterior.

Já o diferencial de juros esteve acima da média entre setembro de 2001 a agosto de 2005. Em março de 2003 atingiu o valor máximo de 25, 07%, 5 meses após o índice EMBI ter atingido o seu valor máximo.²⁹ Entre os anos de 2007 a 2009, o diferencial de juros ficou abaixo da média de 12, 51 %. Essa série se manteve acima de zero ao longo de todo o período analisado, evidenciando as altas taxas de juros brasileiras.

A série que representa o saldo líquido entre contratos de compra e venda de dólares, apresentou a média negativa de 28, 84 bilhões, indicando que o volume de contratos de venda superou, em média, o volume de compra.

É possível notar que os aumentos no valor arrecadado do IOF ocorreram logo após uma expansão do IEC. Como a literatura aponta, nessas datas o governo aumentou a alíquota do imposto para conter o avanço das aplicações em carteira efetuadas por estrangeiros no país. É neste período também que a taxa de câmbio apresentou-se valorizada. No segundo semestre de 2012, o fluxo de IEC para o Brasil começou a

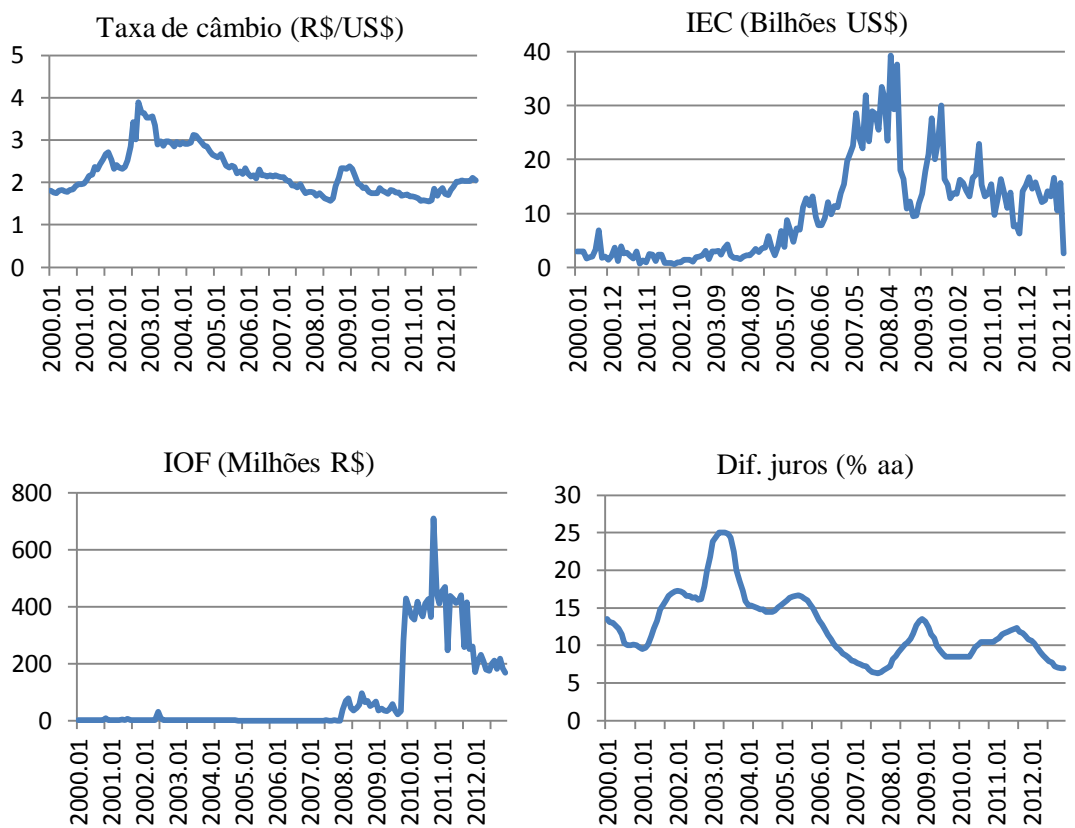
²⁸ Há evidências na literatura de que o aumento do risco país neste período estava relacionado ao “efeito Lula”. Neste período o país passava por eleições presidenciais e as pesquisas apontavam vitória do então ex-presidente Lula, que era visto pelo mercado como um líder de esquerda, o que representava ruptura da política econômica vigente. Contudo, ao assumir, Lula manteve a política econômica do ex-presidente FHC, o que acalmou o mercado financeiro. Ainda no primeiro ano de governo o índice EMBI recuou.

²⁹ Goldfajn e Minella (2005) mostraram que o efeito do EMBI sobre a taxa de juros doméstica é evidente. Entre o período de 1995 a 2004, o aumento do risco país gerou uma resposta positiva na taxa de juros brasileira.

diminuir. Neste período o câmbio sofreu uma desvalorização, passando da cotação de 1,58 real por dólar alcançada em 2011 para 2,10 reais por dólar em novembro de 2012.

Estas relações são apenas descritivas. Para apresentar conclusões mais robustas é necessário o uso de modelos econométricos onde haja a especificação das relações causais..

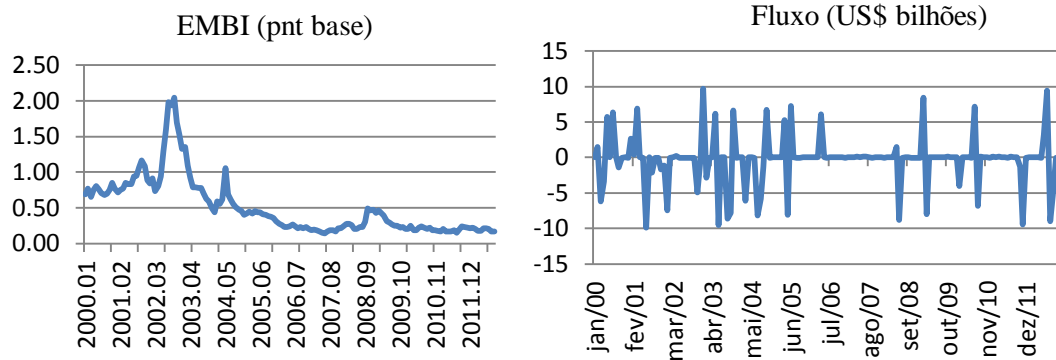
Figura 1: Evolução das variáveis CÂMBIO, IEC, IOF e DIF. JUROS.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: período analisado – jan\2000 a dez\2012.

Figura 2: Evolução das variáveis EMBI e FLUXO



Fonte: Elaboração própria.

Nota: período analisado – jan\2000 a dez\2012.

4.4 Testes de raízes unitárias

O procedimento inicial de testar a estacionariedade das séries é de grande importância, pois uma vez que as séries sejam não estacionárias, podem ser obtidas regressões espúrias. Este trabalho utiliza os seguintes testes de raízes unitárias: Dicky-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), DF-GLS e Ng-Perron.

O teste tradicional de raiz unitária é o Dicky-Fuller (DF). A partir deste, surgiram outras abordagens que tentaram corrigir alguns problemas encontrados no DF. Por exemplo, o método DF-GLS trabalhou com o problema do poder do teste, enquanto NG-Perron avaliaram o tamanho do teste. Neste sentido, é importante que se faça um uso em conjunto dos principais testes. Enders (2004) apresenta o DF como:

Seja um processo AR(1) representado por

$$y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Subtraindo y_{t-1} de ambos os lados da equação 1, tem-se que:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Onde $\alpha = 1 - \beta$

A hipótese nula do teste Dicky-Fuller consiste em testar se $\alpha = 0$ na equação 8, ou seja, $\beta = 1$, implicando que a série tenha raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade.

O primeiro problema apontado no teste DF foi o fato de o termo de erro ser considerado um ruído branco, o que frequentemente não acontece. Em virtude disso, o teste DF foi reformulado, chegando-se ao ADF (Augmented Dickey Fuller). Este estima o modelo acima com variáveis autorregressivas de forma a encontrar os desvios de y_t em torno de sua média. A ideia intuitiva é adicionar variáveis defasadas até que o teste para os resíduos não rejeite a hipótese de ruído branco (BUENO, 2008).

Já o teste de Phillips- Perron –PP- fez uma correção não paramétrica do teste DF, de forma que fosse possível manter a consistência do teste mesmo na presença de variáveis defasadas dependentes e correlação serial dos erros. Dessa maneira, a abordagem PP dispensou o uso de variáveis autorregressivas para corrigir o problema dos resíduos.

Por sua vez, o teste DF-GLS trabalhou com a questão do baixo poder do teste DF. Neste método, os termos determinísticos foram expurgados das regressões como forma de aumentar o poder do teste. Simulações comprovaram que o teste DF-GLS era superior ao ADF.

Além do problema do poder do teste, existe ainda a questão do tamanho do teste, que ocorre quando a raiz do processo de médias móveis é muito alta. Este foi o problema abordado pelo teste de NG- Perron. Muitos dos testes de raízes unitárias sofriam com este problema quando a raiz unitária do erro era próxima de um e por isso havia a necessidade de modificações nos testes tradicionais. Simulações mostraram que os testes modificados se apresentaram mais robustos que os tradicionais (BUENO, 2008).

4.4.1 Testando a existência de quebras estruturais

Na presença de quebras estruturais os testes de raízes unitárias perdem a sua robustez. Em outras palavras, pode ocorrer que a hipótese nula de raiz unitária não seja rejeitada quando na verdade a série é estacionária, mas possui quebra estrutural. Ou seja, a presença de quebra estrutural pode levar equivocadamente a não rejeição da nula.

Para contornar esse problema, alguns testes foram desenvolvidos, como Zivot e Andrews (1992) e Clemente-Montanes-Reyes (1998). Nestes testes, a quebra estrutural

é pressuposta endógena, de forma que a data da quebra é determinada de acordo com algum critério de identificação através do uso de algum tipo de *outlier*. A hipótese nula é raiz unitária contra a alternativa de estacionariedade com quebra.

Contudo, os testes mencionados acima evidenciam a presença de quebra estrutural somente quando há rejeição da nula. Dessa forma, os procedimentos de Zivot e Andrews (1992) e Clemente-Montanes-Reyes(1998) não conseguem identificar a hipótese de raiz unitária com quebra.

Em virtude disso, este trabalho utiliza o teste de quebra estrutura de Lee e Strazicich (2003 e 2004) para uma e duas quebras estruturais. Este teste permite a presença de quebra estrutural tanto na hipótese nula quanto na alternativa. As quebras podem ocorrer tanto no intercepto (*crash*) quanto no intercepto e na tendência (*breack*)³⁰. O ponto de quebra é determinado por um algoritmo que busca o valor mínimo da estatística-teste LM.

4.5 Fundamentos dos vetores auto-regressivos

Segundo Juselius (2003), a abordagem dos vetores auto-regressivos (VAR) tem sido frequentemente empregada na avaliação de dados de séries temporais macroeconômicas. Há muitas razões para isso: o modelo VAR é flexível, fácil de estimar e, geralmente, consegue obter um bom ajuste dos dados macroeconômicos.

Diferentemente dos modelos univariados, o método VAR está fundamentalmente interessado nas inter-relações entre os dados analisados. Essa metodologia permite verificar a associação dinâmica entre as variáveis, que são endógenas, sem que se estabeleça *a priori* uma relação causal entre elas.

Ainda de acordo com a autora supracitada, pode-se mostrar que o método VAR tem sua origem em um processo condicional, o qual é derivado a partir de uma função de probabilidade conjunta, como será mostrado a seguir.

Seja uma matriz definida como:

$$X = [x_1, \dots, x_T] \quad (9)$$

³⁰ O texto original de Lee e Strazicich considera a quebra apenas no intercepto como modelo A e quebra no intercepto e na tendência como modelo C.

Onde x_t é um vetor ($p \times 1$) de variáveis e $t = 1, \dots, T$. Sob a hipótese de que os dados da matriz X representam um processo estocástico, pode-se escrever a probabilidade conjunta de X dado o valor inicial X_0 e o valor do parâmetro θ :

$$P(X|X_0; \theta) = P(x_1, x_2, \dots, x_T | X_0; \theta) \quad (10)$$

Onde θ representa o processo estocástico.

Para expressar a probabilidade conjunta de $X|X_0$ é conveniente fazer o uso da notação, $Z' = x'_1, x'_2, x'_3 \dots x'_T \sim N_{Tp}(\mu, \Sigma)$ onde z é um vetor ($pT \times 1$), μ é ($pT \times 1$) e Σ é ($pT \times pT$). A partir da equação acima e desta notação, é possível interpretar os resultados fazendo a decomposição da probabilidade conjunta em probabilidade condicional e marginal. Algebrando a equação chega-se a

$$P(X|X_0; \theta) = \prod_{t=1}^T P(x_t | X_{t-1}^0; \theta) \quad (11)$$

$$\text{Onde } X_{t-1}^0 = [x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_1, X_0]$$

O modelo VAR é essencialmente a descrição do processo condicional

$$\{x_t \setminus X_{t-1}^0\} \sim NIDp(\mu_t, \Omega) \quad (12)$$

É possível mostrar que μ_t e Ω estão relacionados com μ e Σ através da derivação dos processos condicional e marginal³¹. Os parâmetros do modelo condicional podem ser derivados de:

$$\{x_t \setminus X_{t-1}^0\} \sim N(\mu_{1.2}, \Sigma_{11.2}) \quad (13)$$

$$\text{Onde } \mu_{1.2} = \mu_1 + \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(X_{t-1}^0 - \mu_2) \text{ e } \Sigma_{11.2} = \Sigma_{11} - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}$$

³¹ $y_{t,1} = x_t$; $\mu_1 = E[x_t]$; $y_{2,t} = \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ \vdots \\ x_1 \end{bmatrix}$; $\mu_2 = \begin{bmatrix} E[x_{t-1}] \\ E[x_{t-2}] \\ \vdots \\ E[x_1] \end{bmatrix}$; $\bar{\Sigma} = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix}$

A diferença entre o valor observado no processo e a média condicional é denotada por:

$$\varepsilon_t = x_t - \mu_t \quad (14)$$

Inserindo a expressão para a média condicional, tem-se que:

$$\begin{aligned} x_t &= \mu_1 + \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(X_{t-1}^0 - \mu_2) + \varepsilon_t \\ x_t &= \mu_1 - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\mu_2 + \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}X_{t-1}^0 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (15)$$

Usando as notações $\Pi_0 = \mu_1 - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\mu_2$ e $[\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_{T-1}] = \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}$ e assumindo que $\Pi_{k+1}, \Pi_{k+2}, \dots, \Pi_{T-1} = 0$ chega-se a um modelo VAR genérico de ordem K :

$$x_t = \Pi_0 + \Pi_1 x_t + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (16)$$

Onde $\varepsilon_t \sim Niid(0, \Omega)$

Assumindo que $X = [x_1, x_2 \dots x_T]$ é normal multivariada (μ, Σ) então se segue que:

1. É linear nos parâmetros
2. Possui parâmetros constantes
3. Os erros são normalmente distribuídos

4.5.1 Estimação

Assumindo que os parâmetros $\Pi_0, \Pi_1, \dots, \Pi_k$ e Ω são irrestritos e supondo normalidade multivariada, a equação 16 pode ser reescrita de maneira simplificadora:

$$x_t = B \cdot Z_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (17)$$

$\varepsilon_t \sim Niid(0, \Omega)$

Onde $B' = [\Pi_0, \Pi_1, \dots, \Pi_k]$ e $Z'_t = [x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_k]$. As equações para estimar B e Ω podem ser encontradas efetuando-se a primeira derivada da função de verossimilhança³² em relação a B e Ω . Feito esse processo chega-se aos estimadores:

$$\hat{B}' = \sum_{t=1}^T (x_t z'_t) \sum_{t=1}^T (z_t z'_t)^{-1} \quad (18)$$

$$\hat{\Omega} = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}'_t \quad (19)$$

4.5.2 Especificação

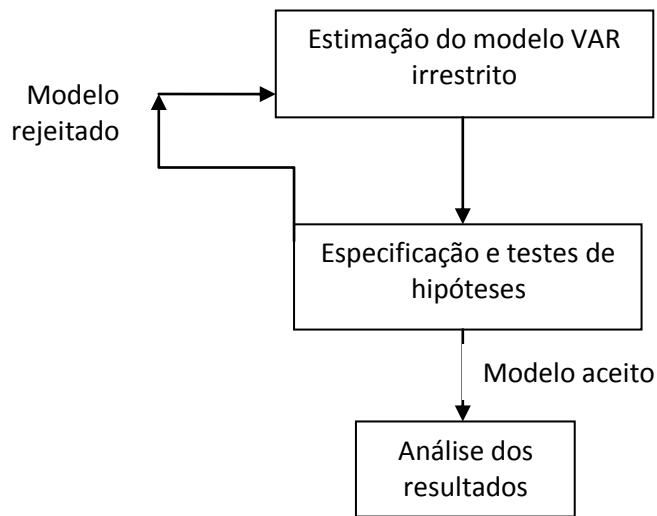
A estimação do VAR irrestrito é feita assumindo que são válidos os pressupostos listados nos itens 1 a 3. Contudo, nem sempre é possível garantir a validade dessas condições. Portanto, após a estimação é importante que se apliquem testes de hipóteses sobre os resíduos para verificar a adequação do modelo. Essa verificação é feita por meio de gráficos e testes de especificação. É sempre útil começar a especificação de verificação com análise gráfica, pois muitas vezes os gráficos revelam problemas de especificação de que os testes não conseguem descobrir.

A não validade de certas condições pode comprometer os resultados do modelo, pois os estimadores podem se tornar viesados. No entanto, de acordo com Juselius (2003) alguns pressupostos são mais cruciais para as propriedades das estimativas do que outros. Alguns estudos de simulação mostraram que a inferência estatística é sensível à validade de alguns pressupostos, como resíduos autocorrelacionados, enquanto é bastante robusta para os outros, como no caso de excesso de curtose.

A figura a seguir esquematiza como deve ser analisado o modelo de vetores auto-regressivos.

³² A função de verossimilhança é dada por: $\log L(B, \Omega, X) = -T \frac{1}{2} \ln(2\pi) - T \frac{1}{2} \ln|\Omega| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (x_t - B, Z_t) \Omega^{-1} (x_t - B, Z_t)$

Figura 3: Análise do modelo VAR



Fonte: Adaptado de Luketpol (2005).

4.3.2.1 Determinação do lag ótimo

Após estimar um VAR irrestrito, o passo seguinte é determinar o lag ótimo do modelo. A regra é usar o número de defasagens necessário para tornar os resíduos não autocorrelacionados. Contudo, a chance de se obter resíduos autocorrelacionados é alta, mesmo com um elevado valor de k , além do que isso pode comprometer o poder do teste. Para auxiliar nessas escolhas, existem os critérios de informação que se baseiam no valor máximo da função de verossimilhança dado por:

$$-2/T \ln L_{max} = \ln |\hat{\Omega}| + \text{termos constantes} \quad (20)$$

Para determinar o valor da defasagem k , pode-se usar o procedimento de teste da razão de verossimilhança (LR) dado por:

$$-2 \ln Q(H_k/H_{k+1}) = T(|\hat{\Omega}_k| - |\hat{\Omega}_{k+1}|) \quad (21)$$

Onde H_k é a hipótese nula de que k lags são suficientes e H_{k+1} é a hipótese alternativa de que o modelo precisa de $k+1$ lags. A estatística de teste é assintoticamente distribuída como uma *qui-quadrado* - χ^2 - com p^2 graus de liberdade.

Existem outros critérios de informação, como os critérios de Akaike (AIC), Schwartz (BIC) e Hannan-Quinn (HQ). Todos eles se baseiam no valor máximo da função de verossimilhança com um fator de penalização adicional relacionado com o número de parâmetros estimados. Os critérios sugeridos diferem em relação ao grau de penalidade associado com o aumento dos parâmetros de modelo. A ideia é calcular o critério de teste para diferentes valores de k e escolher o que corresponde ao menor valor ³³.

$$AIC = \ln|\hat{\Omega}| + \frac{2}{T}kp^2 \quad (22)$$

$$BIC = \ln|\hat{\Omega}| + \frac{\ln T}{T}Kp^2 \quad (23)$$

$$HQ = \ln|\hat{\Omega}| + \frac{2\ln \ln T}{T}Kp^2 \quad (24)$$

4.3.2.2 Testando autocorrelação

O teste-LM para a autocorrelação é calculado sobre a matriz de covariância dos resíduos (Ω) com base em uma regressão auxiliar. A estatística de teste é dada por:

$$LM_j = -(T - p(k + 1))\ln\left(\frac{|\bar{\Omega}(j)|}{|\bar{\Omega}|}\right) \quad (25)$$

Onde j indica a ordem da autocorrelação.

O teste é assintoticamente distribuído como χ^2 com p^2 graus de liberdade. A hipótese nula é que não existe autocorrelação residual. Caso o teste rejeite a nula, ou seja, aponte a existência de autocorrelação, o modelo não estará sendo bem especificado, além de as propriedades dos estimadores ficarem comprometidas.

³³ Ao utilizar estes critérios para a escolha do lag ótimo, é importante lembrar que eles são válidos sob a hipótese de um modelo corretamente especificado. Se houver problemas com o modelo, tais como mudanças de regime e parâmetros não constantes, estes devem ser contabilizados antes da escolha do lag.

5.2.2.3 Normalidade

O teste Jarque-Bera testa a hipótese de normalidade dos resíduos contra a alternativa de não normalidade. O teste segue uma distribuição χ^2 , e a estatística de teste é dada por:

$$Jarq. Bera = \frac{T(assimetria)^2}{6} + \frac{T(curtose-3)^2}{24} \sim^a \chi^2 \quad (26)$$

A curtose³⁴ e a assimetria³⁵ são definidas como:

$$assimetria(\hat{\varepsilon}_{i,t}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\frac{\hat{\varepsilon}_{i,t}}{\hat{\sigma}_i} \right)^3 \quad (27)$$

$$curtose(\hat{\varepsilon}_{i,t}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\frac{\hat{\varepsilon}_{i,t}}{\hat{\sigma}_i} \right)^4 \quad (28)$$

É possível verificar que a variância da assimetria é menor do que a da curtose, o que significa que o teste de normalidade é mais facilmente rejeitado quando a distribuição é enviesada (muitas vezes por causa de *outliers* no modelo VAR) do que quando é leptocúrtica (possui caudas grossas ou muito pequenas próximas à média). Nota-se também que o teste de Jarque-Bera segue uma distribuição *qui-quadrado* apenas assintoticamente. Logo, amostras grandes são preferíveis a amostras pequenas.

4.5.3 Vetores auto-regressivos com cointegração

³⁴ A curtose indica o grau de achatamento da distribuição em relação à distribuição normal. Quando a distribuição é mais achatada que a normal, ela é classificada como platicúrtica; se for menos achatada é leptocúrtica. Distribuições próximas à normal são classificadas como mesocúrticas.

³⁵ A assimetria pode ser positiva, quando ocorrem desvios de simetria à direita; negativa, quando os desvios ocorrem à esquerda, ou nula, no caso de uma distribuição simétrica.

Juselius (2003) argumenta algumas vantagens ao se usar o modelo de vetores autorregressivos com cointegração. Primeiramente, se houver o efeito de multicolinearidade, este é significativamente reduzido sob a forma de correção de erro. Segundo, a interpretação das estimativas é muito mais intuitiva, pois os coeficientes podem ser naturalmente classificados em efeitos de curto prazo e de longo prazo.

Quando acontece de séries de tempo não estacionárias apresentarem uma dinâmica em comum, o modelo VECM se mostra mais apropriado. Essa abordagem permite que se estabeleça um significado econômico entre as variáveis, identificando um componente de longo prazo e outro de curto prazo.

A identificação desses componentes ocorre através do mecanismo de cointegração. Engle e Granger (1987) estabelecem que os elementos de um vetor X_t , $(n \times 1)$ são cointegrados de ordem (d,b) se todos os elementos são integrados de ordem d e existe um vetor nulo β tal que:

$$u_t = X_t' \beta \sim I(d-b), b > 0 \quad (29)$$

Conceitualmente, o equilíbrio de longo prazo é reconhecido quando $X_t \beta = 0$, ou seja, o vetor β define uma combinação linear entre os elementos de X_t perfeita no sentido de seguir uma tendência em comum, sem desvios. Porém, é possível que no curto prazo haja desvios em torno dessa tendência. Neste caso, o termo de erro atua como o erro de equilíbrio, pois expressa os desvios temporários em relação à estabilidade de longo prazo.

O modelo VEC pode ser derivado a partir de um modelo VAR. Genericamente, um modelo VEC(p) pode ser representado por:

$$\Delta X_t = \varphi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tau_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (30)$$

$$\text{Onde } \tau_i = \sum_{j=1+i}^p \varphi_j, i = 1, 2, \dots, p-1 \text{ e } \varphi = \alpha \beta'$$

Essencialmente, a abordagem de Johansen (1991) está concentrada na análise da matriz $\varphi = \alpha \beta'$, onde β é a matriz de cointegração e α a matriz de ajustamento. O termo $\beta \cdot X_{t-1}$ é conhecido como o termo de correção do erro. Para haver cointegração, o determinante da matriz φ de vê ser nulo.

A metodologia de Johansen (1991) prevê dois testes para identificar cointegração. O primeiro é o teste do traço e o segundo o teste de máximo autovalor. Ambos se baseiam nos autovalores (λ_i) estimados da matriz φ .

Contudo, o método do máximo autovalor não permite uma sequência logicamente consistente para o teste, sendo que muitos trabalhos na literatura têm aplicado apenas o teste do traço. Em vista disso, neste trabalho optou-se por computar somente esse teste.

O teste do traço assume como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores. Conforme explica Bueno (2008), a distribuição desse teste não é uma distribuição convencional³⁶. A estatística de teste é dada por:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (31)$$

Onde T é o número de observações e $\hat{\lambda}_i$ significa valores estimados.

4.6 Modelando a variância condicional

A análise dos vetores auto-regressivos apresentada acima está interessada na modelagem da média condicional. Neste contexto, a variância ou a matriz de covariância são assumidas invariantes no tempo. Logo, quando se quer modelar a variância é necessária outra abordagem. Para isso é aplicado o método GARCH, que faz parte da classe de modelos não lineares, ou modelos autorregressivos com heteroscedasticidade condicional. Neste modelo, a média condicional não é correlacionada serialmente, porém a volatilidade, (ou variância condicional³⁷) depende dos valores passados dessa média.

Considerando um modelo estrutural, como existem séries de tempo que apresentam uma estreita relação, é provável que um aumento na volatilidade de uma

³⁶ Bueno (2008) explica que a tabela mais recente de valores críticos para o teste pode ser encontrada em Mackinnon, Haung e Michelis (1999), mas que normalmente os pacotes econometricos já possuem essas tabelas embutidas.

³⁷ Diferentemente da variância não condicional, que é calculada a partir de todas as observações da série e apresenta um único valor, a variância condicional depende dos valores passados da série, sendo por isso a mais apropriada quando se quer investigar as mudanças temporais na volatilidade.

série tenha um impacto sobre a volatilidade de outra série. Portanto, modelos multivariados para heterocedasticidade condicional se tornam interessantes neste sentido. Um modelo GARCH multivariado (MGARCH) pode ser derivado da seguinte forma de acordo com Lutkepohl (2005):

Suponha que $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{kt})'$ seja um processo K dimensional, com média zero e serialmente não correlacionado que pode ser representado por:

$$u_t = \Sigma_{t|t-1}^{1/2} \varepsilon_t \quad (32)$$

Onde $\varepsilon_t \sim iid(0, I_k)$ e $\Sigma_{t|t-1}$ é a matriz de covariância condicional de u_t dados $u_{t-1}, u_{t-2} \dots$. Já $\Sigma_{t|t-1}^{1/2}$ é a raiz quadrada simétrica positiva de $\Sigma_{t|t-1}$.

A distribuição condicional de u_t é dada por:

$$u_t | \Omega_{t-1} \sim (0, \Sigma_{t|t-1})$$

$$\Omega_{t-1} = \{u_{t-1}, u_{t-2} \dots\}$$

Dadas a equação (32) e a distribuição condicional de u_t , a matriz de covariância condicional do modelo MGARCH pode ser escrita da seguinte forma:

$$vech(\Sigma_{t|t-1}) = \gamma_0 + \sum_{j=1}^q \Gamma_j vech(u_{t-j} u_{t-j}') + \sum_{j=1}^m G_j vech(\Sigma_{t-j|t-j-1}) \quad (33)$$

Onde $vech$ denota um operador vetorial que empilha as colunas de uma matriz quadrada sob as diagonais de um vetor; γ_0 é um vetor $\frac{1}{2}K(K+1)$ dimensional de constantes; Γ_j s e G_j são $\left[\frac{1}{2}K(K+1) \times \frac{1}{2}K(K+1) \right]$ matrizes de coeficientes.

Um modelo MGARCH requer um número considerável de parâmetros a serem estimados e em geral é necessário estabelecer restrições para se obter propriedades adequadas das covariâncias condicionais. Na tentativa de solucionar o problema da quantidade de parâmetros, Engle e Kroner (1995) propuseram modelos MGARCH

diagonais, onde Γ_j e G_i são matrizes diagonais. Alternativamente, um modelo GARCH BEKK pode ser representado da seguinte forma:

$$\Sigma_{t|t-1} = C_0^* C_0^* + \sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^q \Gamma_{jn}^* u_{t-j} u_{t-j}' \Gamma_{jn}^* + \sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^m G_{jn}^* \Sigma_{t-j|t-j-1} G_{jn}^* \quad (34)$$

Onde C_0^* é a matriz triangular $k \times k$ e as matrizes também são $k \times k$. Não obstante, esse modelo também requer imposição de algumas restrições, a saber:

1. Todas as diagonais dos elementos de C_0^* são positivas;
2. $\Gamma_{1n}^* = G_{1n}^* = 0$, para $n > K^2$
3. Em todas as matrizes Γ_{1nj}^* com $nj = k(j-1) + 1 \dots, Kj$ e $j = 1, \dots, K$, as primeiras $j-1$ colunas e as primeiras $nj - k(j-1) - 1$ linhas são nulas. Além disso, os elementos inferiores direito da matriz Γ_{1nj}^* , $\gamma_{kk,nj}^* > 0$. Essas restrições também são válidas para a matriz G_{1n}^* .

4.6.1 Estimação

Considerando que $\varepsilon_t \sim iidN(0, I_K)$, a função de log-verossimilhança pode ser definida como:

$$\ln l(\delta) = \sum_{t=1}^T \ln l_t(\delta) \quad (35)$$

Onde $\delta = \text{vech}(\gamma_0, \Gamma_1, \dots, \Gamma_q, G_1, \dots, G_m)$ são os vetores de parâmetros desconhecidos e $\ln l_t(\delta) = -\frac{k}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\Sigma_{t|t-1}| - \frac{1}{2} u_t' \Sigma_{t|t-1}^{-1} u_t$, $t = 1, \dots, T$. Os valores iniciais para a especificação de $\Sigma_{t|t-1}$ são considerados disponíveis.

A função de log-verossimilhança é maximizada em relação aos parâmetros δ . Uma solução mais precisa não é possível devido a não linearidade da função. Para garantir a existência de um único estimador de máxima verossimilhança, é necessário fazer uma identificação paramétrica única, como por exemplo, o modelo BEKK com restrições. É importante salientar que se a função de log-verossimilhança for utilizada mesmo que ε_t não siga uma distribuição normal, os estimadores serão estimadores de quase máxima verossimilhança.

Os estimadores de quase MV($\tilde{\delta}$) são fortemente consistentes, além de apresentarem uma distribuição assintoticamente normal.

$$\tilde{\delta} \xrightarrow{a.s} \delta$$

4.6.2 Verificando o efeito ARCH

Antes de estimar um modelo GARCH multivariado, é necessário verificar a existência de heteroscedasticidade condicional nos resíduos do VAR ou do VECM. O teste LM é um instrumento padrão para essa finalidade. A ideia é considerar um modelo auxiliar dado por:

$$vech(u_t u_t') = \beta_0 + \beta_1 vech(u_{t-1} u_{t-1}') + \dots + \beta_q vech(u_{t-q} u_{t-q}') + erro_t \quad (36)$$

Onde β_0 é $\frac{1}{2}K(K+1)$ dimensional e β_j s são $\left[\frac{1}{2}K(K+1) \times \frac{1}{2}K(K+1)\right]$ as matrizes de coeficientes ($j = 1, \dots, q$). Se todas as matrizes β_j são nulas, então não existe efeito ARCH nos resíduos. Logo, duas hipóteses são formuladas:

$$H_0: \beta_1 = \dots = \beta_q = 0$$

$$H_1 = \beta_1 \neq 0, \dots \text{ ou } \beta_q \neq 0$$

Onde H_0 é a hipótese nula e H_1 é a hipótese alternativa. A estatística de teste é dada por:

$$LM_{MARCH(q)} = \frac{1}{2}TK(K+1) - Ttr(\hat{\Sigma}_{vech} \hat{\Sigma}_0^{-1}) \quad (37)$$

Sob a hipótese nula, a estatística LM é assintoticamente distribuída como $\chi^2(qK^2(K+1)/4)$.

5 RESULTADOS³⁸

Nesta seção são apresentados os resultados encontrados neste trabalho a respeito do efeito do IOF sobre as volatilidades do investimento em carteira e do câmbio. Primeiramente, são avaliados os testes tradicionais de raízes unitárias e o teste de quebras estrutural. Em seguida é apresentada a modelagem da média condicional através dos métodos VAR e VEC. A subseção final traz os resultados do método GARCH multivariado, que modela a variância condicional.

5.1 Testes de raízes unitárias

A tabela 2 traz o resultado dos testes de raízes unitárias aplicados neste trabalho: Dickey- Fuller Aumentado (ADF), DF-GLS, Phillips- Perron (PP) e Ng- Perron (NG).

Tabela 2: Testes de raízes unitárias

Teste	CÂMBIO	IEC	IOF	EMBI	DIF.JUROS	FLUXO
DFA	-1.91	-2.16	-1.57	-2.16	-2.89**	-14.32***
DF-GLS	-1.54	-1.71	-1.32	-1.97**	-2.85***	-14.29***
PP	-1.86	-3.00**	-1.91	-1.84	-1.68	-14.83***
NG-mza	-4.97	-5.99*	-3.86	-9.28**	-18.86***	-75.96***
NG-mzt	-1.57	-1.62	-1.32	-2.08**	-2.98***	-6.16**
NG-msb	0.31	0.27	0.34	0.22**	0.15**	0.08***
NG-mpt	4.93	4.36*	6.39	2.93**	1.57***	0.32***

Nota: os lags para os testes DFA e DF-GLS foram determinados através do critério de Schwarz, Max.lag=13, enquanto que para o teste NG se considerou o critério de Schwarz, modificado. A largura da banda para o teste PP foi determinada com base em Newey- West usando o método de Kernel com pesos de Barlett. Para o teste NG considerou-se o método de estimação espectral GLS destrand AR. Todos os testes foram computados considerando-se um processo gerador com intercepto e sem tendência. *** mostra significância a 1%; ** mostra significância a 5% e * mostra significância a 10%. As estatísticas foram geradas pelo Eviews 5.0

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da tabela 2 mostram que, para as variáveis cambio, IOF e dc, todos os testes aceitaram a hipótese nula de raiz unitária. Em contra partida, para a variável FLUXO todos os testes rejeitaram a hipótese nula, indicando estacionariedade da série.

³⁸ Os modelos apresentados nesta seção estão em nível. Para verificar a robustez dos resultados, foram testadas outras especificações, como a forma logarítmica, porém não houve melhora nos resultados em relação à especificação em nível.

Contudo, para as demais variáveis houve divergência no resultado dos testes. O diferencial de juros foi considerado como raiz unitária para o teste de PP, enquanto os demais o consideraram como estacionário. O índice de risco, EMBI, apresentou raiz unitária para os testes PP e DFA, enquanto para os demais testes apresentou estacionariedade ao nível de 5% de significância. Já o iec teve a hipótese nula rejeitada nos teste de PP, a 5% , e NG a 10%.

A divergência de alguns resultados em relação á hipótese nula de raiz unitária pode estar relacionada com o fato de algumas séries apresentaram quebras estruturais, Logo, é importante averiguar a existência de tais quebras, o que é feito na subseção seguinte.

5.1.2 Teste de Lee e Strazicich

A tabela 3 traz o teste de Lee e Strazicich para uma e duas quebras estruturais. Visualizando o gráfico das séries utilizadas é possível suspeitar de quebra estrutural para algumas variáveis, em especial para o IOF, que apresentou uma mudança acentuada em 2009.

Tabela 3: Teste de Lee e Strazicich

Variável	Uma quebra			Duas quebras		
	Lag	Estatística	Data da quebra	Lag	Estatística	Data da quebra
CÂMBIO	7	-1.47	-	2	-1.79	2002.08
IEC	3	-2.67	2008.05	3	-4.14**	2007.09 e 2009.10
IOF	11	-3.15	-	12	-3.70*	2009.11
EMBI	11	-2.82	2004.05	11	-3.38	2004.05
DIF.JUROS	1	-4.26***	-	1	-4.39**	-
FLUXO	9	-4.14**	-	1	-6.18***	-

Nota: o teste foi computado considerando-se um processo gerador com intercepto e sem tendência. O lag foi determinado. *** mostra significância a 1%; ** mostra significância a 5% e * mostra significância a 10%. O número de lags foi escolhido através da significância da estatística de teste a 5% para a inclusão do lag no modelo, Max.lag=12.Os valores críticos do teste podem ser encontrados em Lee e Strazicich (2003 e 2004). As estatísticas foram geradas pelo RATS 8.0

Fonte: Elaboração própria.

Considerando o nível de significância de 5%, as variáveis diferencial de juros (DIF.JUROS), e investimento em carteira (IEC) são estacionárias, sendo esta última estacionária com 2 quebras estruturais. O índice de risco (EMBI), o IOF e o câmbio possuem raiz unitária com uma quebra estrutural.

Analisando os gráficos das séries, pode-se notar que as datas das quebras ocorrem justamente em momentos de mudanças estruturais nas séries. No caso do IOF, a quebra ocorreu em novembro de 2009, quando a arrecadação teve um salto significativo em relação aos valores passados, logo após o anúncio do aumento da alíquota em outubro do mesmo ano. Em relação ao índice EMBI, a quebra estrutural ocorreu em maio de 2004, momento em que o índice atingiu o segundo valor mais elevado da série. As quebras estruturais do IEC também representam valores de pico da série.

É importante ressaltar que foram testados modelos levando em consideração as quebras estruturais encontradas de acordo com o teste, empregando-se variáveis dummies. Contudo, os resultados encontrados não foram mais robustos que aqueles obtidos quando estimado o modelo sem dummy.

5.2 Resultados do modelo VAR

Esta subseção apresenta os resultados da estimação do modelo VAR para o investimento em carteira e para a taxa de câmbio. A especificação destes modelos levou em consideração os resultados dos testes de autocorrelação dos resíduos e de normalidade e a comprovação da condição de estabilidade do modelo. Após a especificação correta, foi aplicado o teste do traço para avaliar a existência de cointegração.

5.2.1 O modelo VAR para o IEC

Inicialmente, foram testadas várias especificações para o modelo VAR. Cada especificação foi analisada na forma irrestrita e em seguida foram aplicados o teste para a escolha do lag e os testes de normalidade e autocorrelação residual. O quadro a seguir mostra os modelos estimados.

Quadro 3: Especificações testadas

Especificação	Variáveis utilizadas
Especificação1	IEC CAMBIO EMBI DIJ.JUROS IOF
Especificação2	IEC CAMBIO EMBI IOF
Especificação3	IEC CAMBIO DIF.JUROS IOF
Especificação4	IEC EMBI DIF.JUROS IOF

Fonte: Elaboração própria

O modelo escolhido foi a especificação 2, que apresentou os melhores resultados em termos de ajuste do modelo VAR, não se mostrando autocorrelacionado nos resíduos até o lag 12 de acordo com o teste LM. O número de defasagens consideradas para esta especificação foi determinado de acordo com o método apresentado pela tabela 4.

Tabela 4: Critérios de informação

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2522.258	NA	7.88e+09	34.13862	34.21963	34.17153
1	-1987.943	1032.527	7152404.	27.13436	27.53939	27.29893
2	-1914.035	138.8274	3272010.*	26.35182*	27.08087*	26.64803*
3	-1902.775	20.54155	3492702.	26.41588	27.46895	26.84374
4	-1898.444	7.666257	4098532.	26.57357	27.95067	27.13309
5	-1889.510	15.33362	4525580.	26.66905	28.37017	27.36021
6	-1872.341	28.53702*	4478642.	26.65326	28.67840	27.47607
7	-1864.330	12.88334	5026543.	26.76121	29.11038	27.71567
8	-1852.820	17.88667	5394343.	26.82189	29.49508	27.90800

Nota: * representa o número de lag escolhido. LR= estatística LR; AIC= critério de Akaike; SC = critério de Schwartz; HQ = critério de Hananan-Quinn; FPE= previsão do erro final.

Fonte: Elaboração própria a partir do Eviews 5.0.

De acordo com a tabela 4, o VAR a ser estimado possui ordem 2, indicada por todos os critérios de informação, com exceção do teste LR. Nota-se que nesta especificação não se utilizou a variável diferencial de juros. Uma possível explicação para isso pode estar no fato de o diferencial de juros não estar sendo bem especificado pelo modelo, ou seja, as variáveis CÂMBIO, IOF, IEC e EMBI talvez não estejam explicando da melhor maneira as variações no diferencial. Isto é pertinente porque o

diferencial de juros é formado pela taxa de juros interna, a qual é determinada por variáveis como oferta de moeda e índice de preços, as quais não são abordadas neste modelo, pois o objetivo do trabalho não é modelar o diferencial de juros em si. Outra hipótese que se pode levantar diz respeito à relação entre o diferencial de juros e o índice EMBI. A correlação medida entre essas variáveis apresentou o valor de 66,67, que pode ser considerado um valor relevante. Conforme apontam Goldfajn e Minella (2005), pode-se esperar uma correlação positiva entre EMBI e taxa de juros interna. Como esta faz parte do diferencial, é possível estender essa relação. Assim, uma correlação positiva entre essas duas variáveis possa estar contribuído com a má especificação do modelo quando se considera a variável diferencial de juros.

Em relação ao teste de normalidade, não houve mudança de resultado quando se estimou modelos diferentes. Em todos os casos o teste de Jarque Bera rejeitou a hipótese nula de normalidade. Os resultados de ambos os testes são mostrados nas tabelas 5 e 6.

Tabela 5: Teste LM para autocorrelação residual

Lags	LM-estat.	P- valor
1	21.10260	0.1746
2	13.28428	0.6519
3	12.05908	0.7399
4	15.37402	0.4974
5	25.54633	0.0608
6	20.24743	0.2093
7	20.90779	0.1821
8	6.199787	0.9858
9	11.79758	0.7578
10	16.90615	0.3917
11	13.75810	0.6167
12	14.08133	0.5927

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com os resultados da tabela 5, até o lag 12 não há autocorrelação nos resíduos do modelo ($p\text{-valor} > 0,05$ indica a não rejeição da hipótese nula de não autocorrelação).

Tabela 6: Teste de normalidade

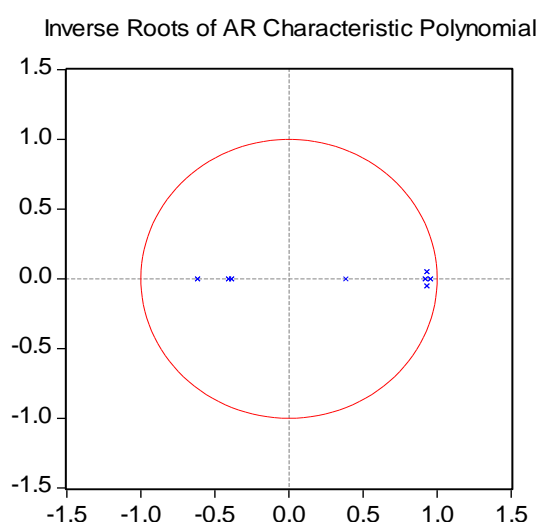
Equação	Jarque-Bera	Grau de liberdade	<i>p</i> -valor
1	216.9286	2	0.0000
2	1537.803	2	0.0000
3	54.46477	2	0.0000
4	629.6906	2	0.0000
Conjunto	2438.887	8	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da tabela 6 mostram que os resíduos da estrutura VAR não são normais. A normalidade também não ocorre quando se considera cada equação separadamente. No apêndice A deste trabalho se encontram os histogramas dos resíduos. A análise dos mesmos revela uma distribuição mais fechada em relação à normal, o que caracteriza uma curva leptocúrtica. Os valores elevados dos coeficientes de curtose confirmam esse tipo de curva. Também no apêndice A estão os gráficos dos resíduos.

A seguir, na figura 4, é apresentado o gráfico dos autovalores da matriz *companion*³⁹, o qual é importante para a determinação da estabilidade do VAR.

Figura 4: Gráfico dos autovalores



Fonte: Elaboração própria a partir do Eviews 5.0

³⁹ Para mais informações para matriz *companion*, ver Juselius (2003).

Nota-se que os autovalores não excedem ao círculo unitário, permitindo afirmar que o modelo VAR em questão é estável. Após a correta especificação do modelo, foi aplicado o teste do traço para verificar cointegração. Os resultados desse teste se encontram na tabela a seguir.

Tabela 7: Teste de cointegração

Vetores de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico a 5%	P-valor
Nenhum	0.116019	39.32633	47.85613	0.2475
Ao menos 1	0.062815	20.45841	29.79707	0.3923
Ao menos 2	0.052548	10.53253	15.49471	0.2420
Ao menos 3	0.014752	2.273809	3.841466	0.1316

Fonte: Elaboração própria.

O teste do traço não apontou a existência de vetor de cointegração como pode ser visto na tabela 7 (a estatística do traço é menor que o valor crítico ao nível de 5% de significância). Logo, a forma estrutural do modelo é o VAR, não havendo a necessidade de se estimar um VEC.

5.2.2 O modelo VAR para o câmbio

De maneira semelhante ao modelo do IEC, foi estimado o VAR para o câmbio. Após a estimação do VAR irrestrito, aplicaram-se os critérios de informação para determinar a ordem do VAR, os quais se encontram na tabela a seguir.

Tabela 8: Critérios de informação

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2472.057	NA	4.00e+09	33.46023	33.54124	33.49314
1	-1917.574	1071.500	2763561.	26.18344	26.58846	26.34800
2	-1801.795	217.4764	717958.0	24.83507	25.56413*	25.13129*
3	-1785.184	30.30393	712919.4*	24.82682*	25.87989	25.25468
4	-1776.124	16.03852	784786.1	24.92060	26.29770	25.48011
5	-1764.843	19.36106	839507.9	24.98437	26.68549	25.67553
6	-1751.446	22.26893	874235.8	25.01954	27.04468	25.84235
7	-1740.639	17.37839	944815.1	25.08972	27.43888	26.04418
8	-1722.669	27.92595*	929186.5	25.06310	27.73629	26.14921

Nota: * representa o número de lag escolhido. LR= estatística LR; AIC= critério de Akaike; SC = critério de Schwartz; HQ = critério de Hananan-Quinn; FPE= previsão do erro final.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da tabela 8 mostram uma divergência entre os critérios em relação ao número de defasagens (lags) a ser escolhido. Os critérios SC e HQ indicaram o lag 2, enquanto o critério AIC apontou o lag 3. Optou-se por escolher o lag para o qual o teste de autocorrelação nos resíduos obtivesse o melhor resultado. Dessa forma, optou-se por 2 defasagens no modelo. Os resultados do teste LM se encontram no apêndice B. Até o lag 9, não há presença de autocorrelação residual.

Também foi computado o teste de normalidade e verificada a existência de estabilidade no modelo através do gráfico dos autovalores, os quais se encontram no apêndice B. O teste Jarque Bera rejeitou a hipótese de normalidade para os resíduos. Em relação à estabilidade, o modelo em questão apresentou um processo estável.

Após a especificação do modelo, foi computado o teste do traço para cointegração. Os resultados se encontram na tabela a seguir.

Tabela 9: Teste de cointegração

Vetores de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico a 5%	P-valor.
Nenhum *	0.160360	34.86602	29.79707	0.0120
Pelo menos 1	0.044020	8.124349	15.49471	0.4522
Pelo menos 2	0.008050	1.236592	3.841466	0.2661
Pelo menos 3	0.008195	1.258957	3.841466	0.2618

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da tabela 9 apontam para a existência de um vetor de cointegração (a 5% rejeita-se a hipótese de nenhum vetor de cointegração). Este resultado indica que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis, logo a forma estrutural mais adequada é o método VEC. Os resultados para este modelo podem ser vistos no apêndice B deste trabalho. Considerando o nível de significância de 10%, o vetor de cointegração faz o ajuste de curto prazo para a equação do câmbio. Após a estimação do modelo VEC, novamente se aplicaram os testes LM para autocorrelação e normalidade, apresentados nas tabelas a seguir:

Tabela 10: Teste LM para autocorrelação residual

Lags	LM-Stat	P-valor
1	21.51467	0.1596
2	8.691345	0.9256
3	20.09900	0.2158
4	14.75021	0.5430
5	20.96518	0.1799
6	13.05710	0.6686
7	22.76572	0.1201
8	17.39673	0.3604
9	13.52122	0.6343

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com os resultados apresentados na tabela 10, até o lag 9, o teste de autocorrelação serial nos resíduos não rejeita a hipótese nula de resíduos não autocorrelacionados.

Tabela 11: Teste de normalidade

Equação	Jarque-Bera	Grau de Liberdade	P-valor
1	1184.993	2	0.0000
2	1523.980	2	0.0000
3	12.41349	2	0.0020
4	16.53103	2	0.0003
Conjunto	2737.917	8	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados do teste de Jarque Bera rejeitaram a hipótese nula de normalidade nos resíduos do VEC. A analisando individualmente também há não rejeição da hipótese nula de normalidade residual para cada equação. Os histogramas dos resíduos apresentados no apêndice B indicam a presença de curvas leptocúrticas, as quais são mais fechadas do que a normal.

5.3 Verificando a existência de heterocedasticidade condicional

Após a correta especificação da média condicional, foi aplicado o testes ARCH LM para o caso multivariado nos resíduos do modelo VAR. Os resultados podem ser vistos na tabela 12.

Tabela 12: Teste multivariado ARCH-LM

Modelo	Estatística de teste	Significância
VAR para o IEC	860,72	0,000
VEC para o CÂMBIO	867,9	0,000

Nota: Estatísticas calculadas pelo programa RATS 8.0

O resultado do teste ARCH LM multivariado mostrou que, para ambos os modelos apresentados neste trabalho existe heterocedasticidade condicional nos resíduos. Logo, a aplicação de um modelo GRACH se torna apropriada neste caso.

5.4 Modelando a variância condicional

Neste trabalho optou-se por considera um modelo GARCH multivariado porque nesta abordagem é permitido estimar as inter-relações entra as variâncias e covariâncias das séries estudados. O modelo considerado em questão foi o BEKK, por ser mais parcimonioso em relação ao número de parâmetros a ser estimado.

5.4.1 O modelo GARCH para o IEC

O modelo BEKK foi estimado considerando-se o modelo VAR para o IEC descrito na seção anterior como representativo da média condicional. Foram consideradas as distribuições normal e *t-student* para a estimação do BEKK. Optou-se pela distribuição *t-student* porque foi aquela para a qual se consegui obter a convergência do modelo. Os resultados para o modelo GARCH(1,1) multivariado estimado para o investimento em carteira (IEC) são apresentados nas tabelas 13, 14 e

15, onde se encontram, respectivamente, os coeficientes para a média condicional, os coeficientes ARCH, e os coeficientes GARCH. O modelo foi estimado com constante, porém a tabela das constantes se contrata no apêndice C deste trabalho. Ao nível de 5%, nenhuma constante foi significativa.

Para a interpretação das tabelas, é necessário considerar a ordem em que as variáveis foram utilizadas. A equação foi estimada conforme apresentado na tabela A1 do apêndice A. Assim, (1,1) indica o efeito da primeira variável sobre si mesma, (1,2) o efeito da primeira variável sobre a segunda e assim por de ante. A coluna “variável” da tabela 13 representa as variáveis independentes de cada equação formada simultaneamente.

Tabela 13: Modelo GARCH: média condicional

Equação	Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística teste	<i>p</i> -valor
IEC	IEC{2}	0.8594	0.0509	16.8931	0.0000*
	IOF{2}	-0.6049	2.0619	-0.2934	0.7692
	EMBI{2}	-980.2957	659.6780	-1.4860	0.1373
	CAMBIO{2}	-212.2219	460.3896	-0.4610	0.6448
	Constant	2342.4333	1073.2415	2.1826	0.0291**
IOF	IEC{2}	0.0000	0.0000	3.9594	0.0001***
	IOF{2}	0.9290	0.0273	33.9971	0.0000***
	EMBI{2}	0.4565	0.2161	2.1120	0.0347**
	CAMBIO{2}	-0.2651	0.1593	-1.6646	0.0960*
	Constant	0.2737	0.3508	0.7802	0.4353
CAMBIO	IEC{2}	0.0000	0.0000	-2.4032	0.0163**
	IOF{2}	-0.0001	0.0000	-2.6358	0.0084***
	EMBI{2}	0.8846	0.0297	29.8106	0.0000***
	CAMBIO{2}	-0.0619	0.0172	-3.5986	0.0003***
	Constant	0.1720	0.0371	4.6417	0.0000***
EMBI	IEC{2}	0.0000	0.0000	-2.0064	0.0448**
	IOF{2}	-0.0001	0.0001	-1.8236	0.0682*
	EMBI{2}	0.0033	0.0468	0.0708	0.9435
	CAMBIO{2}	0.8638	0.0278	31.0713	0.0000***
	Constant	0.3104	0.0695	4.4649	0.0000***

Nota: modelo estimado com base na equação estrutural $IEC = \beta_0 \pm \beta_1 IOF \pm \beta_2 CAMBIO \pm \beta_3 EMBI + \varepsilon_t$

Tabela 14: Modelo GARCH: coeficientes da matriz Γ

Equação	Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística teste	p-valor
IEC	A(1,1)	1.0069	0.5000	2.0139	0.0440
	A(1,2)	-0.0001	0.0000	-1.8163	0.0693*
	A(1,3)	0.0000	0.0000	-0.4300	0.6672
	A(1,4)	0.0000	0.0000	-1.2689	0.2045
IOF	A(2,1)	-44.6639	29.2715	-1.5259	0.1270
	A(2,2)	3.2753	1.6047	2.0411	0.0412**
	A(2,3)	-0.0001	0.0002	-0.6745	0.5000
	A(2,4)	0.0003	0.0005	0.5702	0.5686
CAMBIO	A(3,1)	1748.6307	3221.9494	0.5427	0.5873
	A(3,2)	-12.6053	6.2712	-2.0100	0.0444**
	A(3,3)	1.3549	0.6665	2.0329	0.0421**
	A(3,4)	0.7998	0.4582	1.7457	0.0809
EMBI	A(4,1)	1677.4845	3429.2636	0.4892	0.6247
	A(4,2)	-1.4305	1.1600	-1.2332	0.2175
	A(4,3)	-0.1746	0.1489	-1.1726	0.2409
	A(4,4)	0.7831	0.4281	1.8293	0.0674*

Nota: Matriz Γ estimada de acordo com a equação $vech(\Sigma_{t|t-1} \cdot) = \gamma_0 + \sum_{j=1}^q \Gamma_j vech(u_{t-j} w_{t-j}) + \sum_{j=1}^m G_j vech(\Sigma_{t-j|t-j-1})$

Tabela 15: Modelo GARCH : coeficientes da matriz G

Equação	Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística teste	p -valor
IEC	B(1,1)	0.9057	0.0242	37.3711	0.0000*
	B(1,2)	0.0000	0.0000	1.1378	0.2552
	B(1,3)	0.0000	0.0000	-1.5141	0.1300
	B(1,4)	0.0000	0.0000	-0.7269	0.4673
IOF	B(2,1)	8.6899	3.4760	2.4999	0.0124**
	B(2,2)	0.5815	0.0397	14.6329	0.0000***
	B(2,3)	0.0000	0.0000	0.5124	0.6084
	B(2,4)	-0.0001	0.0001	-1.0565	0.2907
CAMBIO	B(3,1)	197.7665	565.7463	0.3496	0.7267
	B(3,2)	1.1726	0.2249	5.2131	0.0000***
	B(3,3)	0.8744	0.0261	33.5478	0.0000***
	B(3,4)	-0.1156	0.0463	-2.4985	0.0125**
EMBI	B(4,1)	-822.5284	590.4882	-1.3930	0.1636
	B(4,2)	0.1656	0.1252	1.3232	0.1858
	B(4,3)	-0.0028	0.0181	-0.1554	0.8765
	B(4,4)	0.9151	0.0325	28.1840	0.0000***
	Shape ⁴⁰	2.1320	0.1387	15.3769	0.0000**

Nota: Matriz G estimada de acordo com a equação $vech(\Sigma_{t|t-1}) = \gamma_0 + \sum_{j=1}^q \Gamma_j vech(u_{t-j}u_{t-j}') + j=1mGjvech\Sigma t-j|t-j-1$

Convergência em 273 iterações. Estatísticas produzidas pelo RATS 8.0. *** indica significância a 1%; ** indica significância a 5% e * indica significância a 10%.

Fonte: Elaboração própria

Para a equação da média condicional do IEC, apenas o próprio investimento em carteira defasado em dois períodos e a constante foram significativos (tabela 12). Em relação aos coeficientes ARCH (matriz Γ), os coeficientes A(2,1), A(3,1) A(4,1) que indicam a influência do erro quadrático do IOF, EMBI e câmbio, respectivamente, sobre a volatilidade do IEC não se mostraram significativos. Contudo, observa-se que esse efeito ocorre entre o índice EMBI e o IOF a 5%. Ao nível de 10%, há um impacto do erro quadrático da série do IEC sobre a volatilidade do IOF, embora este impacto tenha um coeficiente ínfimo (tabela 13).

Os coeficientes de interesse são os coeficientes GARCH (matriz G), pois denotam a influência da variância de uma variável sobre a variância da outra. O coeficiente B(2,1) revela a influencia da volatilidade do IOF sobre a volatilidade do

⁴⁰ A variável shape é relativa à distribuição utilizada do modelo. O coeficiente =2,13 indica uma distribuição com caudas gordas. Olhando o histograma dos resíduos do modelo VAR apresentados no apêndice A desse trabalho, é possível notar valores afastados da média, o que indica um bom ajuste da distribuição t ao modelo.

IEC. Como pode ser notado na tabela acima, este coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de 5% ($p\text{-valor}= 0,0124$), logo há um efeito nas variações do IOF sobre a volatilidade do IEC. Esse efeito é da magnitude de 8,69, indicando uma relação diretamente proporcional entre as volatilidades dessas duas variáveis⁴¹. Tal impacto está em desacordo com o esperado, pois a restrição financeira deveria suavizar as variações do IEC. Contudo, a correlação entre ambas as volatilidades pode trazer alguma explicação neste sentido (figura 5).

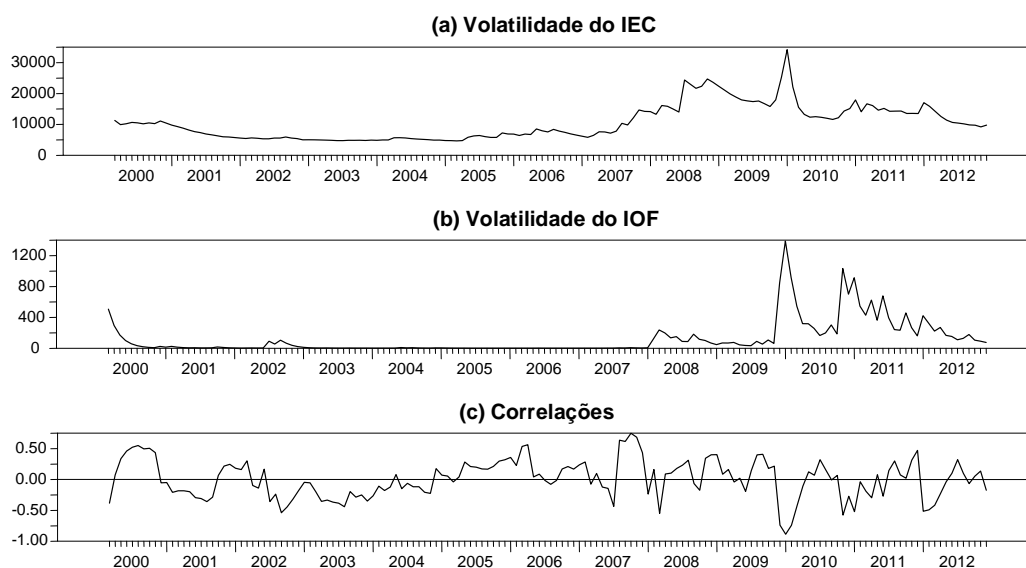
Em relação às demais variáveis que afetam o IEC, os coeficientes B(3,1) e B(4,1) que indicam, respectivamente, a influência das volatilidades do EMBI e do câmbio sobre o investimento em carteira não se apresentaram significativos. Adicionalmente, verifica um efeito do EMBI sobre o IOF, na magnitude de 1,17. Logo, a volatilidade do primeiro estaria influenciando na volatilidade do segundo.

Em comparação com os resultados de Munhoz (2011), que avaliou o impacto do IOF apenas sobre o aspecto da média condicional, verifica-se que o imposto não apresentou efeito sobre o investimento em carteira, sendo este mais influenciado por mudanças na taxa de câmbio e no índice de risco. Em contrapartida, de acordo com os resultados desta pesquisa, quando se considera o efeito do IOF sobre a variância do investimento em carteira, observa-se que o câmbio e o EMBI não transmitem volatilidade para o IEC, porém existe um efeito estatisticamente significativo do imposto.

Não obstante, é importante ressaltar que a variável IEC está abrangendo tanto o investimento em renda fixa quanto em renda variável, pois ambos sofrem incidência do IOF. Ocorre que o modelo do IEC estruturado, embora esteja seguindo os modelos empíricos apresentados na literatura, pode ser considerado mais explicativo para o investimento em renda fixa, pois está se baseando na paridade descoberta de juro. Dessa forma, uma consideração interessante a fazer, a título de pesquisas futuras, seria separar o efeito do imposto sobre os dois tipos de investimento, pois a inversão em renda variável sofre a influência de outras variáveis não abordadas neste trabalho, como o índice de rentabilidade da empresa.

⁴¹ É importante resalvar que os modelos GARCH tratam retornos positivos e negativos de forma similar, uma vez que os quadrados dos retornos entram na forma da volatilidade.

Figura 5: Volatilidades e correlação



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

A figura acima mostra respectivamente, a volatilidade do IEC, a volatilidade do IOF e correlação entre as duas volatilidades. O gráfico das correlações oscila bastante entre valores positivos e negativos e é possível notar que picos de valores positivos são precedidos por vales negativos. Uma possível explicação para isso pode estar na defasagem entre a aplicação de política e o efeito esperado. É possível pensar que ao perceber o IEC mais volátil o governo resolve aumentar a alíquota para controlar e por isso a correlação capta um efeito positivo. Passando algum tempo para os agentes sentirem o efeito do imposto, a volatilidade cai (correlação negativa).

Pode-se notar que até 2008, as variações na arrecadação do imposto foram muito pequenas, porém, esta situação muda a partir de 2009, quando há um salto na arrecadação. Neste momento, a correlação entre as volatilidades das variáveis em questão fica próxima de -1, indicando com relação inversa. Logo é possível pensar que, um aumento na volatilidade do IOF (que é pensado como mudanças positivas na alíquota, as quais geram um aumento na arrecadação num primeiro momento) gera uma diminuição da volatilidade do IEC.

Após a estimação do BEKK foram aplicados alguns testes de especificação sobre os quadrados dos resíduos padronizados do modelo a fim de averiguar a

consistência das estimativas. Esses testes foram o teste Q para autocorrelação e o teste ARCH LM.

Tabela 16: Testes de especificação do MGARCH

Teste	Estatística de teste	<i>p</i> -valor
Teste Q	190.02	0,526
ARCH LM	0,37	0,542

Fonte: Elaboração própria.

Para ambos os testes, o *p*-valor indica a não rejeição da hipótese nula, ou seja, não há autocorrelação nos resíduos e nem heterocedasticidade condicional. Logo, o modelo GARCH corrige para o efeito ARCH.

5.4.2 O modelo GARCH para o câmbio

De maneira similar ao que foi feito na subseção anterior, estimou-se o modelo BEKK para investigar o efeito do IOF sobre a volatilidade do câmbio. Foram consideradas as distribuições *t-student* e normal, no entanto para nenhuma delas se obteve a convergência do modelo. Neste caso, considerou-se a distribuição GED (Generalized Error Distribution), para a qual ocorreu a convergência. As tabelas a seguir mostram os coeficientes para a média condicional, os coeficientes ARCH e os coeficientes GARCH. O gráfico das constantes se encontra no apêndice D.

Tabela 17: Modelo GARCH: média condicional

Equação	Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística de teste	P-valor
CÂMBIO	CAMBIO{2}	0.5751	0.0098	58.9253	0.0000***
	IOF{2}	-0.0012	0.0001	-10.2829	0.0000***
	FLUXO{2}	0.0000	0.0000	0.9535	0.3403
	N{2}	0.0602	0.0012	48.7269	0.0000***
	Constant	0.3506	0.0172	20.3311	0.0000***
IOF	CAMBIO{2}	-4.0710	0.1240	-32.8321	0.0000***
	IOF{2}	1.4246	0.0097	146.9725	0.0000***
	FLUXO{2}	0.0001	0.0001	1.3299	0.1836
	N{2}	0.2217	0.0132	16.8099	0.0000***
	Constant	7.6484	0.1649	46.3872	0.0000***
DIFJUROS	CAMBIO{2}	204.1698	9.7927	20.8491	0.0000***
	IOF{2}	0.1634	0.1016	1.6086	0.1077
	FLUXO{2}	0.2503	0.0491	5.0971	0.0000***
	N{2}	-19.1233	1.4209	-13.4587	0.0000***
	Constant	-285.0865	18.5940	-15.3322	0.0000***
FLUXO	CAMBIO{2}	0.3605	0.0688	5.2419	0.0000***
	IOF{2}	-0.0009	0.0002	-3.6802	0.0002***
	FLUXO{2}	-0.0002	0.0001	-2.5790	0.0099***
	N{2}	0.8948	0.0089	100.8400	0.0000***
	Constant	0.4646	0.1086	4.2782	0.0000***

Nota: Regressão estimada com base na equação $C\hat{A}M B I O = \beta_0 \pm \beta_1 I O F \pm \beta_2 D I F J U R O S \pm \beta_3 F L U X O + \varepsilon_t$

Tabela 18: Modelo GARCH: coeficientes da matriz Γ

Equação	Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística de teste	P-valor
CAMBIO	A(1,1)	0.5754	0.0101	57.0755	0.0000***
	A(1,2)	-3.8354	0.4957	-7.7373	0.0000***
	A(1,3)	-49.5303	3.6748	-13.4784	0.0000***
	A(1,4)	1.4441	0.0350	41.2754	0.0000***
IOF	A(2,1)	-0.0039	0.0002	-20.5807	0.0000***
	A(2,2)	4.6374	0.0637	72.7468	0.0000***
	A(2,3)	-0.6590	0.1735	-3.7973	0.0001***
	A(2,4)	-0.0055	0.0009	-5.8525	0.0000***
DIFJUROS	A(3,1)	0.0000	0.0000	-1.0635	0.2876
	A(3,2)	-0.0012	0.0006	-1.7831	0.0746*
	A(3,3)	-0.6347	0.0515	-12.3135	0.0000***
	A(3,4)	-0.0009	0.0001	-11.1168	0.0000***
FLUXO	A(4,1)	-0.0300	0.0012	-24.9730	0.0000***
	A(4,2)	-2.7230	0.1367	-19.9184	0.0000***
	A(4,3)	2.3673	0.4853	4.8775	0.0000***
	A(4,4)	0.6860	0.0097	70.4563	0.0000***

Nota: Matriz Γ estimada de acordo com a equação $vech(\Sigma_{t|t-1}) = \gamma_0 + \sum_{j=1}^q \Gamma_j vech(u_{t-j} u_{t-j}') + \sum_{j=1}^m G_j vech(\Sigma_{t-j|t-j-1})$

Tabela 19: Modelo GARCH: coeficientes da matriz G

Equação	Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística de teste	P-valor
CÂMBIO	B(1,1)	0.7344	0.0037	198.2410	0.0000***
	B(1,2)	-1.0825	0.4671	-2.3173	0.0205**
	B(1,3)	-7.7294	3.0480	-2.5359	0.0112**
	B(1,4)	-0.9163	0.0223	-41.1370	0.0000***
IOF	B(2,1)	0.0184	0.0660	0.3121	0.8134
	B(2,2)	0.3344	0.0137	24.4552	0.0000***
	B(2,3)	0.0123	0.0592	0.2069	0.8361
	B(2,4)	-0.0005	0.0002	-2.9231	0.0035***
DIFJUROS	B(3,1)	0.0001	0.0000	19.0058	0.0000***
	B(3,2)	-0.0015	0.0002	-6.0579	0.0000***
	B(3,3)	0.5692	0.0093	61.1385	0.0000***
	B(3,4)	0.0003	0.0000	5.6226	0.0000***
FLUXO	B(4,1)	0.0074	0.0007	10.1929	0.0000***
	B(4,2)	0.1364	0.0789	1.7298	0.0837*
	B(4,3)	2.2480	0.4371	5.1426	0.0000***
	B(4,4)	0.5494	0.0075	73.2603	0.0000***
	Shape ⁴²	0.5754	0.0101	57.0755	0.0000***

Nota: Matriz G estimada de acordo com a equação $vech(\Sigma_{t|t-1}) = \gamma_0 + \sum_{j=1}^q \Gamma_j vech(u_{t-j} u_{t-j}') + j=1 m G j vech \Sigma_{t-j|t-j-1}$.

Convergência em 109 interações. *** indica significância a 1%; ** indica significância a 5% e * indica significância a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Para a média condicional, na equação do câmbio, apenas a variável FLUXO defasada em dois períodos não foi significativa. Em relação aos coeficientes ARCH (relativos à matriz Γ), os coeficientes A(2,1) e A(4,1) foram significativos. Estes coeficientes indicam, respectivamente, o efeito do erro quadrático do IOF e do fluxo de dólares transacionados no mercado de cambial sobre o câmbio. Ademais, também ocorreu um efeito ARCH da variável FLUXO sobre o diferencial de juros sobre na magnitude de 2,3673 (coeficiente A(4,3)).

Para os coeficientes GARCH (matriz G), o coeficiente B(2,1), que indica o efeito do IOF sobre a volatilidade cambial não foi significativo. Todavia, o efeito da volatilidade do diferencial de juros sobre a volatilidade do câmbio foi estatisticamente significativo (coeficiente B(3,1)), embora com pequena magnitude. No entanto, o efeito

⁴² O coeficiente de 2,01 da variável shape está indicando a existência de caudas gordas na distribuição. Como pode ser observado nos histogramas dos resíduos do modelo VAR para o câmbio (apêndice B), existem valores afastados da média da distribuição, o que revela a adequação da distribuição GED ao modelo.

inverso (coeficiente B(1,3)), considerando o nível de 1% de significância, apresentou magnitude de -7,7294, revelando ser um impacto de maior intensidade.

A volatilidade da variável FLUXO também foi estatisticamente significativa (coeficiente B(4,1)) em relação à volatilidade cambial. De maneira similar ao que aconteceu do o diferencial de juros, o efeito inverso também foi significativo. Dessa forma, as variações cambiais afetam as variações do volume de dólares transacionado do mercado de câmbio (coeficiente B(1,4)).

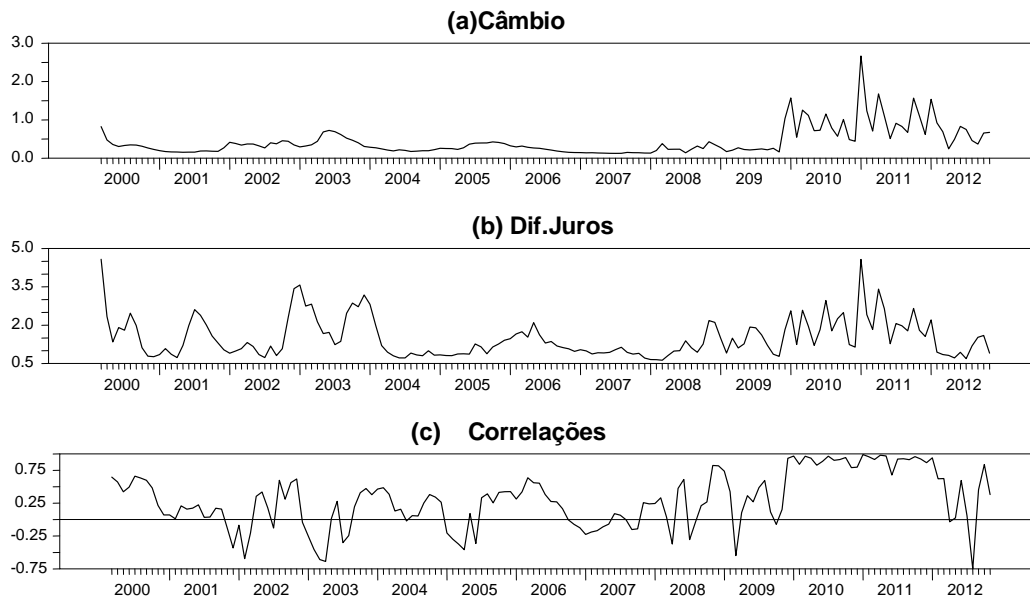
Também ocorreu um efeito da volatilidade do diferencial de juros sobre a volatilidade do fluxo de dólares (coeficiente B(3,4)) e o impacto contário (coeficiente B(4,3)) na magnitude de 2,248, o que revela certa intensidade na transmissão de volatilidade de uma variável para outra.

Observa-se que a volatilidade do diferencial de juros afeta tanto a volatilidade do câmbio, como a volatilidade da fluxo de dólares e esta não afeta a volatilidade cambial. Uma possível explicação para essas transmissões de volatilidade pode ser o fato de o diferencial de juros ser a variável analisada *ex-ante* pelos agentes, ou seja, um diferencial volátil gera uma volatilidade no fluxo de dólares (podem ocorrer saídas ou entradas de dólares) que irá afetar a volatilidade cambial.

Também observa-se que o IOF não exerce impacto sobre a variância do câmbio, porém, ocorre o efeito inverso. A influência da volatilidade cambial sobre a variância do imposto pode ser explicada pelo fato de o governo está analisando a volatilidade cambial para se decidir sobre o aperto ou restrição do imposto. Por outro lado, a variância do IOF pode não ter exercido efeito na variância do câmbio pelo fato de esta variável está sendo influenciada por outras variáveis que são as variáveis fundamentais, dentre elas o diferencial de juros. Dessa maneira, neste trabalho é comprovada a hipótese de que as transmissões de volatilidade, captadas no modelo multivariada, anulam um possível efeito do IOF e que, talvez, quando se avalie o impacto do imposto sobre o método univariado, efeitos equivocados da influência do controle de capital sobre o câmbio possam estar sendo atribuídos ao IOF, já que existe uma influência concomitante do movimento de outras variáveis.

As figuras 6 e 7 analisam, respectivamente, a correlação entre as volatilidades do câmbio e do diferencial de juros e do câmbio e o fluxo de dólares.

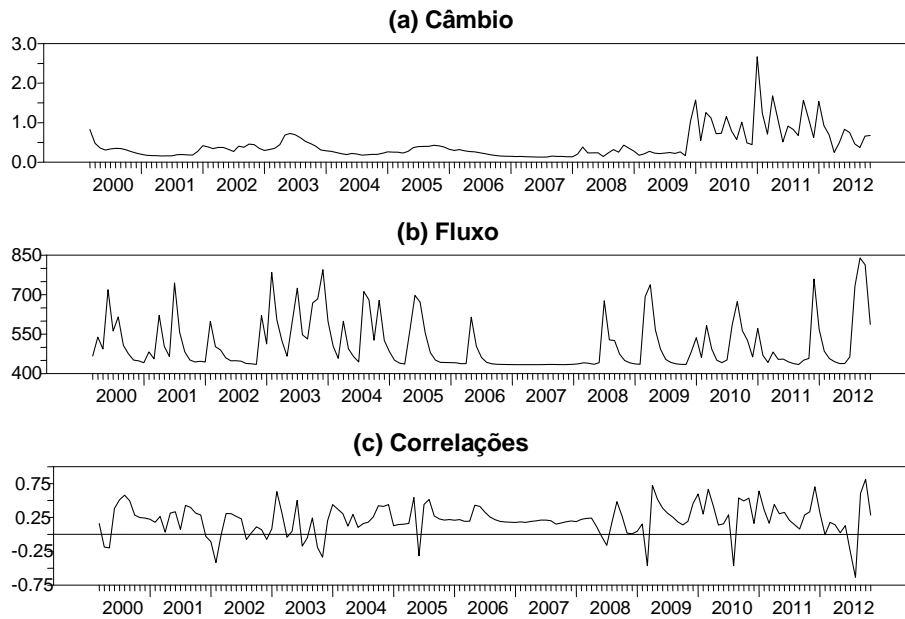
Figura 6: Volatilidades e correlações



Fonte: Elaboração própria a partir do WinRats.

O gráfico c revela que a correlação entre as volatilidades do diferencial dos juros e do câmbio oscila bastante entre valores negativas e positivas, porém apresenta uma série mais nervosa, diferente daquela que caracterizou a correlação entre as volatilidades do IEC e do IOF. Considerando que as operações financeiras no mercado de câmbio ocorrem em períodos de tempo muito curto (dentro de um dia podem sofrer várias oscilações) é possível esperar que essa correlação reflita a dinâmica desse mercado.

Figura 7: Volatilidades e correlações



Fonte: Elaboração própria a partir do WinRats.

A volatilidade do fluxo de dólares apresentou picos durante todo o período analisado. De maneira similar ao que aconteceu com a correlação das volatilidades do diferencial de juros e do câmbio, a correlação entre a variância deste e do fluxo de dólares também apresenta uma série nervosa, oscilando entre valores negativos e positivos. Porém, entre o período de 2005 a 2008 a correlação se mantém positiva, revelando uma relação direta entre as duas volatilidades.

Por fim, respondendo à hipótese levantada por essa pesquisa, conclui-se que o IOF tem efeito sobre a volatilidade do IEC, porém não influencia na volatilidade cambial. Vale resaltar que o próprio investimento em carteira exerce um efeito na taxa de câmbio, pois a entrada de investimento estrangeiro pressiona a troca de dólares por real. Logo é possível pensar que se o IOF consegue afetar a entrada de capital, deveria haver efeito sobre o câmbio. Contudo, esta variável é influenciada por vários outros fatores, como o saldo em transações correntes, o diferencial de preços, os termos de troca (a literatura sobre taxa de câmbio é vasta no que diz respeito às variáveis fundamentais de determinação) as quais impactam de forma mais acentuada sobre o seu valor.

Este raciocínio corrobora com o uso de modelos multivariados, como o que foi apresentado neste trabalho. Em comparação com o que foi feito por Gomes (2009) e Andrade (2007), os autores concluem que o controle de capital exerce um efeito sobre a volatilidade do câmbio, porém modelando a série do câmbio como dependendo unicamente dos seus valores passados. Neste sentido, um modelo univariado capta apenas o impacto do IOF, excluindo-se o efeito que as demais variáveis exercem sobre ele. Como foi visto neste trabalho, não há efeito do IOF quando se consideram as variáveis fundamentais, pois estas exercem um impacto de maior influência sobre o câmbio.

Após a estimação do MGARCH, foram computados os testes de autocorrelação serial (teste Q) e ARCH LM para heterocedasticidade condicional. Os resultados apresentados na tabela 20 mostram que o modelo estimado corrige para esses dois problemas, tornando as estimativas válidas.

Tabela 20: Teste de especificação do MGARCH

Teste	Estatística de teste	<i>p-valor</i>
Teste Q	113,37	0,11
ARCH LM	91, 87	0,51

Fonte: Elaboração própria.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho se propôs a fazer uma análise do efeito do IOF sobre a economia brasileira considerando o impacto do imposto sobre o investimento em carteira e sobre a taxa de câmbio. Esta análise foi feita sobre a ótica da variância condicional de forma que, para captar esse efeito se estimou um modelo GARCH multivariado.

A equação da média condicional foi estruturada com base no método de vetores autorregressivos- VAR. Optou-se por esse método porque ele consegue captar o efeito das variáveis fundamentais sobre a variável dependente, diferente de um modelo ARMA, onde a variável observada fica em função apenas de seus valores passados mais o termo de erro defasado.

Em seguida foi estimado o modelo BEEK para análise da variância. Para o investimento em carteira, os resultados mostraram haver um efeito positivo do IOF sobre a volatilidade desse investimento. A análise da correlação entre essas duas volatilidades mostrou que há alternância entre relações positivas e negativas, as quais podem ser explicadas pela defasagem de tempo que existe entre as mudanças no imposto e a percepção dos agentes no mercado. As demais variáveis que afetam o IEC, CÂMBIO e EMBI considerados neste trabalho, não exerceram efeito significativo sobre a volatilidade desse investimento.

Em relação à taxa de câmbio, o modelo estimado não mostrou efeito do IOF sobre a volatilidade cambial. Por outro lado, a volatilidade do câmbio é afetada pela volatilidade do diferencial de juros. Essa transmissão de volatilidade pode ser explicada pelo fato de essa variável ser bastante considerada pelos *dealres* do mercado cambial. Também sofre impacto da volatilidade do volume de dólares transacionado, o que é uma conclusão pertinente, pois a quantidade de dólares no mercado brasileiro afeta a cotação cambial.

Quando comparado esses resultados para o câmbio em relação aos que foram encontrados por Andrade (2007) e Gomes (2009), nota-se que quando se avalia a média condicional como um processo ARMA e considerara apenas a restrição financeira como regressor na equação da variância, o modelo capta um efeito do controle sobre a volatilidade cambial. No entanto, quando se levam em conta as variáveis fundamentais de determinação do câmbio, não há o efeito esperado do imposto, pois a volatilidade cambial se mostra relacionada com o diferencial de juros. Logo, esse resultado revela o

efeito da transmissão de volatilidade das demais variáveis e a importância de se considerar a análise multivariada.

Do ponto de vista econômico, é possível inferir, com base nos resultados desta pesquisa, que o governo federal ao propor uma mudança no imposto está observando o movimento não só das variáveis que deseja regular (no caso o IEC e o câmbio), mas também das demais variáveis que apresentam movimentos concomitantes com elas. Isso ocorre porque existe uma inter-relação dinâmica (muito pertinente em modelos econômicos) que gera efeito potencial sobre a variável que se deseja controlar.

Tal fato foi representado neste trabalho através de modelos multivariados para a variância do IEC e do câmbio. Notou-se que, quando se consideram as variáveis fundamentais como regressoras do câmbio juntamente com o IOF, o efeito deste desaparece (em relação aos resultados de Andrade (2007) e Gomes (2009)). Logo, pode-se inferir que há um impacto das demais variáveis sobre o câmbio de tal forma que anule o efeito do controle de capital. Já para o IEC, o que se percebeu foi que o IOF tem efeito sobre sua volatilidade, o que não ocorre quando se analisa a média condicional, como foi observado por Munhoz (2011).

Neste sentido, esse resultado vai ao encontro da hipótese de sustentação dessa pesquisa, a qual se propôs avaliar o efeito do IOF sobre o aspecto do segundo momento de forma multivariada, contribuindo assim com a literatura de controle de capital do Brasil.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, C. H. C. **Fluxos de capitais para o Brasil: a efetividade dos controles entre 1995 a 2005**. Dissertação de mestrado- Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2007.
- ARIYOSHI, A; HABERMEIER, K; LAURENS, B; OTKER-ROBE, I; CANALES-KRILJENKO, J. I; KIRILENKO, A. Capital controls: Country experiences with their use and liberalization. **IMF Occasional Paper**, nº. 190. Washington, DC: International Monetary Fund, 2000.
- BABA, C; KOKENYNE, A. Effectiveness of Capital Controls in Selected Emerging Markets in the 2000s. **IMF Working Paper**, dec/2011.
- BALDINI JÚNIOR, R. Controles de capital no Chile. **Notas técnicas do Banco Central**, nº 2, jun\2001.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Séries de Tempo**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?serietemp>>. Acesso em: 05/13.
- BARTOLINI, L; DRAZEN, A. Capital-account liberalization as a signal. **The American Economic Review**, v. 87, nº. 1, mar. 1997.
- BERNARDELLI, A. G; ARAÚJO, E. C. Uma Análise dos Determinantes do Fluxo de Capital de Curto Prazo para o Brasil no período 1999 a 2011 utilizando um modelo VAR estrutural. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40,2012, Porto de Galinhas. **Anais..** Porto de Galinhas: Anpec, 2012.
- BHAGWATI, J. Why Free Capital Mobility may be Hazardous to Your Health: Lessons from the Latest Financial Crisis. **National Bureau Economic Research**, 1998.
- BUENO, R.D.L.S. **Econometria de Séries Temporais**. 1º ed, São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CALVO G; LEIDERMAN, L; REINHART, M. C. Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors. **IMF Staff Papers**, v. 40, nº 1, 1993.
- CALVO, G; LEIDERMAN, L; REINHART, M. C. Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s”, **Journal of Economic Perspectives**, v. 10, nº 2, 1996.
- CARDOSO, E; GOLDFAJN, I. Capital Flows to Brazil: The Endogeneity of Capital Controls. **IMF Staff Papers**, v. 45, nº1, 1998.
- CLEMENTE, J., MONTAÑÉS, A., REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economics Letters**, v.59, 1998.

DE GREGORIO, J; EDWARDS, S; VALDES, R. Controls on Capital Inflows: Do they Work? **Journal of Development Economics**, v. 63, 2000.

DICKEY, D. A; PANTULA, S. G. Determining the order of differencing in autorregressive processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.5, n°4, 1987.

DICKEY, D. A; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, n°4, 1981.

DORNBUSCH, R. Malaysia: was it different? **National Bureau Economic Research**, 2001.

EDISON, H; REINHART, C. Stopping hot money: On the use of capital controls during financial crises. **Journal of Development Economics**, v.66, n°2, 2001.

EDWARDS, S. How Effective Are Capital Controls? **Journal of Economic Perspectives**, v.13, n° 4, 1999.

EDWARDS, S; RIGOBON, R. Capital controls, exchange rate volatility and external vulnerability. **National Bureau Economic Research**, june/2005.

EICHENGREEN, B. Capital account liberalization: what do cross-country studies tell us? **The World Bank Economic Review**, v. 15, n. 3, 2001

ENDERS, W. **Applied Econometric Times Series**. New York: John Wiley & Sons 2004.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n°2, 1987.

ENGLE, R. F; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized GARCH, **Econometric Theory**, v.11, 1995.

EVANS, M.D.D; LYONS, R.K. Order Flow and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy**, v.110, n.1, 2002.

FANELLI, J. M. **Regulación de los Movimientos de Capital en los Países en Desarrollo: Reflexiones sobre la experiencia de los Noventa**. Banco Central da Bolivia, 1998.

FISCHER, S. **Capital account liberalization and the role of the IMF** In: Essays in International Finance, n. 207, Princeton, 1998.

FORBES, K. Capital controls: mud in the wheels of market efficiency. **Cato Journal**, v. 25, n°. 1, 2003.

FORBES, K. One cost of the Chilean capital controls: increased financial constraints for smaller traded firms. **Journal of International Economics**, v. 71, 2006.

FRANZEN, A; MEURER, R; GONÇALVES, C. E. S; SEABRA, F. Determinantes do Fluxo de Investimentos de Portfólio para o Mercado Acionário Brasileiro. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n.º 2, abr-jun/ 2009.

GABRIEL, L. F; OREIRO, J. L. C. Fluxo de capitais, fragilidade externa e regimes cambiais – uma revisão teórica. **Revista de Economia Política**, v. 28, n.º2, abr/jun 2008.

GARCIA, M. G. P. **Os controles de ingresso de capitais funcionaram?** Disponível em < [http://www.economia.puc-rio.br/mgarcia/Artigos/130208%20-%20Controle%20de%20Ingresso%20de%20Capitais%20\(Valor\).pdf](http://www.economia.puc-rio.br/mgarcia/Artigos/130208%20-%20Controle%20de%20Ingresso%20de%20Capitais%20(Valor).pdf)>. Acesso em mar/13.

GARCIA, M. G. P; CARVALHO, B. S. M. Ineffective Controls on Capital Inflows under Sophisticated Financial Markets: Brazil in the Nineties. **National Bureau Economic Research**, 2008.

GARCIA, M. G. P; CHAMON, M. **Capital controls in Brazil: effective?** 2013. Disponível em < <http://www.econ.puc-rio.br/biblioteca.php/trabalhos/show/1265>>. Acesso em mar/13.

GARCIA, M. G. P; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. **Pesquisa e Planejamento econômico**, v. 33, n.º 2, ago-2003.

GARCIA, M. G. P., VALPASSOS, M. V. F. Capital flows, capital controls and currency crisis: the case of Brazil in the 1990s. In: LARRAIN, F. (ed.). Capital flows, capital controls, and currency crises: Latin America in the 1990s. University of Michigan Press, 2000.

GOLDFAJN, I; E. MINELLA. Capital flows and controls in Brazil: what have we learned? **National Bureau Economic Research Working Paper**, n.º 11640, 2005.

GOMES, E. F. G. **Regimes cambiais, controles de capitais e autonomia da política monetária**. Dissertação de mestrado- Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2009.

GOURINCHAS, P. O; JEANNE, O. On the benefits of capital account liberalization for emerging economies. **CEPR**, jun. 2002.

HENNINGS, K; MESQUITA, M. Capital flows to the Brazilian economy: 2003–07. **BIS**, Papers n.º 44, 2008.

HERMANN, J. Reformas, endividamento externo e o ‘milagre’ econômico. In: GAMBIAGI, F. (Org.). **Economia brasileira e contemporânea**. Campos, Elsevier, 2004.

IPEADATA – **Macroeconômico**, 2013. Disponível em < <http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em 05/13.

JINJARAK, Y; NOY, I; ZHENG, H. Capital Controls in Brazil – Stemming a Tide with a Signal. **Working Paper**, n.º. 12-13, July/2012.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, Illinois, v.59, n°6, nov/ 1991.

JOHNSON, S; MITTON, T. Cronyism and capital controls: evidence from Malaysia. **National Bureau Economic Research**, oct/2001.

JONATHAN, D. O; ATISH, R. G; HABERMEIER, K; CHAMON, M; QURESHI, M. S; REINHARDT, D. B. S. Capital inflows: the role of controls. **IMF Staff Position Note**, feb/ 2010.

JUSELIUS, K. **The cointegration VAR model: econometric methodology and macroeconomic applications**. New York: Oxford University Press, 2003.

KAPLAN, E; RODRIK, D. Did the Malaysian capital controls work? **National Bureau Economic Research**, feb/2001.

KOSE, M. A; CARDARELLI, R; ELEKDAG, S. Capital Inflows: Macroeconomic Implications and Policy Responses. **IMF Working Paper**, mar/2009.

LEE, J; STRAZICICH, M.C. Minimum Unit Root Test Whith two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 4, 2003.

LEE, J; STRAZICICH, M.C. Minimum Unit Root Test Whith one Structural Break. *Appalachain State University, Working Paper* n. 17, 2004.

LE FORT G. R; BUDNEVICH, C. **Regulation of foreign capital flows in Chile**. Banco Central do Chile. Economic Policies and Management, 1997. Disponível em <http://tcdc2.undp.org/GSSDAcademy/SIE/Docs/Vol3/Regulation_Chile.pdf>. Acesso em mar\13.

LEVINE, R. Financial development and economic growth: Views and agenda. **Journal of Economic Literature**, v. 35, jun. 1997.

LUTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer Berlin Heidelberg, 2005.

MACDONALD, R. The market microstructure approach to the foreign exchange market. In: _____. **Exchange rate economics: theories end evidence**. 1ª ed. New York, 2007.

MAGUD, N; REINHART, C. M. Capital controls -An evaluation. **National Bureau Economic Research**, 2004.

MAGUD, N; REINHART, C; ROGOFF, K. Capital Controls: Myth and Reality- A Portfolio Balance Approach. **National Bureau Economic Research Working Paper** n°. 16805, 2011.

MATHESON, T. Taxing Financial Transactions: Issues and Evidence. **IMF Working Paper**, mar/2011.

MEYRELLES FILHO, S. F; JAYME JR, F. G; LIBÂNIO, G. A. Mobilidade de capitais e crescimento econômico: elementos para uma síntese teórica. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, nº. 3, dez. 2009.

MILESI-FERRETTI, G. M; LANE, P. R. The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004. **IMF Working Paper**, mar/ 2006.

MONTIEL, P; REINHART, C. M. Do capital controls and macroeconomic policies influence the volume and composition of capital flows? Evidence from the 1990s. **Journal of International Money and Finance**, 1999.

MUNHOZ, V. C. V. Vulnerabilidade externa e controle de capitais no Brasil: uma análise das inter-relações entre câmbio, fluxo de capitais, IOF, juros e risco país. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39, 2011, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2011.

MUNHOZ, V. C. V; KOBAYASHI, T. C; CORRÊA, V. P. Vulnerabilidade externa no Brasil, Argentina, Chile e México: uma análise empírica da volatilidade dos fluxos financeiros e da fuga de capitais. In: III ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, 3,2010, São Paulo. **Anais...** São Paulo: FGV, 2010.

NEELY, C. J. An introduction to capital controls. In: **Federal Reserve Bank of St. Louis**, dec. /1999.

PAULA, L. F; OREIRO, J. L; SILVA, G. J. C. Fluxo e controles de capitais no Brasil: avaliação e proposição de política. **Agenda Brasil**, nº 3, 2004.

REINHART, C; SMITH, T. **Too much of a good thing: The macroeconomic effects of taxing capital inflows**. In *Managing capital flows and exchange rates: Perspectives from the Pacific Basin*, ed. Reuven Glick, 436–64. Cambridge: Cambridge University Press,1998.

RIGOBON, R; BRONER, F. A. why are capital flows so much more volatile in emerging than in developed countries? Banco Central do Chile, **Working Paper** nº 328, sep/2005.

RODRIK, D. Who needs capital-account convertibility? **Essays in International Finance**, Princeton, nº. 207, 1998.

SILVA, G. J. C. de; RESENDE, M. F. C. Eficácia dos controles de capital no Brasil: uma abordagem teórica e empírica alternativa. **Estudos Econômicos**, v. 40, nº 3, São Paulo, jan –set/2010.

SOIEHT, E. **Índice de controle de capitais: uma análise da legislação e dos determinantes do fluxo de capital no Brasil no período 1990- 2000**. Dissertação de mestrado – Escola de Pós Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.

STIGLITZ, J. E. Capital market liberalization, economic growth, and instability. **World Development**, v. 28, nº. 6, 2000.

SWAMI, K, D. The Tobin Tax: An Idea Whose Time Has Come. **Rajasthan Economic Journal**, v. 34, jan – jul\2010.

TERRA M. C; SOIHET, E. Índice de Controle de Capitais: Uma Análise da Legislação e seu Impacto Sobre o Fluxo de Capital no Brasil no Período 1990-2000. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, nº. 4, out-dez\ 2006.

TOBIN, J. A proposal for international monetary reform. **Eastern Economic Journal**, v. 4, 1978.

VIEIRA, A; GARCIA, M. Mercados futuros e à vista de câmbio no brasil: o rabo abana o cachorro. RBE, v.66, nº1, 2012.

ZIVOT, E; ANDREWS, K. Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.10, nº10, 1992.

APÊNDICE

APÊNDICE A: Estatísticas, histograma e gráfico dos resíduos do modelo VAR para o investimento em carteira.

Figura A1: Histogramas dos resíduos da equação do IEC

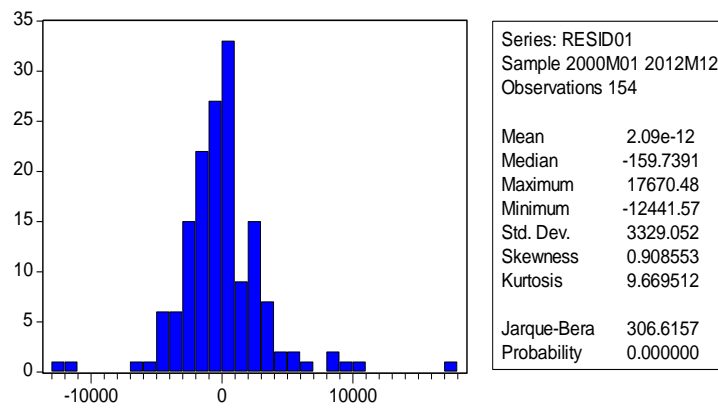


Figura A2: Histogramas dos resíduos da equação do IOF

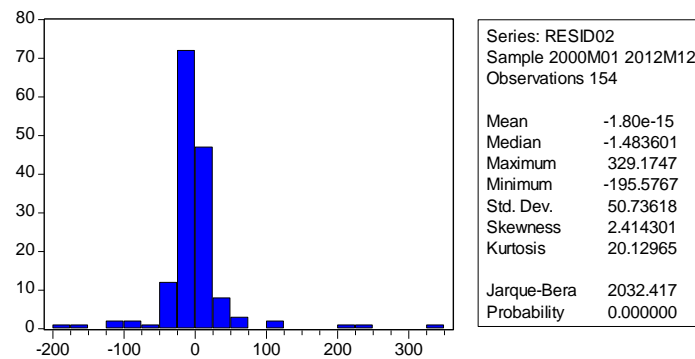


Figura A3: Histogramas dos resíduos da equação da equação do câmbio

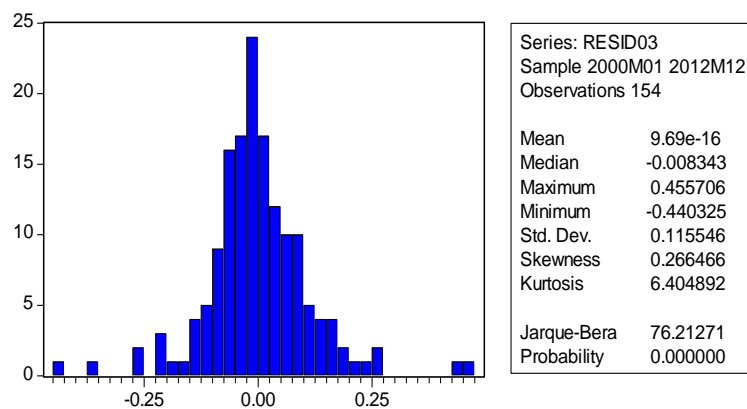
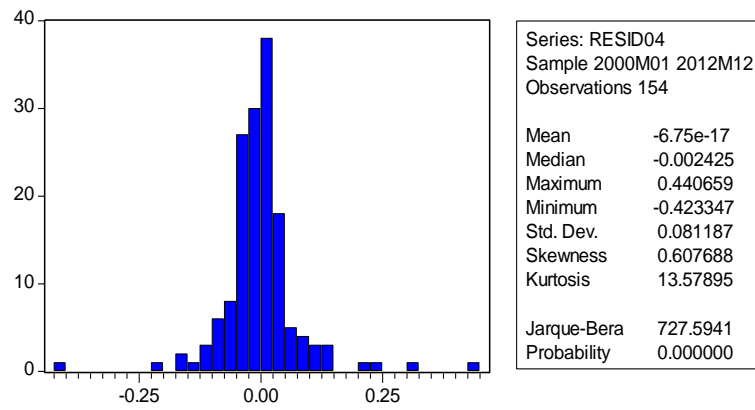
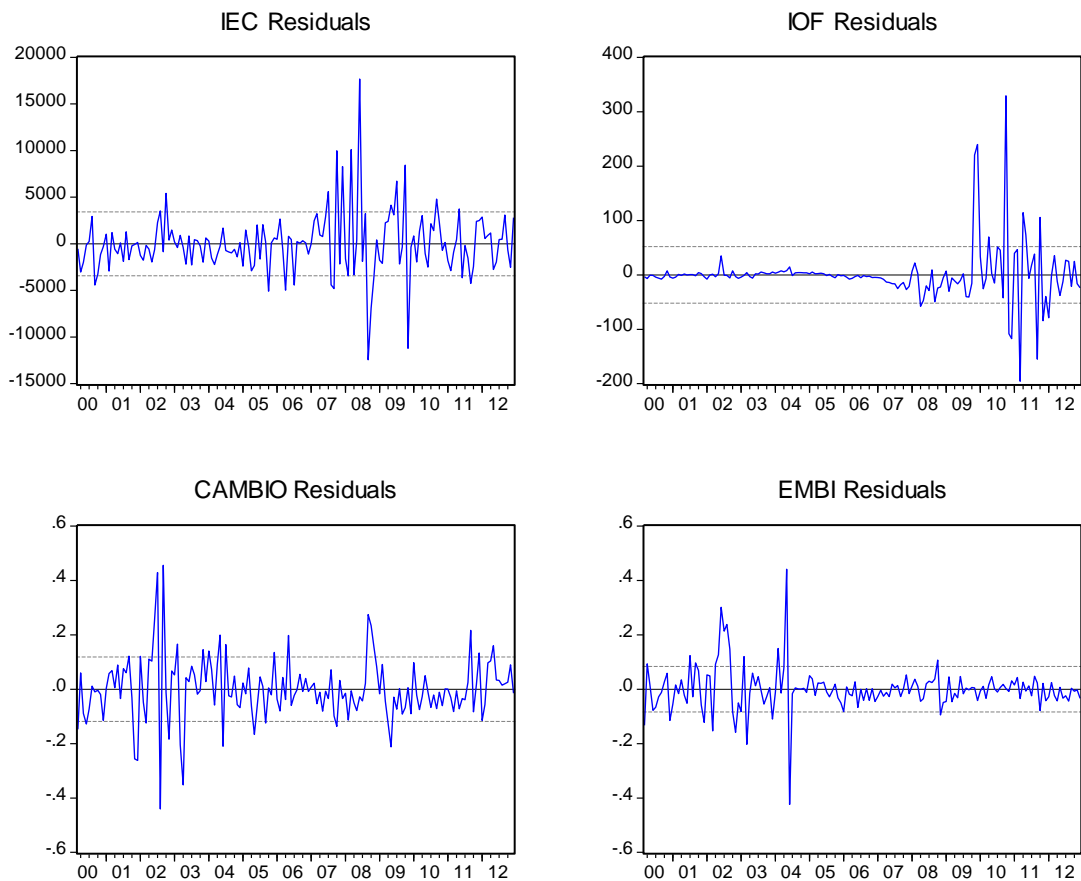


Figura A4: Histogramas dos resíduos da equação da equação do EMBI



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa

Figura A5: Gráficos dos resíduos



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Tabela A1: Estatísticas do modelo

	IEC	IOF	CAMBIO	EMBI
IEC(-1)	0.456856 (0.07611) [6.00277]	0.001020 (0.00116) [0.87925]	-1.17E-06 (2.6E-06) [-0.44151]	-6.06E-07 (1.9E-06) [-0.32629]
IEC(-2)	0.406702 (0.07560) [5.37935]	0.000408 (0.00115) [0.35378]	6.10E-07 (2.6E-06) [0.23252]	-1.08E-06 (1.8E-06) [-0.58401]
IOF(-1)	-15.06576 (5.09095) [-2.95932]	0.564708 (0.07759) [7.27826]	0.000243 (0.00018) [1.37404]	4.67E-05 (0.00012) [0.37600]
IOF(-2)	13.34121 (5.07318) [2.62975]	0.369026 (0.07732) [4.77286]	-0.000243 (0.00018) [-1.37776]	-0.000128 (0.00012) [-1.03671]
CAMBIO(-1)	-5293.339 (2279.11) [-2.32254]	-16.32648 (34.7347) [-0.47003]	0.649091 (0.07910) [8.20552]	0.301519 (0.05558) [5.42480]
CAMBIO(-2)	4662.330 (2209.19) [2.11043]	9.874683 (33.6690) [0.29329]	0.269544 (0.07668) [3.51530]	-0.339310 (0.05388) [-6.29793]
EMBI(-1)	-2262.403 (3088.17) [-0.73260]	-9.640044 (47.0651) [-0.20482]	0.661952 (0.10719) [6.17577]	1.035371 (0.07531) [13.7477]
EMBI(-2)	1112.771 (3172.58) [0.35075]	20.30099 (48.3515) [0.41986]	-0.558856 (0.11011) [-5.07521]	-0.079306 (0.07737) [-1.02501]
C	3457.275 (2183.56) [1.58332]	3.730321 (33.2784) [0.11209]	0.138508 (0.07579) [1.82758]	0.123527 (0.05325) [2.31970]
R-squared	0.805820	0.888400	0.951418	0.957468
Adj. R-squared	0.795106	0.882243	0.948738	0.955121
Sum sq. resids	1.70E+09	393846.5	2.042678	1.008473
S.E. equation	3419.655	52.11701	0.118691	0.083397
F-statistic	75.21612	144.2853	354.9590	408.0232
Log likelihood	-1467.023	-822.7173	114.3307	168.6791
Akaike AIC	19.16913	10.80152	-1.367931	-2.073755
Schwarz SC	19.34662	10.97901	-1.190446	-1.896270
Mean dependent	8945.050	89.62922	2.226908	0.494935
S.D. dependent	7554.715	151.8747	0.524226	0.393666
Determinant resid covariance (dof adj.)		2357902.		
Determinant resid covariance		1853168.		
Log likelihood		-1985.362		
Akaike information criterion		26.25145		
Schwarz criterion		26.96139		

Nota: desvios padrões entre parênteses, estatísticas t entre colchetes.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

APÊNDICE B: Estatísticas do modelo para o câmbio

Figura B1: Histograma dos resíduos da equação do câmbio

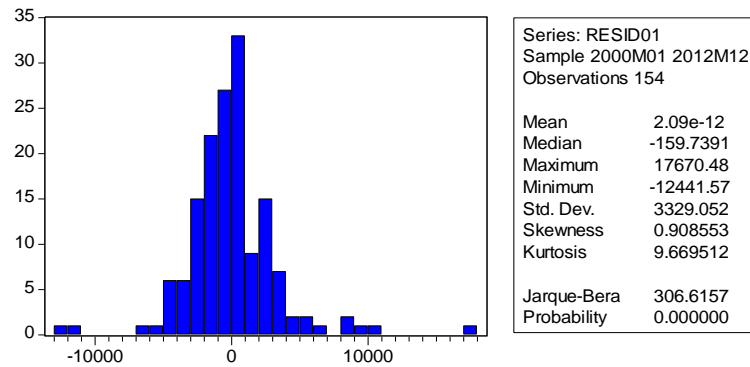


Figura B2: Histograma dos resíduos da equação do IOF

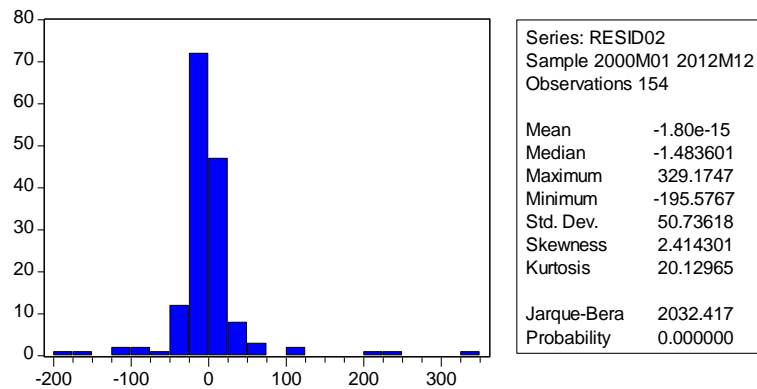


Figura B3: Histograma dos resíduos da equação do diferencial de juros

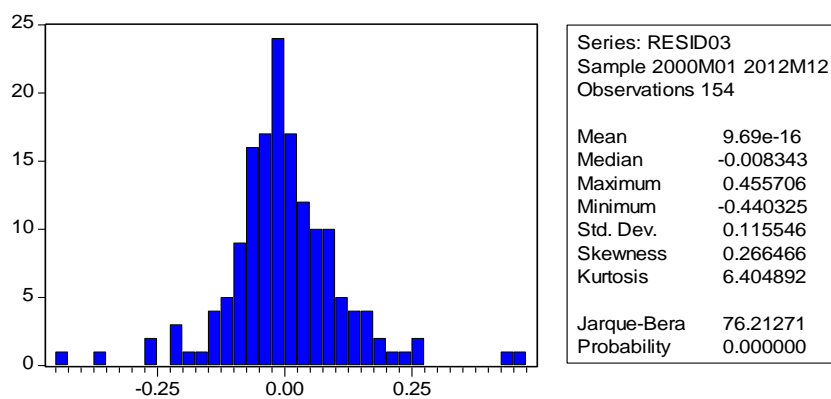
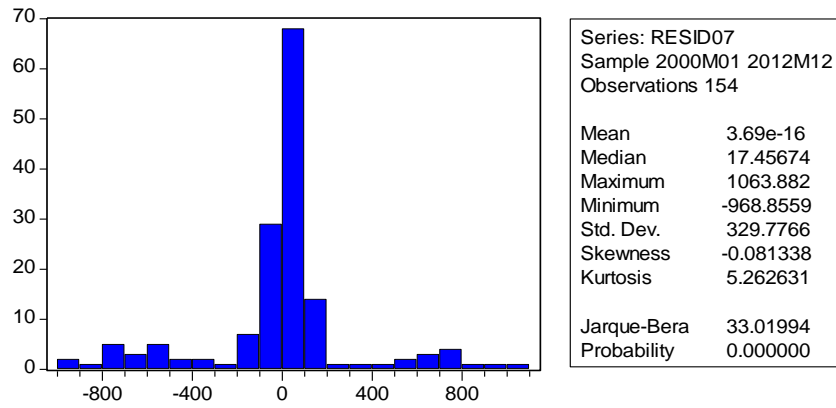


Figura B4: Histograma dos resíduos da equação do fluxo



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Figura B5: Gráfico dos resíduos do VEC

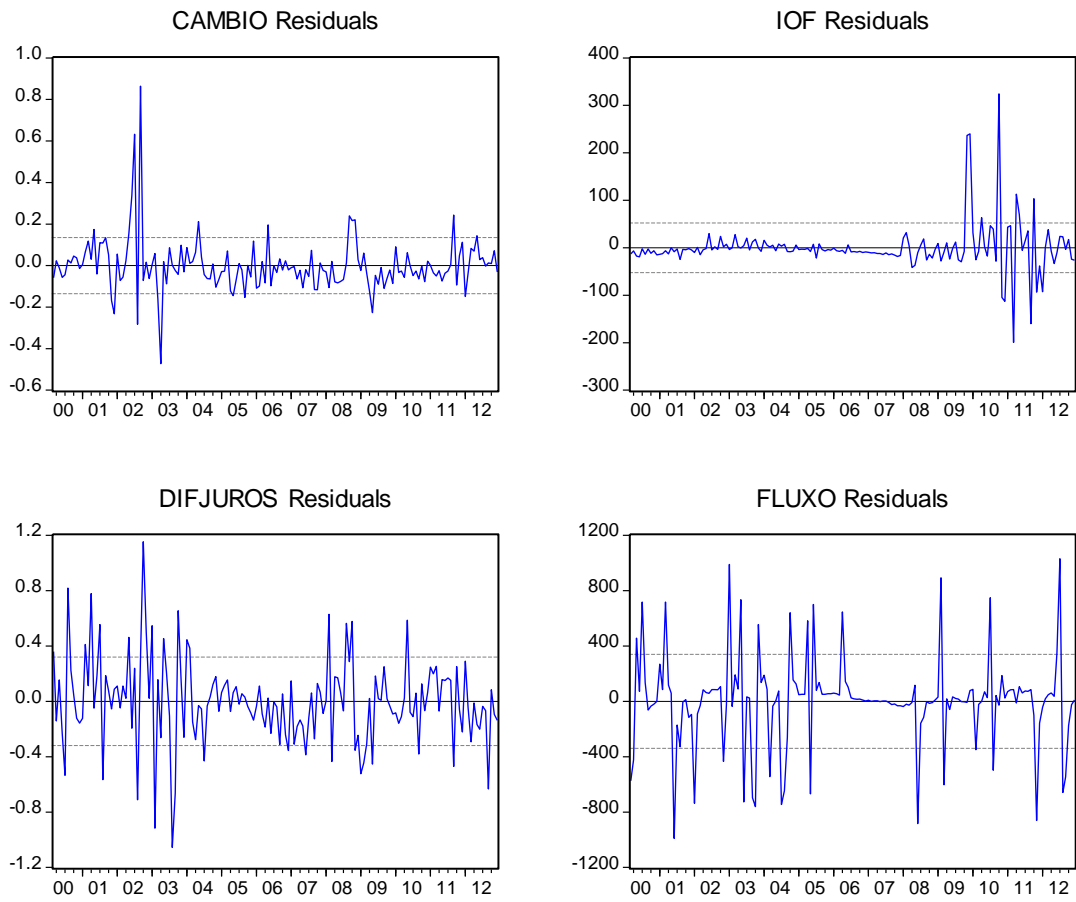


Tabela B6: Estatísticas do modelo VEC para o câmbio

Cointegrating Eq:	CointEq1			
CAMBIO(-1)	1.000000			
IOF(-1)	0.001736 (0.00123) [1.40745]			
DIFJUROS(-1)	-0.043588 (0.04351) [-1.00187]			
FLUXO(-1)	0.009003 (0.00103) [8.77236]			
C	-1.563867			
Error Correction:	D(CAMBIO)	D(IOF)	D(N)	D(FLUXO)
CointEq1	-0.012494 (0.00700) [-1.78446]	2.272302 (2.80037) [0.81143]	0.015181 (0.01832) [0.82878]	-153.8553 (18.0904) [-8.50482]
D(CAMBIO(-1))	-0.100289 (0.08021) [-1.25032]	-17.95947 (32.0812) [-0.55981]	0.416042 (0.20984) [1.98269]	38.49878 (207.244) [0.18577]
D(IOF(-1))	0.000338 (0.00021) [1.64899]	-0.425306 (0.08203) [-5.18496]	0.000117 (0.00054) [0.21891]	-0.167213 (0.52989) [-0.31556]
D(DIFJUROS(-1))	-0.004144 (0.03184) [-0.13014]	-9.725442 (12.7357) [-0.76363]	0.929980 (0.08330) [11.1639]	41.87600 (82.2728) [0.50899]
D(FLUXO(-1))	0.000101 (4.9E-05) [2.07530]	-0.011939 (0.01955) [-0.61079]	-0.000178 (0.00013) [-1.39397]	0.215294 (0.12627) [1.70506]
C	0.001122 (0.01058) [0.10602]	2.022883 (4.23204) [0.47799]	-0.007580 (0.02768) [-0.27383]	5.656842 (27.3390) [0.20692]
R-squared	0.134062	0.199677	0.719118	0.590616
Adj. R-squared	0.079562	0.149307	0.701440	0.564851
Sum sq. resids	2.431113	388905.3	16.63832	16229604
S.E. equation	0.130387	52.14995	0.341104	336.8883
F-statistic	2.459869	3.964198	40.67890	22.92283
Log likelihood	99.77219	-816.9076	-47.36477	-1102.349
Akaike AIC	-1.173493	10.80925	0.749866	14.54051
Schwarz SC	-0.975425	11.00732	0.947934	14.73857
Mean dependent	0.001937	1.086928	-0.039216	3.975458

S.D. dependent	0.135906	56.54151	0.624267	510.7011
Determinant resid covariance (dof adj.)		596128.5		
Determinant resid covariance		454902.5		
Log likelihood		-1865.020		
Akaike information criterion		24.95451		
Schwarz criterion		25.82601		

Nota: Desvios-padrões entre parênteses; estatísticas t entre colchetes.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Figura B7: Estabilidade do modelo VAR para o Câmbio

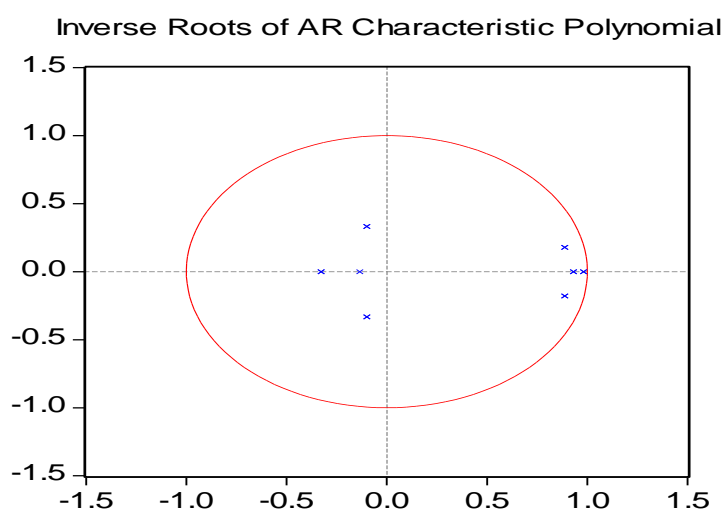


Tabela B8: Teste de autocorrelação LM para o modelo VAR

Lags	LM-Stat	Prob
1	23.71729	0.0959
2	27.96852	0.0319
3	12.12532	0.7353
4	21.56550	0.1578
5	19.86176	0.2265
6	22.76544	0.1202
7	23.96695	0.0902
8	15.16565	0.5125
9	24.07813	0.0878

Tabela B10: Teste de normalidade para o modelo VAR

Equação	Jarque-Bera	Grau de liberdade	P-valor.
1	858.5715	2	0.0000
2	1423.026	2	0.0000
3	50.04940	2	0.0000
4	21.53983	2	0.0000
Conjunto	2353.187	8	0.0000

APÊNDICE C: Constantes do modelo GARCH para o IEC

Tabela C: Constantes

Constante	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	p-valor
21. C(1,1)	1591.8538	845.9936	1.8816	0.0599
22. C(2,1)	0.1705	0.1180	1.4447	0.1485
23. C(2,2)	0.0643	0.1838	0.3500	0.7263
24. C(3,1)	0.0188	0.0185	1.0150	0.3101
25. C(3,2)	0.0107	0.0366	0.2920	0.7703
26. C(3,3)	0.0000	0.0080	-0.0053	0.9958
27. C(4,1)	0.0625	0.0631	0.9904	0.3220
28. C(4,2)	0.0323	0.1047	0.3082	0.7580
29. C(4,3)	0.0003	0.0348	0.0085	0.9932
30. C(4,4)	0.0000	0.0466	0.0000	1.0000

Fonte: Elaboração própria

APÊNDICE D: Constantes do modelo GARCH para o câmbio

Tabela D: Constantes

Constante	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística de teste	p-valor
C(1,1)	0.0392	0.0058	6.7268	0.0000
C(2,1)	0.5465	0.1632	3.3480	0.0008
C(2,2)	-0.0263	0.2086	-0.1262	0.8996
C(3,1)	-176.4221	7.7169	-22.8619	0.0000
C(3,2)	28.0318	13.5130	2.0744	0.0380
C(3,3)	309.5956	5.8540	52.8860	0.0000
C(4,1)	0.5136	0.0229	22.4527	0.0000
C(4,2)	0.1555	0.0284	5.4812	0.0000
C(4,3)	-0.0168	0.0218	-0.7716	0.4404
C(4,4)	-0.0823	0.0361	-2.2811	0.0225

Fonte: Elaboração própria.