Marcelo Humberto Garcia

Investimento estrangeiro na BM&FBOVESPA: Uma avaliação do impacto de fatores macroeconômicos

Campinas

2015

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
Instituto de Economia

Marcelo Humberto Garcia

Investimento estrangeiro na BM&FBOVESPA: Uma avaliação do impacto de fatores macroeconômicos

Monografia apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas como requisito para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Profa. Dra. Rosangela Ballini

Co-orientador: Ms. Leandro Maciel

Este exemplar corresponde à versão final da monografia defendida pelo aluno Marcelo Humberto Garcia, orientada pela Profa. Dra. Rosangela Ballini, e coorientada pelo Ms. Leandro Maciel

Campinas

2015

Resumo

Nos últimos 15 anos, a Bolsa de Valores de São Paulo, BM&FBOVESPA, apresentou considerável valorização de seu principal índice, o Ibovespa, e um elevado aumento nos volumes diários negociados. Nesse contexto, observou-se também um crescimento acentuado da atuação de investidores estrangeiros no mercado acionário brasileiro, tornando-se o capital estrangeiro o de maior participação na BM&FBOVESPA a partir de 2005. Este trabalho avalia o impacto de fatores macroeconômicos no fluxo dos investimentos estrangeiros em ações no Brasil entre o período de 2002 e 2014. Realizado teste de raiz unitária, as análises são conduzidas considerando modelos de vetores autoregressivos para implementação de testes de causalidade de Granger, assim como avaliação de funções de resposta ao impulso e decomposição de variância. Os resultados indicaram que o Ibovespa, a taxa cambial R$/U$S, o S&P 500, a taxa de juros norte-americana, o preço das commodities e defasagens do investimento estrangeiro exerceram maior influência sobre à inversão de capital externo na BM&FBOVESPA.

Palavras-chaves: investimento estrangeiro; BM&FBOVESPA; taxa cambial, VAR, causalidade.

Abstract

During the last 15 years, the São Paulo Stock Exchange, BM&FBOVESPA, showed a considerable appreciation of its main index, Ibovespa, and a high increase in daily transaction volumes. In this context, it is noted as well a sharp growth in the participation of foreign investors in the Brazilian stock market, where the foreign capital become the one with the greatest share on BM&FBOVESPA from 2005. This work evaluates the impact of macroeconomic factors on the flow of foreign investment in the Brazilian stock market for the period from 2002 to 2014. After performing unit root test, the analysis are conducted considering vector autoregressive models to construct Granger causality tests, as well as the evaluation of impulse response functions and variance decomposition. The results indicated that the Ibovespa, the R$/U$S exchange rate, the S&P 500, the US interest rate, the commodities prices and previous lags of the foreign investment have the most influence in the reversal of foreign capital on BM&FBOVESPA.

Keywords: foreign investment; BM&FBOVESPA; exchange rate; VAR, causality.

Sumário

1 Introdução 1

1.1 Objetivos 3

1.2 Estrutura do trabalho 4

2 Revisão Bibliográfica 5

2.1 Revisão bibliográfica 5

2.2 Resumo 11

3 Metodologia 13

3.1 Teste de raiz unitária Dickey-Fuller 13

3.2 Modelos de vetores autoregressivos e de correção de erros 14

3.3 Teste de cointegração de Johansen 16

3.4 Análise do modelo estimado 18

3.4.1 Teste de causalidade de Granger 18

3.4.2 Função de resposta ao impulso 19

3.4.3 Decomposição da variância do erro de previsão 21

3.5 Resumo 21

4 Resultados e Discussão 22

4.1 Dados 22

4.2 Evolução do investimento estrangeiro na BM&FBOVESPA e dos fatores macroeconômicos 23

4.3 Contexto econômico 29

4.4 Resultados e discussão 32

4.5 Resumo 41

5 Conclusão 42

Referências 44

Lista de ilustrações

Figura 1 – Fluxo mensal dos investimentos estrangeiros em ações (FLUXO) entre Janeiro de 2002 e Dezembro 2014 em milhões de US$. 24
Figura 2 – Evolução da participação mensal dos investidores estrangeiros no volume financeiro total transacionado em ações na BM&FBOVESPA entre Janeiro de 2002 e Dezembro 2014. 24
Figura 3 – Evolução da taxa de câmbio mensal R$/U$S (TCM) entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014. 25
Figura 4 – Evolução do índice risco Brasil EMBI+BR mensal (EMBI) entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014. 25
Figura 5 – Evolução do índice Ibovespa (IBF) mensal entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014. 26
Figura 6 – Evolução do índice S&P 500 (SEP) mensal entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014. 26
Figura 7 – Evolução do índice de *commodities* da UNCTAD (COMM) mensal entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014. 27
Figura 8 – Evolução da taxa *overnight* Selic (OVERS) mensal (% a.m.) entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014. 28
Figura 9 – Evolução da taxa de juros mensal (T3M) das Notas dos Tesouro dos Estados Unidos de maturidade de 3 meses (% a.a.) entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014. 28
Figura 10 – Funções de resposta ao impulso do fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA (FLUXO). 37
Figura 11 – Funções de resposta ao impulso acumulada do fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA (FLUXO). 38

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estatísticas do teste de raiz unitária ADF. 33
Tabela 2 – Critérios de seleção para o número de defasagens do modelo VAR. 34
Tabela 3 – Resultados do teste LM. 34
Tabela 4 – Teste de causalidade de Granger. 35
Tabela 5 – Decomposição da variância do erro de previsão. 40

1 Introdução

Nos últimos 15 anos, observou-se um ganho de dinamismo do mercado acionário brasileiro dado tanto pelo aumento do volume diário negociado nos mercados primário e secundário, quanto pela elevação do número de emissões primárias de ações, e de negócios no mercado secundário. Essa evolução também pode ser verificada pelo comportamento do índice da Bolsa de Valores de São Paulo, o Ibovespa, neste período, e pela valorização das empresas listadas que compõem o índice. A partir do ano de 2000, apesar de algumas variações, o Ibovespa apresentou forte valorização, saindo de uma média de 15.000 pontos em 2000 para um patamar pouco superior aos 51.500 pontos no final de Fevereiro de 2015. O volume financeiro diário negociado aumentou de cerca de R$ 1 bilhão em Janeiro de 2000 para R$ 7,1 bilhões em Fevereiro de 2015, enquanto a média diária de 23 mil negociações em Janeiro de 2000 passou para 902 mil em Fevereiro de 2015[1]. Referente à valorização das empresas que compõem o Ibovespa, o valor de mercado destas aumentou de aproximados US$ 143 bilhões em Janeiro de 2000 para US$ 1,897 trilhões em Fevereiro de 2015[2].

Entre as razões apontadas para essa evolução do mercado acionário brasileiro, pode-se destacar a estabilidade da economia brasileira nos últimos 20 anos como fator fundamental (JUNIOR; HIGUCHI, 2008). Os resultados, tanto do plano Real, adotado em 1994, quanto do Regime de Metas de Inflação, implementado a partir de 1999, são exemplos de políticas que propiciaram uma melhor credibilidade mundial ao Estado brasileiro, de modo a favorecer o desenvolvimento de seu mercado acionário. Outro aspecto importante para o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro, inclusive o acionário, foram os ajustes regulatórios e institucionais, sendo um exemplo destes a adoção da Resolução 1832 do Conselho Monetário Internacional, que começou a vigorar em 1991 no Brasil e disciplinou a criação e administração de carteiras de valores mobiliários mantidas no país por investidores institucionais constituídos no exterior, como fundos de pensões, carteiras próprias de instituições financeiras, companhias seguradoras e fundos mútuos de investimento (JUNIOR; HIGUCHI, 2008). Elevou-se então a consistência e a credibilidade do mercado acionário brasileiro, despontando a BM&FBOVESPA, a Bolsa de Valores de São Paulo, como uma das maiores bolsas de valores do mundo, recebendo de forma crescente um número maior de investimentos (MENEZES *et al.*, 2011).

Em um cenário convidativo aos investimentos no mercado acionário nacional, observou-

[1] Dados obtidos em <http://ri.bmfbovespa.com.br>. Acesso em 1 de Abril de 2015.

[2] Dados obtidos em <http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/mercados/acoes.aspx?idioma=pt-br>. Acesso em 1 de Abril de 2015.

se uma forte e crescente presença de investidores estrangeiros na BM&FBOVESPA nos últimos anos. A participação destes investidores no volume financeiro total transacionado em ações aumentou de 27% em Janeiro de 2004 para mais de 52% em Janeiro de 2015[3]. O valor da carteira em ações formadas por capital estrangeiro também observou uma elevação, saindo de US$ 25,5 bilhões em Janeiro de 2005 para um pouco mais de US$ 203,4 bilhões em Dezembro de 2013[4].

Ao avaliar a influência dos investidores estrangeiros na Bolsa de Valores de São Paulo durante o período de 1995 a 2007, Rocca (2007) afirmou que foram quatro os principais fatores que atraíram o capital externo: elevada liquidez internacional, estabilização da economia brasileira, avanços institucionais e reforço das perspectivas de ganhos com a valorização do Real. Referente ao impacto dos investimentos estrangeiros, por outro lado, Carvalho (2000) destaca que parte do fortalecimento do mercado de capitais nos anos 90 é devido à entrada de capitais estrangeiros. Tabak (2002) também evidencia a importância do capital estrangeiro para o aumento de eficiência do mercado de capitais brasileiro pós 1994.

Em decorrência do aumento do capital estrangeiro na BM&FBOVESPA, a literatura recente avaliou o impacto das negociações dos investidores estrangeiros sobre o mercado acionário brasileiro. Tabak (2002) e Callado e Carmona (2006), por exemplo, apontaram uma relação de bicausalidade entre os investimentos estrangeiros na BM&FBOVESPA e o desempenho do Ibovespa. Meurer (2006), alternativamente, indicou que a influência dos investidores estrangeiros sobre o mercado acionário brasileiro se expressa, indiretamente, pela maior ou menor liquidez do mercado, resultado da entrada ou saída do capital estrangeiro na Bolsa e, diretamente, pelas variações do Ibovespa. Feistler (2012), por sua vez, afirmou que há um impacto real e significativo dos investidores estrangeiros sobre a volatilidade do Ibovespa.

Como os investidores estrangeiros são responsáveis por mais de 50% do volume de transações em ações na BM&FBOVESPA, o estudo dos fatores que determinam essa inversão de recursos assume papel central, sobretudo os fatores macroeconômicos. Apesar da literatura avaliar os determinantes macroeconômicos do investimento estrangeiro na bolsa de São Paulo, um consenso não é verificado, uma vez que a relação entre tais variáveis não é constante ao longo do tempo, modificada pelas condições econômicas internas e externas à economia brasileira.

[3] Dados obtidos em <http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/mercados/acoes.aspx?idioma=pt-br>. Acesso em 1 de Abril de 2015.

[4] Dados obtidos em <http://www.cvm.gov.br>. Acesso em 9 de Abril de 2014.

1.1 Objetivos

A presença de investimentos estrangeiros em economias emergentes, como o Brasil, e seus fluxos de entrada e saída geram desafios para o gerenciamento da política macroeconômica nacional, uma vez que é necessário explorar seus benefícios, como o estímulo ao crescimento econômico e, em contrapartida, limitar seus riscos potenciais de instabilidade financeira no ambiente macroeconômico, advindos da alta rotatividade dos capitais internacionais em um cenário de liberalização financeira. No terceiro semestre de 2010, a conta investimento estrangeiro em ações no Brasil representou mais de 20% do capital estrangeiro no país. Este mesmo indicativo fechou o último trimestre de 2014 em pouco mais de 11,6%[5]. Neste contexto, dada a importância do mercado acionário para a economia de uma nação, o adequado entendimento de como o capital estrangeiro direcionado ao mercado acionário reage às variações de fatores macroeconômicos nacionais e internacionais é fundamental para a tomada de decisões por governos, instituições, e por investidores individuais, i.e., todas as esferas afetadas pelos movimentos do mercado acionário. Dessa forma, a compreensão dos impactos dos investimentos estrangeiros direcionados para o mercado acionário nacional é fundamental, sobretudo a determinação dos fatores internos e externos que podem explicar o fluxo de capitais externos em bolsa de valores.

O objetivo desse trabalho é, portanto, avaliar o impacto de fatores macroeconômicos no fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na Bolsa de Valores de São Paulo durante o período de Janeiro de 2002 a Novembro de 2014. As variáveis macroeconômicas consideradas neste estudo são: taxa de câmbio R$/U$S, risco país brasileiro EMBI+BR, índice Bovespa, taxa de juros *overnight* Selic, índice de *commodities* da UNCTAD, índice S&P 500 e a taxa de juros norte-americana obtida das Notas do Tesouro dos Estados Unidos com maturidade de 3 meses. Para mensurar o capital externo investido na bolsa de São Paulo, é considerada a variável do fluxo dos investimentos estrangeiros em ações, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil.

A metodologia consiste em implementar inicialmente testes de raiz unitária e cointegração, se necessário, para todas as séries. Posteriormente, de acordo com tais resultados, modelos de vetores autoregressivos (VAR) e com correção de erros (VECM) são considerados para a construção de testes de causalidade de Granger com o intuito de verificar a existência e direção de relações entre os fatores macroeconômicos e o fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA. Além disso, a partir dos modelos VAR e VECM estimados, as relações entre as variáveis são estudadas por meio de funções de resposta ao impulso e decomposição da variância do erro de previsão.

[5] Dados obtidos em < https://www.bcb.gov.br/?SERIEPIIH>. Acesso em 29 de Junho de 2015.

A principal contribuição deste trabalho consiste na inclusão das variáveis preço de *commodities* e índice S&P 500 na avaliação dos determinantes do investimento estrangeiro em ações na BM&FBOVESPA, não incorporadas na literatura atual em conjunto com os demais fatores macroeconômicos também considerados. Além disso, as análises são estendidas para um período mais recente, de forma a contrapor as relações observadas com os estudos anteriores para avaliar se a relação entre os determinantes já estudados e a variação do fluxo dos investimentos estrangeiros na BM&FBOVESPA se alterou ao longo do tempo de acordo com os novos cenários na economia brasileira, sobretudo no mercado de capitais.

1.2 Estrutura do trabalho

A presente monografia está estruturada em cinco capítulos, incluindo esta introdução.

O Capítulo 2 compreende uma revisão bibliográfica com estudos que avaliam a atuação do capital estrangeiro na BM&FBOVESPA, sobretudo os que objetivam identificar o impacto de fatores macroeconômicos na decisão de investimento de investidores internacionais em ações no Brasil.

A metodologia é descrita no Capítulo 3. Inicialmente são apresentados os testes de raiz unitária e cointegração considerados. É destacada então a identificação e estimação de modelos de vetores autoregressivos (VAR) e de correção de erros (VECM). Inclui-se também a metodologia para construção de testes de causalidade de Granger, funções de resposta ao impulso e decomposição da variância do erro de previsão.

O Capítulo 4 apresenta os resultados obtidos e as respectivas discussões, contrapondo com a literatura recente sobre o tema.

Por fim, o Capítulo 5 apresenta as conclusões, sumarizando as principais contribuições, e sugere tópicos a serem estudados e desenvolvidos no futuro.

2 Revisão Bibliográfica

Este capítulo relaciona estudos que tem como objetivo identificar os fatores macroeconômicos que impactam no volume do investimento estrangeiro voltado para o mercado acionário brasileiro. Inclui-se também os trabalhos que avaliam a influência do capital externo no mercado de capitais brasileiro em geral.

2.1 Revisão bibliográfica

Apesar de evidências acerca da crescente importância do investimento estrangeiro no mercado acionário brasileiro, a literatura corrente ainda carece de estudos que identifiquem e avaliem os fatores determinantes da entrada e saída do capital externo em tal mercado, sobretudo os fatores macroeconômicos.

Franzen *et al.* (2009) avaliaram o impacto de fatores que influenciam no fluxo dos investimentos estrangeiros no mercado acionário brasileiro entre o período de Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005, período este posterior à estabilização macroeconômica do país e à liberalização comercial e financeira. As variáveis utilizadas incluem: participação estrangeira na capitalização da BM&FBOVESPA, representando o investimento estrangeiro; retorno do Ibovespa; variação cambial R$/U$S; taxa de juros Selic; variação do risco país; e retorno do índice MSCI *World*[1].

Os autores apontaram que os investidores estrangeiros costumam investir no Brasil em períodos de recuperação de baixas nos preços de ações (FRANZEN *et al.*, 2009). Além disso, levam em consideração os retornos passados do Ibovespa no processo de decisão do investimento, e também tem ciência de que suas ações no mercado nacional influenciam o próprio Ibovespa. Referente ao movimento da taxa cambial, verificou-se que há uma saída do mercado quando há variação cambial com apreciação do Real frente ao Dólar, de forma que o encarecimento relativo das ações brasileiras impacta nas decisões dos investidores externos. O risco país também apontou uma relação negativa com o fluxo dos investimentos estrangeiros, havendo saída de capitais com aumento da percepção do risco. A taxa Selic, por sua vez, apresentou uma relação positiva pequena e defasada em seis meses com o comportamento dos agentes estrangeiros, o que é razoável, pois estes formam suas expectativas com relação

[1] O MSCI *World* é um índice, calculado pela Morgan Stanley Capital International, que engloba 1615 ações dos seguintes países: Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Hong Kong, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Singapura, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos.

ao desempenho da economia, em que um aumento dos juros seria seguido de uma queda na inflação e de um consequente melhor desempenho das empresas (FRANZEN *et al.*, 2009).

Nessa mesma linha de pesquisa, Barbosa e Meurer (2012) investigaram como o fluxo dos investimentos estrangeiros reage ao comportamento da economia brasileira e do mercado externo. O período estudado é de Janeiro de 1995 a Dezembro de 2009, considerando as seguintes variáveis: fluxo líquido dos investimentos estrangeiros em carteira, em ações e em títulos de renda fixa em razão do PIB ou deflacionados pelo índice de preços dos Estados Unidos em milhões de dólares; crescimento real do PIB; saldo do balanço de conta corrente em razão do PIB; taxa de inflação; taxa de juros americana; variação da taxa de câmbio real; risco cambial; retorno do índice MSCI *World*; variação do risco país; taxa de juros Selic; desvios da Paridade Descoberta da Taxa de Juros. Os autores também incluíram *dummies* no modelo, para as crises financeiras do período (Ásia, 1997; Rússia, 1998; Real, 1999; Argentina, 2001; Eleições no Brasil, 2002; e Mundial, 2008) e para a distinção entre o período de câmbio administrado, de 1995 a 1998, e o período de câmbio flutuante, que inclui o restante da amostra.

Os resultados obtidos por Barbosa e Meurer (2012) indicaram que o crescimento do PIB, o risco cambial, e o próprio fluxo de investimento externo não influenciam a decisão do investidor externo. Concluiu-se também que as crises financeiras do período estudado tiveram papel preponderante sobre o fluxo dos investimentos estrangeiros, reforçando o argumento de que a conta de investimento estrangeiro em carteira é formada por capital de curto prazo e especulativo. Além disso, os autores constataram que há diferenças entre os determinantes do investimento estrangeiro em renda fixa e em ações, de modo que observações a partir da análise da conta de investimento estrangeiro em carteira podem induzir a conclusões pouco precisas, visto que renda variável e renda fixa são, em certa medida, ativos substitutos.

Referente especificamente ao fluxo dos investimentos estrangeiros em ações em razão do PIB, observou-se que este aumentou a partir da elevação da inflação, da variação do risco país e do aumento do retorno do índice MSCI *World* (BARBOSA; MEURER, 2012). Já a depreciação cambial, o aumento da taxa Selic e do diferencial de juros entre a taxa Selic e a taxa de juros americana, e as crises do Real e Mundial tiveram impactos negativos sobre o investimento externo. Barbosa e Meurer (2012) apontaram que a relação positiva encontrada entre o investimento externo e a inflação se deve ao fato de os agentes estrangeiros associarem o aumento da inflação ao aumento do PIB, de modo que expectativas passadas de crescimento do PIB haviam atraído capital externo, e quando estas expectativas se realizaram, aumentou-se a inflação. O aumento do risco país, por sua vez, está relacionado com a expectativa de aumento da taxa de juros, diante da qual, o investidor externo retiraria seus recursos de títulos pré-fixados e os alocaria no mercado de ações. Já o índice MSCI *World* reflete um aumento

do retorno do mercado de ações mundial, levando os agentes externos a uma busca por retornos mais altos em mercados de maiores riscos, como o brasileiro, além da diversificação de carteira. No caso do câmbio, a depreciação cambial representaria uma deterioração dos fundamentos macroeconômicos, repelindo os agentes externos.

De acordo com os trabalhos de Franzen *et al.* (2009) e Barbosa e Meurer (2012), nota-se que a taxa de câmbio, o risco país e a taxa Selic são variáveis apontadas como as principais determinantes do fluxo do investimento estrangeiro no mercado acionário do Brasil. Além disso, em Franzen *et al.* (2009), o índice Bovespa mostra-se como uma variável significativa para o investimento estrangeiro, em contraposição ao indicado por Barbosa e Meurer (2012). Deve-se ressaltar, no entanto, que os trabalhos consideram períodos distintos e as próprias variáveis em si podem ser explicativas desta diferença, uma vez que Franzen *et al.* (2009) utilizaram a participação estrangeira na capitalização da BM&FBOVESPA, enquanto que Barbosa e Meurer (2012) consideraram a razão entre o fluxo dos investimentos externos e o PIB.

Em suma, os trabalhos de Franzen *et al.* (2009) e Barbosa e Meurer (2012) indicam um forte impacto da taxa de câmbio R$/U$S e do risco país sobre o investimento estrangeiro em ações no Brasil, assim como da taxa de juros, do índice Bovespa (Ibovespa) e da inflação. Em um contexto fora do país, as variáveis estudadas que influenciaram o investimento externo no Brasil foram a taxa de juros norte-americana e o índice MSCI *World*. Pode-se ainda destacar a recente crise das hipotecas *Subprime* como evento que alterou os fluxos de investimento estrangeiro no Brasil.

Em termos mais específicos, Möller e Callado (2007) analisaram a relação entre o comportamento do mercado acionário brasileiro e os fluxos de capitais estrangeiros, direcionados para inversões em ações, considerando o período de Janeiro de 1995 a Junho de 2004. De acordo com os autores, observou-se que os investimentos estrangeiros em ações apresentaram saídas expressivas nos momentos de crises e de turbulências nacionais e internacionais, o que resultou em uma alta volatilidade do investimento estrangeiro no período analisado. Möller e Callado (2007) também apontaram para uma influência bilateral entre o Ibovespa e o investimento estrangeiro em ações.

Munhoz (2013), por outro lado, investigou a inter-relação entre a taxa de câmbio R$/U$S, a arrecadação do IOF (imposto sobre operações financeiras), a taxa de juros Selic, e os fluxos de capitais estrangeiro em renda fixa e em ações no Brasil entre Janeiro de 1995 e Dezembro de 2011. Foi evidenciado que a utilização de IOF como medida para controlar a entrada e saída de capitais na economia brasileira é incapaz de conter o volume de fluxos especulativos. Observou-se também que uma desvalorização cambial tem efeito positivo e

duradouro sobre o fluxo de capital externo voltado para o mercado acionário brasileiro. O aumento do risco país, por sua vez, apresentou uma relação inicialmente positiva com o investimento externo, no entanto, em um segundo momento, esta relação se tornou negativa. Por fim, Munhoz (2013) apontou que há uma pequena queda nos fluxos de investimento estrangeiro em ações no Brasil diante de aumentos da taxa Selic.

Callado e Carmona (2006) analisaram, por meio de testes de causalidade, as relações entre o investimento estrangeiro direcionado em ações no Brasil e o Ibovespa no período de Janeiro de 1993 a Dezembro de 2000. Os resultados indicaram que o investimento estrangeiro causa variações no Ibovespa, e que picos de volatilidade no índice também influenciam o comportamento dos fluxos de capital externo. Callado e Carmona (2006) listaram o baixo nível da poupança interna, a elevada participação do capital estrangeiro na BM&FBOVESPA e a elevada concentração do controle acionário de companhias brasileiras como possíveis explicações para a influência do investidor externo no Ibovespa.

Em uma análise que precede os anos 2000, Tabak (2002) avaliou a relação entre o Ibovespa e os fluxos de capital estrangeiro durante os anos de 1986 e 1998. O autor observou que um ganho de eficiência no Ibovespa é verificado com o aumento da liquidez do mercado de ações do Brasil, resultante da abertura dos mercados brasileiros ao capital internacional e suas respectivas mudanças institucionais. Também é apontada uma relação de bicausalidade entre a entrada de capital estrangeiro no Brasil e o Ibovespa.

Para avaliar a dinâmica da liberalização da conta capital no Brasil e seus efeitos sobre os fluxos de capital externo de curto prazo no país, Holland e Veríssimo (2004) analisaram a relação entre os fluxos de capitais estrangeiros e a paridade descoberta da taxa de juros, o risco país e a legislação de capitais para a economia brasileira no período de 1995 a 2002. É evidenciado que a utilização de uma legislação mais liberalizante não foi relevante para a determinação dos fluxos de capital externo do período, dado que a segunda metade da década de 1990 foi marcada por um período de choques externos e de enxugamento de liquidez no cenário internacional. No entanto, é destacada a importância da paridade descoberta da taxa de juros e do risco país na determinação dos fluxos de capitais estrangeiros, sobretudo os direcionados a títulos públicos.

Considerando dados mais recentes, Cassuce *et al.* (2009) analisaram a influência do risco país e das crises financeiras internacionais nos fluxos de investimentos estrangeiros no Brasil no período de Janeiro de 1995 a Março de 2008. É destacado que o investimento estrangeiro é mais sensível às conjunturas de curto prazo, como mudanças nas condições de risco e liquidez do mercado financeiro nacional e internacional, em contraposição ao investimento direto estrangeiro, que se mostraram resultante de decisões de longo prazo. Quanto maior o

risco, maior a probabilidade de *default* da dívida externa e, consequentemente, da adoção de medidas de restrição a saída de capitais externos, especialmente os de curto prazo, de modo que o risco está negativamente associado ao ingresso destes investimentos. Além disso, existe uma relação entre a volatilidade dos investimentos estrangeiros e as variações na taxa de câmbio, uma vez que a variação dos retornos oferecidos às aplicações financeiras, dada pelas oscilações cambiais e das taxas de juros interna e externa, estimula os fluxos de capitais a migrarem para ambientes com maior ganho de arbitragem.

Bernardelli e Araújo (2012) analisaram os determinantes da entrada de fluxos de capitais de curto prazo no Brasil no período de Janeiro de 1999 a Dezembro de 2011. Nesse caso, os fatores internos, como a taxa de juros Selic, o retorno do Ibovespa, o resultado do superávit primário das contas públicas brasileiras como uma *proxy* para o risco interno, e o saldo em transações correntes, como uma *proxy* para o risco externo, tiveram maior influência sobre a entrada de capital estrangeiro de curto prazo no país do que os fatores externos, como taxa de juros norte-americana e produção industrial dos Estados Unidos. Enquanto os fatores domésticos foram responsáveis por 22% da variabilidade do fluxo de capital externo de curto prazo para o Brasil, os fatores internacionais representaram 5,5% da variação do mesmo.

Similarmente, Peres *et al.* (2013) investigaram os determinantes macroeconômicos dos fluxos de capital estrangeiro de curto prazo no Brasil para o período de Janeiro de 2000 a Janeiro de 2013. No âmbito externo, os resultados obtidos por Peres *et al.* (2013) indicaram que um aumento da taxa de juros dos Estados Unidos tem um efeito negativo sobre o fluxo de investimento externo, de modo que os investidores estrangeiros, ao verificarem uma maior remuneração no mercado norte-americano, o qual possui um risco de *default* inferior quando comparado às economias emergentes, tendem a transferir parte do capital alocado no Brasil para os Estados Unidos. Referente ao índice de produção industrial norte-americano, observou-se que um aumento do mesmo causa um efeito positivo nos investimentos de curto prazo no Brasil.

Também no trabalho de Peres *et al.* (2013), em relação aos fatores domésticos, um choque na taxa Selic teve impacto inicial positivo no saldo de investimentos externos no Brasil. No entanto, ao longo do tempo, este se tornou negativo, demonstrando que, em um primeiro momento, com o aumento da taxa de juros em um patamar superior ao prêmio pelo risco esperado, os investidores estrangeiros são motivados a adentrar o mercado financeiro brasileiro, porém, em um segundo momento, o aumento da taxa de juros interna é vista com desconfiança pelos agentes externos, afetando suas expectativas em relação à capacidade de pagamento do país e de seu potencial de crescimento econômico. As entradas de capital de curto prazo também tiveram respostas negativas aos choques no saldo do superávit primário brasileiro e no saldo de transações correntes, uma vez que a necessidade de um maior superávit

fiscal e uma expansão do déficit em transações correntes são vistos no mercado financeiro como medidas de fragilidade fiscal e externa, respectivamente.

Outros estudos na literatura, apesar de não considerarem como objetivo principal a determinação do investimento estrangeiro aplicado na Bolsa de Valores de São Paulo, ou em outros mercados do país, são capazes de auxiliar no estudo de identificação de outros possíveis determinantes dos fluxos de capital externo no Brasil. Tais trabalhos são descritos a seguir.

Meurer (2006), por exemplo, testou empiricamente a influência dos investidores estrangeiros no desempenho do Ibovespa no período de Janeiro de 1995 a Julho de 2005. Evidenciou-se uma relação positiva entre a taxa de câmbio R$/U$S e o índice Bovespa, uma vez que os preços das ações em reais se tornam mais baratas para os investidores estrangeiros com a depreciação cambial, como evidenciado em Franzen *et al.* (2009), além do ganho de competitividade das empresas exportadoras no cenário internacional. Segundo Meurer (2006), essa forte relação entre câmbio e o Ibovespa demonstra a importância dos investidores estrangeiros no próprio índice de acordo com os resultados encontrados. Outro ponto que é enfatizado para demonstrar tal fato é a relação inversa entre o Ibovespa e o risco país. A integração do mercado acionário brasileiro no mercado internacional também é demonstrada a partir da relação positiva entre o Ibovespa e o S&P 500.

Outra questão importante a ser observada a partir do estudo de Meurer (2006) é que as variáveis taxa de câmbio e risco país, que haviam sido mostradas como determinantes do investimento estrangeiro no mercado acionário brasileiro, também apresentam forte relação com o índice Bovespa. Outras indicações dessa relação são encontradas nos estudos de Grôppo (2006), Menezes *et al.* (2011), Bertella *et al.* (2009), Ferreira e Zachis (2012) e Vartanian (2012). Deste modo, evidencia-se a necessidade de inclusão de variáveis relacionadas diretamente ao Ibovespa para mensurar adequadamente os determinantes do investimento estrangeiro na bolsa de valores brasileira.

Neste contexto, Bertella *et al.* (2009) apresentaram três variáveis de âmbito externo que influenciam a evolução do Ibovespa: índice S&P 500, taxa de juros americana, e preço do petróleo, sendo este último representativo pela participação significativa da Petrobras na composição do índice. Os autores indicaram que há uma relação de longo prazo, positiva e significante, entre os níveis do índice Bovespa e do S&P 500. A relação entre taxa de juros americana e o Ibovespa se mostrou como inversamente proporcional, significando que taxas de juros internacionais mais baixas, ao longo do tempo, levam os investidores a tomar posições de maior risco, como em bolsas de países emergentes como o Brasil. O preço do petróleo, por sua vez, apresentou um relação diretamente proporcional com o Ibovespa. Referente à taxa de câmbio, os autores chegaram ao resultado de que o efeito do câmbio sobre o Ibovespa é

significante e inversamente proporcional.

O trabalho de Vartanian (2012) objetivou analisar o efeito contágio do índice Dow Jones e dos preços das *commodities* sobre o Ibovespa durante o período de Janeiro de 1999 a Dezembro de 2010. A partir de testes de causalidade, verificou-se uma relação entre o preço das *commodities*, representado pelo *ReutersJefferies CRB Index* e os índices Bovespa e Dow Jones, em que o comportamento do preço das *commodities* afeta, no mesmo sentido, o comportamento do Ibovespa e do Dow Jones. Além disso, os resultados indicaram que um aumento no preço das *commodities*, ou ainda das ações de empresas norte-americanas, influenciam positivamente o índice Bovespa. Silva (2010), inclusive, apontou que parte da rápida recuperação do Ibovespa a partir de Dezembro de 2008 foi devido à percepção dos agentes de uma maior concentração de papéis negociados na BM&FBOVESPA no setor de *commodities*.

De acordo com essa relação entre o preço das *commodities* e o Ibovespa, evidenciada nos trabalhos de Vartanian (2012) e Silva (2010), surge a hipótese de que o investimento estrangeiro direcionado para o mercado de ações no Brasil seja também influenciado pelas cotações desses produtos primários no cenário internacional. Essa percepção pode ser fortalecida a partir do papel de destaque do Brasil na produção mundial de algumas *commodities*, como por exemplo a soja[2], café[3], e açúcar[4].

2.2 Resumo

Este capítulo reuniu estudos que avaliam os determinantes do fluxo de capitais estrangeiros no Brasil, seja em ações quanto em carteira. Destaca-se o estudo de fatores macroeconômicos do mercado nacional quanto internacional. Além disso, evidenciado o papel do Ibovespa nas variações do volume de capital estrangeiro na bolsa de valores do Brasil, estudos que relacionam variáveis que alteram o comportamento do índice também foram descritos, sobretudo para o caso dos preços das *commodities* e do S&P 500, variáveis objetos de estudo neste trabalho.

O capítulo a seguir apresenta a metodologia empregada neste trabalho, incluindo a construção de modelos de vetores autoregressivos, testes de raiz unitária e cointegração, e

[2] O Brasil foi o segundo maior produtor mundial de soja na safra 2012/13, com 30% da produção mundial. Dados obtidos em <http://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/production.pdf>. Acesso em 18 de Maio de 2014.

[3] Brasil foi o maior produtor mundial de café na safra 2012/2013, com 36,6% da produção mundial. Dados obtidos em <http://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/coffee.pdf>. Acesso em 18 de Maio de 2014.

[4] Brasil foi o maior produtor mundial de açúcar na safra 2012/2013, com 21,9% da produção mundial. Dados obtidos em <http://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/Sugar.pdf>. Acesso em 18 de Maio de 2014.

ferramentas de análise de resultados, como é o caso do teste de causalidade de Granger, das funções de resposta ao impulso e de decomposição da variância do erro de previsão.

3 Metodologia

Este capítulo descreve a metodologia utilizada com o objetivo de mensurar o impacto de fatores macroeconômicos internos e externos no fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA entre o período de Janeiro de 2002 a Novembro de 2014. Inicialmente, é apresentado o teste de raiz unitária para avaliar a estacionaridade das séries estudadas. A metodologia para a estimação de modelos de vetores autoregressivos (VAR) e com correção de erros (VECM) é então reportada. Posteriormente, testes de cointegração para avaliar a existência de relações de longo prazo entre as séries, e as ferramentas de análise de resultados, como teste de causalidade de Granger, função de resposta ao impulso e decomposição da variância do erro de previsão, são apresentados.

3.1 Teste de raiz unitária Dickey-Fuller

Testes de raiz unitária são empregados para identificar a estacionaridade de séries temporais[1], sobretudo as econômicas e financeiras. A estacionaridade consiste em uma premissa básica de inúmeros modelos econométricos, como os utilizados neste trabalho. As consequências da não estacionaridade, em séries de tempo, podem conduzir ao problema de regressão espúria, em que se é verificado um alto valor do coeficiente de determinação em problemas de regressão, mas sem a presença de relação significativa entre as variáveis associadas (MENEZES *et al.*, 2011).

O teste de raiz unitária empregado neste trabalho consiste no teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (DICKEY; FULLER, 1981). O teste ADF verifica se uma série temporal x_t possui ou não uma única raiz unitária, considerando modelos em que as variáveis são geradas por um processo autoregressivo de ordem p. A inclusão no modelo de defasagens da própria série temporal x_t preserva a condição de ruído branco do erro ϵ_t, ou seja, $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, 1)$. Assim, é necessário introduzir tantas variáveis autoregressivas quantas forem necessárias para que não se rejeite a hipótese de ruído branco para os resíduos do modelo (BUENO, 2008). A

[1] Três são as condições de estacionaridade de uma série temporal: a primeira condição afirma que o segundo momento (variância) não centrado deve ser finito; a segunda condição assegura que a média é igual para todo o período, mesmo que a distribuição da variável aleatória geradora do fenômeno se altere ao longo do tempo; a terceira condição estabelece que a variância é sempre igual para todo o período e que a autocovariância não depende do tempo, mas da distância temporal entre as realizações (BUENO, 2008).

realização do teste ADF consiste na estimação dos seguintes modelos:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t, \tag{3.1}$$

$$\Delta x_t = \alpha + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t, \tag{3.2}$$

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t, \tag{3.3}$$

em que α, β, γ e δ_i são parâmetros, e $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$.

A diferença entre as equações do teste ADF baseia-se, basicamente, na presença do termo constante α, Eqs. (3.1) e (3.2), e de tendência linear βt, Eq. (3.3). Para os três casos, a hipótese nula $H_0 : \gamma = 0$ indica a existência de uma raiz unitária, contra $H_1 : \gamma < 0$. Caso H_0 seja rejeitada, a série é estacionária, i.e., $I(0)$ (ENDERS, 2010). As equações são estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e os valores dos parâmetros estimados são comparados com os valores críticos de Dickey e Fuller (1981). Neste trabalho, a determinação do número de defasagens do modelo, p, é realizada com base no critério de informação de Schwarz (BIC - *Bayesian Information Criterion*) (SCHWARZ, 1978).

Verificada a estacionaridade das séries, o próximo passo consiste na construção dos modelos de vetores autoregressivos (VAR) ou de correção de erros (VECM), descritos a seguir, para a análise das relações entre o investimento estrangeiro em ações na BM&FBOVESPA e as variáveis macroeconômicas consideradas neste trabalho.

3.2 Modelos de vetores autoregressivos e de correção de erros

Diferentemente dos modelos univariados, que tratam sobretudo aspectos de previsão, o modelo de vetores autoregressivos (VAR), proposto por Sims (1980), permite avaliar o comportamento de séries temporais de acordo com choques estruturais entre as mesmas. Neste caso, entende-se que o pesquisador deseja saber quanto um choque afeta as variáveis consideradas no modelo multivariado (BUENO, 2008).

Um modelo vetor autoregressivo de ordem p pode ser representado por um vetor X_t composto por n variáveis endógenas relacionadas entre si por meio de uma matriz A de acordo

com:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^{p} B_i X_{t-i} + B\epsilon_t, \tag{3.4}$$

em que A é uma matriz quadrada de ordem n que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor X_t; B_0 é um vetor $n \times 1$ de constantes; B_i são matrizes quadradas de ordem n; B uma matriz quadrada diagonal de ordem n com os respectivos desvios-padrão; ϵ_t um vetor $n \times 1$ de pertubações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, i.e., $\epsilon_t \sim i.i.d.(0; I_n)$, sendo I_n a matriz identidade de ordem n.

A equação (3.4) expressa as relações entre as variáveis endógenas, frequentemente decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado. Os choques ϵ_t são denominados choques estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas. Estes são considerados independentes entre si, visto que suas inter-relações são captadas indiretamente pela matriz A. Logo, a independência entre os choques dá-se sem perda de generalidade (BUENO, 2008).

Supondo que as séries temporais consideradas no modelo VAR sejam não estacionárias e integradas de ordem 1, $I(1)$, faz-se necessária a verificação da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, ou seja, se são cointegradas. O equilíbrio de longo prazo existe quando $X_t'\beta = 0$, isto é, o vetor β, chamado vetor de cointegração, define uma combinação linear entre os elementos de X_t perfeita, no sentido de seguir uma tendência em comum, sem desvios. Entretanto, no curto prazo pode existir desvios temporários dessa tendência comum de longo prazo, chamados de erro do equilíbrio (BUENO, 2008).

Caso não se constate a cointegração entre as variáveis, estima-se o modelo VAR utilizando as séries em primeira diferença. A determinação do número de defasagens no modelo pode ser realizada com base nos critérios de informação: BIC (*Bayesian Information Criterion*) (SCHWARZ, 1978), HQ (*Hannan-Quinn Information Criterion*) (HANNAN; QUINN, 1979), FPE (*Final Prediction Error*) (AKAIKE, 1970), e AIC (*Akaike Information Criterion*) (AKAIKE, 1974), todos considerados neste trabalho. Caso exista o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, adiciona-se ao modelo VAR um mecanismo de correção de erros, o que resulta no chamado modelo de vetores autoregressivos com correção de erros, VECM, descrito da seguinte forma:

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t, \tag{3.5}$$

em que $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^{p} \phi_j$; ϕ é uma matriz quadrada de ordem n; $i = 1, 2, ..., p-1$.

A expressão em (3.5) indica que ΔX_t é explicada a partir de dois componentes: os fatores de curto prazo, $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-1}$, e a relação de longo prazo, ϕX_{t-1}.

Dessa forma, para se avaliar a utilização de um modelo VAR ou VECM, é necessário verificar se as séries temporais estudadas no modelo são cointegradas. Para tanto, esse trabalho considera o teste de cointegração de Johansen, descrito a seguir.

3.3 Teste de cointegração de Johansen

Supondo que as séries temporais sejam integrados de ordem 1, $I(1)$, é necessário avaliar se as séries possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, se são cointegradas, para então construir um modelo capaz de capturar as relações entre as variáveis. Para tanto, será utilizado o procedimento de Johansen (JOHANSEN, 1988).

A partir de um modelo VECM, como em (3.5), a matriz ϕ pode ser representada pelo produto de duas matrizes α e β, ambas de dimensão $n \times r$, sendo r igual ao número de relações de longo-prazo e n o número de parâmetros a serem ajustados, de modo que:

$$\phi = \alpha\beta^{'}. \tag{3.6}$$

A matriz α é formada pelos coeficientes de ajustamento, os quais expressam a média dos ajustamentos das variáveis a desequilíbrios no curto prazo. Já a matriz β possui os parâmetros de cointegração. A expressão $\beta^{'} X_{t-1}$ representa o termo de correção de erros.

O teste de cointegração de Johansen (1988) consiste na estimação, por máxima verossimilhança, da Equação (3.5) para definição do posto da matriz ϕ e, assim, estimar os vetores de cointegração contidos na matriz β. Caso o número de relações de longo-prazo, r, seja nulo, não existe cointegração e as variáveis não são estacionárias, de modo que a Equação (3.5) passa a ser um VAR em primeira diferença. Se r for igual ao número de variáveis no modelo, n, $r = n$, ϕ tem posto completo e as variáveis endógenas são todas estacionárias, de modo que a análise sobre a cointegração se torna desnecessária. Finalmente, se $1 < r < n$, existem r vetores de cointegração.

A verificação do número de vetores de cointegração ocorre mediante a análise da significância das raízes características estimadas da matriz ϕ. Tal análise pode ser realizada por meio de dois testes distintos: i) teste do traço, λ_{tr}; ii) teste do máximo autovalor, λ_{max} (ENDERS, 2010).

O teste do traço assume como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração, $H_0 : r = r^*$, contra a hipótese alternativa de $r > r^*$, $H_1 : r > r^*$. A estatística do teste é calculada da seguinte forma:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} ln(1 - \lambda_i), \tag{3.7}$$

em que λ_i são os autovalores da matriz ϕ, T o número de observações, e n o número de variáveis empregadas.

A lógica do teste é tal que, se não existe cointegração, os autovalores obtidos terão valores próximos de zero, indicando a não estacionaridade da matriz ϕ. Ainda, nesse caso, $ln(1 - \lambda_i) \to 0$, resultando em valores pequenos de estatística do traço, de tal modo que não se pode rejeitar a hipótese nula. Se, por outro lado, λ_i é significantemente diferente de zero, $ln(1 - \lambda_i)$ será negativo, o que resulta em um valor alto da estatística do traço, indicando a rejeição da hipótese nula (BUENO, 2008).

Por outro lado, o teste do máximo autovalor tem como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração, $H_0 : r = r^*$, contra a hipótese alternativa de $r^* + 1$ vetores de cointegração, $H_1 : r = r^* + 1$. O teste verifica qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração. A estatística do teste é dada por:

$$\lambda_{max}(r) = -Tln(1 - \lambda_{r+1}). \tag{3.8}$$

Os valores críticos das estatísticas dos teste do traço e de máximo autovalor foram tabulados por (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990). De acordo com Enders (2010), as estatísticas obtidas por (3.7) e (3.8) podem ser conflitantes. Neste caso, sugere-se a consideração do resultado do teste de máximo autovalor, pois este possui uma hipótese alternativa mais rigorosa.

No caso de verificação da existência de cointegração, é necessário avaliar se X_t e o vetor de cointegração possuem constante e tendência em nível. Assume-se, inicialmente, a seguinte estrutura para o modelo com correção de erro:

$$\Delta X_t = \alpha[\beta^{'} X_{t-1} + \mu_1 + \delta_1 t] + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-1} + \mu_2 + \delta_2 t + \epsilon_t, \tag{3.9}$$

em que μ_1, μ_2, δ_1, δ_2 são parâmetros. Com base na estrutura em (3.9), cinco modelos podem ser derivados:

1. modelo sem termos determinísticos: $\mu_1 = \mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$;

2. modelo com intercepto apenas no vetor de cointegração, de modo que as séries não apresentam tendências lineares no nível, tal que a primeira diferença das mesmas tenha média zero: $\mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$;

3. modelo com intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no nível de X_t: $\mu_2 = \delta_2 = 0$;

4. modelo com intercepto no vetor de cointegração e em nível, e tendência linear no vetor de cointegração, de modo a captar tendência de crescimento (não quadrática): $\delta_2 = 0$;

5. modelo com intercepto e tendência linear no vetor de cointegração e em nível, o que possibilita a captação dos efeitos de tendências quadráticas no longo prazo e lineares no curto prazo: $\mu_1, \mu_2, \delta_1, \delta_2 \neq 0$.

A seleção da estrutura do modelo mais apropriada é realizada neste trabalho pela inspeção visual das séries, de forma a avaliar a presença de intercepto e tendência no vetor de cointegração e em nível.

3.4 Análise do modelo estimado

Com o objetivo de interpretar o modelo VAR ou VECM estimado, são consideradas três abordagens distintas: teste de causalidade de Granger, função de resposta ao impulso, e decomposição da variância de previsão. A seguir, é descrita cada uma delas, destacando sua interpretação na avaliação de relações entre séries temporais distintas.

3.4.1 Teste de causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger objetiva identificar uma relação de causa e efeito entre duas variáveis, no caso da existência de uma relação de precedência temporal entre elas. A essência do teste é a verificação se, entre duas séries temporais x e y, x precede y, y precede x, ou x e y ocorrem simultaneamente.

Considere as séries de tempo x_t e y_t, sendo ambas estacionárias. O teste de causalidade de Granger objetiva responder se é a variação de x_t que causa a variação de y_t, o inverso, ou se a variação é bilateral. É pressuposto que a informação relevante para a previsão das variáveis x_t e y_t está contida unicamente nos dados defasados das próprias séries temporais x_t e y_t (GUJARATI, 2006). O teste consiste na estimação das seguintes regressões:

$$x_t = \sum_{i=1}^{q} a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{s} b_j x_{t-j} + \epsilon_{1t}, \tag{3.10}$$

$$y_t = \sum_{i=1}^{p} c_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{s} d_j x_{t-j} + \epsilon_{2t}, \tag{3.11}$$

em que a_i, b_j, c_i, d_j são parâmetros do modelo, $i = 1, \ldots, p$, $j = 1, \ldots, s$, e ϵ_1 e ϵ_2 são erros aleatórios.

A Equação (3.10) postula que x_t corrente está correlacionado aos seus próprios valores passados, assim como aos valores passados de y_t. Alternativamente, a Equação em (3.11) é análoga, só que para a variável y_t. A partir da estimação das Equações (3.10) e (3.11), são testadas as seguintes hipóteses nulas, mediante o teste de Wald com restrição para os coeficientes:

- H_0: $a_1 = a_2 = \ldots = a_i = 0$: y_t não Granger causa x_t;
- H_0: $d_1 = d_2 = \ldots = d_i = 0$: x_t não Granger causa y_t.

Pode-se, ainda, distinguir quatro casos distintos de acordo com os resultados:

1. a causalidade unidirecional de y_t para x_t ocorre quando os coeficientes a_i são conjuntamente diferentes de zero ($\sum a_i \neq 0$) e o conjunto de coeficientes d_j não é estatisticamente diferentes de zero ($\sum d_i = 0$);
2. a causalidade unidirecional de x_t para y_t ocorre quando os coeficientes a_i não são conjuntamente diferentes de zero ($\sum a_i = 0$) e o conjunto de coeficientes d_j são estatisticamente diferentes de zero ($\sum d_i \neq 0$);
3. a causalidade bidirecional ocorre quando os coeficientes a_i e d_j são estatisticamente diferentes de zero;
4. a independência ocorre quando os conjuntos de coeficientes a_i e d_j não são estatisticamente significativos em nenhuma das duas regressões.

Maddala (1992) indica que a determinação do número de defasagens das Equações (3.10) e (3.11) utilizadas no teste de causalidade de Granger é feita de forma arbitrária.

3.4.2 Função de resposta ao impulso

A função de resposta ao impulso descreve o comportamento de uma variável quando outra variável do sistema, ou ela mesma, sofre um choque (impulso) naquele determinado instante t, e que se transfere para o período futuro, em $t+1$, $t+2$, e assim por diante. Desse

modo, é possível prever antecipadamente o que acontece com cada variável diante de um choque em qualquer outra variável do modelo, por meio da estrutura de defasagens e de uma análise conjunta (VARTANIAN, 2012). Em resumo, representa temporalmente os efeitos de choques nas variáveis do modelo VAR sob uma determinada variável em questão (ENDERS, 2010).

Bueno (2008) apresenta a decomposição de Choleski para a decomposição dos resíduos e posterior construção das funções de resposta ao impulso. No caso de n variáveis endógenas, a matriz de covariância é de dimensão $n \times n$. As condições de identificação requerem a imposição de $(n^2 - n)/2$ restrições. Por ser triangular, a decomposição de Choleski força que os elementos posicionados na diagonal superior da matriz da covariância sejam nulos, o que equivale a impor as restrições requeridas. O problema dessa imposição é definir a ordenação das variáveis, que é arbitrária. A ordenação das variáveis define a forma das restrições, de modo que diferentes ordenações originam distintas restrições (BUENO, 2008).

Seguindo o exemplo de Bueno (2008), seja um modelo VAR (1) bivariado, sendo X_t o vetor da variáveis em questão, $X_t = (Y_t, Z_t)^{'}$, seguindo um processo de média móveis infinito:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_1^i \epsilon_{t-1} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{y_{t-i}} \\ \sigma_z \epsilon_{z_{t-i}} \end{bmatrix}, \tag{3.12}$$

em que $\bar{X} \equiv (I - \Phi_1)^{-1}$ é a média de longo prazo.

Seja:

$$\Psi_i = \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix}, \tag{3.13}$$

Então, pode-se escrever:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \epsilon_{t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{y_{t-i}} \\ \sigma_z \epsilon_{z_{t-i}} \end{bmatrix}. \tag{3.14}$$

Os elementos da matriz Ψ_i são os multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas. Assim, o impacto total de um choque de ϵ_{y_t} sobre Y_{t+h} é dado pela soma dos coeficientes $\psi_{i,11}$. Também, sobre Z_{t+h} devem-se somar os coeficientes $\psi_{i,21}$. Os coeficientes, quando representados graficamente, geram a função resposta ao impulso. A soma dos mesmos coeficientes, graficamente, compreende a função resposta ao impulso acumulada (BUENO, 2008).

3.4.3 Decomposição da variância do erro de previsão

A decomposição da variância do erro de previsão busca indicar qual a porcentagem da variância do erro de previsão do modelo decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão (BUENO, 2008). Ou seja, é a identificação da participação de cada uma das variáveis na explicação da variância de todas as variáveis do sistema, após um choque, servindo como um mecanismo de classificação da importância relativa de cada variável na determinação dela mesma e das demais.

Partindo da equação (3.14), podemos escrever:

$$X_{t+h} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \epsilon_{t+h-i}. \tag{3.15}$$

Após o cálculo do erro de previsão, temos:

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \epsilon_{t+h-i}. \tag{3.16}$$

No caso de um modelo bivariado, a variância é decomposta em dois termos. As proporções de $\sigma_y^2(h)$ devido a choques nas sequência de ϵ_{y_t} e ϵ_{z_t} podem ser descritas pela expressão:

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \cdots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \cdots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_z^2(h)}. \tag{3.17}$$

3.5 Resumo

Este capítulo apresentou a metodologia considerada neste trabalho para avaliar o impacto de variáveis macroeconômicas no fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA. Foram apresentadas as estruturas dos modelos VAR e VECM, assim como suas respectivas ferramentas de análise a partir dos modelos estimados: teste de causalidade de Granger, função de resposta ao impulso e decomposição da variância do erro de previsão.

O capítulo a seguir apresenta os resultados da presente monografia. São apresentadas as séries utilizadas, assim como uma avaliação da evolução das mesmas, em conjunto com uma análise do cenário econômico correspondente. Sobretudo, os resultados obtidos a partir dos modelos estimados são destacados.

4 Resultados e Discussão

Este capítulo apresenta os resultados[1] da avaliação do impacto de fatores macroeconômicos no fluxo dos capitais estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA. Inicialmente é realizada a descrição dos dados utilizados, o período considerado, uma descrição do comportamento das variáveis no período considerado, incluindo o contexto econômico associado. Em seguida, os resultados do testes de raiz unitária são destacados, com a posterior análise da causalidade Granger entre as variáveis, do comportamento das funções de resposta ao impulso e decomposição da variância do erro de previsão, construídas a partir do respectivo modelo VAR estimado.

4.1 Dados

Para avaliar os impactos de fatores macroeconômicos no investimento estrangeiro em ações na BM&FBOVESPA, são considerados dados mensais para o período de Janeiro de 2002 a Novembro de 2014, compreendendo um total de 155 observações. A escolha de tal janela temporal compreende o último ano de mandato do governo Fernando Henrique Cardoso, os oito anos de governo Luiz Inácio Lula da Silva e os quatro primeiro anos do governo Dilma Rousseff, o qual constitui um momento singular na economia brasileira.

As variáveis consideradas neste trabalho são:

- fluxo dos investimentos estrangeiros em ações (FLUXO)[2];
- taxa de câmbio Real (R$)/ Dólar norte-americano (U$S) de venda mensal (TCM)[3];
- risco Brasil mensurado pelo indicador EMBI+BR em fim de período (EMBI)[4];

[1] Os procedimentos econométricos foram feitos com o *software* EViews 7.

[2] Fonte: Banco Central do Brasil. <http://www.ipeadata.gov.br>

[3] Fonte: Banco Central do Brasil. <http://www.ipeadata.gov.br>

[4] O *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+) é um índice, calculado pelo J. P. Morgan, que avalia o prêmio de risco de títulos de economias emergentes em relação ao prêmio pelo risco dos títulos do Tesouro dos Estados Unidos. É composto por uma cesta de títulos referenciados em moeda estrangeira e emitidos pelos governos centrais das seguintes economias emergentes: África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Filipinas, Marrocos, México, Nigéria, Polônia, Rússia. A partir desse índice são calculados os indicadores de cada economia que o compõe, como é o caso do Brasil (EMBI+BR) (FRANZEN *et al.*, 2009). Fonte: J.P. Morgan. <http://www.ipeadata.gov.br>

- Ibovespa (IBF), principal indicador do desempenho médio dos ativos de maior negociabilidade e representatividade do mercado de ações brasileiro. É utilizada a série mensal com dados em fim de período[5];

- taxa de juros *overnight* Selic (OVERS) como representativa da taxa de juros de curto prazo no Brasil[6];

- taxa de juros das Notas do Tesouro dos Estados Unidos de maturidade de 3 meses (T3M) para representação da taxa de juros norte-americana[7];

- índice S&P 500 (SEP), ou *Standard & Poor's 500 index*, indicador do desempenho do mercado de ações norte-americano, divulgado pela *S&P Dow Jones Indices* e baseado na capitalização de mercado das 500 maiores empresas com ações listadas na *New York Stock Exchange* (NYSE) ou na *Nasdaq*. É utilizada a série mensal com dados em fim de período[8];

- índice de preços das *commodities* (COMM) da UNCTAD[9].

4.2 Evolução do investimento estrangeiro na BM&FBOVESPA e dos fatores macroeconômicos

Pela Figura 1, é evidenciado que, entre os anos de 2002 e 2014, a maioria dos fluxos de investimentos estrangeiros em ações é de sinal positivo, com destaque para a entrada líquida de capital estrangeiro na bolsa brasileira de US$ 14.448 milhões em Outubro de 2009 e de US$ 14.536 milhões em Outubro de 2010. A maior saída líquida de capital foi em Outubro de 2008, no valor de US$ 6.065 milhões.

De acordo com a Figura 2, durante o período estudado, observa-se um grande aumento da participação dos investidores estrangeiros no mercado acionário brasileiro, tornando-se o *player* majoritário na BM&FBOVESPA a partir de 2014. Este fato evidencia que a grande maioria dos fluxos de investimentos estrangeiros em ações no Brasil foram entradas de capital externo na bolsa brasileira durante os anos de 2002 e 2014 (Figura 1). Os investidores externos, que eram responsáveis por 26,3% do volume financeiro transacionado na bolsa brasileira em

[5] Fonte: BM&FBOVESPA. <http://www.bmfbovespa.com.br>

[6] Fonte: Banco Central do Brasil. <http://www.ipeadata.gov.br>

[7] Fonte: Fundo Monetário Internacional, International Financial Statistics - FMI/IFS. <http://www.ipeadata.gov.br>

[8] Fonte: http://www.infomoney.com.br/mercados/acoes-e-indices

[9] O índice de preços das *commodities* disponibilizado pela UNCTAD considera os preços no mercado internacional das principais *commodities* exportadas por países emergentes. Fonte: UNCTAD. <http://unctadstat.unctad.org>

Janeiro de 2002, aumentaram sua participação de mercado para 52,4% em Novembro de 2014. No período estudado, o menor valor médio da participação do capital externo na bolsa foi de 21,6% no período compreendido entre Novembro de 2002 e Janeiro de 2003. Já em Outubro de 2014, o investimento estrangeiro na BM&FBOVESPA atingiu seu valor máximo de 55,2% na participação do volume transacionado em ações.

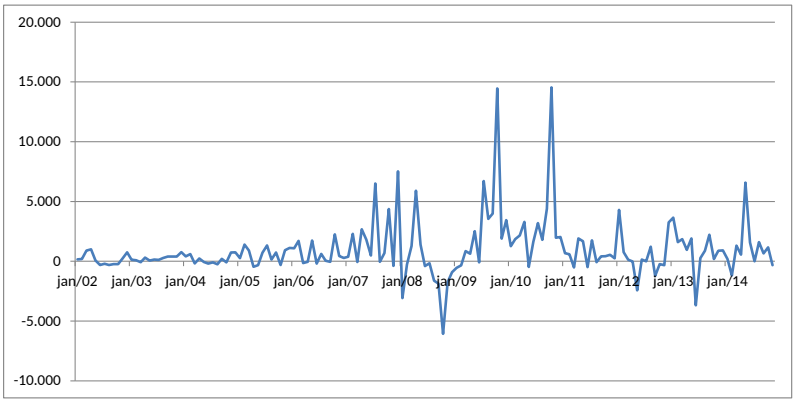

Figura 1 – Fluxo mensal dos investimentos estrangeiros em ações (FLUXO) entre Janeiro de 2002 e Dezembro 2014 em milhões de US$.

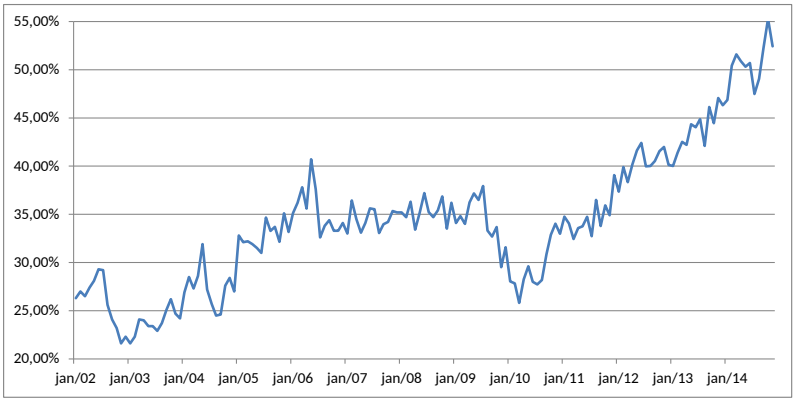

Figura 2 – Evolução da participação mensal dos investidores estrangeiros no volume financeiro total transacionado em ações na BM&FBOVESPA entre Janeiro de 2002 e Dezembro 2014.

Referente à taxa de câmbio R$/U$S, a Figura 3 demonstra que, enquanto tal taxa era de R$ 2,37/US$ em Janeiro de 2002, esta fechou Novembro de 2014 em um valor de R$ 2,54/US$. O comportamento da variável demonstrou, inicialmente, uma tendência de queda até Julho de 2008, quando a taxa de câmbio se situou em R$ 1,59/US$ em média. Posteriormente, observou-se um movimento de alta até Março de 2009, mês em que a taxa de câmbio mensal foi de R$ 2,31/US$. Observou-se, então, mais um período de queda na taxa

cambial, chegando em R$ 1,56/US$ em Julho de 2011, e o qual é seguido, mais uma vez, por um movimento de alta que se estendeu até o final de 2014.

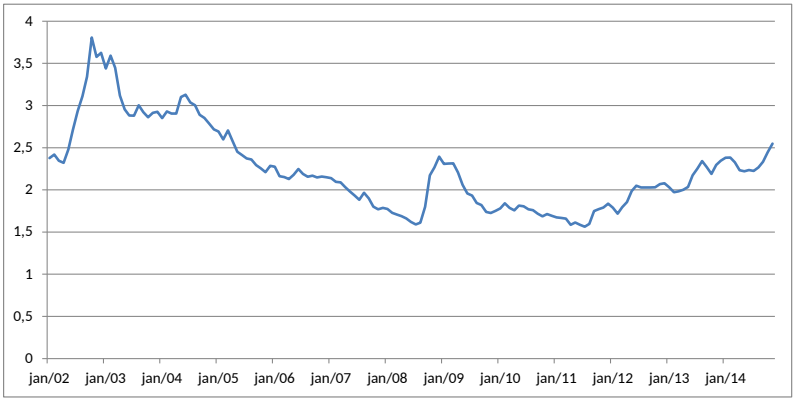

Figura 3 – Evolução da taxa de câmbio mensal R$/U$S (TCM) entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014.

A Figura 4 apresenta a evolução do risco Brasil (EMBI+BR) entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014. Após uma maior variabilidade nos anos de 2002 e no primeiro semestre de 2003, devido às incertezas do mercado em relação ao governo do então presidente do Brasil, Luís Inácio Lula da Silva, o EMBI+BR demonstrou uma grande queda no período estudado, saindo de 2.395 pontos em Setembro de 2002 para 238 pontos em Novembro de 2014. O menor valor observado no período foi de 142 pontos, observado em duas ocasiões: Maio de 2007 e Dezembro de 2012.

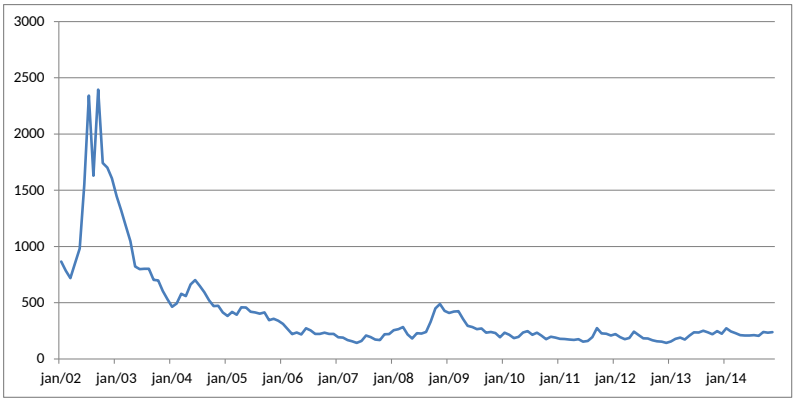

Figura 4 – Evolução do índice risco Brasil EMBI+BR mensal (EMBI) entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014.

As Figuras 5 e 6 ilustram a evolução dos índices acionários Ibovespa e S&P 500, respectivamente. O Ibovespa saiu de 12.721 pontos em Janeiro de 2002 para 54.724 em Novembro de 2014. Já o S&P 500 saltou de 1.130 pontos em Janeiro de 2002 para 2.068 pontos

em Novembro de 2014. Pode-se observar que ambos os índices demonstraram tendências de aumento nos primeiros anos do período estudado. No caso do Ibovespa, tal tendência se estende até Maio de 2008, quando o índice chegou nos 72.592 pontos. Já no caso do S&P 500, essa tendência terminou antes, em Outubro de 2007, quando foram atingidos os 1.549 pontos. Outra diferença entre as séries é o movimento de recuperação das bolsas de valores pós ano de 2008. O Ibovespa, já em Março de 2010, ultrapassou a barreira dos 70.000 pontos, atingindo a marca de 70.371 pontos, mas, posteriormente, passou a oscilar, de modo a apresentar, em Novembro de 2014, uma pontuação longe da máxima observada no período estudado (Figura 5). O S&P 500, por sua vez, recuperou-se mais lentamente, ultrapassando os 1.500 pontos somente em Fevereiro de 2013, quando atingiu 1.515 pontos, porém, pode-se observar uma tendência constante de alta, tanto que o S&P 500 fechou Novembro de 2014 com o seu maior valor entre 2002 e 2014 (Figura 6).

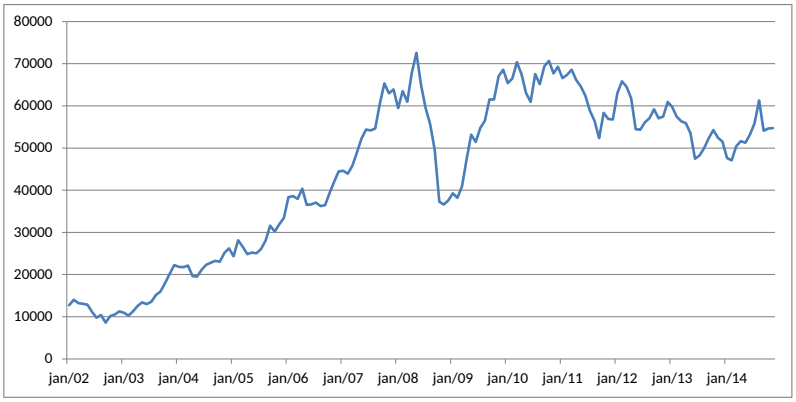

Figura 5 – Evolução do índice Ibovespa (IBF) mensal entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014.

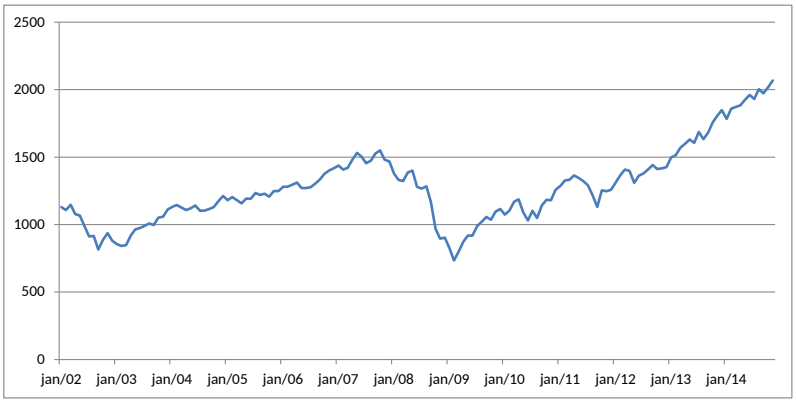

Figura 6 – Evolução do índice S&P 500 (SEP) mensal entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014.

Entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014, apesar de se observar algumas oscilações, houve uma valorização dos preços das *commodities* no mercado internacional, o que é evidenciado pela índice de *commodities* da UNCTAD, conforme Figura 7. O índice de *commodities* da UNCTAD, medido em pontos, tem como ponto de referência o ano de 2000, com uma pontuação de 100. Em Janeiro de 2002, o índice apontava 92,7 pontos, menos da metade dos 233,6 pontos observados em Novembro de 2014. É interessante notar que o comportamento da série do preço das *commodities* (Figura 7) se assemelha com o comportamento do Ibovespa (Figura 5), com um tendência de alta dos preços que se estende de 2002 até Abril de 2008, quando o índice apontou 298,6 pontos. A recuperação do índice após a queda sofrida em 2008 também foi relativamente rápida, de modo que em Dezembro de 2010 foi-se ultrapassado os 300 pontos, e em Fevereiro de 2011 atingiu-se a marca máxima durante o período estudado de 329,5 pontos.

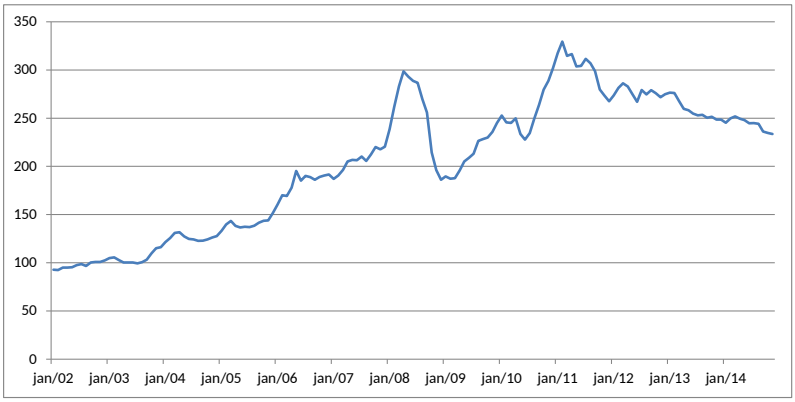

Figura 7 – Evolução do índice de *commodities* da UNCTAD (COMM) mensal entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014.

A evolução da taxa de juros *overnight* Selic, observada na Figura 8, apresentou um comportamento semelhante com o índice de risco país EMBI+BR (Figura 4). Após um ano e meio com níveis mais altos, a partir de Julho de 2003, em que a taxa era de 2,08 % a.m., um movimento de diminuição da taxa de juros brasileira foi verificado, de modo que a variável chegou em seu menor nível, 0,49% a.m., em Fevereiro de 2013. Depois deste mês, no entanto, observou-se uma tendência de elevação da taxa de juros nacional, tanto que esta fechou o período estudado no patamar de 0,84% a.m. em Novembro de 2014.

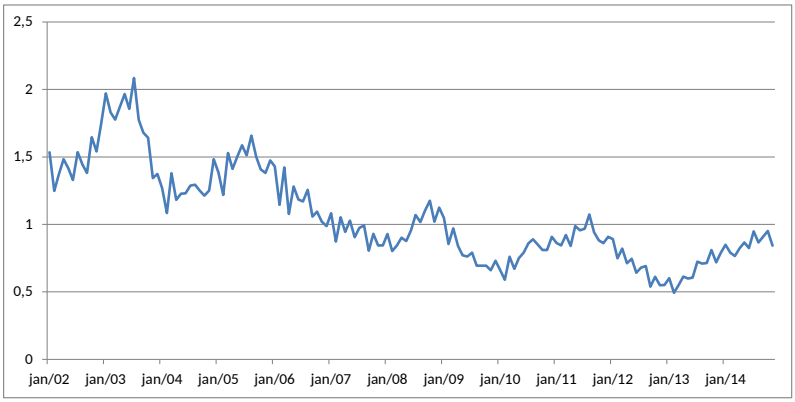

Figura 8 – Evolução da taxa *overnight* Selic (OVERS) mensal (% a.m.) entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014.

Por fim, a Figura 9 apresenta o comportamento da taxa de juros das Notas do Tesouro dos Estados Unidos de maturidade de 3 meses entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014. O comportamento desta série evidencia a mudança de política monetária dos Estados Unidos para a recuperação da economia norte-americana e mundial após o estouro da crise do *Subprime* a partir do segundo semestre de 2007. A taxa de retorno das Notas do Tesouro norte-americano, com maturidade de 3 meses, que era de 5,16% a.a. em Fevereiro de 2007, passou a ser 0,12% a.a. em Janeiro de 2009. Além disso, chegou a 0,012% a.a. em Outubro de 2014, e fechou o período estudado em 0,02% a.a. em Novembro de 2014.

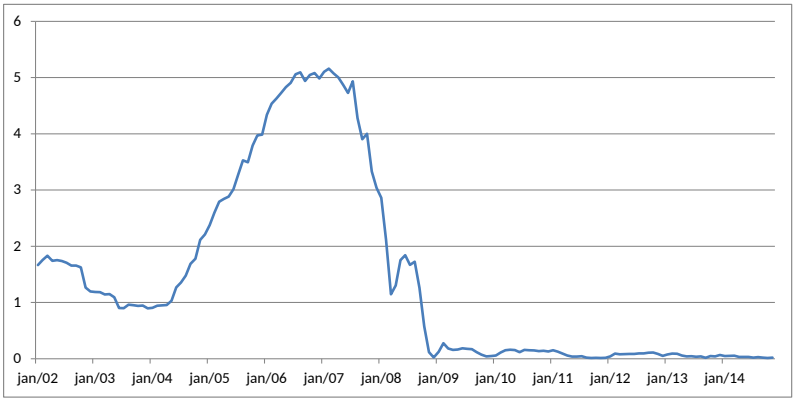

Figura 9 – Evolução da taxa de juros mensal (T3M) das Notas dos Tesouro dos Estados Unidos de maturidade de 3 meses (% a.a.) entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2014.

Descrita a evolução observada nas séries estudadas neste trabalho, a seção a seguir apresenta o contexto econômico brasileiro e mundial associado ao período de 2002 a 2014.

4.3 Contexto econômico

Entre os anos de 1999 e 2002, observou-se uma escassez de fluxos de capitais de natureza financeira (investimentos em carteira e empréstimos bancários) para o Brasil e os demais países emergentes, muito em decorrência das crises asiática, russa e brasileira, ocorridas na década de 90. Esse quadriênio constituiu, na realidade, o período de baixa do primeiro ciclo de liquidez internacional da globalização financeira, que se inicia em 1990 e atinge seu auge em 2007. Esta primeira fase também é caracterizada por resultados anuais deficitários das transações correntes brasileiras (PRATES *et al.*, 2011). Em 2002, também ocorreram turbulências cambiais nos períodos pré e pós-eleitoral no Brasil, gerando uma crise de confiança dos investidores financeiros internacionais e nacionais (MöLLER; CALLADO, 2007). Neste contexto, tanto o risco país (Figura 4) quanto a taxa de câmbio (Figura 3) e a taxa de juros interna (Figura 8) atingiram seus máximos históricos no período estudado pelo presente trabalho.

Durante o governo Lula, especificamente entre 2003 e 2008, o Brasil presenciou um aumento da taxa de crescimento do PIB, fato que é explicado por fatores domésticos e internacionais. Internamente, observou-se o crescimento do consumo familiar, estimulado pelas políticas de aumento de renda das classes mais baixas da sociedade, como a forte elevação do salário mínimo real e outras políticas sociais, como por exemplo o Bolsa Família, além do aumento do crédito ao consumidor. Adicionalmente, a despeito da política fiscal restritiva, foram tomadas decisões de expandir o financiamento público ao investimento, tanto público quanto privado (CANO, 2014). No cenário externo, o período entre os anos de 2003 até meados de 2008 foi caracterizado por um contexto de abundância dos fluxos de capitais, associado ao novo ciclo de liquidez para os países emergentes e resultados favoráveis nas transações comerciais e correntes brasileiras com o exterior, possíveis não somente pela depreciação cambial do período precedente a 2003, mas também pelo forte crescimento do comércio internacional (PRATES *et al.*, 2011). A partir de 2003, observou-se um crescimento dos preços das *commodities* no mercado mundial (Figura 7), resultado do forte crescimento da China, estruturalmente dependente da importação de *commodities* agrícolas e industriais, e também da combinação de baixos estoques globais com relativa rigidez da oferta de *commodities* aos estímulos de crescimento da demanda (FERRAZ, 2013). O fato de o Brasil conseguir sustentar superávits comerciais e correntes, apesar da valorização do Real neste período (Figura 3), evidencia o ritmo favorável da economia mundial. Este momento também é refletido pela valorização dos índices das bolsas de valores brasileira (Figura 5) e norte-americana (Figura 6). Durante este período, o Brasil conseguiu não somente aumentar suas reservas internacionais (FERRAZ, 2013), mas também quitar seu empréstimo com o FMI (PRATES *et al.*, 2011), de modo que a redução do risco país (Figura 4) espelha como a percepção dos

agentes externos em relação ao indicadores macroeconômicos do Brasil melhorara.

O ano de 2008 é emblemático para a economia mundial. A crise financeira, que se originou no mercado das hipotecas *Subprime* norte-americano em Julho de 2007, contaminou, logo nos seus primeiros meses, os demais países desenvolvidos. No primeiro semestre de 2008 começou a se espraiar para alguns países emergentes, mas, somente em meados de Setembro, quando ela se converteu em um fenômeno sistêmico, observou-se seu transbordamento praticamente generalizado para esses países (PRATES *et al.*, 2011). As grandes desvalorizações do Ibovespa (Figura 5) e do S&P 500 (Figura 6) são uma ilustração do ambiente econômico internacional no ano de 2008.

Pode-se indicar três grupos de canais de transmissão da crise financeira internacional para a economia brasileira. O primeiro deles atuou sobre as contas externas. A desaceleração econômica mundial aliada à queda dos preços internacionais das *commodities* agrícolas e minerais (Figura 7) incidiram sobre a balança comercial. A contração da liquidez internacional, por sua vez, levou empresas e especuladores a repatriar seus lucros para as matrizes, o que deteriorou o déficit da conta de serviços e rendas e provocou uma fuga de capitais pela conta financeira, resultando em uma desvalorização cambial (Figura 3). O segundo canal de transmissão foi pelo sistema financeiro, com uma forte contração do crédito tanto interno, onde os bancos que haviam captado recursos vinculados a contratos de derivativos cambiais sofreram perdas expressivas após a desvalorização cambial, quanto externo, já que os bancos estrangeiros com filial no Brasil adotaram uma estratégia de realocação de seus portfólios, encolhendo suas operações no mercado brasileiro para fazer caixa e cobrir os prejuízos em suas matrizes. Por fim, o terceiro canal exposto de transmissão foi por meio das expectativas, cuja deterioração leva empresas e famílias a adiar decisões de investimento e consumo (ARAUJO; GENTIL, 2011). Neste contexto de crescente aversão ao risco e preferência pela liquidez, observou-se a retração dos investimentos de portfólio no Brasil (PRATES *et al.*, 2011), o que é refletido pelos fluxos negativos dos investimentos estrangeiros em ações no Brasil (Figura 1) no segundo semestre de 2008 e começo de 2009.

O biênio de 2009 e 2010 representou a rápida recuperação econômica do Brasil frente à crise de 2008. No âmbito interno, destacaram-se as políticas de flexibilização das regras do compulsório para depósitos à vista e a prazo, a redução da taxa básica de juros (Figura 8), as intervenções do Banco Central através de operações de venda de dólares no mercado à vista e também por meio de leilões de venda com compromisso de recompra, medidas de desonerações fiscais e o aumento real do salário mínimo. No âmbito externo, observou-se a recuperação dos preços das *commodities* (Figura 7), puxados essencialmente pela demanda chinesa, que manteve sua economia aquecida em 2009, e a retomada dos fluxos de capital estrangeiro, influenciada pela redução coordenada das taxas de juros das economias centrais, como a

norte-americana (Figura 9). Este cenário de retomada da liquidez internacional permitiu que as economias emergentes também adotassem medidas visando à reposição da liquidez contraída durante a crise, bem como à garantia da solidez dos seus sistemas bancários. A criação de linhas especiais de crédito em moeda nacional e estrangeira, por exemplo, por parte de vários Bancos Centrais dos países da América Latina induziram os agentes dos mercados financeiros a elevar o grau de confiança na solvabilidade do sistema bancário daquela região, o que se refletiu na queda do prêmio de risco, o qual pode ser medido pelo risco país (Figura 4) (ARAUJO; GENTIL, 2011). Neste contexto se observou a recuperação mais rápida do Ibovespa (Figura 5) para níveis pré 2008, em comparação com o S&P 500 (Figura 6).

Durante o primeiro governo de Dilma Rousseff, de 2011 a 2014, identificaram-se distintas orientações da política macroeconômica brasileira. Inicialmente, em um cenário de inflação ascendente, pressionada pelo crescimento de 7,5% do Produto Interno Bruto brasileiro em 2010 e, associada à elevação dos preços das *commodities* (Figura 7), aumentou-se gradativamente a taxa básica de juros interna (Figura 8) até a metade de 2011. Com o aprofundamento da crise da área do Euro no segundo semestre de 2011, adotaram-se medidas anticíclicas, como estímulos creditícios, desoneração tributária e novas reduções da taxa de juros (Figura 8). Além disso, os bancos públicos buscaram, com o aumento de sua oferta creditícia, compensar a perda de ritmo do crédito concedido pelos bancos privados, assegurando que essas reduções da taxa de juros chegassem aos tomadores finais (CAGNIN *et al.*, 2013). Com o desaquecimento dos mercados norte-americanos e europeu, a necessidade de insumos para a manufatura chinesa deixou de crescer como vinha ocorrendo até então, impactando negativamente o preço das *commodities* (Figura 7). Neste cenário, observou-se uma atuação mais presente do Banco Central brasileiro no mercado cambial, de modo a desvalorizar o Real frente ao Dólar (Figura 3), visando, principalmente, melhorar a competitividade da indústria nacional (PIRES; ANDRé, 2015). O Banco Central do Brasil, por exemplo, elevou a alíquota de IOF para investimentos estrangeiros de portfólio, impôs o recolhimento compulsório sobre as posições vendidas dos bancos no mercado de câmbio à vista e regulou as operações com derivativos cambiais. A partir de 2013, com a volta da aceleração inflacionária, o combate à inflação voltou a ser objeto de preocupação por parte do governo, o que levou ao início de uma nova fase de elevação da taxa de básica de juros (Figura 8) (CAGNIN *et al.*, 2013).

No que tange os fluxos de capitais, a conjuntura econômica mundial, que se instalou após a crise do *subprime* e se estendeu durante os anos de 2011 a 2014, com a desaceleração da produção e do comércio exterior, principalmente por parte dos países centrais, fez com que os investimentos externos mudassem de comportamento, de modo que os grandes investidores tiveram que buscar novas regiões para aplicar seus recursos. Neste contexto, os países emergentes, como é o caso do Brasil, tornaram-se alternativa para a multiplicação de

capital, seja ele de investimento ou especulativo (PIRES; ANDRé, 2015). O aumento expressivo da participação dos investidores estrangeiros no volume total transacionado em ações na BM&FBOVESPA (Figura 2) durante este período é reflexo desta constatação.

4.4 Resultados e discussão

Para avaliar o impacto dos fatores macroeconômicos no fluxo dos investidores estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA, o primeiro passo desse estudo é avaliar a presença de raiz unitária nas séries em questão por meio do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) a fim de testar a estacionaridade das mesmas. De acordo com a Tabela 1, a um nível de significância de 5%, os resultados indicaram que todas as variáveis consideradas, com exceção do fluxo dos investimentos estrangeiros em ações (FLUXO), são integradas de ordem unitária, i.e. $I(1)$. Portanto, quando tomadas em primeira diferença, as séries tornam-se estacionárias, premissa fundamental para a construção dos modelos de vetores autoregressivos VAR. A variável FLUXO, por sua vez, se mostrou estacionária em nível.

Após a constatação de que todas as variáveis, com exceção do FLUXO, são integradas de ordem unitária, $I(1)$, o teste de cointegração de Johansen não foi executado, uma vez que a principal variável de análise da presente tese não tomaria parte no mesmo, impossibilitando que haja uma relação de longo prazo entre todas as variáveis analisadas. Assim, o presente trabalho foca nas relações de curto prazo entre as variáveis estudadas a partir da estimação de um VAR com a série FLUXO em nível e as demais (TCM, EMBI, IBF, OVERS, T3M, SEP e COMM) em primeira diferença.

Para a estimação do modelo, avaliou-se o número apropriado de defasagens a serem incluídas. Como pode ser observada na Tabela 2, os critérios de informação FPE e HQ indicaram a utilização de apenas uma defasagem, enquanto que os critérios BIC indicou zero defasagens e o AIC doze defasagens. No entanto, para que o modelo apresentasse resíduos não-autocorrelacionados foi necessária a inclusão de três defasagens. O teste de autocorrelação dos resíduos LM, demonstrado na Tabela 3, confirmou a adequação do VAR estimado com três períodos de defasagem.

A partir do modelo VAR estimado, realizou-se o teste de causalidade Granger, com o intuito de se averiguar a existência de uma relação causal entre as variáveis tomadas par a par. A Tabela 4 apresenta os resultados obtidos para o teste de causalidade de Granger. O teste foi feito utilizando-se de três defasagens. Quando o fluxo dos investimentos estrangeiros em ações (FLUXO) é tomado como variável dependente, a hipótese nula é tal que a variável independente não Granger causa FLUXO. Quando FLUXO aparece como variável independente, a hipótese nula é que FLUXO não Granger causa a variável dependente. O

Tabela 1 – Estatísticas do teste de raiz unitária ADF.

Variável	***Lags (p)***	**Modelo**	**Estatística**	**p-valor**
FLUXO	1	Modelo com intercepto e inclinação	-6.2065	0.0000
	1	Modelo com intercepto	-6.1005	0.0000
	1	Modelo sem intercepto e sem inclinação	-5.2459	0.0000
TCM	1	Modelo com intercepto e inclinação	-1.6352	0.7745
	1	Modelo com intercepto	-1.6135	0.4732
	1	Modelo sem intercepto e sem inclinação	-0.2574	0.5920
EMBI	1	Modelo com intercepto e inclinação	-1.9654	0.6150
	1	Modelo com intercepto	-1.6781	0.4403
	1	Modelo sem intercepto e sem inclinação	-1.4981	0.1253
IBF	0	Modelo com intercepto e inclinação	-1.4037	0.8563
	0	Modelo com intercepto	-1.5971	0.4816
	0	Modelo sem intercepto e sem inclinação	0.4057	0.7993
OVERS	12	Modelo com intercepto e inclinação	-2.5250	0.3158
	12	Modelo com intercepto	-2.3248	0.1656
	12	Modelo sem intercepto e sem inclinação	-1.9413	0.0502
T3M	3	Modelo com intercepto e inclinação	-1.8075	0.6964
	3	Modelo com intercepto	-1.3467	0.6068
	3	Modelo sem intercepto e sem inclinação	-1.2429	0.1960
SEP	0	Modelo com intercepto e inclinação	-0.6967	0,9710
	0	Modelo com intercepto	0.7065	0.9920
	0	Modelo sem intercepto e sem inclinação	1.6507	0.9758
COMM	1	Modelo com intercepto e inclinação	-2.0974	0.5427
	1	Modelo com intercepto	-1.7870	0.3858
	1	Modelo sem intercepto e sem inclinação	0.2189	0.7485

Fonte: resultados da pesquisa.

sinal D(...) indica a função de primeira diferença da respectiva variável.

Em termos de causalidade de Granger, observou-se uma causalidade bidirecional entre o fluxo dos investimentos estrangeiros em ações (FLUXO) e o Ibovespa (IBF), considerando um nível de significância estatística de 10% (Tabela 4). Tal resultado está de acordo com observado em Möller e Callado (2007), Tabak (2002) e Callado e Carmona (2006). Verificou-se também que a taxa de juros norte-americana (D(T3M)) Granger causa a variação do capital externo em ações na Bolsa brasileira, neste caso também a um nível de significância de 10%. Além disso, constatou-se que, a 5% de significância, o fluxo dos investidores estrangeiros em ações Granger causa a variação no índice de *commodities* (D(COMM)), conforme observado na Tabela 4. Por fim, as demais variáveis não apresentaram relação de causalidade no sentido de Granger com a atuação do investidor estrangeiro em ações na BM&FBOVESPA.

A causalidade bidirecional entre o investimento estrangeiro e o Ibovespa demonstra que o investidor estrangeiro, além de influenciar o Ibovespa, também é influenciado pelo ín-

Tabela 2 – Critérios de seleção para o número de defasagens do modelo VAR.

Defasagens	LogL	FPE	AIC	BIC	HQ
0	-4207.813	8.46e+15	59.37765	59.54418*	59.44532
1	-4088.775	3.90e+15*	58.60246	60.10119	59.21148*
2	-4046.871	5.37e+15	58.91368	61.74461	60.06406
3	-3987.315	5.84e+15	58.97627	63.13941	60.66800
4	-3938.974	7.57e+15	59.19682	64.69216	61.42990
5	-3893.598	1.05e+16	59.45913	66.28667	62.23356
6	-3849.443	1.54e+16	59.73864	67.89838	63.05443
7	-3761.601	1.27e+16	59.40284	68.89479	63.25998
8	-3707.019	1.78e+16	59.53547	70.35963	63.93397
9	-3621.190	1.73e+16	59.22803	71.38439	64.16788
10	-3545.945	2.16e+16	59.06965	72.55822	64.55086
11	-3410.689	1.31e+16	58.06605	72.88682	64.08861
12	-3302.406	1.39e+16	57.44234*	73.59531	64.00625

(*) indica a defasagem selecionada pelo critério.
LogL: log de máxima verossimilhança.
Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela 3 – Resultados do teste LM.

Defasagens	Estatística LM	Prob.
1	77.86256	0.1142
2	62.62345	0.5253
3	66.84794	0.3795
4	72.86011	0.2096
5	64.07300	0.4739
6	56.34365	0.7409
7	78.01033	0.1120
8	69.73365	0.2908
9	80.98581	0.0744
10	52.77939	0.8405
11	48.78827	0.9205
12	83.23237	0.0535

Fonte: resultados da pesquisa.

dice, ou seja, ao mesmo tempo que o agente externo leva em consideração o desempenho médio do mercado de ações do Brasil para tomar suas decisões de entrar ou não no mercado acionário brasileiro, sua atuação também impacta as oscilações dos preços das ações na BM&FBOVESPA. A relevância da taxa de juros norte-americana como fator que impacta o investimento estrangeiro é entendida pelo fato que oscilações nas taxas de juros internacionais, como o caso da taxa de juros dos títulos norte-americanos, podem representar um aumento ou diminuição da liquidez global, impactando no volume de capital disponível desti-

nado para países emergentes, como o Brasil. Referente aos fluxos dos investidores estrangeiros como elemento capaz de influenciar o preço das *commodities*, tal fato constitui uma relação não esperada, uma vez que, economicamente, parece não haver um explicação de como a entrada e saída dos investidores estrangeiros na bolsa brasileira afeta a cotação destes produtos primários em âmbito internacional.

Tabela 4 – Teste de causalidade de Granger.

Variável dependente: FLUXO

Variáveis independentes	Estatística Chi-sq	p-valor
D(OVERS)	0.511983	0.9163
D(SEP)	1.705772	0.6357
D(EMBI)	0.224430	0.9736
D(TCM)	0.589270	0.8989
D(IBF)	6.497165	0.0898
D(COMM)	1.053698	0.7883
D(T3M)	7.753515	0.0514

Variável independente: FLUXO

Variáveis dependentes	Estatística Chi-sq	p-valor
D(OVERS)	1.069190	0.7845
D(SEP)	2.347560	0.5035
D(EMBI)	0.300311	0.9600
D(TCM)	1.212876	0.7499
D(IBF)	8.526851	0.0363
D(COMM)	8.523986	0.0363
D(T3M)	5.449622	0.1417

Fonte: resultados da pesquisa.

Posteriormente, analisou-se as respostas, em termos de variação, dos fluxos do investimento estrangeiro em ações a choques de um desvio-padrão sobre cada uma das variáveis do modelo VAR estimado, i.e., sobre os fatores macroeconômicos. A Figura 10 apresenta as funções de resposta ao impulso e a Figura 11 as funções de resposta ao impulso acumulada. A função de resposta ao impulso (Figura 10) demonstra as variações das variáveis em cada período subsequente ao choque, enquanto que a função de resposta ao impulso acumulada (Figura 11) demonstra o saldo destas variações. Assim, no período que a resposta de determinada variável ao choque se estabilizar, a função resposta ao impulso (Figura 10) indicará uma variação praticamente nula, e pela função resposta ao impulso acumulada (Figura 11) será possível identificar se o saldo das variações dos períodos passados foi positivo ou negativo.

Um choque no fluxo dos investimentos estrangeiros em ações tem efeito positivo sobre ele próprio, se estabilizando em torno de US$ 2.900 milhões seis meses após o choque (Figura 11 FLUXO). Este resultado demonstra que o investidor externo é influenciado pela

sua própria atuação passada. Em relação ao Ibovespa, um choque não esperado no mesmo causa efeitos positivos sobre o fluxo dos investimentos estrangeiros em ações até nove períodos após o choque (Figura 10 D(IBF)), de modo que o efeito acumulado ultrapassa os US$ 1.800 milhões no nono mês (Figura 11 D(IBF)). Tal resultado é compatível com o observado em Franzen *et al.* (2009) e em Meurer (2006), no sentido que uma elevação do Ibovespa impacta positivamente o fluxo dos investimentos estrangeiros voltados para o mercado de ações brasileiro. Pode-se afirmar que há uma maior entrada dos investidores estrangeiros na BM&FBOVESPA quando este inicia um movimento de alta no preço de suas ações.

Os resultados obtidos pela resposta do investimento estrangeiro a choques tanto no seu próprio fluxo (Figura 10 FLUXO), quanto no Ibovespa (Figura 10 D(IBF)), juntamente com a bicausalidade entre o Ibovespa e o fluxo dos investimentos externos na bolsa brasileira (Tabela 4), caracterizam a forma racional com a qual os investidores estrangeiros agem no mercado brasileiro. Um aumento dos preços das ações na BM&FBOVESPA no período anterior causa uma entrada de capital estrangeiro no mercado acionário brasileiro, influenciando de forma positiva na valorização das ações no período presente, o que, eventualmente, pode levar a novas entradas de capital externo e, assim, sucessivamente. Ou seja, os investidores estrangeiras entram na BM&FBOVESPA quando suas expectativas indicam para a valorização das ações, e, ao entrarem na bolsa, eles ajudam para que essas expectativas se realizem, causando a valorização do Ibovespa. Neste sentido, há o aumento da atividade dos agentes externo na bolsa brasileira quando esta está em um processo de alta, e há a diminuição da atividade nos momentos de baixas, onde as entradas e saídas do capital estrangeiro na BM&FBOVESPA são fatores que intensificam esses processos, respectivamente.

O fluxo dos investimentos estrangeiros na BM&FBOVESPA apresentou um comportamento negativo em relação ao aumento da taxa de câmbio, com uma saída acumulada em torno de US$ 1.500 milhões setes meses após o choque.(Figura 11 D(TCM)). Essa relação onde a depreciação cambial tem impacto negativo sobre os agentes externos está de acordo com o verificado em em Barbosa e Meurer (2012). Apesar de uma desvalorização do Real frente ao Dólar significar que as ações nacionais se tornariam mais baratas em moeda estrangeira, o que poderia ser uma vantagem para o investimento estrangeiro ingressante, para o capital externo que já está aplicado na BM&FBOVESPA, a taxa de câmbio, juntamente com o preço das ações, constituem as duas variáveis que influenciam nos retornos em moeda estrangeira do investimento externo na bolsa brasileira. Assim, uma desvalorização do Real significa uma diminuição dos retornos em moeda estrangeira do capital externo aplicado na bolsa e demonstra um impacto negativo sobre os investidores estrangeiros similar com o que seria observado frente uma desvalorização do Ibovespa. Além disso, os agentes externos podem também diminuir sua atuação na BM&FBOVESPA pelo fato de uma depreciação

cambial ter entre seus efeitos o aumento do risco país.

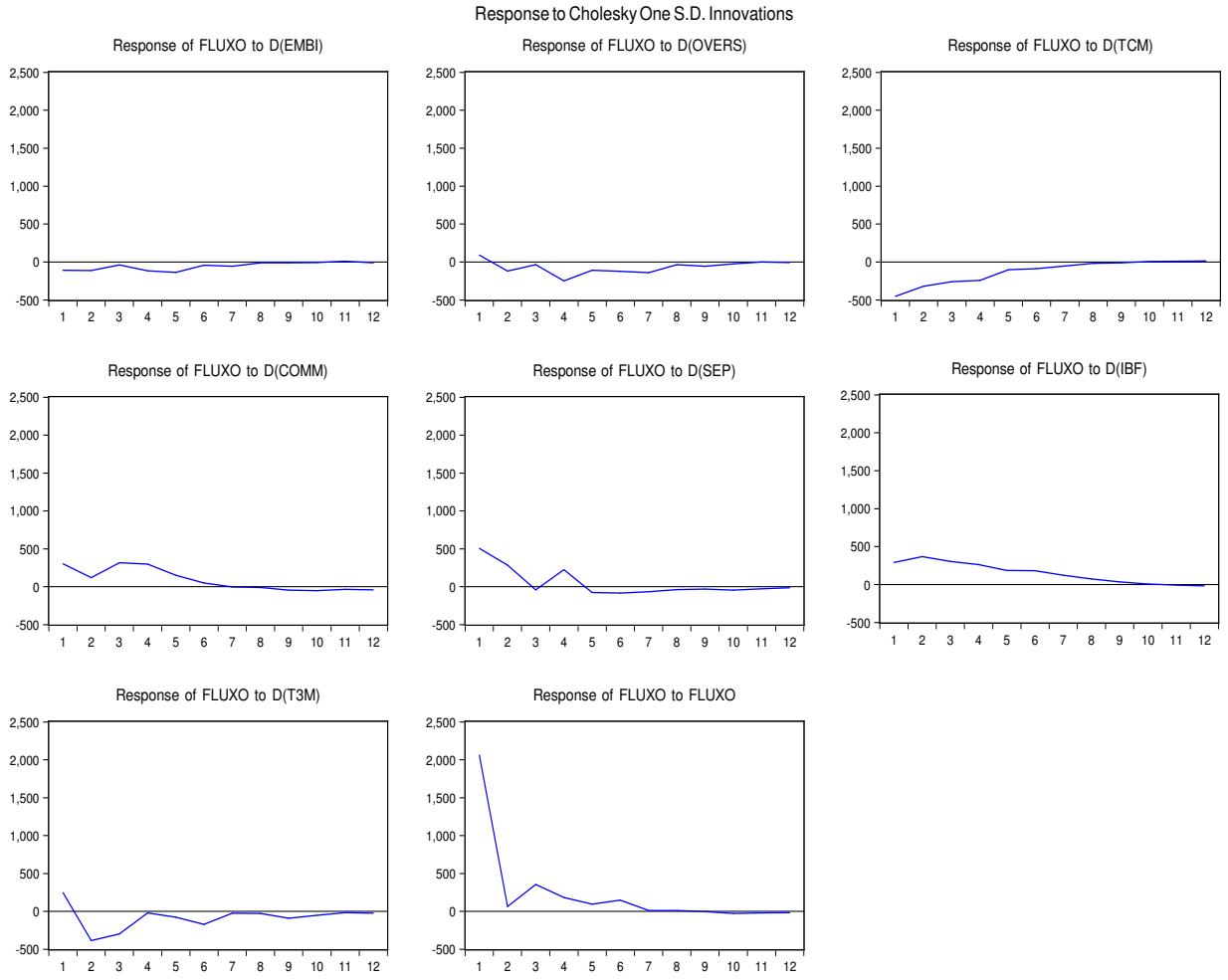

Figura 10 – Funções de resposta ao impulso do fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA (FLUXO).

Referente ao choque no risco país, o investimento estrangeiro é impactado negativamente por ele em mais de US$ 600 milhões após sete meses (Figura 11 D(EMBI)). Este resultado está de acordo com o encontrado em Franzen *et al.* (2009) e Cassuce *et al.* (2009), uma vez que o aumento do risco significaria um aumento da probabilidade de inadimplência da dívida externa e, assim, da adoção de medidas restritivas em relação a saída de capitais externos.

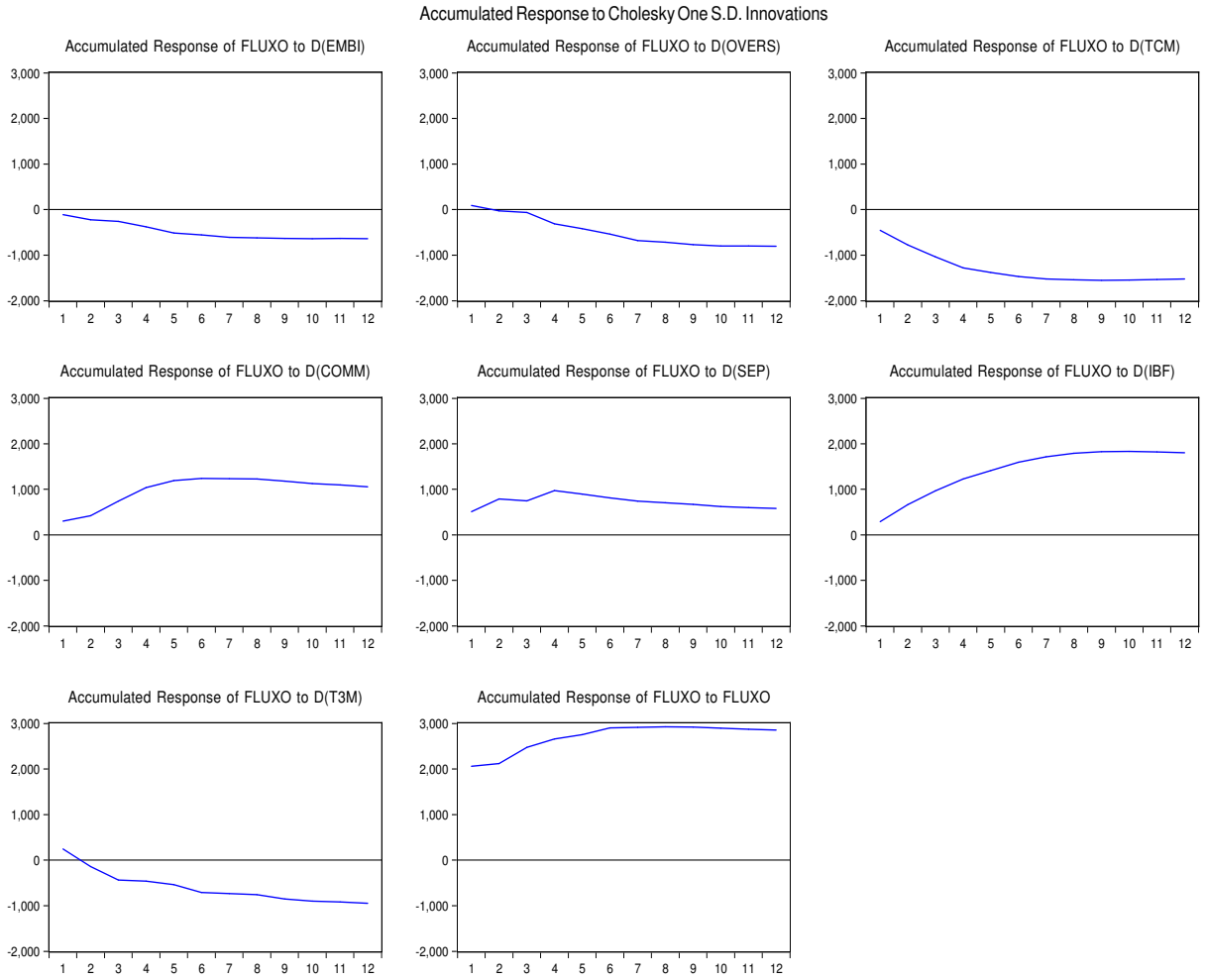

Figura 11 – Funções de resposta ao impulso acumulada do fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA (FLUXO).

A resposta positiva dos investidores externos ao choque no S&P 500 (Figura 11 D(SEP)) guarda semelhança, em magnitude muito menor, à resposta observada ao choque no Ibovespa (Figura 11 D(IBF)). A relação positiva existente entre o S&P 500 e o Ibovespa é evidenciada por Meurer (2006) e Bertella *et al.* (2009), e esta se estende em como ambos os índices afetam o comportamento do investidor estrangeiro no mercado acionário brasileiro. Um cenário de elevação dos índices em relação aos mercado acionários mundiais demonstra um ambiente de aumento de confiança no cenário econômico global, o que possivelmente estimula a entrada de capitais em mercado emergentes, como é o caso do Brasil.

Um choque na taxa de juros doméstica, no caso, a taxa *overnight* Selic, tem um impacto negativo no fluxo dos investimentos externos na bolsa de valores brasileira após três meses do choque, com uma saída acumulada de mais de US$ 800 milhões doze meses

após o choque (Figura 11 D(OVERS)). Essa relação tem o mesmo sentido da encontrada em Barbosa e Meurer (2012) e em Munhoz (2013), e pode ser explicada pelo fato de os agentes externos enxergarem com desconfiança o aumento da taxa de juros interna, já que esta altera suas expectativas em relação ao potencial de crescimento econômico do país e do próprio crescimento do lucro das empresas listadas na BM&FBOVESPA.

A taxa de juros norte-americana, por sua vez, apresentou efeitos sobre os investidores estrangeiros (Figura 11 D(T3M)) similares ao observados pela taxa de juros doméstica (Figura 11 D(OVERS)). Já no segundo mês após o choque, há uma saída de capital externo da bolsa brasileira, a qual tem o valor acumulado de mais de US$ 900 milhões após dez meses. Tal resultado destaca o observado em Bertella *et al.* (2009), onde taxas de juros internacionais mais baixa, no longo do tempo, levam os investidores a tomar posições de maior risco, como em bolsas de países emergentes como o Brasil. Assim, com o aumento da taxa de juros norte-americana, o inverso ocorre, e os investidores estrangeiros saem da BM&FBOVESPA atraídos pelo aumento do retorno de ativos com menor grau de risco, como os títulos públicos norte-americanos.

Um aumento do preço das *commodities* apresentou impacto positivo sobre a atuação dos investidores estrangeiros na BM&FBOVESPA, chegando a uma entrada acumulada líquida de US$ 1.200 milhões após seis meses (Figura 11 D(COMM)). Este resultado indica que que a relação existente entre os preços das *commodities* e o Ibovespa observado por Vartanian (2012) se estende em como ambas as variáveis impactam positivamente os investidores externos na bolsa brasileira, e sugere que estes tem a percepção de que uma parcela considerável dos papéis negociados na BM&FBOVESPA são de empresas impactadas pelo setor de *commodities*.

Por fim, avaliou-se os resultados da decomposição da variância do erro de previsão do modelo VAR estimado com o intuito de mensurar o quanto as variáveis influenciam no fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na bolsa brasileira. A Tabela 5 apresenta os percentuais da variância do erro de previsão devido a cada choque no modelo VAR ao longo de um horizonte de doze meses.

A maior parte da variância do fluxo dos investimentos estrangeiros em ações no Brasil é explicado pela própria variável, situando-se em torno de 66% a partir do oitavo mês. O Ibovespa é o segundo fator com maior impacto, representando pouco mais de 7% da variância do erro de previsão a partir do sétimo mês. A taxa de câmbio é o terceiro item com maior impacto ao aparecer como responsável por mais de 6% da variabilidade do investimento estrangeiro a partir do terceiro mês. Esses resultados reafirmam a importância tanto do Ibovespa quanto da taxa de câmbio no fluxo dos investimentos externos, o que é razoável,

Tabela 5 – Decomposição da variância do erro de previsão.

Período	d(overs)	d(sep)	d(embi)	d(tcm)	d(ibf)	d(comm)	d(t3m)	fluxo
1	0.1672	5.1668	0.2378	4.1600	1.7170	1.8413	1.2160	85.493
2	0.4077	6.1562	0.4535	5.6397	4.0427	1.9343	3.8082	77.557
3	0.3945	5.6898	0.4409	6.3297	5.2634	3.4672	5.0037	73.410
4	1.3494	6.1389	0.6235	6.8780	6.0369	4.6676	4.7139	69.591
5	1.5038	6.1182	0.9032	6.9120	6.4658	4.9404	4.7181	68.438
6	1.7058	6.1132	0.9138	6.9054	6.8521	4.8893	5.0817	67.538
7	1.9909	6.1399	0.9535	6.9013	7.0262	4.8561	5.0561	67.075
8	2.0056	6.1547	0.9546	6.8966	7.0964	4.8507	5.0596	66.981
9	2.0490	6.1550	0.9541	6.8817	7.0987	4.8696	5.1723	66.819
10	2.0568	6.1797	0.9537	6.8728	7.0894	4.9022	5.2053	66.739
11	2.0559	6.1876	0.9550	6.8712	7.0873	4.9176	5.2079	66.717
12	2.0557	6.1878	0.9559	6.8706	7.0878	4.9399	5.2153	66.686

Fonte: resultados da pesquisa.

uma vez que o retorno em moeda estrangeiro do investimento estrangeiro em ações é dado tanto pelas variações dos preços das ações, quanto pela variação do valor do Real frente a moeda estrangeira.

As demais variáveis nacionais, ou seja, a taxa de juros *overnight* Selic e o risco Brasil, se apresentam como os dois fatores estudados com menor importância relativa na determinação do fluxo de capitais externos para a bolsa brasileira. Enquanto a taxa de juros nacional representa pouco mais de 2% da variância do fluxo após o oitavo mês, o risco Brasil em nenhum período supera a marca de 1%.

No que tange as variáveis externas, os três fatores incluídos no modelo impactam de forma considerável a variância do fluxo dos investimentos estrangeiros na BM&FBOVESPA. O S&P 500, a partir do quarto mês, representa mais de 6% da variância, enquanto que a taxa de juros norte-americana é responsável por mais de 5% após o sexto mês e o índice de *commodities* por mais de 4% a partir do quarto mês. Tais resultados indicam que variáveis S&P 500 e o preço das *commodities*, pouco exploradas pela literatura como impactantes dos investimentos estrangeiros em ações, tem uma importância relativa maior para a determinação da atuação do investidor internacional na bolsa brasileira do que o risco Brasil e a taxa de juros interna, variáveis que são mais comumente analisadas.

Comparando os fatores domésticos (Ibovespa, taxa de câmbio, taxa de juros *overnight* Selic e o risco Brasil) com os fatores internacionais (S&P 500, taxa de juros norte-americana e índice de *commodities*), no oitavo mês, quando o próprio fluxo dos investimentos externos é responsável por 66,98% de sua variância, os fatores internos representam conjuntamente 16,95% da variabilidade do fluxo, enquanto que os fatores externos são, como um grupo,

responsáveis por 16,06%. Este resultado sugere uma pequena diferença de importância entre os fatores externos e internos como determinantes do investimento estrangeiro, diferentemente do observado em Bernardelli e Araújo (2012).

4.5 Resumo

O presente capítulo reuniu os principais resultados deste trabalho no intuito de avaliar o impacto de diversos fatores macroeconômicos, nacionais e internacionais, no fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA no período de Janeiro de 2002 a Novembro de 2014. Foi verificado que, no âmbito nacional, a taxa de câmbio R$/U$S e o Ibovespa são as variáveis que mais influenciam as oscilações do capital externo em ações na bolsa brasileira, uma vez que o preço do investimento (mensurado a partir da taxa cambial) e o retorno futuro esperado (medido pelo desempenho médio da bolsa) são fatores fundamentais para a composição de carteiras no Brasil dos investidores estrangeiros. No âmbito internacional, o índice de *commodities*, o S&P 500 e a taxa de juros dos Estados Unidos se mostraram como fatores que impactam a entrada e saída do capital externo do mercado acionário brasileiro.

O capítulo seguinte sumariza as principais conclusões desta monografia e sugere tópicos de pesquisa para investigação futura.

5 Conclusão

Nos últimos 15 anos, observou-se um avanço da bolsa de valores brasileira, fato que fica evidenciado tanto pela elevação do principal índice da BM&FBOVESPA, o Ibovespa, quanto pelo aumento do volume diário negociado nos mercados primário e secundário. Neste ambiente, foi possível constatar uma atuação cada vez mais forte e crescente dos investidores estrangeiros no mercado acionário brasileiro, de modo que estes se tornaram o *player* majoritário do mercado no final de 2014.

A literatura tem destacado a importância do capital estrangeiro para o processo de desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro durante a década de 90, assim como a influêcia dos investidores externos sobre a evolução e a volatilidade do Ibovespa. Neste contexto, este trabalho avaliou os impactos de fatores macroeconômicos sobre a atuação dos investidores estrangeiros em ações na Bolsa de Valores de São Paulo no período de Janeiro de 2002 a Novembro de 2014. As variáveis estudadas foram as seguintes: o fluxo dos investimentos estrangeiros em ações no Brasil, a taxa de câmbio do Real em relação ao Dólar, o risco Brasil expresso pelo EMBI+BR, o Ibovespa, a taxa de juros *overnight* Selic, a taxa de juros dos Estados Unidos, o índice S&P 500, e o índice de *commodities* da UNCTAD. Com base em modelos de vetores autoregressivos (VAR), as relações entre as séries foram avaliadas por meio de testes de causalidade Granger, e construção de funções de resposta ao impulso e de decomposição da variância do erro de previsão.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger indicaram a existência de causalidade bidirecional entre o Ibovespa e o fluxo dos investimentos estrangeiros em ações na BM&FBOVESPA; causalidade unilateral da taxa de juros norte-americana sobre o fluxo dos investimentos estrangeiros; e causalidade unidirecional do fluxo dos investimentos estrangeiros sobre o preço das *commodities*. Tais resultados indicam uma precedência temporal entre as variações na taxa de juros norte-americana e no Ibovespa em relação à atuação dos investidores estrangeiros, assim como há uma precedência dessa última em relação ao Ibovespa e ao preço das *commodities*.

As funções de resposta ao impulso, por sua vez, demonstraram que um aumento do próprio investimento externo, do Ibovespa, do S&P 500 e do preço das *commodities* tem impacto positivo sobre o fluxo dos investimentos estrangeiros, com a entrada líquida de capital externo na BM&FBOVESPA. Uma depreciação do Real frente ao Dólar, um aumento da taxa de juros interna ou norte-americana e do risco Brasil impactam, por sua vez, de forma negativa os investidores internacionais, com saídas líquidas de recursos da bolsa brasileira.

A partir da análise da decomposição da variância do erro de previsão, conclui-se que os fatores com maiores importância relativa na determinação do fluxo dos investimentos externos em ações no Brasil são, além dos próprios fluxos passados, em âmbito interno, o índice Bovespa e a taxa de câmbio e, em âmbito externo, o índice S&P 500, a taxa de juros norte-americana e a cotação das *commodities* no mercado internacional. Neste sentido, pode ser observado que, no âmbito nacional, os investidores externos consideram principalmente as duas variáveis que afetam o retorno do investimento em moeda estrangeira, portanto, as variações dos preços das ações na bolsa brasileira, medidos pelo Ibovespa, e do valor do Real frente à moeda estrangeira. A confiança dos agentes na economia mundial, que pode ser refletida a partir das valorizações dos índices das bolsas internacionais, como o S&P 500, e a busca de retornos mais expressivos por parte dos agentes externos em mercados emergentes frente a taxas de juros baixas em países centrais são fatores alheios à economia brasileira com importância na determinação da entrada e saída de capitais externos na bolsa brasileira. Por fim, a importância da cotação das *commodities* para os investidores externos identificam a percepção destes de que uma concentração dos papéis negociados na BM&FBOVESPA são de empresas do setor destes produtos primários.

Trabalhos futuros incluem a avaliação de aspectos microeconômicos no comportamento do capital externo em ações no Brasil, assim como a avaliação de outros fatores macroeconômicos como influenciadores da atuação dos investidores externos na BM&FBOVESPA.

Referências

AKAIKE, H. Statistical predictor identification. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, v. 22, p. 203–217, 1970.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, v. 19, n. 6, p. 717–723, 1974.

ARAUJO, V. L. de; GENTIL, D. L. Avanços, recuos, acertos e erros: Uma análise da resposta da política econômica brasileira à crise financeira internacional. In: *Texto para Discussão 1602*. Brasilia - DF: IPEA, 2011.

BARBOSA, L. O. S.; MEURER, R. Determinantes do investimento estrangeiro no Brasil de 1995 a 2009. In: ANPEC/SUL. *XV Encontro de Economia da Região Sul*. Porto Alegre - RS, 2012.

BERNARDELLI, A. G.; ARAúJO, E. C. Uma análise dos determinantes do fluxo de capital de curto prazo para o Brasil no período de 1999 a 2011 utilizando um modelo VAR estrutural. In: ANPEC. *Anais do XL Encontro Nacional de Economia*. Porto de Galinha - PE, 2012.

BERTELLA, M. A.; PEREIRA, R. A. M.; SILVA, R. Cointegração e causalidade entre indicadores macroeconômicos e índice Bovespa. In: *Texto para Discussão 5*. Ribeirão Preto - SP: FEA-RP/USP, 2009.

BUENO, R. L. S. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo - SP: Cengage Learning, 2008.

CAGNIN, R. F.; PRATES, D. M.; FREITAS, M. C. P. de; NOVAIS, L. F. A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012). *Novos Estudos - CEBRAP*, v. 97, p. 169–185, 2013.

CALLADO, A. A. C.; CARMONA, C. U. M. Relações entre os investimentos estrangeiros no mercado acionário brasileiro e o índice Bovespa: A aplicação empírica de um teste de causalidade. In: ANPAD (ENANPAD). *Encontro Nacional de Administração da ANPAD*. Salvador - BA, 2006.

CANO, W. (Des)Industrialização e (Sub)Desenvolvimento. In: *Texto para Discussão 244*. Campinas - SP: Instituto de Economia - UNICAMP, 2014.

CARVALHO, A. G. Ascensão e declínio do mercado de capitais no Brasil: A experiência dos anos 90. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 3, p. 597–632, 2000.

CASSUCE, F. C. C.; OLIVEIRA, A. L. P.; GALANTE, V. A. A influência do risco país e das crises financeiras internacionais nos investimentos estrangeiros no Brasil pós plano Real. In: SOBER. *Congresso Brasileiro de Economia, Administração e Sociologia Rural*. Piracicaba - SP, 2009.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057–1073, 1981.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. Hoboken - NJ: John Wiley & Sons, 2010.

FEISTLER, F. M. *A influência dos investidores estrangeiros na volatilidade do índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa)*. Dissertação (Bacharelado) — Instituto de Economia - Universidade Estadual de Campinas, 2012.

FERRAZ, F. C. *Crise financeira global: Impactos na economia brasileira, política econômica e resultados*. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2013.

FERREIRA, R.; ZACHIS, S. M. Análise dos saltos e co-saltos nas séries do Ibovespa, Dow Jones, taxa de juros, taxa de câmbio e no spread do c-bond. *EconomiA*, v. 13, n. 1, p. 15–34, 2012.

FRANZEN, A.; MEURER, R.; SEABRA F.AND GONCALVES, C. E. S. Determinantes do fluxo de investimentos de portfólio para o mercado acionário brasileiro. *Estudos Econômicos*, v. 39, n. 2, p. 301–328, 2009.

GRôPPO, G. S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. *Revista de Administração de Empresas*, v. 46, p. 72–85, 2006.

GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. Rio de Janeiro - RJ: Elsevier, 2006.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, B, n. 41, p. 190–195, 1979.

HOLLAND, M.; VERíSSIMO, M. P. Liberalização da conta de capital e fluxos de portfólio para o Brasil no período recente. In: ANPEC. *XXXII Encontro Nacional de Economia*. João Pessoa - PB, 2004.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 1551–1580, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169–210, 1990.

JUNIOR, T. P.; HIGUCHI, R. H. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: Um estudo da relação de causalidade. *Revista Eletrônica de Administração*, v. 14, n. 2, p. 296–315, 2008.

MADDALA, G. S. *Introduction of Econometrics*. Nova York - NY: MacMillian, 1992.

MENEZES, G.; JUNIOR, J. C. A. S.; FERNANDEZ, R. N. Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil. *Economia e Desenvolvimento*, v. 23, n. 1, p. 54–72, 2011.

MEURER, R. Fluxo de capital estrangeiro e desempenho do Ibovespa. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 4, n. 1, p. 345–361, 2006.

MöLLER, H. D.; CALLADO, A. A. C. Investimentos estrangeiros em carteira de ações, crise internacionais e Ibovespa. *Revista de Administração Mackenzie*, v. 8, n. 1, p. 134–155, 2007.

MUNHOZ, V. C. V. Vulnerabilidade externa e controle de capitas no Brasil: uma análise das inter-relações entre câmbio, fluxos de capitais, IOF, juros e risco-país. *Nova Economia*, v. 23, n. 2, p. 371–402, Maio-Agost 2013.

PERES, S. C.; TONIN, J. R.; RAMALHO, M.; ARAúJO, E. C. Determinantes macroeconômicos dos fluxo de capital de curto prazo para o Brasil no período de 2000 a 2013: Uma aplicação do modelo SVAR. In: ANPEC/SUL. *XVI Encontro de Economia da Região Sul*. Porto Alegre - RS, 2013.

PIRES, J. M.; ANDRé, F. G. Caminhando em círculo: Idas e vindas da política econômica do governo Dilma. *Pesquisa & Debate*, v. 26, n. 1, p. 197–215, Jan-Mar 2015.

PRATES, D. M.; CUNHA, A. M.; LéLIS, M. T. C. O Brasil e a crise financeira global: Avaliando os canais de transmissão nas contas externas. *Revista Economia Contemporânea*, v. 15, n. 1, p. 62–91, 2011.

ROCCA, C. A. A. Sustentabilidade do mercado de capitais e a recente turbulência internacional. In: *Revolução no mercado de capitais do Brasil: O crescimento recente é sustentável?* Rio de Janeiro - RJ: Campus, 2007. p. 33–115.

SCHWARZ, G. Estimating the dimensional of a model. *The Annals of Statistics*, v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978.

SILVA, C. Uma breve análise do contágio da crise suprime americana para a economia brasileira. *A Economia em Revista*, v. 18, n. 1, p. 123–137, 2010.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1–48, 1980.

TABAK, B. M. The random walk hypothesis and the behavior of foreign capital portfolio flows: The Brazilian stock market case. In: *Working Paper Series 58*. Brasilia - DF: Banco Central do Brasil, 2002.

VARTANIAN, P. R. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: Uma análise do efeito contágio. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 16, n. 4, p. 608–627, 2012.