

Leilane de Freitas Rocha Cambara

**Sentimento de notícias e investimento
estrangeiro em carteira no Brasil**

Florianópolis

2019

Leilane de Freitas Rocha Cambara

Sentimento de notícias e investimento estrangeiro em carteira no Brasil

Dissertação submetida ao Curso
de Pós-Graduação em Economia,
da Universidade Federal de Santa
Catarina, para obtenção de grau
de Mestre em Economia.

Universidade Federal de Santa Catarina
Departamento de Economia e Relações Internacionais
Programa de Pós-Graduação em Economia

Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer

Florianópolis

2019

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Cambara, Leilane de Freitas Rocha
Sentimento de notícias e investimento estrangeiro
em carteira no Brasil / Leilane de Freitas Rocha
Cambara ; orientador, Roberto Meurer, 2019.
149 p.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de
Santa Catarina, Centro Sócio-Econômico, Programa de
Pós-Graduação em Economia, Florianópolis, 2019.

Inclui referências.

1. Economia. 2. Fluxos de capitais. 3.
Investimento estrangeiro em carteira. 4. Sentimento
de notícias. I. Meurer, Roberto. II. Universidade
Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação
em Economia. III. Título.

Leilane de Freitas Rocha Cambara¹

Sentimento de notícias e investimento estrangeiro em carteira no Brasil

Esta Dissertação foi julgada adequada para obtenção do Título de “Mestre” e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós-Graduação em Economia.

Florianópolis, 20 de março de 2019.

Prof. Dr. Jaylson Jair da Silveira
Coordenador

Banca examinadora:

Prof. Dr. Roberto Meurer
Orientador

¹ Bolsista da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES.

Prof. Dr. Alex Luiz Ferreira
(videoconferência)
Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Guilherme Valle Moura
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Dr. Jaylson Jair da Silveira
Universidade Federal de Santa Catarina

AGRADECIMENTOS

O mestrado foi uma experiência transformadora, que foi além da conquista do título. Entrei como alguém que queria muito aprender, mas que ainda não sabia que rumo tomar, e saio com a certeza de que me encontrei. Por isto, agradeço,

Ao meu orientador, não só pela paciência e a dedicação na orientação deste trabalho, mas também por todo o apoio, o incentivo e a confiança, que foram fundamentais para que hoje eu saiba qual é o meu caminho. Observá-lo em sala de aula foi inspirador, é um exemplo que vou levar para toda a vida.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSC, cruciais para o meu desenvolvimento como economista e pesquisadora. Obrigada por todo o aprendizado, foi incrivelmente enriquecedor.

À Banca Examinadora, pelo tempo dedicado à leitura e avaliação deste trabalho.

À CAPES, pelo apoio financeiro, importante para manter a dedicação exclusiva aos estudos.

Aos colegas de turma, pela convivência nesses dois anos intensos.

À minha família e aos amigos, que muitas vezes mesmo sem saber, e apesar da distância, me davam as injeções de ânimo que eu precisava em alguns momentos.

Aos meus pais, por todo o amor, o carinho, o companhei-

rismo, a compreensão e o suporte de sempre. Tê-los comigo foi muito importante. Muito obrigada por mais uma vez não pouparem esforços para me apoiar na realização dos meus objetivos.

“Anyone who stops learning is old, whether at twenty or eighty.

Anyone who keeps learning stays young.

The greatest thing in life is to keep your mind young.

(Henry Ford)

RESUMO

Esta dissertação tem o objetivo de investigar a influência do sentimento no fluxo de investimento estrangeiro em carteira para o Brasil e nos seus componentes desagregados, ações e renda fixa. Como o sentimento é qualitativo e subjetivo, para aproximá-lo, foi criado um índice baseado em análise de sentimento de notícias publicadas no site do *Wall Street Journal*, de janeiro de 1999 a maio de 2018. O índice resultante é coerente com os acontecimentos nacionais e internacionais do período e, com ele, foram encontradas evidências para a influência do sentimento nos fluxos. Esta influência acontece tanto em valores contemporâneos, quanto defasados, de maneira que uma melhora no sentimento leva a um aumento nos fluxos no período seguinte, enquanto que a volatilidade dos fluxos responde de maneira assimétrica a mudanças no sentimento. Por outro lado, para as expectativas da taxa de câmbio, que têm relação com o risco e influenciam os fluxos de capitais de curto prazo, o sentimento não foi significativo. Como sentimento e incerteza são relacionados, também foi investigado se ambos têm os mesmos efeitos nas variáveis. Enquanto a incerteza, em nenhuma das definições utilizadas, não foi significativa para os fluxos, existem indícios de que as expectativas da taxa de câmbio podem ser afetadas por essa variável.

Palavras-chave: Fluxos de capitais. Investimento estrangeiro em carteira. Sentimento de notícias.

ABSTRACT

This master's thesis aims to investigate the influence of sentiment on foreign portfolio flows, and on its disaggregated components equity and debt, to Brazil. Since sentiment is qualitative and subjective, it was approximated by an index based on sentiment analysis of news items published on the Wall Street Journal website, from January 1999 to May 2018. The resulting index is consistent with national and international events of the period. There is evidence for the influence of sentiment on flows. This influence occurs in both contemporary and lagged values, so that an improvement in sentiment leads to an increase in flows in the next period, while the volatility of flows responds asymmetrically to changes in sentiment. On the other hand, for exchange rate expectations, which are related to risk and influence short-term capital flows, the sentiment was not significant. As sentiment and uncertainty are related, it has also been investigated whether they have the same effects on the variables. While the uncertainty in none of the definitions used was not significant for the flows, there are indications that exchange rate expectations can be affected by this variable.

Key-words: Capital flows. Foreign portfolio investment. News sentiment.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Passivos da Posição de Investimento Internacional do Brasil, como porcentagem do PIB, de 2001 a 2018	26
Figura 2 – Estoques e fluxos de ações e títulos de dívida, como porcentagem do PIB e por mercado de negociação, de 1999 a 2018	26
Figura 3 – Distribuição de frequência das notícias analisadas, de janeiro de 1999 a maio de 2018	70
Figura 4 – Índice de sentimento, de janeiro de 1999 a maio de 2018	72
Figura 5 – Autocorrelação e Autocorrelação parcial do índice de sentimento	74
Figura 6 – Índices EPUBR e GEPUR, de janeiro de 1999 a maio de 2018	77
Figura 7 – Índice de Incerteza da Economia, de janeiro de 2000 a maio de 2018	77
Figura 8 – Respostas dos fluxos a impulsos no sentimento	80
Figura 9 – Volatilidade condicional estimada para os fluxos AÇÕES e FIXA, de janeiro de 1999 a maio de 2018	85
Figura 10 – Correlações condicionais das variáveis explicativas com os fluxos, de abril de 1999 a maio de 2018	86
Figura 11 – Índice de sentimento e correlações condicionais do sentimento com os fluxos, de abril de 1999 a maio de 2018	88

Figura 12 – Respostas dos fluxos a impulsos no sentimento, por variável de atividade econômica	140
Figura 13 – Correlações condicionais das variáveis explica- tivas com os fluxos, por variável de atividade econômica, de abril de 2003 a maio de 2018 . .	143

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Séries coletadas	48
Tabela 2 – Variáveis utilizadas na análise	51
Tabela 3 – Relações esperadas entre as variáveis explicativas e os fluxos	52
Tabela 4 – Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, de janeiro de 1999 a maio de 2018	59
Tabela 5 – Resultados do teste de raiz unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, de janeiro de 1999 a maio de 2018	60
Tabela 6 – Resultados do critério de Schwarz, por tipo de fluxo, para a seleção de defasagem ótima do VARX	62
Tabela 7 – Resultados (p-valor) dos testes individuais de endogeneidade, por fluxo, para cada uma das variáveis, de janeiro de 1999 a maio de 2018	65
Tabela 8 – Estatísticas descritivas das notícias analisadas, de janeiro de 1999 a maio de 2018	71
Tabela 9 – Resultado do critério de Schwarz para a seleção de defasagem ótima para um processo autorregressivo do sentimento	74
Tabela 10 – Resultado da estimação do modelo AR(3)-GARCH(1,1) para o índice de sentimento, de janeiro de 1999 a maio de 2018	75

Tabela 11 – Correlações do índice de sentimento com as outras variáveis da análise, de janeiro de 1999 a maio de 2018	76
Tabela 12 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice de sentimento, de março de 1999 a maio de 2018	81
Tabela 13 – Resultado (p-valor) dos testes univariados para a presença de heteroscedasticidade nos resíduos, para cada variável dependente, por tipo de modelo, de março de 1999 a maio de 2018 .	82
Tabela 14 – Resultados da estimação dos modelos GARCH(1,1) para cada variável, de março de 1999 a maio de 2018	83
Tabela 15 – Resultados da estimação do DCC para cada fluxo, de março de 1999 a maio de 2018	87
Tabela 16 – Resultados da estimação pelo MGM, com o índice de sentimento, de março de 1999 a maio de 2018	90
Tabela 17 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice EPUBR, de março de 1999 a maio de 2018	94
Tabela 18 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice GEPU, de março de 1999 a maio de 2018	95
Tabela 19 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice IIE e o índice de sentimento, de março de 2000 a maio de 2018 .	96
Tabela 20 – Resultados da estimação pelo MGM, com o índice EPUBR, de março de 1999 a maio de 2018	98

Tabela 21 – Resultados da estimação pelo MGM, com o índice GEPU, de março de 1999 a maio de 2018	99
Tabela 22 – Resultados da estimação pelo MGM, com o índice de sentimento e o IIE, de março de 2000 a maio de 2018	100
Tabela 23 – Resultados da estimação dos modelos para as expectativas da taxa de câmbio, com o índice de sentimento, de novembro de 2001 a maio de 2018	102
Tabela 24 – Resultados da estimação dos modelos para as expectativas da taxa de câmbio, com o índice EPUBR, de novembro de 2001 a maio de 2018	104
Tabela 25 – Resultados da estimação dos modelos para as expectativas da taxa de câmbio, com o índice GEPU, de novembro de 2001 a maio de 2018 .	105
Tabela 26 – Resultados da estimação dos modelos para as expectativas da taxa de câmbio, com o índice IIE, de novembro de 2001 a maio de 2018 . . .	106
Tabela 27 – Exemplos de notícias	123
Tabela 28 – Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, de janeiro de 2003 a maio de 2018	126
Tabela 29 – Resultados do teste de raiz unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, de janeiro de 2003 a maio de 2018	127
Tabela 30 – Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, de janeiro de 2000 a maio de 2018	128

Tabela 31 – Resultados do teste de raiz unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, de janeiro de 2000 a maio de 2018	129
Tabela 32 – Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, de novembro e 2002 a maio de 2018	130
Tabela 33 – Resultados do teste de raiz unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, de novembro e 2002 a maio de 2018	131
Tabela 34 – Resultados do critério de Schwarz para a seleção de defasagem ótima do VARX, por variável de atividade econômica, de janeiro de 2003 a maio de 2018	133
Tabela 35 – Resultados do critério de Schwarz para a seleção de defasagem ótima do VARX, por índice de incerteza incluído no modelo, de janeiro de 1999 a maio de 2018	134
Tabela 36 – Resultados do critério de Schwarz para a seleção de defasagem ótima do VARX, com o IIE e com o IIE e o sentimento, de janeiro de 2000 a maio de 2018	134
Tabela 37 – Resultados (p-valor) dos testes individuais de endogeneidade, por fluxo, variável de atividade econômica e índice de incerteza	135
Tabela 38 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice de sentimento e o PIB como variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018	138

Tabela 39 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice de sentimento e o IBC-Br como variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018	139
Tabela 40 – Resultado (p-valor) dos testes univariados para a presença de heteroscedasticidade nos resíduos para cada variável dependente, por tipo de modelo e variável para atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018	141
Tabela 41 – Resultados da estimação dos modelos GARCH(1,1) para cada variável, por variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018 .	142
Tabela 42 – Resultados da estimação pelo MGM, para o fluxo AÇÕES e por variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018	144
Tabela 43 – Resultados da estimação pelo MGM, para o fluxo FIXA e por variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018	145
Tabela 44 – Resultados da estimação pelo MGM, para o fluxo CARTEIRA e por variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018 .	146
Tabela 45 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice IIE, de março de 2000 a maio de 2018	148
Tabela 46 – Resultados da estimação pelo MGM, com o índice IIE, de março de 2000 a maio de 2018 .	149

SUMÁRIO

	Introdução	23
1	REVISÃO DE LITERATURA	29
1.1	Determinantes dos fluxos de capitais	29
1.1.1	Determinantes econômicos e financeiros	30
1.1.2	Outros determinantes	32
1.2	Sentimento e incerteza política	34
1.3	Mecanismos	37
1.4	Expectativas da taxa de câmbio	39
2	METODOLOGIA	43
2.1	Criação do índice de sentimento	43
2.2	Análise econométrica	45
2.2.1	Variáveis utilizadas	45
2.2.2	Estratégia de estimação	58
3	RESULTADOS	69
3.1	Índice de sentimento	69
3.2	Análise dos determinantes dos fluxos de capitais	78
3.2.1	O sentimento como determinante	79
3.2.2	A incerteza como alternativa	92
3.2.3	Expectativas da taxa de câmbio	101
	Conclusão	109
	REFERÊNCIAS	113

APÊNDICES	121
APÊNDICE A – EXEMPLOS DE NOTÍCIAS	123
APÊNDICE B – TESTES DE RAIZ UNITÁ- RIA	125
APÊNDICE C – OUTROS TESTES	133
APÊNDICE D – RESULTADOS DA ESTIMA- ÇÃO PIB X IBC-BR	137
APÊNDICE E – RESULTADOS DA ESTIMA- ÇÃO COM A INCERTEZA	147

INTRODUÇÃO

O sentimento pode ser uma variável importante na explicação de fenômenos econômicos, se não pela possibilidade de afetar a atividade econômica por si mesmo, como na hipótese dos espíritos animais, pelo menos por seu conteúdo informacional a respeito de estados futuros da economia, esperados ou já conhecidos pelo público e ainda não observados nos dados (Shapiro, Sudhof e Wilson, 2018). O sentimento, no entanto, é uma variável de difícil mensuração, por não ser diretamente observável. Sendo assim, precisa ser aproximado de alguma maneira, o que é feito com frequência por meio de sondagens do público. Uma alternativa menos custosa e subjetiva, e que tem sido cada vez mais utilizada, é a análise de sentimentos de textos. Seguindo critérios semânticos, a análise de sentimentos avalia se um texto escrito tem conotação positiva ou negativa.

Apesar da utilização crescente da análise de sentimentos, principalmente na literatura financeira, ainda não são conhecidos trabalhos que a apliquem à análise de determinantes dos fluxos de capitais. A literatura sobre o assunto costuma se ater apenas aos fatores econômicos e financeiros, embora existam evidências de que os fluxos de capitais não são totalmente explicados por esses determinantes (Lucas, 1990; Papaioannou, 2009; Evans e Hnatkovska, 2014; Gerlach e Yook, 2016). Por outro lado, também existem evidências empíricas para a influência do sentimento e de acontecimentos políticos na economia (Fraiberger, 2016; Shapiro, Sudhof e Wilson, 2018) e no mercado acionário (Santa-Clara e

Valkanov, 2003; Jensen e Schmith, 2005; Siokis e Kapopoulos, 2007; Mukherjee e Leblang, 2007). É possível, portanto, que tais fatores tenham impacto nos fluxos de capitais, não devendo ser desconsiderados. Em um mundo de economias abertas e cada vez mais integradas, com ciclos de notícias cada vez menores, tal impacto pode até mesmo ser imediato.

A proposta desta dissertação é incluir o sentimento na análise de determinantes do investimento estrangeiro em carteira no país. Para isto, foi criado um índice mensal baseado no sentimento de notícias relacionadas ao Brasil e publicadas no site do *Wall Street Journal* (WSJ), abrangendo de janeiro de 1999 a maio de 2018. Desta maneira, este trabalho contribui para a literatura, ao propor uma análise inédita para o Brasil. Mesmo na literatura internacional, os trabalhos que analisam a influência do sentimento nos fluxos de capitais costumam aproximá-lo de outras maneiras. Baker, Wurgler e Yuan (2012) usam *proxies* para o sentimento baseadas no mercado acionário. Além de usarem o mesmo tipo de *proxies*, Baker e Green (2015) estudam apenas os retornos de ações, apesar de encontrarem evidências para o contágio internacional do sentimento do investidor.

Com as variáveis mais utilizadas na literatura para explicar os fluxos como controle e empregando modelos de vetores auto-regressivos com variável exógena (VARX) e de correlações dinâmicas (DCC-GARCH), foram encontradas evidências para a influência do sentimento defasado nos fluxos. Uma melhora no sentimento leva a um aumento nos fluxos no período seguinte, e mudanças no sentimento geram respostas assimétricas na variância dos fluxos. O sentimento tem um impacto maior quando piora do que quando melhora. Além disso, usando o método gene-

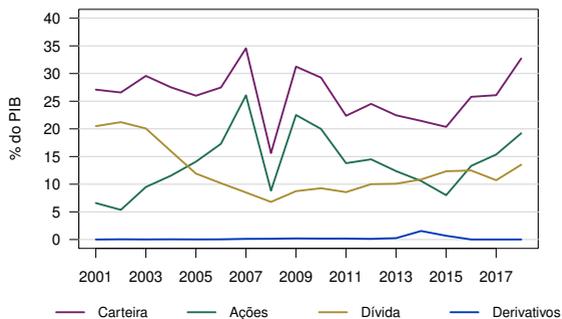
realizado dos momentos (MGM) como método de estimação, uma relação positiva e significativa do sentimento contemporâneo com os três fluxos também foi encontrada.

Uma questão adicional investigada foi se o sentimento afeta, de alguma maneira, as expectativas da taxa de câmbio informadas pelos agentes de mercado que respondem a pesquisa Focus do Banco Central do Brasil (BCB). As expectativas da taxa de câmbio são importantes porque podem afetar os fluxos de capitais de curto prazo e têm relação com o risco. Além do sentimento, foram incluídos na estimação o risco país, o saldo em Transações Correntes (TC) e o erro de previsão das expectativas em relação ao câmbio nominal no período anterior. Enquanto que o risco país e o erro de previsão foram significativos para as expectativas de um a doze meses à frente, o sentimento e o saldo em Transações Correntes não foram.

Como sentimento e incerteza são próximos e podem estar relacionados, e existem evidências para a influência da incerteza em determinadas situações (Baker, Bloom e Davis, 2015), também foi verificado se ambos têm efeitos semelhantes ou complementares. Para isto, os exercícios de estimação foram repetidos e, dependendo da definição de incerteza, esta ajuda a explicar o fluxo de ações, mesmo quando controlada para o sentimento, além de haver indícios de que a incerteza também pode ajudar a explicar a formação das expectativas da taxa de câmbio.

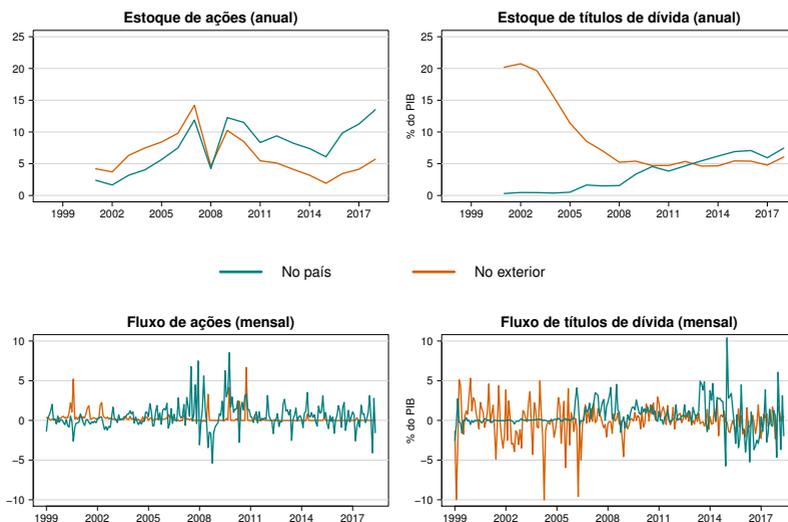
Entre 1999 e 2018, tanto o Brasil quanto o mundo passaram por importantes crises econômicas, financeiras e políticas, enquanto a integração financeira internacional se aprofundava cada vez mais. Em 2001, início da série da Posição de Investimento Internacional (PII) do BCB, o estoque de passivos de

Figura 1 – Passivos da Posição de Investimento Internacional do Brasil, como porcentagem do PIB, de 2001 a 2018



Fonte: Banco Central do Brasil (2019).

Figura 2 – Estoques e fluxos de ações e títulos de dívida, como porcentagem do PIB e por mercado de negociação, de 1999 a 2018



Fonte: Banco Central do Brasil (2019).

investimento em carteira correspondia a 27% do Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil. Destes, a maior parte era de títulos de dívida, que correspondiam a 20,49% do PIB. Como pode ser visto na figura 1, a composição do investimento estrangeiro em carteira se alterou ao longo do tempo, com as ações se tornando mais importantes do que os títulos de dívida em 2005. Em 2007, antes da crise financeira internacional, o investimento estrangeiro em ações chegou a 26% do PIB e o agregado em carteira, a 35%. No ano seguinte, esses valores caíram para menos da metade. Uma nova queda aconteceu a partir de 2010 até a recuperação em 2016. Essas duas datas coincidem com a eleição de Dilma Rousseff e o seu processo de *impeachment*. No terceiro trimestre de 2018, de acordo com os dados mais recentes divulgados pelo BCB, o investimento em carteira era equivalente a 32,73% do PIB: 19,21% em ações e 13,52% em títulos de dívida. Em todo o período, exceto em 2014, o investimento estrangeiro em derivativos no país não chegou a 1% do PIB.

Nas contas externas, os passivos de investimento em ações e títulos de dívida, que são as obrigações financeiras de residentes perante não residentes, são divididos em negociados no país e negociados no exterior. Negociados no país são as ações das empresas listadas na bolsa de valores brasileira e as quotas de fundos de investimento e títulos de dívida emitidos no mercado interno, na moeda nacional. Negociados no exterior, e em moeda estrangeira, são as ações de empresas brasileiras, negociadas por meio de *Depositary Receipts* (instrumentos financeiros emitidos por bancos), além dos bônus, notas e *commercial papers* colocados em mercados internacionais. A análise dos componentes desagregados do investimento em carteira se restringiu aos ativos negociados no país, pois as lógicas e motivações das negociações

nos dois tipos de mercado são diferentes.

A importância crescente do que é negociado no país pode ser vista na figura 2. Em 2001, os estoques de ações e títulos de dívida negociados no exterior era maior do que os daqueles negociados no país. No caso dos títulos de dívida, o estoque no país era de 0,31% do PIB, enquanto no exterior era de 20%. O estoque de negociados no país ultrapassou o de negociados no exterior em 2009, para ações, e em 2013, para os títulos de dívida. No final do terceiro semestre de 2018, o estoque de investimento estrangeiro em ações no país correspondia a 13,50% do PIB, em ações no exterior a 5,70%, em títulos de dívida no país a 7,46% e em títulos de dívida no exterior a 6,06%.

Olhando para os fluxos mensais, que são os ingressos ou saídas líquidas de recursos conforme contabilizados no Balanço de Pagamentos (BP), vemos que a volatilidade das ações negociadas no país se torna maior do que a volatilidade das negociadas fora a partir de 2005, assim como para os títulos de dívida, que se tornam mais voláteis a partir de 2013. Também pode ser vista nos gráficos da figura 2 a mudança do perfil da dívida externa brasileira, que ocorreu na primeira década dos anos 2000, com a diminuição do passivo cambial e o desenvolvimento do mercado interno de títulos de dívida.

Na sequência desta introdução, o capítulo 1 reúne a revisão de literatura sobre os determinantes dos fluxos de capitais, sobre a influência que aspectos como sentimento e incerteza podem ter na economia e sobre as expectativas para a taxa de câmbio. O capítulo 2 apresenta a metodologia empregada para construir o índice de sentimento e realizar a análise econométrica. Por fim, o capítulo 3 apresenta e discute os resultados, seguido da conclusão.

1 REVISÃO DE LITERATURA

Partindo dos determinantes dos fluxos de capitais, que são os fatores que influenciam o movimento de capital pelo mundo, este capítulo faz uma revisão da literatura que inspirou o problema de pesquisa. A seção 1.1 fala sobre os determinantes dos fluxos de capitais, a seção 1.2 discute a influência do sentimento e da incerteza política na economia e a seção 1.3 traz resultados teóricos e empíricos a respeito de como os mecanismos dessa influência funcionam. A seção 1.4 finaliza, falando sobre as expectativas da taxa de câmbio, que também influenciam os fluxos de capitais de curto prazo.

1.1 Determinantes dos fluxos de capitais

Desde os trabalhos seminais de Calvo *et al.* (1993) e Fernández-Arias (1996), a literatura costuma estudar os fluxos de capitais por meio da análise *push-pull*. Nela, as variáveis que podem influenciar as decisões dos investidores internacionais são chamadas de determinantes. Tais determinantes são classificados em fatores *push*, que são externos e levam os investidores a aumentar sua exposição em outro país, e *pull*, que são características internas do país que afetam o risco e o retorno dos investimentos feitos em seu território (Hannan, 2017).

É um resultado recorrente na literatura internacional que os fatores *push* são mais importantes do que os fatores *pull*. São

exemplos disto: Calvo *et al.* (1993), Fernández-Arias (1996), Lo Duca (2012), Forbes e Warnock (2012) para ondas de capitais e Broto *et al.* (2011) e Pagliari e Hannan (2017) para a volatilidade dos fluxos. Um resultado que também se repete é que a importância relativa de cada fator se altera conforme as condições globais: Lo Duca (2012) destaca que as maiores mudanças aconteceram em momentos de acontecimentos importantes na economia internacional, Evans e Hnatkovska (2014) associam mudanças desse tipo à integração financeira internacional e Broto *et al.* concluem que a importância dos fatores globais aumentou nos últimos anos.

1.1.1 Determinantes econômicos e financeiros

Os fatores econômicos e financeiros são importantes determinantes dos fluxos de capitais e, portanto, são as variáveis mais utilizadas neste tipo de análise. Koepke (2015) faz uma revisão da literatura empírica sobre esses determinantes para países emergentes. Mais especificamente, o autor se dedica aos fluxos de capitais de não-residentes, uma vez que este costuma ser o foco dessa literatura. Isto acontece porque as economias emergentes geralmente são mais afetadas pelas ações de investidores estrangeiros no seu território, do que pelas ações de investidores domésticos no exterior. O autor argumenta que os fluxos de não-residentes são mais voláteis do que os fluxos de residentes, principalmente em períodos de crise e, desta maneira, são importantes determinantes da taxa de câmbio, da taxa de juros doméstica e das condições financeiras do país.

Dentre os variados determinantes utilizados pela literatura para tentar explicar os fluxos de capitais, Koepke (2015) destaca os três fatores *push* (aversão global ao risco, taxa de juros e

crescimento do produto) e os três fatores *pull* (crescimento do produto, índice de retorno de ações e índice de risco-país) mais comuns. Para os fatores *push*, é habitual usar dados da economia dos Estados Unidos, de maneira que a taxa de juros costuma ser uma taxa de juros de curto prazo do Tesouro dos Estados Unidos e a aversão global ao risco, o índice VIX, calculado pelo Chicago Board Options Exchange (CBOE). Como um índice de volatilidade dos preços das opções dos ativos que compõem o índice S&P500, o VIX incorpora tanto a aversão ao risco, quanto a incerteza econômica.

Metodologicamente, os trabalhos revisados por Koepke (2015) usam abordagens econométricas bastante variadas, contemplando, por exemplo, modelos de vetores auto-regressivos (VAR), modelos vetoriais de correção de erros (VEC) e modelos em espaço de estados, sejam com parâmetros constantes ao longo do tempo, com mudanças determinadas endogenamente ou com variáveis *dummy* escolhidas pelos pesquisadores. O autor encontra evidências para uma relação negativa da aversão global ao risco, da taxa de juros externa e do risco-país com os fluxos. O crescimento do produto, interno e externo, e o índice de retorno de ações, por outro lado, têm relação positiva com os fluxos.

Na literatura brasileira sobre o assunto, Meurer (2006), com dados mensais e um modelo VEC, Sanvicente (2014), com dados diários e modelos de equações simultâneas, e Loncan e Caldeira (2015), com dados mensais e um modelo de apreçamento de ativos, encontram evidências para a influência dos fluxos de capitais estrangeiros no mercado acionário brasileiro. Quanto aos determinantes de tais fluxos, Franzen *et al.* (2009), com dados mensais e um modelo VEC, encontram relação positiva do retorno

contemporâneo do Ibovespa e da taxa Selic, e negativa do risco-país com o fluxo de investimentos em carteira para o Brasil, além de influências dos retornos defasados. Além disso, “os fluxos de investimento são influenciados pela taxa de câmbio através do efeito sobre o preço relativo das ações da Bovespa, que se tornam mais baratas para o investidor estrangeiro quando há depreciação da moeda brasileira” (FRANZEN *et al.*, 2009, p. 319). Barbosa e Meurer (2014), por sua vez, por meio de um modelo VAR estrutural (SVAR) e utilizando dados mensais, investigam a relação entre o fluxo de investimento estrangeiro em carteira e os retornos do mercado doméstico, de renda fixa e de ações, e concluem que a variação da taxa de câmbio é importante para ativos de renda variável negociados no país.

1.1.2 Outros determinantes

Apesar de a literatura, tradicionalmente, valorizar mais os determinantes econômicos e financeiros, os fluxos também podem ser afetados por outros fatores. Observando que o capital não fluía dos países desenvolvidos para aqueles em desenvolvimento, como deveria acontecer, de acordo com a teoria econômica clássica, Lucas (1990) considera como possíveis explicações diferenças no capital humano e imperfeições no mercado de capitais, chamadas de risco político. Tais imperfeições não garantiriam a execução dos acordos de empréstimos entre residentes de diferentes países.

Papaioannou (2009) usa dados de fluxos bancários para tentar explicar o paradoxo de Lucas e encontra evidências de um impacto considerável da política e de instituições legais para explicar tais diferenças nas finanças internacionais. Para o autor, o subdesenvolvimento institucional gera risco político. Os resultados

do trabalho sugerem que o maior impedimento para os empréstimos bancários internacionais é um alto risco de expropriação pelo governo e uma grande chance de que o tomador do empréstimo repudie o contrato, devido a ineficiências do sistema legal.

Tesar e Werner (1995), Obstfeld e Rogoff (2001), Sorensen *et. al* (2007) identificam e tentam explicar o viés doméstico, que é a preferência dos investidores pelos ativos nacionais em detrimento da diversificação internacional. Para explicar o mesmo fenômeno, Bai e Zhang (2012) desenvolvem um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) e concluem que o risco de *default* é uma barreira implícita aos fluxos de capitais. Sem esse risco, os fluxos seriam seis vezes maiores e a diversificação de risco internacional aumentaria substancialmente.

No entanto, Schneider e Frey (1985) salientam que um indicador de risco de crédito não é capaz de refletir a complexidade da interdependência político-econômica, não sendo recomendável, portanto, utilizá-lo para combinar as duas influências. Abdul-Hak (2014) também destaca que os *ratings* soberanos não podem ser vistos como uma medida isolada de risco político, pois, apesar de considerarem algumas variáveis relacionadas a esse risco, ignoram outras tantas que são relevantes, como os aspectos regulatórios.

Analisando os países do Grupo dos Sete, de 1975 a 2010, Evans e Hnatkovska (2014) observam um aumento na volatilidade dos fluxos de capitais para a Alemanha, a França e o Reino Unido, associado à introdução do Euro, assim como um aumento nos fluxos para o Canadá, que coincide com a adoção do Tratado Norte-Americano de Livre Comércio (NAFTA). Gerlach e Yook (2016) concluem que conflitos políticos entre as Coreias do Norte e do Sul afetam o investimento estrangeiro em carteira na Coreia

do Sul.

1.2 Sentimento e incerteza política

Fatores políticos e o sentimento também podem afetar os fluxos indiretamente, ao afetar retornos de investimentos e gerar incerteza a respeito do futuro. Esta pode surgir tanto da expectativa em relação às ações de um governo, tais como decisões futuras de política econômica e possíveis mudanças na regulação de algum setor, quanto em relação à situação do ambiente de um país, como o regime de governo, sua estabilidade e o nível de corrupção, entre outros fatores. Tanto o sentimento quanto a incerteza política não são diretamente observáveis. Enquanto que a incerteza política costuma ser aproximada por medidas de risco político com técnicas qualitativas e subjetivas, que não são consenso (ABDUL-HAK, 2014, p.142), o sentimento pode ser aproximado, por exemplo, por meio de sondagens do público, como as que dão origem aos índices de confiança; de variáveis relacionadas ao comportamento do mercado acionário, como o volume de negociação; ou de análise de sentimentos de textos escritos.

Para a relação entre acontecimentos políticos e o comportamento do mercado acionário, Santa-Clara e Valkanov (2003), Jensen e Schmith (2005), Siokis e Kapopoulos (2007) e Mukherjee e Leblang (2007) são exemplos de estudos que encontraram evidências disso. Pástor e Veronesi (2013) desenvolvem um modelo de equilíbrio geral em que o preço das ações responde a notícias políticas. Os autores analisam como os preços respondem aos sinais políticos sobre as decisões futuras, focando no prêmio de risco, na volatilidade e na correlação das ações. A incerteza política exige

um prêmio de risco, que é maior quando as condições econômicas são piores, e torna as ações mais voláteis e correlacionadas, especialmente com a economia fraca.

Baseados no volume da cobertura jornalística, Baker, Bloom e Davis (2015) criam um índice de incerteza de política econômica, chamado de *Economic Policy Uncertainty* (EPU). Uma maior ocorrência de notícias com palavras-chave relacionadas a tal incerteza indica um sentimento de incerteza mais acentuado, aumentando o EPU. Os autores concluem que a incerteza aumenta a volatilidade do mercado acionário, reduz o investimento e o emprego em setores sensíveis (defesa, saúde e construção de infraestruturas), e ajuda a prever alterações no investimento, no produto e no emprego nos Estados Unidos e em outros doze países.

Utilizando índices de confiança do consumidor e da indústria do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV), Graminho (2015) estima o sentimento com um filtro de Kalman como uma variável latente para o Brasil. Com isto, o sentimento é uma variável que, apesar de não depender das variáveis econômicas, influencia as decisões de consumidores e empresários. A autora conclui que consumo e produção industrial são afetados pelo sentimento com defasagens a partir de seis meses, o que poderia ser uma evidência da atuação do “espírito animal” na economia brasileira.

Fraiberger (2016), tendo a Reuters como fonte, faz análise de sentimento de notícias econômicas para construir um índice de sentimento para doze países, incluindo o Brasil, para o período de 1987 a 2013. Com o índice construído, Fraiberger (2016) encontra evidências que indicam que o sentimento das notícias é um indi-

gador importante do crescimento do PIB. Além disso, a inclusão do índice reduz o erro de previsão na amostra em 19%, em média, entre os países.

Parte importante dos estudos que usam análise de sentimentos de notícias investiga a relação entre notícias e os preços e retornos das ações. São exemplos que encontram evidências para esta relação: Tetlock, Saar-Tsechansky e Macskassy (2008), Boudoukh et al. (2013) e Heston e Sinha (2016). Tetlock (2007) é um dos estudos mais conhecidos da área (Loughran e McDonald, 2011). Utilizando o dicionário *Harvard IV-4*, o autor associa uma coluna popular do Wall Street Journal com o retorno das ações e o volume de negociações. Como resultado, conclui que um nível muito grande de palavras pessimistas na coluna em um dia precede retornos mais baixos no dia seguinte. Lee, Jiang e Indro (2002) e Shen, Yu e Zhao (2017), para os Estados Unidos, e Schmeling (2009), para 18 países industrializados, encontram evidências para a influência do sentimento do investidor no mercado acionário.

Chau, Deesomsak e Koutmos (2016) argumentam que o sentimento pode se espalhar rapidamente pelo mercado e afetar a tolerância ao risco dos investidores. Hudson e Green (2015) encontram evidências para o contágio internacional do sentimento do investidor, ao concluírem que o sentimento do investidor dos Estados Unidos é altamente significativo para explicar os retornos de ações no Reino Unido. Baker, Wurgler e Yuan (2012) concluem que o sentimento do investidor tem papel importante na volatilidade do mercado internacional. Além disso, encontram evidências que sugerem que os fluxos de capitais são um dos mecanismos por meio dos quais o sentimento global se desenvolve e propaga, assim como também o são o boca-a-boca e a mídia.

1.3 Mecanismos

Para entender os mecanismos por meio dos quais o sentimento afeta a economia, Shapiro, Sudhof e Wilson (2018) constroem um índice de sentimento baseado em notícias econômicas e financeiras, fortemente correlacionado a indicadores do ciclo de negócios da economia estadunidense. Os autores concluem que um choque de sentimento positivo é consistente com um choque de demanda agregada em um modelo Novo Keynesiano padrão, apesar de não influenciar no consumo futuro. Isto acontece porque, enquanto o sentimento de notícias afeta o sentimento do consumidor de uma maneira geral, não afeta os componentes do sentimento do consumidor que influenciam o consumo. O sentimento de notícias afeta as expectativas sobre a economia, mas não as expectativas do consumidor sobre as suas próprias finanças.

Segundo Doms e Morin (2004), as notícias influenciam as percepções dos consumidores sobre a economia por meio de três canais, para os quais eles encontram evidências. O noticiário não só divulga os dados sobre a economia e as opiniões dos profissionais sobre o assunto, mas também emite uma sinalização por meio do tom e do volume de sua reportagem. Além disso, no que os autores consideram que talvez seja o canal mais importante, a possibilidade de os consumidores atualizarem suas expectativas é tanto maior quanto maior for o volume do noticiário econômico. Os autores também constatam que, em alguns momentos, o sentimento do consumidor não é compatível com os fundamentos econômicos subjacentes.

Angeletos e La'O (2013) formalizam choques de sentimento como mudanças nas expectativas dos agentes que não são causadas por mudanças nas suas preferências ou na tecnologia

de produção. Como resultado, eles encontram que esses choques podem influenciar os ciclos de negócios. Além disso, os autores concluem que os choques de sentimento podem ser propagados por meio da comunicação: “*Communication may help propagate these shocks in a way that resembles the spread of fads and rumors and that gives rise to boom-and-bust phenomena*” (ANGELETOS; LA’O, 2013).

Benhabib, Wang e Wei (2015) desenvolvem modelos DSGE em que as flutuações econômicas são causadas por ondas de otimismo e pessimismo. Isto acontece porque tanto as firmas quanto as famílias tomam suas decisões baseadas em expectativas. As firmas precisam decidir a produção antes da realização da demanda, e as famílias decidem oferta de trabalho e planejamento do consumo antes da realização da produção. Desta maneira, o equilíbrio do produto pode ser afetado pelo sentimento dos consumidores.

Hohnisch e Westerhoff (2008) desenvolvem um modelo keynesiano simples de ciclos de negócios com agentes heterogêneos quanto às suas decisões de investimento. As expectativas dos agentes quanto ao futuro da economia afetam as decisões de investimento, e a formação das expectativas é influenciada pelo sentimento dos investidores, que depende da interação entre eles. Otimistas investem mais do que pessimistas e, como consequência, os autores criam um modelo com ciclos de negócios endógenos e com contágio do sentimento internacional.

Tsai (2017), analisando a bolsa de Taiwan, conclui que o contágio do sentimento é assimétrico: sentimentos pessimistas são mais contagiosos do que sentimentos otimistas. Chau, Deesomsak e Koutmos (2016) concluem que os investidores negociam

mais agressivamente nos momentos em que o sentimento está piorando do que nos momentos em que o sentimento melhora na mesma magnitude. Além disso, os investidores também estão mais propensos a fazer negócios motivados pelo sentimento durante mercados de baixa.

Na Psicologia, existem inúmeras evidências de que o negativo é mais forte do que o positivo. Segundo Baumeister *et al.* (2001), que fazem uma extensa revisão dessa literatura, “*To say that bad is stronger than good is thus to say that bad things will produce larger, more consistent, more multifaceted, or more lasting effects than good things*”. Isto é válido, por exemplo, para o impacto do acontecimento de eventos bons e ruins e a influência de emoções positivas e negativas na vida das pessoas. Os processos neurológicos e o processamento de informação são diferentes nas duas situações. Quanto às emoções, um resultado interessante é que emoções negativas são mais representadas na linguagem do que as positivas.

1.4 Expectativas da taxa de câmbio

Pesquisas são uma maneira de tentar conhecer as expectativas formadas pelos agentes de uma economia. Por meio da pesquisa Focus, o BCB se informa a respeito das expectativas do mercado para as variáveis relevantes para as suas decisões de política monetária. Entre essas variáveis está a taxa de câmbio, que tem impacto no nível de preços interno por meio do repasse cambial. Alterações na taxa de câmbio levam a alterações nos preços de bens importados, afetando a inflação, de maneira que o Banco Central precisa reagir por meio da taxa de juros. Por isto, as expectativas dessas variáveis são importantes nas projeções de

cenários do BCB (BCB, 2018a).

As expectativas da taxa de câmbio também são importantes porque podem influenciar os fluxos de capitais de curto prazo (Mishkin, 2016). Pela abordagem do mercado de ativos para a determinação da taxa de câmbio, as moedas são vistas como ativos e seus preços, as taxas de câmbio, são dados pelo equilíbrio entre a oferta e a demanda. Se é esperado que o preço, ou retorno, de um ativo aumente (diminua), a demanda (oferta) por este irá aumentar, gerando um fluxo de compra (venda). Por exemplo, seja a taxa de câmbio entre o real e o dólar dada pela quantidade de reais necessárias para comprar um dólar (R\$/US\$). Se a expectativa é de que o dólar ficará mais caro, ou seja, que aconteça uma desvalorização no real, ou ainda, que a taxa de câmbio aumente, mais dólares serão comprados, gerando um ingresso de capital.

Além disso, a taxa de câmbio é uma variável que reage ao risco. Uma das principais teorias sobre a determinação da taxa de câmbio é a da paridade das taxas de juros, segundo a qual o retorno, agora representado pelos juros, de dois ativos em países distintos deve ser igual. Com isto, a diferença entre as taxas de juros é atribuída à depreciação esperada da taxa de câmbio, ou o risco cambial, e ao risco-país, que seria um prêmio de risco dado por características específicas de um país (Garcia, 2003). Ferreira (2009) encontra evidências de que desvios *ex-ante* da paridade, ou seja, desvios da paridade dados a partir das expectativas da taxa de câmbio, podem ser previstos pela variância do risco-país, pelo déficit em conta corrente e pelo desemprego nos Estados Unidos. Quanto ao sentimento, Graminho (2015) observa que, apesar de a correlação do sentimento e da média mensal da taxa de câmbio

ser baixa, as maiores variações na taxa de câmbio aconteceram em momentos de maiores quedas no sentimento.

Pela paridade do poder de compra (PPP), os preços relativos dos bens de dois países e outros fatores que influenciam a demanda por esses bens também afetam a taxa de câmbio das moedas desses países. No entanto, as taxas de câmbio são reconhecidamente difíceis de prever, sendo difícil fazer uma revisão melhor do que o passeio aleatório (Meese e Rogoff, 1983). Para identificar qual é o modelo que melhor se adequa às respostas dos participantes da pesquisa Focus, o BCB (2018a) comparou os resultados de modelos de passeio aleatório, paridade descoberta de juros e paridade do poder de compra, e concluiu que o passeio aleatório é o modelo que melhor se adequa para a projeção um mês à frente, enquanto que a PPP é o melhor para período de dois a onze meses. Nas comparações entre pares de modelos, os modelos de paridade de juros são os piores, mas não levam em consideração o risco. Em outro estudo, o BCB (2018b) concluiu que o poder preditivo da mediana das expectativas do Focus em relação ao passeio aleatório “se reduz/eleva para horizontes mais curtos/longos quanto maior a variação cambial do período anterior” (BCB, 2018b).

Apesar de a importância dos fatores econômicos e financeiros ser inegável, existem evidências de que fatores de outra natureza também afetam decisões de investimento e, consequentemente, também podem afetar os fluxos. Entre esses outros fatores, estão o sentimento e a incerteza política, que afetam as expectativas dos agentes a respeito do estado futuro da economia, influenciando decisões tanto sobre consumo quanto investimento,

que é o foco deste trabalho. Por isto, com a metodologia apresentada no próximo capítulo, o sentimento foi aproximado pela análise de sentimento de notícias e incluído na análise dos fluxos de investimento estrangeiro em carteira no Brasil.

2 METODOLOGIA

Para responder o problema de pesquisa, foi empregada a metodologia apresentada neste capítulo. Como primeiro o índice precisou ser criado, a seção 2.1 explica como isto foi feito por meio da análise de sentimento das notícias que mencionam o Brasil e foram publicadas no site do WSJ, no período entre janeiro de 1999 e maio de 2018. A metodologia da análise econométrica, realizada com a abordagem de séries temporais, é discutida na seção 2.2. Nela, são apresentadas as variáveis e os modelos usados para investigar o efeito do sentimento e, adicionalmente, da incerteza nos fluxos de capitais e nas expectativas da taxa de câmbio.

2.1 Criação do índice de sentimento

O índice foi criado com a análise de sentimentos do texto completo de notícias publicadas no site do WSJ. O WSJ, com foco em negócios, é o jornal diário de maior circulação dos Estados Unidos. Das notícias que continham a palavra-chave “*Brazil*”, foram excluídas aquelas arquivadas em categorias relacionadas a cultura, esportes e estilo de vida, restando 26.406 notícias econômicas, financeiras e políticas, publicadas no período entre janeiro de 1999 e maio de 2018, para análise. Cada uma das notícias passou por uma análise de sentimentos, por meio do pacote *SentimentAnalysis*, criado por Feuerriegel e Proellocks (2017) para automatizar a análise de sentimentos de um texto, usando a linguagem de programação R.

A análise de sentimentos avalia, utilizando critérios se-

mânticos determinados por um dicionário, se um texto escrito tem conotação positiva ou negativa (LOUGHRAN; MCDONALD, 2016). Ou seja, o sentimento de um texto é calculado com base no significado das palavras que o compõem. A adoção de um dicionário para classificar as palavras reduz a possível subjetividade relacionada ao processo, uma vez que a classificação não é feita de maneira arbitrária pelo pesquisador. Calculado por meio de um algoritmo, o sentimento é dado pela proporção de palavras positivas e negativas no texto. Neste caso, foi utilizado o método *bag of words*, em que cada palavra é considerada uma entidade separada, ignorando a ordenação das palavras no texto, o que pode levar a uma possível perda de sentido. O método compensa esta desvantagem ao simplificar a tarefa de extrair significado de um texto, quando a ordem das palavras não é criticamente importante para isto.

O dicionário utilizado para classificar o sentimento de cada palavra foi o *Harvard IV-4*, bastante utilizado em pesquisas de análise de sentimento de textos (Tetlock, 2007; Tetlock, Saar-Tsechansky e Macskassy, 2008 e Chague *et al.*, 2015, são alguns exemplos). O dicionário, que é de uso geral, é um compilado de listas que classifica milhares de palavras em várias categorias, algumas delas relacionadas a sentimentos e emoções. Para os fins deste trabalho, são usadas as categorias *Positiv* e *Negativ*, que classificam como positivas ou negativas mais de três mil palavras. Assim, o algoritmo responsável pela aplicação do método identifica no texto quais são essas palavras. Em seguida, o sentimento de cada notícia é calculado de acordo com o seu número de palavras de cada categoria, tal que:

$$\text{Sentimento} = \frac{\text{número de palavras positivas} - \text{número de palavras negativas}}{\text{número de palavras positivas} + \text{número de palavras negativas}}$$

Assim, o sentimento pode variar entre -1 e 1, considerando os casos extremos em que o texto só contenha palavras negativas ou positivas, respectivamente. O índice mensal é calculado como a média de sentimento das notícias do mês, multiplicada por cem para representar uma porcentagem.

2.2 Análise econométrica

Além do índice de sentimento criado com a metodologia da seção anterior, foram utilizadas as outras variáveis apresentadas na subseção 2.2.1. Essas outras variáveis são os fluxos de investimento estrangeiro em carteira para o país, os fatores *push* e *pull* econômicos e financeiros que podem influenciar esse investimento, as expectativas para a taxa de câmbio formadas pelo mercado e as variáveis que podem afetar essas expectativas, além dos índices de incerteza alternativos. A subseção 2.2.2 discorre sobre a estratégia de estimação, apresentando os modelos que foram estimados com a abordagem de séries temporais. As subseções também incluem resultados intermediários, de testes de raízes unitárias, para a existência de endogeneidade entre as variáveis e os resultados de seleção de defasagem ótima dos modelos.

2.2.1 Variáveis utilizadas

Como o foco do trabalho são os fluxos de investimento estrangeiro em carteira, o componente a ser olhado no Balanço de Pagamentos é a subconta de investimento em carteira da

conta financeira. A conta financeira é dedicada às transações que envolvem ativos e passivos financeiros e, além do investimento em carteira, tem como componentes as subcontas investimento direto, derivativos financeiros, outros investimentos e ativos de reservas. Os valores reportados da conta financeira são os ativos e os passivos dos residentes do país, em que os ativos são os direitos dos residentes perante os não residentes e os passivos, as obrigações.

Segundo a 6ª edição do Manual de Balanço de Pagamentos e Posição de Investimento Internacional (BPM6), do Fundo Monetário Internacional (FMI), o investimento em carteira engloba as transações com títulos de dívida e de participação no capital que não fazem parte do investimento direto e dos ativos de reserva (FMI, 2009). Ou seja, não implicam em controle ou influência considerável em uma empresa nem fazem parte dos ativos disponíveis para a atuação das autoridades monetárias. Os componentes da subconta investimento em carteira são: ações, subdivididas em negociadas no país e no exterior; fundos de investimento; e títulos de renda fixa, como é chamada a subconta de títulos de dívida no BP brasileiro, subdivididos em negociados no mercado doméstico e negociados no mercado externo.

Uma vez que o interesse está na atuação de estrangeiros no país, foram utilizados os passivos de ações no país e de títulos de renda fixa negociados no mercado doméstico, além dos passivos agregados do investimento em carteira. Foram utilizados os valores líquidos, ou seja, os ingressos descontados das saídas, de maneira que as variáveis representam as mudanças de posições dos estrangeiros em determinado período. Os valores mensais, em milhões de dólares, foram coletados no site do BCB e deflacio-

dados pelo *Consumer Price Index* (CPI) dos Estados Unidos. A análise não incluiu os fundos de investimento, pois esta conta foi uma subdivisão complementar introduzida pelo BPM6, com a série sendo iniciada apenas em janeiro de 2010.

Para controlar para os fatores econômicos e financeiros que podem afetar as decisões de investimento internacional, foram utilizadas as variáveis apresentadas na tabela 2, após algumas transformações das séries coletadas, que estão na tabela 1. Todas as séries estão em periodicidade mensal. Exceto nos casos destacados, todas as séries foram coletadas para o período de janeiro de 1999 a maio de 2018. As variáveis externas são aquelas identificadas por Koepke (2015) como as mais utilizadas na literatura sobre o assunto: TB3M, GDP e VIX, que representam, respectivamente, a taxa de juros externa, o crescimento do produto externo e a aversão global ao risco. Para as variáveis domésticas, além do crescimento do produto interno (PIB), do índice da bolsa de valores (IBOV) e do risco-país (EMBI), também apontados por Koepke (2015) como sendo as mais comuns, foram acrescentados a taxa de juros interna (SELIC) e o índice da taxa de câmbio real (CÂMBIO), para os quais a literatura brasileira já encontrou evidências da influência nos fluxos (Franzen *et al.*, 2009; Barbosa e Meurer, 2014). Além disso, foi incluída uma variável fiscal (NFSP), uma vez que a necessidade de financiamento do governo também pode afetar os fluxos, principalmente de renda fixa. Como a variável utilizada para representar a atividade econômica do país, o PIB mensal, é resultante de estimação por parte do BCB a partir dos dados oficiais trimestrais, esta pode não ser a melhor para a análise. Por isto, também foi utilizado o Índice de Atividade Econômica do BCB, o IBC-Br (IBCBR), que é baseado nos dados de produção dos três setores da economia. Neste caso, a primeira

observação da série é em janeiro de 2003.

Assim como os fluxos, o PIB, coletado em milhões de dólares, foi deflacionado pelo CPI dos Estados Unidos. Em seguida, foi sazonalmente ajustado pelo X-13ARIMA-SEATS. A partir desses valores, os fluxos (AÇÕES, FIXA e CARTEIRA) foram calculados como porcentagem do PIB. O PIB, por sua vez, foi transformado em índice, tal que sua base, em janeiro de 1999 é igual a 1. CÂMBIO, IBOV e GDP também foram indexados, ou reindexados, de maneira que janeiro/1999 = 1 é a base. Para o IBCBR, por sua vez, a base é janeiro de 2003. Por fim, foi utilizado o logaritmo natural dessas variáveis (PIB, CÂMBIO, IBOV, GDP e IBCBR). As séries das taxas de juros, SELIC e TB3M, coletadas em porcentagem, foram representadas em unidade e somadas a um, antes do cálculo do logaritmo natural. Como a unidade de medida do EMBI é o ponto-base, de maneira que 100 pontos-base equivalem a 1%, e o EMBI nada mais é do que uma diferença de retorno, ou juros, de títulos, seu valor foi dividido por 10.000 e tratado como as taxas de juros, ou seja, somado a um e calculado o logaritmo natural.

Tabela 1 – Séries coletadas

Série	Unidades	Fonte	Código
Passivos líquidos de Investimento em Carteira	US\$ milhões	BCB	22924
Passivos líquidos de ações negociadas no país	US\$ milhões	BCB	22930

Continua na próxima página

Série	Unidades	Fonte	Código
Passivos líquidos de títulos de renda fixa negociados no país	US\$ milhões	BCB	22942
EMBI+Br, índice de risco-país calculado pelo J. P. Morgan Chase	Pontos-base	Ipeadata	40940
Índice da taxa de câmbio real (IPCA) - dólar americano	Índice	BCB	11753
Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada base 252	% a.a.	BCB	4189
Produto Interno Bruto	US\$ milhões	BCB	4385
Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) - com ajuste sazonal ¹	Índice	BCB	24364
Necessidades de Financiamento do Setor Público, fluxo acumulado em 12 meses do resultado primário total de Governo Federal e Banco Central	% do PIB	BCB	5783
Ibovespa	Pontos	B3	-

Continua na próxima página

Série	Unidades	Fonte	Código
Taxa de juros do título de três meses do Tesouro dos Estados Unidos no mercado secundário	% a.a.	<i>Federal Reserve Bank of St. Louis</i>	TB3MS
Índice calculado para o produto real dos Estados Unidos	Índice	<i>Macroeconomic Advisers</i>	—
VIX, fim de período	Pontos	CBOE	—
<i>Economic Policy Uncertainty Index for Brazil</i> (EPU-BR)	Índice	<i>Policy Uncertainty</i>	—
<i>Global Economic Policy Uncertainty</i> (GEPU)	Índice	<i>Policy Uncertainty</i>	—
Índice de Incerteza da Economia (IIE) ²	Índice	Instituto Brasileiro de Economia da FGV (IBRE/FGV)	—
Expectativas da taxa de câmbio ³	R\$/US\$	Sistema de Expectativas de Mercado do BCB	—
Saldo da conta de Transações Correntes ³	US\$ milhões	BCB	22701
Taxa de câmbio - Dólar americano (venda) - Fim de período ³	R\$/US\$	BCB	3696

¹ Início em 01/2003.

² Início em 01/2000.

³ Início em 01/2001.

Tabela 2 – Variáveis utilizadas na análise

Variável	Descrição
CARTEIRA	Passivos líquidos de Investimento em Carteira como porcentagem do PIB
AÇÕES	Passivos líquidos de ações negociadas no país como porcentagem do PIB
FIXA	Passivos líquidos de títulos de renda fixa negociados no país como porcentagem do PIB
SENT	Índice de sentimento de notícias publicadas pelo WSJ, de elaboração própria
EMBI	Logaritmo natural de $(1 + \text{EMBI} + \text{Br})$ dividido por 10.000)
CÂMBIO	Logaritmo natural do índice de câmbio, tal que $\text{jan}/1999 = 1$
SELIC	Logaritmo natural de $(1 + \text{taxa de juros SELIC})$
PIB	Logaritmo natural do índice do PIB, deflacionado pelo CPI e sazonalmente ajustado por meio do X-13ARIMA-SEATS, tal que $\text{jan}/1999 = 1$
IBCBR	Logaritmo natural do IBC-Br, tal que $\text{jan}/03 = 1$
NFSP	Série das NFSP sem transformação
IBOV	Logaritmo natural do índice Ibovespa, tal que $\text{jan}/99 = 1$
TB3M	Logaritmo natural de $(1 + \text{taxa de juros do título de três meses do Tesouro dos Estados Unidos no mercado secundário})$
GDP	Logaritmo natural do índice do produto dos Estados Unidos reindexado, tal que $\text{jan}/99 = 1$
VIX	Série do VIX sem transformação
EPUBR	Série do EPU-BR sem transformação
GEPU	Série do GEPU sem transformação
IIE	Série do IIE sem transformação

Continua na próxima página

Variável	Descrição
ECÂMBIO _{t+h}	Série das expectativas da taxa de câmbio sem transformação, em que h é o número de períodos à frente
TC	Série do saldo de Transações Correntes, tal que nov/2001 = 1
ERRO _h	ECÂMBIO _{t+h,t} menos a taxa de câmbio nominal em t

Tabela 3 – Relações esperadas entre as variáveis explicativas e os fluxos

	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
SENT	+	+	+
EPUBR	-	-	-
GEPU	-	-	-
IIE	-	-	-
PIB	+	+	+
IBCBR	+	+	+
CÂMBIO	-	-	-
SELIC	+	+	+
EMBI	-	-	-
IBOV	+	+	+
NFSP	?	+	?
GDP	+	+	+
TB3M	-	-	-
VIX	-	-	-

Nota: as relações positivas são representadas por “+” e as relações negativas por “-”. Quando não há informação sobre o comportamento esperado da variável, foi usado “?”.

O índice de sentimento (SENT), construído com a metodo-

logia da seção anterior, é apresentado e discutido na seção 3.1. As alternativas para a incerteza são o *Economic Policy Uncertainty Index for Brazil* (EPUBR), o *Global Economic Policy Uncertainty* (GEPU) e o Índice de Incerteza da Economia (IIE). O EPUBR é a versão calculada para o Brasil do índice *Economic Policy Uncertainty* (EPU), criado por Baker, Bloom e Davis (2015) e já bastante utilizado em pesquisas. Publicado em site próprio, o índice é atualizado periodicamente para 19 países. Seu cálculo leva em consideração o número de vezes em que palavras relacionadas à incerteza de política econômica aparecem nas notícias de jornais. No caso brasileiro, o jornal utilizado é a Folha de São Paulo. O GEPU, a versão global deste índice, é a média ponderada dos índices nacionais existentes. Apesar de ser global, e possivelmente estar mais relacionado ao sentimento externo do que ao interno, foi incluído na análise devido aos resultados encontrados na literatura internacional que destacam a importância dos fatores globais nos fluxos de capitais para os países emergentes. O IIE, criado em 2016 pelo IBRE/FGV com inspiração no EPU, também considera a frequência de notícias relacionadas à incerteza, além de incluir a volatilidade do mercado financeiro e a dispersão das expectativas para taxa de câmbio e inflação. O índice foi criado para o período que inicia em janeiro de 2000.

A partir da revisão da literatura empírica, é esperado que PIB, IBCBR, SELIC, IBOV e GDP tenham relação positiva com os fluxos, enquanto que, para CÂMBIO, EMBI, TB3M e VIX, essa relação seja negativa. O aumento da atividade econômica, tanto no país quanto no mundo, é um fator que pode aumentar o investimento estrangeiro no país. Um aumento na taxa de juros doméstica aumenta a remuneração dos ativos nacionais, atraindo capital, enquanto que um aumento na taxa de juros

externa tem o efeito oposto nos fluxos. Um bom desempenho da bolsa de valores, representado por um aumento no índice, pode levar a novos investimentos em carteira, assim como a inversão da causalidade também pode acontecer. Por outro lado, se o risco-país aumenta, piora a percepção da economia brasileira no exterior, diminuindo os investimentos. Uma desvalorização da moeda local, ou um aumento na taxa de câmbio, significa uma demanda maior do que a oferta de moeda estrangeira, ou seja, a saída de capitais. Por fim, a aversão global ao risco mais alta faz com que investidores internacionais estejam menos dispostos a investir em economias consideradas mais arriscadas, como as emergentes. Uma demanda maior por financiamento pelo governo pode levar a um aumento do investimento estrangeiro por meio dos títulos emitidos pelo governo brasileiro. Um resumo da relação esperada entre as variáveis e os fluxos está na tabela 3.

Por analogia com as outras variáveis e os estudos relacionados, espera-se que SENT tenha relação positiva com os fluxos. Uma melhora no sentimento pode afetar positivamente a expectativa dos agentes com relação ao futuro da economia e, conseqüentemente, levar a um aumento dos fluxos de capitais estrangeiros para o país. A incerteza, por outro lado, está relacionada à percepção de risco. Quando há maior incerteza, maior pode ser o risco percebido pelos investidores, levando a uma queda no investimento. Com isto, o esperado é que EPUBR, GEPU e IIE sejam negativamente relacionados aos fluxos. Incerteza e sentimento se movem em sentidos contrários, isto é, quanto pior o sentimento, maior a incerteza, e vice-versa.

Para estudar se o sentimento tem efeito sobre as expectativas da taxa de câmbio, foram utilizadas as expectativas da

pesquisa Focus, coletadas no Sistema de Expectativas de Mercado do BCB. Para este trabalho, foram utilizadas as expectativas para todos os horizontes de um a doze meses à frente, porque expectativas para horizontes diferentes podem ter formação diferente. Foram coletadas as expectativas do primeiro dia útil do mês, a partir de novembro de 2001, data da primeira observação da série de expectativas da taxa de câmbio. Na análise subsequente, as expectativas estão representadas por $EC\hat{A}MBIO_{t+h}$, em que h é o número de períodos à frente e t , o instante do tempo em que foi observada. A análise incluiu, ainda, o risco-país e o saldo da conta de Transações Correntes do BP, além do erro de previsão ($ERRO_h$), que é dado pela diferença entre a expectativa h meses à frente para o mês t e o valor observado da taxa de câmbio nominal no mesmo mês. Na falta de consenso sobre a melhor forma de projetar a taxa de câmbio, por simplicidade, os modelos foram estimados apenas com essas variáveis. Como as expectativas observadas foram calculadas para meses à frente, o erro pode ser calculado a partir do mês de dezembro de 2001 para $EC\hat{A}MBIO_{t+1}$, janeiro de 2002 para $EC\hat{A}MBIO_{t+2}$ e assim sucessivamente, até novembro de 2002 para $EC\hat{A}MBIO_{t+12}$. Para a análise ser feita para o mesmo período de tempo para todas as séries de expectativas, as estimações foram realizadas para o período de novembro de 2002 a maio de 2018.

Quanto maior o risco relacionado à economia brasileira percebido no exterior, mais dólares sairão do país, aumentando a taxa de câmbio e, conseqüentemente, as expectativas dessa variável, tal que $EMBI$ e $EC\hat{A}MBIO_{t+h}$ teriam relação positiva. Quanto maior o saldo em Transações Correntes, mais dólares entram no país, diminuindo a taxa de câmbio, o que poderia levar a uma queda nas expectativas e uma relação negativa entre as

variáveis. Por outro lado, uma desvalorização do real em relação ao dólar leva a um aumento no saldo de TC, ao aumentarem as exportações e diminuírem as importações de bens e serviços, o que poderia resultar em uma relação positiva entre as variáveis. Como a incerteza está relacionada ao risco, é esperado que EPUBR, GEPU e IIE tenham uma relação positiva com as expectativas. Ao contrário, SENT teria relação negativa com essa variável. Apesar de o sistema cambial ser flutuante, o câmbio não flutua tão livremente, uma vez que o BCB atua no mercado para evitar que a taxa de câmbio tenha mudanças bruscas, ou volatilidade excessiva, com as entradas e saídas de dólares, o que talvez possa levar a resultados diferentes do esperado.

Uma vez que a análise foi feita com abordagem de séries temporais, foi necessário verificar se as séries utilizadas são estacionárias, para evitar resultados espúrios. Para isto, foram realizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cuja hipótese nula é a presença de raiz unitária, e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), que testa a hipótese nula de estacionariedade. Os resultados dos testes, para o período de janeiro de 1999 a maio de 2018, estão nas tabelas 4 e 5, respectivamente. Seguindo Kwiatkowski *et al.* (1992), a aceitação da raiz unitária e a rejeição da estacionariedade indicam uma série não estacionária, o que acontece com EMBI, CÂMBIO, PIB, NFSP, IBOV, TB3M e GDP. Por sua vez, a rejeição da raiz unitária e a aceitação da estacionariedade indicam que a série é estacionária, caso de AÇÕES, FIXA, CARTEIRA, VIX e as primeiras diferenças das séries não estacionárias, representadas por DEMBI, DCÂMBIO, DPIB, DNFSP, DIBOV, DTB3M e DGDP. Para a situação em que há a rejeição das duas hipóteses, que é o que acontece com SENT e SELIC, a conclusão não está clara. Como a diferenciação de séries estacionárias pode

levar à perda de informação, as duas séries foram deixadas em nível. A mesma coisa aconteceu com as séries de incerteza EPUBR e GEPU.

Conforme destacado anteriormente, nem todas as séries estão disponíveis para o período principal, de janeiro de 1999 a maio de 2018: a série do IBC-Br só começa em janeiro de 2003, a primeira observação utilizada da série de expectativas da taxa de câmbio é novembro de 2002, e o IIE só foi criado para o período a partir de janeiro de 2000. Resultados parecidos, apresentados no apêndice, foram encontrados para os testes de raiz unitária para esses períodos. Para o período de janeiro de 2000 a maio de 2018, nas tabelas 30 e 31, além dos resultados iguais aos do período anterior, IIE teve resultado semelhante a SENT e SELIC e também foi deixada em nível. Para o período de janeiro de 2003 a maio de 2018, cujos resultados estão nas tabelas 28 e 29, a única variável que apresentou alteração em relação ao período 1999-2018 foi EMBI, para a qual, assim como SENT e SELIC, o teste rejeitou as duas hipóteses e que, portanto, também está em nível nas estimações neste período. A variável IBCBR, assim como PIB, tem raiz unitária, com a sua primeira diferença, DIBCBR, sendo estacionária. Por fim, para o período de novembro de 2002 a maio de 2018, as expectativas para a taxa de câmbio, em todos os seus horizontes temporais, não são estacionárias, conforme os resultados da tabela 32 e 33. Para SENT, EPUBR, GEPU e IIE a situação anterior se repetiu, tal que as séries foram consideradas estacionárias, assim como TC também o foi. Para EMBI, o resultado foi parecido ao resultado do período 2003-2018, de maneira que a variável também foi considerada estacionária.

Wu (2000) e Wu e Chen (2001) argumentam a favor da

estacionariedade das transações correntes e das taxas de juros, respectivamente. Para os autores, o baixo poder do teste ADF pode ser o motivo pelo qual este falha em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para essas variáveis. Por meio de um teste em painel, os autores encontraram evidências de que tais variáveis, para sete países industrializados, são estacionárias, contrariando a evidência empírica baseada em testes como o ADF e encontrada anteriormente na literatura. A estacionariedade das transações correntes está em linha com o modelo intertemporal de determinação da conta corrente e com uma relação dívida externa/PIB finita (Wu, 2000), enquanto que a estacionariedade das taxas de juros é consistente com a paridade descoberta das taxas de juros, pois os diferenciais de taxas de juros como consequência também seriam estacionários (Wu e Chen, 2001). Analogamente, como o EMBI+Br é calculado como um *spread* de taxa de retorno de títulos, EMBI também poderia ser uma variável estacionária.

2.2.2 Estratégia de estimação

Como o objetivo deste trabalho é verificar se e como o sentimento influencia os fluxos de investimento estrangeiro em carteira para o Brasil, o índice de sentimento foi incluído na análise *push-pull* junto com os determinantes econômicos e financeiros apresentados na seção anterior. Sendo assim, o sentimento é explicação adicional a esses determinantes. A análise foi inicialmente realizada com modelos VARX, como apresentado em Lütkepohl (2005). Desta maneira, é possível fazer inferências sobre o comportamento das variáveis endógenas, sem que seja necessário conhecer a relação estrutural entre elas. Para cada fluxo, foi estimado um

Tabela 4 – Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, de janeiro de 1999 a maio de 2018

Variável	Variáveis exógenas	Núm. de obs.	Estat. de teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
AÇÕES	constante	233	-7,7352	-3,46	-2,88	-2,57
FIXA	constante	233	-8,3251	-3,46	-2,88	-2,57
CARTEIRA	constante	233	-8,7959	-3,46	-2,88	-2,57
SENT	constante e tendência	233	-4,3992	-3,99	-3,43	-3,13
EPUBR	constante	232	-5,0959	-3,46	-2,88	-2,57
GEPU	constante	232	-4,0702	-3,46	-2,88	-2,57
EMBI	constante e tendência	233	-2,8609	-3,99	-3,43	-3,13
DEMBI	constante	232	-9,6857	-3,46	-2,88	-2,57
CÂMBIO	constante e tendência	233	-1,4710	-3,99	-3,43	-3,13
DCÂMBIO	constante	232	-9,8231	-3,46	-2,88	-2,57
SELIC	constante e tendência	233	-8,0263	-3,99	-3,43	-3,13
PIB	constante e tendência	233	-0,6122	-3,99	-3,43	-3,13
DPIB	constante	232	-10,8723	-3,46	-2,88	-2,57
NFSP	constante	233	-0,4804	-3,46	-2,88	-2,57
DNFSP	constante	232	-10,9704	-3,46	-2,88	-2,57
IBOV	constante e tendência	233	-2,0727	-3,99	-3,43	-3,13
DIBOV	constante	232	-10,5234	-3,46	-2,88	-2,57
TB3M	constante e tendência	233	-1,2568	-3,99	-3,43	-3,13
DTB3M	constante	232	-6,9835	-3,46	-2,88	-2,57
GDP	constante e tendência	233	-1,9170	-3,99	-3,43	-3,13
DGDP	constante	232	-12,7059	-3,46	-2,88	-2,57
VIX	constante	233	-4,2858	-3,46	-2,88	-2,57

Tabela 5 – Resultados do teste de raiz unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, de janeiro de 1999 a maio de 2018

Variável	Variáveis exógenas	Núm. de obs.	Estat. de teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
AÇÕES	constante	233	0,3518	0,739	0,463	0,347
FIXA	constante	233	0,4220	0,739	0,463	0,347
CARTEIRA	constante	233	0,3097	0,739	0,463	0,347
SENT	constante e tendência	233	0,2349	0,216	0,146	0,119
EPUBR	constante	233	0,3097	0,739	0,463	0,347
GEPU	constante	233	0,3097	0,739	0,463	0,347
EMBI	constante e tendência	233	0,5557	0,216	0,146	0,119
DEMBI	constante	232	0,1026	0,739	0,463	0,347
CÂMBIO	constante e tendência	233	0,6611	0,216	0,146	0,119
DCÂMBIO	constante	232	0,1294	0,739	0,463	0,347
SELIC	constante e tendência	233	0,3661	0,216	0,146	0,119
PIB	constante e tendência	233	0,7648	0,216	0,146	0,119
DPIB	constante	232	0,2959	0,739	0,463	0,347
NFSP	constante	233	2,6047	0,739	0,463	0,347
DNFSP	constante	232	0,3375	0,739	0,463	0,347
IBOV	constante e tendência	233	0,8085	0,216	0,146	0,119
DIBOV	constante	232	0,1562	0,739	0,463	0,347
TB3M	constante e tendência	233	0,2479	0,216	0,146	0,119
DTB3M	constante	232	0,2238	0,739	0,463	0,347
GDP	constante e tendência	233	0,4967	0,216	0,146	0,119
DGDP	constante	232	0,2039	0,739	0,463	0,347
VIX	constante	233	0,7215	0,739	0,463	0,347

VARX como:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + u_t, \quad (2.1)$$

em que y_t é o vetor de variáveis domésticas, ou fatores *pull*, que são endógenas. Uma vez que o Brasil pode ser considerado como uma pequena economia aberta, as variáveis internas não afetam as externas, ou fatores *push*, que, portanto, são consideradas exógenas ao sistema, sendo representadas pelo vetor x . O modelo inclui as variáveis exógenas com seus valores contemporâneos e a primeira defasagem.

Seja o operador de defasagem L , tal que $Ly_t = y_{t-1}$. A equação (2.1) pode ser reescrita como $A(L)y_t = B(L)x_t + u_t$, em que $A(L) = I - A_1L$, $B(L) = B_0 + B_1L$ e I é uma matriz identidade cuja ordem é igual ao número de variáveis endógenas. Se o sistema é estacionário, este pode ser pré-multiplicado por um polinômio $\Phi(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i L^i$, tal que $\Phi(L)A(L) = I$. Com isto, a equação (2.1) se torna:

$$y_t = \Phi(L)B(L)x_t + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i}, \quad (2.2)$$

de maneira que a reação de uma variável endógena a um choque em um outra variável endógena, ou seja, sua função impulso resposta, é dada pela matriz de coeficientes Φ_i . Calculada a partir desta representação em médias móveis, a função impulso resposta considera que os choques nas variáveis ocorrem de maneira independente, mas erros correlacionados podem indicar o contrário. No entanto, a alternativa, chamada de ortogonal, tem a desvantagem de depender do ordenamento das variáveis endógenas no sistema, ou da identificação da estrutura dos choques, o que também pode ser arbitrário sem um fundamento teórico.

Para a estimação do modelo, a defasagem ótima das variáveis endógenas foi selecionada pelo critério de Schwarz (SC), que leva a modelos mais parcimoniosos. Conforme os resultados na tabela 6, o critério selecionou duas defasagens para os três modelos. Porém, como isso aconteceu com uma diferença entre as alternativas de uma e duas defasagens dada na segunda casa decimal, optou-se pelo modelo mais parcimonioso de apenas uma defasagem, considerando o número de variáveis incluídas na análise e o número total de observações. Como os modelos foram estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO), que levam a estimadores ineficientes nos casos de heteroscedasticidade e autocorrelação nos resíduos, os erros-padrão foram corrigidos com a estimação consistente da matriz de variância-covariância de Long e Ervin (2000) para a heteroscedasticidade, quando necessário.

Tabela 6 – Resultados do critério de Schwarz, por tipo de fluxo, para a seleção de defasagem ótima do VARX

l	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
1	-40,2546	-39,9973	-38,8258
2	-40,3123	-40,0315	-38,8341
3	-39,4120	-39,1342	-37,9518
4	-38,3489	-38,0378	-36,8962
5	-37,2456	-36,8432	-35,7740
6	-36,2425	-35,8453	-34,7938
7	-35,1828	-34,7655	-33,6477
8	-34,1219	-33,6365	-32,5811
9	-32,9058	-32,4861	-31,3934
10	-31,8369	-31,3824	-30,3094

Nota: l é o número de defasagens.

Para investigar a dinâmica conjunta da variância condicional, foi empregado um DCC-GARCH(1,1) como o proposto por Engle (2002), representado nas equações (2.4) e (2.5). O DCC é um modelo de correlações condicionais que variam ao longo do tempo. Com as matrizes resultantes, é possível analisar como as correlações evoluíram no período estudado e, com isto, identificar características da dinâmica entre as variáveis. O DCC também é um modelo de baixa parametrização, permitindo uma modelagem simples, mesmo no caso de processos com muitas variáveis. Sua estimação é feita em duas etapas. Primeiro, modelos univariados para a variância condicional foram estimados para cada variável. Para cada fluxo, foram extraídos os resíduos das equações do VARX correspondente em que a hipótese de heteroscedasticidade não foi rejeitada. Em seguida, com esses resíduos, estimou-se um modelo GARCH(1,1) para cada variável, tal qual o modelo da equação (2.3):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad (2.3)$$

em que ϵ_t são os resíduos das equações do VARX. Sendo assim, o GARCH modela a dinâmica da volatilidade da série que depende dela mesma.

Na segunda etapa, multivariada, a estimação do DCC é feita com os resíduos padronizados extraídos de cada modelo estimado na etapa anterior, tal que:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\rho_0 + \alpha Q_{t-1} + \beta \epsilon_{t-1}^2, \quad (2.4)$$

$$\rho_t = J_t Q_t J_t, \quad (2.5)$$

em que ρ_0 é a correlação incondicional, ρ_t é a matriz de correlações condicionais, ε_t é a matriz de resíduos padronizados resultantes da primeira etapa de estimação e J_t é a matriz diagonal cujos elementos são a diagonal principal de Q_t . Se $\alpha + \beta < 1$, o modelo é estacionário.

A estimação do VARX, contudo, não considera os efeitos contemporâneos que muito provavelmente existem entre as variáveis. Como também é possível que exista endogeneidade entre as variáveis, a estimação não pode ser por MQO, que neste caso leva a estimadores viesados, inconsistentes e ineficientes. Sendo assim, o MGM em duas etapas de Hansen (1982) foi utilizado como alternativa para a estimação. Mais geral do que o MQO, o MGM só depende de condições dos momentos para gerar estimadores consistentes, eficientes e não viesados, o que depende da escolha dos instrumentos, que precisam ser correlacionados com as variáveis endógenas e ortogonais aos erros (Hamilton, 1995). Como as variáveis utilizadas são séries temporais, as defasagens das séries são candidatas naturais a instrumentos, uma vez que tais séries costumam ser autocorrelacionadas. Neste trabalho, as duas primeiras defasagens das variáveis consideradas endógenas, após teste, foram escolhidas como instrumentos.

Para identificar quais são as variáveis endógenas, foi realizado o teste conforme Hausman (1978) para cada um dos fluxos e para cada uma das variáveis explicativas domésticas. Cada uma destas variáveis foi regredida sobre todas as outras variáveis explicativas. A significância dos resíduos dessa regressão na regressão dos fluxos sobre os determinantes indica que a variável é endógena. Os resultados dos testes, apresentados na tabela 7, indicam que, a um nível de significância de 10%, DCÂMBIO é endógena para

Tabela 7 – Resultados (p-valor) dos testes individuais de endogeneidade, por fluxo, para cada uma das variáveis, de janeiro de 1999 a maio de 2018

	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
SENT	0,3149	0,6585	0,5156
DPIB	0,4548	0,5129	0,8562
DCÂMBIO	0,0786	0,4761	0,0176
SELIC	0,8039	0,0674	0,2919
DEMBI	0,9099	0,9040	0,1262
DNFSP	0,9299	0,7774	0,7550
DIBOV	0,1141	0,3466	0,0953

Notas: teste conforme Hausman (1978). A hipótese nula é a de que o coeficiente dos resíduos da regressão da variável sobre as outras variáveis exógenas não é estatisticamente diferente de zero na regressão dos fluxos sobre todos os determinantes.

AÇÕES, SELIC é para FIXA e DCÂMBIO e DIBOV são para CARTEIRA. Com as duas primeiras defasagens dessas variáveis acrescentadas aos instrumentos, os modelos estimados pelo MGM são os apresentados nas equações de (2.6) a (2.8):

$$\begin{aligned}
 \text{AÇÕES}_t = & \beta_1 \text{SENT}_t + \beta_2 \text{DPIB}_t + \beta_3 \text{DCÂMBIO}_t + \beta_4 \text{SELIC}_t \\
 & + \beta_5 \text{DEMBI}_t + \beta_6 \text{DIBOV}_t + \beta_7 \text{DNFSP}_t + \beta_8 \text{DGDP}_t \\
 & + \beta_9 \text{DTB3M}_t + \beta_{10} \text{VIX}_t + \varepsilon_t,
 \end{aligned}
 \tag{2.6}$$

$$\begin{aligned}
\text{FIXA}_t = & \beta_1 \text{SENT}_t + \beta_2 \text{DPIB}_t + \beta_3 \text{DC}\hat{\text{A}}\text{MBIO}_t + \beta_4 \text{SELIC}_t \\
& + \beta_5 \text{DEMBI}_t + \beta_6 \text{DIBOV}_t + \beta_7 \text{DNFSP}_t + \beta_8 \text{DGDP}_t \\
& + \beta_9 \text{DTB3M}_t + \beta_{10} \text{VIX}_t + \varepsilon_t,
\end{aligned}
\tag{2.7}$$

$$\begin{aligned}
\text{CARTEIRA}_t = & \beta_1 \text{SENT}_t + \beta_2 \text{DPIB}_t + \beta_3 \text{DC}\hat{\text{A}}\text{MBIO}_t + \beta_4 \text{SELIC}_t \\
& + \beta_5 \text{DEMBI}_t + \beta_6 \text{DIBOV}_t + \beta_7 \text{DNFSP}_t + \beta_8 \text{DGDP}_t \\
& + \beta_9 \text{DTB3M}_t + \beta_{10} \text{VIX}_t + \varepsilon_t.
\end{aligned}
\tag{2.8}$$

Para investigar o efeito do sentimento nas expectativas da taxa de câmbio, o seguinte modelo foi estimado para cada horizonte h :

$$\begin{aligned}
\text{EC}\hat{\text{A}}\text{MBIO}_{t+h,t} - \text{EC}\hat{\text{A}}\text{MBIO}_{t+h,t-1} = & \beta_1 \text{SENT}_{t-1} + \beta_2 \text{EMBI}_{t-1} \\
& + \beta_3 \text{TC}_{t-1} + \beta_4 \text{ERRO}_{h,t-1} + \varepsilon_t.
\end{aligned}
\tag{2.9}$$

Como as expectativas coletadas foram as do primeiro dia útil de cada mês, as variáveis explicativas foram utilizadas com defasagem de um período. Assim, a variação da expectativa entre $t - 1$ e t é dada pelos valores de SENT, EMBI, TC e ERRO_h em $t - 1$.

Para a questão sobre a variável de atividade econômica, a estimação do VARX, do DCC e dos modelos apresentados nas equações (2.6), (2.7) e (2.8) foram repetidas com o IBC-Br como a variável de atividade econômica, para comparar com os resultados obtidos com o PIB. Como a série do IBC-Br só começa em janeiro

de 2003, as estimações foram repetidas também para o PIB, para o período de janeiro de 2003 a maio de 2018. No caso da incerteza, o VARX, os modelos estimados pelo MGM e os modelos das expectativas foram reestimados, com os índices de incerteza substituindo o índice de sentimento ou acompanhando-o. Para todas as estimações adicionais do VARX, o critério SC selecionou uma ou duas defasagens em todos os casos, como nos resultados anteriores e conforme apresentado nas tabelas 34, 35 e 36 no apêndice. Para a estimação pelo MGM, os testes de endogeneidade também foram repetidos para os índices de incerteza, cujos resultados estão na tabela 37 no apêndice.

Por meio da metodologia deste capítulo, o problema de pesquisa foi abordado de maneiras diferentes. Com o VARX, verificou-se o efeito do sentimento e da incerteza defasados. Partindo dos resíduos do VARX, o DCC-GARCH permitiu investigar a dinâmica das volatilidades no período estudado. Além disso, os modelos estimados pelo MGM responderam se existem efeitos contemporâneos entre as variáveis. Por fim, o efeito nas expectativas também pôde ser averiguado.

3 RESULTADOS

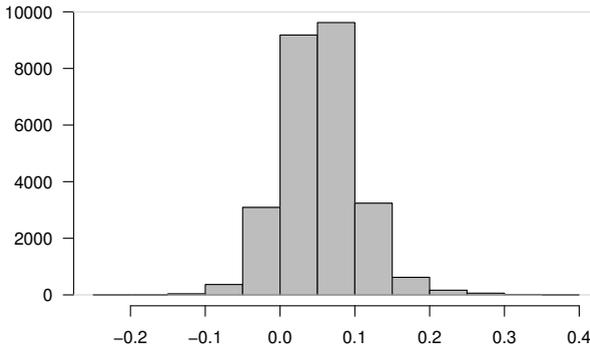
Os resultados obtidos com a metodologia do capítulo anterior são apresentados e discutidos neste capítulo. Primeiro, o índice de sentimento construído é apresentado e analisado na seção 3.1, com uma contextualização do período estudado. Em seguida, a seção 3.2 traz os resultados das estimações com o sentimento adicionado à análise dos determinantes dos fluxos de capitais e com a incerteza como alternativa ao sentimento, além dos resultados para as expectativas da taxa de câmbio.

3.1 Índice de sentimento

Inicialmente, olhando para a composição do dicionário utilizado na análise de sentimento das notícias, podemos verificar que o resultado encontrado por Baumeister *et al.* (2001) na literatura de Psicologia, em que as emoções negativas são mais representadas nas linguagens do que as positivas, é confirmado. Na versão do dicionário *Harvard IV-4* utilizada neste trabalho, a categoria *Negativ*, para palavras negativas, é composta por 2.005 palavras, enquanto que a categoria positiva, *Positiv*, contém 1.637 palavras. Sendo assim, o dicionário tem 22,5% mais palavras negativas do que positivas.

Para o sentimento calculado, por outro lado, essa predominância do negativo não se mantém. Embora, teoricamente, o sentimento possa variar entre -1 e 1, os textos costumam ter uma proporção mais equilibrada entre palavras positivas e negativas. Nas 26.406 notícias analisadas o sentimento variou entre -0,2273 e

Figura 3 – Distribuição de frequência das notícias analisadas, de janeiro de 1999 a maio de 2018



0,3516. Apesar de existirem mais palavras negativas no dicionário, de uma maneira geral existem mais palavras positivas do que negativas nas notícias: apenas 11,8% das notícias tiveram índices negativos. Como é possível ver no histograma na figura 3 e nas estatísticas descritivas na tabela 8, a distribuição de frequências do sentimento das notícias é assimétrica à direita. Além disso, grande parte está concentrada entre 0,0 e 0,1: são 18.801 notícias, ou 73,24% do total. Exemplos de títulos de notícias analisadas, com suas respectivas pontuações, podem ser encontrados no apêndice A. O índice mensal, obtido pela média dos índices das notícias do mês, expresso em sua forma percentual, tem média de 5,4847, variando entre 11,1353 e 1,8430. A figura 4 mostra a evolução do índice ao longo do tempo.

O período estudado começa no início do segundo governo Fernando Henrique Cardoso, com a adoção do regime de câmbio flutuante pelo Brasil e a subsequente desvalorização do real. Os primeiros dois anos são de um crescimento acentuado no índice

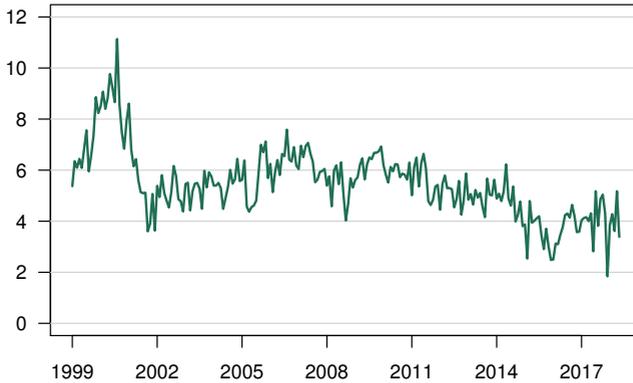
de sentimento, que atingiu seu ponto mais alto em agosto de 2000, momento em que o PIB e o risco-país estavam em seus melhores níveis, quando consideramos os anos entre 1999 e 2004. No ano de 2001, contudo, o índice teve um declínio acentuado. Contribuíram para isto a crise energética (crise do apagão), que levou a um racionamento de energia na maior parte do país, a crise na Argentina, os atentados de 11 de setembro nos Estados Unidos, o acordo brasileiro com o FMI e uma recessão econômica que durou do segundo ao quarto trimestre do ano. No ano seguinte, o índice iniciou uma nova trajetória de aumento, mesmo com a turbulência no mercado gerada pelo medo da eleição de Luís Inácio Lula da Silva em 2002.

Tabela 8 – Estatísticas descritivas das notícias analisadas, de janeiro de 1999 a maio de 2018

Máximo	Mínimo	Média	Mediana
0,3516	-0,2273	0,0543	0,0524
Desvio-padrão	Variância	Assimetria	Curtose
0,0505	0,0026	0,4606	4,7746

O sentimento melhorou até 2007, com o mês de agosto de 2006 sendo o ponto mais alto de toda a série desde 2001. O escândalo do Mensalão, a pior crise política dos governos Lula, iniciada em maio de 2005 e marcada pelo vale mais largo no gráfico, não reverteu essa tendência. Isto aconteceu, no entanto, com a crise internacional de 2008. A recuperação do sentimento após o auge da crise, por sua vez, foi interrompida no ano eleitoral de 2010, quando Dilma Rousseff foi eleita para a Presidência da

Figura 4 – Índice de sentimento, de janeiro de 1999 a maio de 2018



Fonte: Elaboração própria (2019).

República. Desde então, o índice caiu consideravelmente, passando a oscilar no menor nível de toda a série a partir da reeleição da presidente em 2014: maio desse ano foi o último ponto acima da média de todo o período estudado. O segundo trimestre de 2014 também marcou o início da recessão mais longa datada pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) até o momento. Desde 1980, as mais longas recessões foram as de 1989-1992 e 2014-2016, que duraram onze trimestres cada uma. A recessão que terminou no último trimestre de 2016 foi a que teve a maior perda acumulada nesses 38 anos: 8,5% do PIB.

Foram marcantes, nestes últimos anos, as inúmeras denúncias de corrupção, os protestos populares, principalmente os de junho de 2013, a deflagração da Operação Lava Jato pela Polícia Federal a partir de 2014, o processo de *impeachment* iniciado

em 2015 e que levou Michel Temer a assumir a Presidência da República em 2016, as delações de Joesley Batista em maio de 2017, e a greve dos caminhoneiros, no último ponto da série, em maio de 2018. Em dezembro de 2017, o ponto mais baixo da série, aconteceu o julgamento pela justiça estadunidense do caso de corrupção da Federação Internacional de Futebol (FIFA), que terminou com a condenação de José Maria Marin, ex-presidente da Confederação Brasileira de Futebol (CBF). Apesar de não ter repercutido tanto na imprensa nacional, o caso teve extensa cobertura pelo WSJ, representando mais da metade das notícias com sentimento negativo no mês. Embora envolva uma entidade esportiva, as notícias sobre o escândalo não foram arquivadas em categorias específicas para esportes e, portanto, não foram excluídas na filtragem por categorias.

A função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP) do índice de sentimento estão na figura 5. Pela FAC, que apresenta a dependência linear da série em relação aos seus valores passados, é possível notar que o sentimento é bastante autocorrelacionado. A FACP, uma função da FAC dada pela contribuição marginal de cada defasagem para o valor contemporâneo da série, indica que o sentimento pode ser caracterizado como um processo auto-regressivo (AR) de terceira ordem, o que é confirmado pelo critério SC, cujos resultados da tabela 9 indicam uma defasagem ótima de três períodos.

Como, após a estimação de um AR(3) para o sentimento, a hipótese de heteroscedasticidade nos resíduos não foi descartada, um modelo GARCH(1,1) foi adicionado à estimação. Os resultados estão na tabela 10. Tanto na média quanto na variância condicionais, o sentimento é persistente, o que significa que ele é

Figura 5 – Autocorrelação e Autocorrelação parcial do índice de sentimento

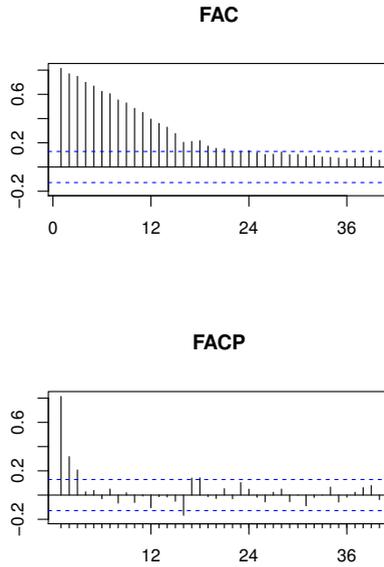


Tabela 9 – Resultado do critério de Schwarz para a seleção de defasagem ótima para um processo autorregressivo do sentimento

1	2	3	4	5
557,5246	539,4263	533,3150	538,5732	543,4134
6	7	8	9	10
548,8644	553,6151	557,3706	562,8124	567,5037

Tabela 10 – Resultado da estimação do modelo AR(3)-GARCH(1,1) para o índice de sentimento, de janeiro de 1999 a maio de 2018

μ		γ_1		γ_2		γ_3	
5,6447	***	0,5202	***	0,1703	**	0,2248	***
(0,4136)		(0,0716)		(0,0749)		(0,0613)	
ω		α		β			
0,0439	**	0,0923	***	0,8263	***		
(0,0206)		(0,0307)		(0,0391)			

Notas: modelo estimado:

$$\text{SENT}_t = \mu + \gamma_1 \text{SENT}_{t-1} + \gamma_2 \text{SENT}_{t-2} + \gamma_3 \text{SENT}_{t-3} + \epsilon_t,$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2.$$

Erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Testes de viés de sinal conforme Engle e Ng (1993):

Viés de sinal: 0,9131; Viés de sinal negativo: 0,9348; Viés de sinal positivo: 0,8150; Efeito conjunto: 0,9661 (probabilidades).

relativamente previsível e que meses de notícias boas (ou ruins) e/ou com grandes variações no sentimento serão seguidos por meses com características parecidas. A persistência do GARCH, dada por $\hat{P} = \alpha + \beta$, é de 0,9186. Sendo o GARCH um modelo de decaimento exponencial, é possível calcular o tempo em que metade do choque demora para se esvaír, a meia-vida, como $t_{1/2} = -\ln(2)/\ln \hat{P} = 8,16$ meses. Consequentemente, a vida média, calculada como $t_{1/2}/\ln(2) \approx 1,44 \times t_{1/2}$, é de 11,75, o que significa que, após um choque, a volatilidade do sentimento leva em média aproximadamente um ano para reverter à média. Os testes de viés de sinal do GARCH, conforme Engle e Ng (1993), indicam que não há assimetria na volatilidade do sentimento. Enquanto que na literatura financeira é um resultado comum que a volatilidade de ativos financeiros seja impactada assimetricamente

por notícias boas e ruins, de maneira que as notícias ruins têm um impacto maior do que as boas, isto não parece acontecer com o sentimento.

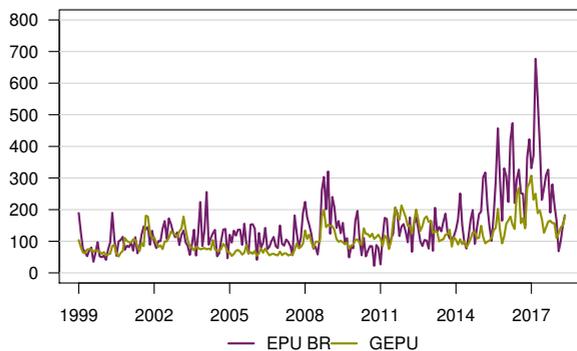
Os índices de incerteza EPUBR e GEPU são apresentados na figura 6. Com uma correlação de 0,6167 entre eles, o índice externo supera o interno apenas em alguns momentos: em 2001, com os atentados de 11 de setembro; em 2003, com início da Segunda Guerra do Golfo; e entre 2011 e 2013, com a crise da Zona do Euro, o abismo fiscal dos Estados Unidos e a transição de poder na China. Isto quer dizer que a incerteza no Brasil é maior do que a média internacional ao longo do tempo. Quando comparado a esses índices, o índice de sentimento proposto tem correlação de -0,5256 com o EPUBR e de -0,5407 com o GEPU, ambas significativas a 1%. O IIE, por sua vez, é apresentado na figura 7. A correlação deste índice com o sentimento é de -0,5238, também significativa a 1%. Como esperado, o índice de sentimento tem correlação negativa com os índices de incerteza.

Tabela 11 – Correlações do índice de sentimento com as outras variáveis da análise, de janeiro de 1999 a maio de 2018

ACÇÕES	CARTEIRA	FIXA	PIB
0,0731	0,2504 ***	0,1021	-0,2830 ***
CÂMBIO	SELIC	EMBI	IBOV
-0,0227	0,2105 ***	0,1113 *	-0,3203 ***
NFSP	GDP	TB3M	VIX
-0,5271 ***	-0,6041 ***	0,6272 ***	0,1482 **

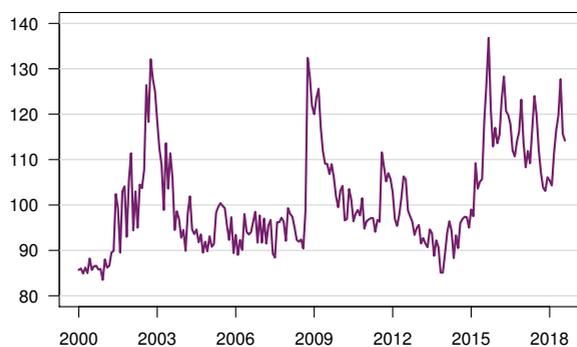
Nota: níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Figura 6 – Índices EPUBR e GEPU, de janeiro de 1999 a maio de 2018



Fonte: *Policy Uncertainty* (2019), disponível em <http://www.policyuncertainty.com>.

Figura 7 – Índice de Incerteza da Economia, de janeiro de 2000 a maio de 2018



Fonte: Instituto Brasileiro de Economia (2019).

Por fim, as correlações do sentimento com as outras variáveis utilizadas na análise, inclusive os fluxos, estão na tabela 11. Como a correlação é calculada com os desvios da média, e variáveis não estacionárias não têm esse momento constante, as correlações foram calculadas com a primeira diferença dessas variáveis. Foram significativas a menos de 10% as correlações com CARTEIRA, PIB, SELIC, EMBI, IBOV, NFSP, GDP, TB3M e VIX. A correlação do sentimento com os fluxos é positiva, como seria de se esperar, mas o sinal da correlação com outras variáveis parece ser contraintuitivo, o que pode ser devido à velocidade de ajustamento das variáveis reais e financeiras. As reais, como as variáveis de atividade econômica, têm ajustamento mais lento e, por isto, podem não reagir como o sentimento. Por outro lado, variáveis financeiras como EMBI, IBOV e VIX, reagem tão rápido que, na frequência mensal, outros efeitos, que não os captados pelo sentimento, podem ter agido, tal que o sinal da correlação não faça mais sentido no agregado do mês.

3.2 Análise dos determinantes dos fluxos de capitais

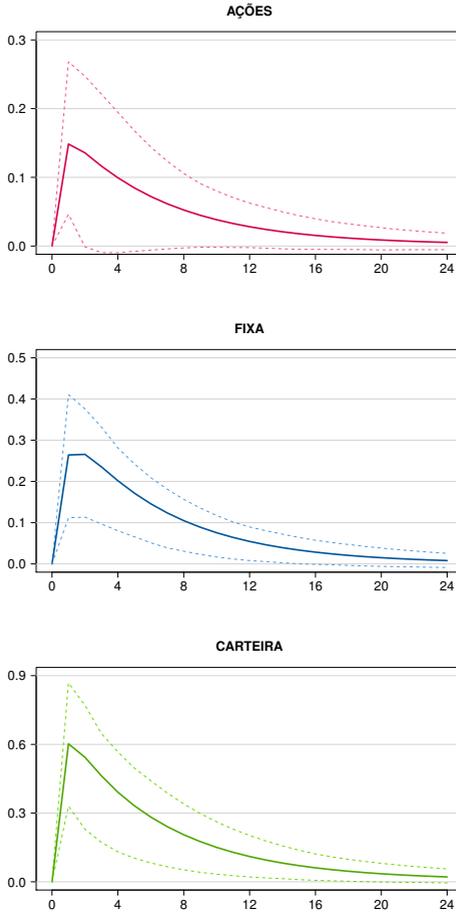
Os modelos apresentados no capítulo de metodologia foram estimados com o índice apresentado na seção anterior. Os resultados das estimações estão nesta seção. Na subseção 3.2.1, estão os resultados da análise *push-pull* com o sentimento como um dos determinantes dos fluxos de capitais. A subseção seguinte, 3.2.2, responde se a incerteza também tem efeito sobre os fluxos. Por fim, os resultados para as expectativas da taxa de câmbio, envolvendo o sentimento e a incerteza, estão na subseção 3.2.3.

3.2.1 O sentimento como determinante

Para responder a pergunta de pesquisa principal, o sentimento foi incluído com as outras variáveis explicativas na análise. A estimação resultante levou a modelos VARX estáveis, cujos resultados para as equações dos fluxos estão apresentados na tabela 12. O sentimento teve uma relação positiva e significativa nos três casos. A resposta dos fluxos a impulso do sentimento, gerada pela matriz de coeficientes da representação em médias móveis do VARX, como na equação (2.2), está representada na figura 8, com o intervalo de confiança de 95% calculado por *bootstrap*. Para os três fluxos, uma melhora no sentimento, representada por um aumento de um ponto percentual no índice, leva a um aumento no fluxo no período seguinte. O efeito se dissipa cerca de dois anos depois.

Além do sentimento, foram significativos a 5% ou menos: as primeiras defasagens de DCÂMBIO, para CARTEIRA; de SELIC, para FIXA e CARTEIRA; e de TB3M para AÇÕES, além do valor contemporâneo de TB3M para AÇÕES e FIXA. Contudo, as taxas de juros apresentaram sinais diferentes daqueles esperados. A taxa de juros interna teve relação negativa com todos os fluxos, enquanto que a taxa de juros externa apresentou coeficiente positivo para o fluxo de ações. Isto pode ter acontecido porque a taxa básica de juros da economia brasileira reage defasadamente à taxa de câmbio, por meio das ações de política monetária do BCB, ao passo que a relação positiva da taxa de juros externa com o fluxo de ações pode ser devido a um rebalanceamento de portfólio, levando a um aumento no investimento em ações com um aumento na taxa de juros externa. Outras variáveis também tiveram uma relação não esperada com os fluxos, mas seus coeficientes não

Figura 8 – Respostas dos fluxos a impulsos no sentimento



Nota: a figura mostra a resposta dos três fluxos, como porcentagem do PIB, em pontos percentuais e ao longo de 24 meses à frente, a um impulso de um ponto percentual no índice de sentimento, com o intervalo de confiança de 95% calculado por *bootstrap* marcado pelas linhas pontilhadas.

Tabela 12 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice de sentimento, de março de 1999 a maio de 2018

	AÇÕES		FIXA		CARTEIRA	
FLUXO _{t-1}	0,0699 (0,1020)		0,1827 (0,1457)		0,0653 (0,0747)	
SENT _{t-1}	0,1543 (0,0617)	**	0,2645 (0,0622)	***	0,6030 (0,1468)	***
DPIB _{t-1}	3,3185 (2,2522)		1,9641 (2,4954)		6,0905 (4,8568)	
DCÂMBIO _{t-1}	-4,8527 (3,4435)		-1,1654 (3,0391)		-14,9421 (6,8292)	**
SELIC _{t-1}	-4,6100 (2,5143)	*	-6,6151 (1,9323)	***	-15,9963 (5,1016)	***
DEMBI _{t-1}	-0,7730 (7,6745)		-10,2310 (8,5682)		-27,2498 (25,7346)	
DIBOV _{t-1}	3,1449 (1,8116)	*	-2,0339 (2,2773)		4,3729 (4,0012)	
DNFSP _{t-1}	0,1265 (0,5269)		0,3259 (0,8178)		-0,1047 (0,9793)	
DGDP _t	39,2597 (23,9904)		-0,1685 (22,0260)		79,3944 (43,5801)	*
DGDP _{t-1}	17,6436 (19,1660)		8,2018 (19,905)		-1,5696 (44,6737)	
DTB3M _t	159,2004 (75,2458)	**	-136,0900 (65,7600)	**	-149,2103 (154,6917)	
DTB3M _{t-1}	-253,3057 (120,1234)	**	9,2187 (62,7950)		-44,9341 (156,1074)	
VIX _t	-0,0423 (0,0397)		-0,0056 (0,0253)		-0,0627 (0,0542)	
VIX _{t-1}	0,0443 (0,0324)		-0,0063 (0,0225)		0,0488 (0,0532)	
R^2	0,2484		0,1756		0,2909	
R^2 ajust.	0,1996		0,1221		0,2449	

Notas: FLUXO é o fluxo (AÇÕES, FIXA, CARTEIRA) para o qual o VARX foi estimado.

Erros-padrão entre parênteses, robustos para heteroscedasticidade para AÇÕES e FIXA, conforme Long e Ervin (2000).

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

foram significativos, além do caso de VIX, a 10%.

Conforme os resultados apresentados na tabela 13, não foi descartada a hipótese de heteroscedasticidade para os fluxos de ações e de renda fixa, o que não aconteceu para o fluxo agregado de investimento em carteira. Tal resultado pode indicar que a volatilidade dos dois primeiros fluxos se anula no agregado. Para cada um dos dois fluxos (AÇÕES e FIXA), foi estimado um GARCH(1,1), como o da equação (2.3), assim como para cada variável em que a hipótese de heteroscedasticidade também não foi rejeitada: SENT, SELIC, DEMBI, DIBOV e DNFSP. Os resultados estão na tabela 14. Em todos os casos, a volatilidade é bastante persistente.

Tabela 13 – Resultado (p-valor) dos testes univariados para a presença de heteroscedasticidade nos resíduos, para cada variável dependente, por tipo de modelo, de março de 1999 a maio de 2018

Variável dependente	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
FLUXO	0,0105	0,0019	0,5041
SENT	0,0190	0,0188	0,0206
DPIB	0,8917	0,7391	0,9016
DCÂMBIO	0,1110	0,1409	0,1413
SELIC	0,0000	0,0000	0,0000
DEMBI	0,0000	0,0000	0,0000
DIBOV	0,0720	0,0585	0,0754
DNFSP	0,0038	0,0026	0,0027

Notas: FLUXO é o fluxo (AÇÕES, FIXA, CARTEIRA) para o qual o VARX foi estimado. Teste ARCH-LM realizado com 16 defasagens.

As volatilidades condicionais estimadas pelo GARCH para

Tabela 14 – Resultados da estimação dos modelos GARCH(1,1) para cada variável, de março de 1999 a maio de 2018

	ω		α		β	
AÇÕES	0,0453 (0,0367)		0,1470 (0,0453)	***	0,8520 (0,0365)	***
SENT	0,0684 (0,0740)		0,0601 (0,0441)		0,8215 (0,1518)	***
SELIC	0,0000 (0,0000)	***	0,5382 (0,0752)	***	0,1535 (0,0276)	***
DEMBI	0,0000 (0,0000)	***	0,6480 (0,1447)	***	0,2746 (0,0457)	***
DIBOV	0,0001 (0,0001)		0,0618 (0,0339)	*	0,9047 (0,0462)	***
DNFSP	0,0004 (0,0005)		0,0539 (0,0198)	***	0,9451 (0,0189)	***
FIXA	0,0461 (0,0503)		0,2092 (0,0399)	***	0,7898 (0,0512)	***
SENT	0,0683 (0,0738)		0,0602 (0,0441)		0,8216 (0,1515)	***
SELIC	0,0000 (0,0000)	***	0,5325 (0,0696)	***	0,1498 (0,0143)	***
DEMBI	0,0000 (0,0000)	***	0,6446 (0,1444)	***	0,2526 (0,0449)	***
DIBOV	0,0001 (0,0001)		0,0647 (0,0349)	*	0,9013 (0,0480)	***
DNFSP	0,0004 (0,0005)		0,0550 (0,0202)	***	0,9438 (0,0193)	***

Notas: para cada uma das variáveis, foi estimado o modelo $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$, em que ϵ_t são os resíduos das equações do VARX correspondente.

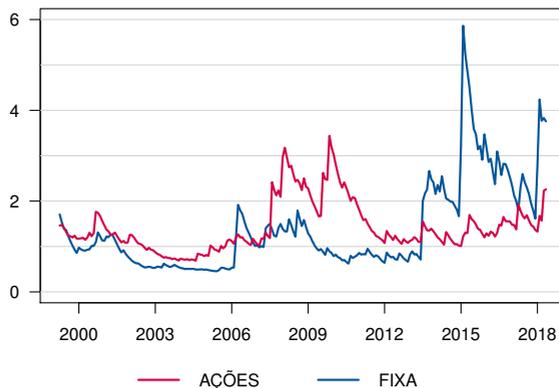
Erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

AÇÕES e FIXA estão apresentadas na figura 9. Na maior parte do período, a volatilidade do fluxo de ações foi maior do que a de títulos de renda fixa. Isto só não aconteceu durante os meses de março a outubro de 2006, em um breve momento durante o ano de 2007 e a partir de julho de 2013. Choques na volatilidade do fluxo de renda fixa podem ser percebidos em março e abril de 2006; em julho de 2013, na sequência das “Jornadas de Junho”; em fevereiro de 2015, às vésperas dos protestos de março convocados pelo movimento “Vem Pra Rua”; em maio de 2017, mês das delações de Joesley Batista; e em fevereiro de 2018. Na volatilidade do fluxo de ações, por sua vez, é possível notar choques em agosto de 2007, mês de início da crise financeira e do início da redução da taxa básica de juros da economia estadunidense pelo *Federal Open Market Committee* (FOMC); em fevereiro de 2008, mês em que o governo dos EUA lançou o pacote de estímulos para tentar evitar uma recessão; e em novembro de 2009, mês do início da crise na Zona do Euro. Tais resultados podem ser um indício de que a volatilidade do fluxo de ações reage mais ao que acontece no mundo, ou aos fatores *push*, concordando com a literatura que conclui que os fatores externos são mais importantes do que os internos na determinação dos fluxos de capitais, principalmente Pagliari e Hannan (2017), que analisam a volatilidade desses fluxos. Por outro lado, a volatilidade do fluxo de renda fixa parece reagir mais ao que acontece no país, ou aos fatores *pull*.

Os resultados do DCC para cada fluxo, estimados com os resíduos do GARCH de cada variável, são apresentados na tabela 15. Os dois modelos são estacionários, uma vez que $\alpha + \beta < 1$, e apenas os componentes autorregressivos, dados por α , são significativos estatisticamente. As correlações condicionais resultantes dos fluxos com as variáveis explicativas estão na figura 10. É

Figura 9 – Volatilidade condicional estimada para os fluxos AÇÕES e FIXA, de janeiro de 1999 a maio de 2018



possível observar que o sentimento não é o mais importante na volatilidade dos fluxos. O Ibovespa, que é uma variável financeira que capta melhor as expectativas do mercado, é o mais importante para o fluxo de ações. Com exceção da variável fiscal, todas as outras têm importância parecida para AÇÕES. Para FIXA, todas têm importância parecida. As correlações condicionais do sentimento com os fluxos, que podem ser vistas com destaque maior na figura 11, têm dinâmica particularmente interessante.

Como é possível notar, a correlação condicional do sentimento com os dois fluxos tem valores parecidos, a não ser em alguns momentos em que a diferença entre elas aumenta mais. Apesar de parecer que em certos períodos elas se movem em sentidos opostos, a correlação entre elas é positiva: 0,4409, significativa a 1%. Em alguns momentos, a correlação condicional do sentimento com o fluxo de ações chega a ser negativa ou próxima de zero. Isto acontece principalmente em momentos de crise internacional: em 2000, com a bolha da Internet e quando o índice de

Figura 10 – Correlações condicionais das variáveis explicativas com os fluxos, de abril de 1999 a maio de 2018

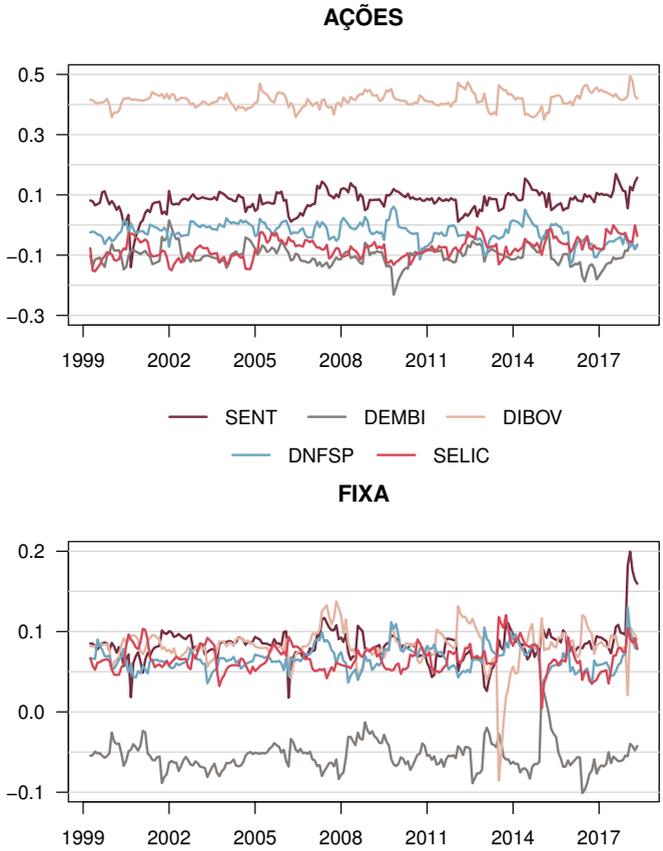


Tabela 15 – Resultados da estimação do DCC para cada fluxo, de março de 1999 a maio de 2018

		AÇÕES		FIXA	
	α	0,7653	***	0,7454	***
		(0,1333)		(0,1802)	
	β	0,0221		0,0100	
		(0,0138)		(0,0110)	
	Rank-based	0,0489		0,1280	
Portmanteau	Multivariado	0,1890		0,4346	
	Multivariado	0,4790		0,6717	
	robusto				

Notas: para cada fluxo foi estimado o modelo

$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\rho_0 + \alpha Q_{t-1} + \beta \varepsilon_t^2$, em que ε_t são os resíduos padronizados dos GARCH(1,1) e $\rho_t = J_t Q_t J_t$ é a matriz de correlações condicionais.

Erros-padrão entre parênteses.

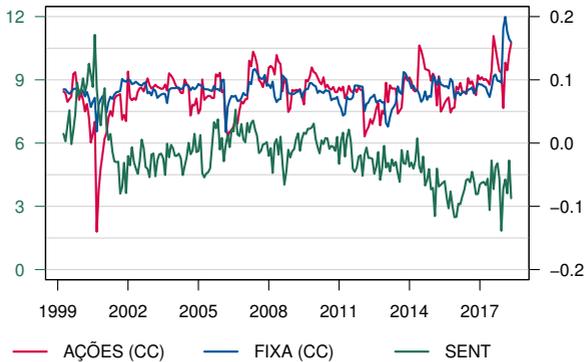
Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Para os testes de diagnóstico, calculados como em Tsay (2013) e com 10 defasagens, os resultados são o p-valor.

sentimento estava em seu ápice; em 2001, com os atentados de 11 de setembro; em 2008, com a crise financeira internacional e em 2012, com a crise da Zona do Euro, o que poderia ser indicativo de que fatores internacionais, e não domésticos, explicam os fluxos. Como o índice foi construído com notícias relacionadas ao Brasil, não captura totalmente os efeitos externos e não acompanha, portanto, o sentimento externo em momentos que este pode ser mais importante do que o interno para explicar os fluxos.

Por outro lado, as correlações condicionais do sentimento com os fluxos também chegam a quase zero em março de 2006, sem um acontecimento internacional destacado: as correlações para os dois fluxos sofreram uma inflexão para baixo, atingindo

Figura 11 – Índice de sentimento e correlações condicionais do sentimento com os fluxos, de abril de 1999 a maio de 2018



Nota: o índice de sentimento está representado no eixo esquerdo do gráfico, enquanto que as correlações condicionais do sentimento com os fluxos estão no eixo direito.

o menor ponto da série para renda fixa, e um dos menores para ações. Semelhante ao que acontece em 2000, as séries dessas correlações atingem alguns de seus vales quando a série do sentimento está em um de seus picos. Esse comportamento das correlações condicionais talvez possa ser explicado por fatores internos. O mês de março de 2006 coincide com a saída de Antônio Palocci do Ministério da Fazenda, o que pode ter levado a uma reação por parte do mercado mais forte do que o efeito no sentimento das notícias desse período.

Como também pode ser visto na figura 11, e uma análise gráfica sugere, as correlações condicionais do sentimento com os fluxos são negativamente correlacionadas com o próprio sentimento: -0,3108 para ações e -0,2695 para renda fixa, significativas

a 1%. Assim, de maneira geral, essas correlações condicionais aumentam quando o sentimento piora, e vice-versa. Ou seja, o sentimento se torna mais importante quando piora e menos importante quando melhora. O impacto de uma mudança para cima no índice, portanto, é menor do que o de uma mudança para baixo, caracterizando uma resposta assimétrica na variância dos fluxos.

Os resultados das equações (2.6), (2.7) e (2.8), estimadas pelo MGM, estão na tabela 16. Foi confirmada a existência de efeitos contemporâneos, não só para o sentimento, mas também para a maior parte das variáveis consideradas endógenas no VARX. Mais uma vez, o sentimento foi positivo e significativo para os três fluxos. Além do sentimento, SELIC, DEMBI, DIBOV e DNFSP foram significativos a 5%, e DCÂMBIO, a 1% para AÇÕES; SELIC a 1% e DPIB, DCÂMBIO e DTB3M a 5% para FIXA e DPIB, DCÂMBIO e SELIC a 1% para CARTEIRA. As taxas de juros, SELIC e DTB3M, novamente não tiveram o sinal esperado, assim como DPIB, que, agora em valores contemporâneos, teve relação negativa com os fluxos, o que talvez possa ser explicado pela velocidade de ajustamento das variáveis reais, como exposto nos resultados da correlação do sentimento com as variáveis. Além dessas variáveis, DEMBI também teve sinal não esperado para AÇÕES.

Comparando os resultados da estimação dos modelos com o PIB e o IBC-Br, é possível notar que o sinal e a significância de coeficientes mudaram em alguns casos, mas o sentimento teve o mesmo comportamento em todas as situações, com uma relação positiva e significativa com todos os fluxos, tanto no VARX quanto nos modelos estimados pelo MGM, como pode ser visto na figura 12 e nas tabelas 38, 39, 42, 43 e 44 no apêndice. Nem PIB,

Tabela 16 – Resultados da estimação pelo MGM, com o índice de sentimento, de março de 1999 a maio de 2018

	AÇÕES		FIXA		CARTEIRA	
SENT _t	0,1506	**	0,3410	***	0,9538	***
	(0,0675)		(0,0820)		(0,2326)	
DPIB _t	-0,9741	*	-4,9023	**	-7,8318	***
	(0,5285)		(2,2220)		(2,4191)	
DCÂMBIO _t	-20,7220	***	-6,4109	**	-55,7680	***
	(7,6629)		(3,0445)		(15,5480)	
SELIC _t	-5,3720	**	-9,4002	***	-22,3390	***
	(2,5465)		(2,3300)		(6,0853)	
DEMBI _t	27,7482	**	1,4070		-72,2910	
	(13,1448)		(6,3967)		(127,9900)	
DIBOV _t	4,7684	**	-0,6795		-26,3750	
	(2,2369)		(1,9725)		(34,6390)	
DNFSP _t	-0,7126	**	0,2186		-0,3824	
	(0,3392)		(0,3619)		(0,7905)	
DGDP _t	14,5206		-11,3070		86,4150	*
	(17,5329)		(14,1140)		(46,3110)	
DTB3M _t	37,0038		-173,1000	**	-211,6900	*
	(52,1212)		(86,9810)		(124,4000)	
VIX _t	0,0117		-0,0131		-0,0481	
	(0,0165)		(0,0161)		(0,0636)	

Notas: erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Resultados (p-valor) do teste J de restrições de sobre-identificação:

AÇÕES: 0,1057; FIXA: 0,0564; CARTEIRA: 0,3632.

nem IBCBR foram significativos no VARX, assim como também já tinha acontecido na estimação para o período completo. Nos modelos estimados pelo MGM, apenas o PIB é significativo para todos os fluxos. No entanto, o coeficiente tem sinal negativo, diferentemente do esperado, como na estimação anterior. O IBC-Br, por outro lado, aparece com relação positiva com AÇÕES, mas significativo apenas a 10%. Quanto às outras variáveis, a única alteração significativa foi o sinal da variável DIBOV, que teve coeficiente negativo e não significativo no caso do modelo com o PIB e coeficiente positivo e significativo para o modelo com o IBC-Br para o fluxo de investimento em carteira. Prosseguindo na análise, segundo os resultados na tabela 40 no apêndice, nesse período só há heteroscedasticidade para FIXA. Os resultados dos modelos GARCH(1,1) univariados estão na tabela 41 no apêndice. Como pode ser visto na figura 13 também no apêndice, as correlações condicionais das variáveis com os fluxos não são dinâmicas, são constantes, e a correlação condicional do sentimento com os fluxos é mais importante do que todas as outras. O comportamento das variáveis é o mesmo tanto com PIB, quanto com IBCBR.

Os resultados para o sentimento foram coerentes com aqueles da literatura revisada, ainda que os contextos dos trabalhos sejam um pouco diferentes. Assim como Lee, Jiang e Indro (2002), Schmeling (2009) e Shen, Yu e Zhao (2017) encontram evidências para a influência do sentimento no mercado acionário, encontramos evidências para a influência do sentimento não só no fluxo de ações, mas também nos fluxos de renda fixa e de investimento em carteira. Além disso, a dinâmica das correlações condicionais do sentimento com os fluxos está em linha com as assimetrias encontradas na literatura. O sentimento tem um impacto maior na variância dos fluxos quando piora do que quando

melhora, assim como os investidores negociam mais agressivamente quando o sentimento está piorando e estão mais propensos a fazer negócios motivados pelo sentimento durante mercados de baixa (Chau, Deesomsak e Koutmos, 2016), e sentimentos pessimistas são mais contagiosos do que sentimentos otimistas (Tsai, 2017). O resultado também está de acordo com Baker, Wurgler e Yuan (2012), que concluem que o sentimento é importante na volatilidade do mercado internacional.

Os resultados também confirmaram a importância das variáveis tradicionalmente utilizadas pela literatura para explicar os fluxos. Como em Franzen *et al.* (2009), foram encontradas evidências para a influência da Selic nos fluxos, tanto para valores defasados quanto contemporâneos. Os resultados significativos do Ibovespa para o fluxo de ações, da taxa de câmbio para ações e carteira, e do risco país para carteira evidenciam a relevância dessas variáveis, de acordo com os resultados de Barbosa e Meurer (2014), Franzen *et al.* (2009) e Koepke (2015). No entanto, os fatores externos, repetidamente destacados como mais importantes do que os internos na literatura internacional, não foram tão importantes no caso em tela. Apenas a taxa de juros externa, contemporânea e defasada, foi significativa em situações diferentes para os três fluxos, assim como encontrado por Koepke (2015).

3.2.2 A incerteza como alternativa

Para investigar se a incerteza, assim como o sentimento, tem efeito sobre o investimento estrangeiro em carteira para o Brasil, em um primeiro momento o VARX apresentado na equação (2.1) foi reestimado com os índices de incerteza substituindo o sentimento. Os índices EPU-BR e IIE, assim como o sentimento,

entraram nas variáveis endógenas. O índice GEPU, por sua vez, entrou nas variáveis exógenas, por ser um índice de incerteza relacionado à economia internacional. Neste caso, a incerteza seria um fator *push*, e não *pull*. Apesar de ser um índice de incerteza internacional e não estar tão relacionado ao sentimento interno, o índice também foi incluído na análise devido aos resultados que destacam a importância dos fatores externos influenciando os fluxos.

Como pode ser visto nas tabelas 17 e 18, a incerteza, representada pelo EPU-BR e pelo GEPU, ao contrário do sentimento, não foi significativa para nenhum dos fluxos. Conforme os resultados na tabela 45 no apêndice, o IIE, por outro lado, foi significativo em níveis diferentes para dois fluxos: a 1% para AÇÕES e a 5% para CARTEIRA. Neste caso, a estimação foi repetida com a inclusão do índice de sentimento; os resultados são apresentados na tabela 19. Controlando para o sentimento, a incerteza perdeu a significância para o fluxo de investimento em carteira. O índice pode ter mantido a sua significância para o fluxo de ações porque seu cálculo também considera, junto com as notícias de incerteza e as expectativas, a volatilidade do mercado acionário.

Os modelos das equações (2.6), (2.7) e (2.8) também foram reestimados. Os testes de endogeneidade foram repetidos para os índices de incerteza, além de novamente para todas as variáveis de fatores *pull* no período de observação do IIE (a partir de janeiro de 2000). Conforme os resultados na tabela 37 no apêndice, nenhum dos índices pode ser considerado endógeno. Para o período que inicia em janeiro de 2000, DCÂMBIO e DIBOV são endógenos para AÇÕES, SELIC para FIXA e DCÂMBIO para CARTEIRA.

Tabela 17 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice EPUBR, de março de 1999 a maio de 2018

	AÇÕES		FIXA		CARTEIRA	
FLUXO _{t-1}	0,0982 (0,1006)		0,2581 (0,1415)	*	0,1905 (0,0709)	***
EPUBR _{t-1}	0,0011 (0,0009)		0,0000 (0,0019)		-0,0002 (0,0021)	
DPIB _{t-1}	3,8228 (2,1883)	*	3,3758 (2,2772)		9,5270 (4,9690)	*
DCÂMBIO _{t-1}	-6,0658 (3,5757)	*	-2,3690 (3,2865)		-14,6800 (7,1790)	**
SELIC _{t-1}	-2,3845 (2,1710)		-1,8831 (1,7935)		-4,4240 (4,5680)	
DEMBI _{t-1}	0,2476 (8,1108)		-6,6518 (9,2142)		-20,6500 (26,6900)	
DIBOV _{t-1}	3,3406 (1,7640)	*	-1,2199 (2,2427)		5,7560 (4,1500)	
DNFSP _{t-1}	0,0128 (0,5310)		0,2007 (0,8497)		-0,2638 (1,0240)	
DGDP _t	43,5540 (24,7480)	*	7,8259 (23,9760)		91,4800 (45,1500)	**
DGDP _{t-1}	21,3230 (19,3780)		17,4260 (21,2690)		5,8510 (4,6450)	
DTB3M _t	165,4000 (75,0670)	**	-116,0000 (66,3820)	*	-91,7000 (160,2000)	
DTB3M _{t-1}	-235,0400 (121,0000)	*	54,3440 (66,2010)		43,6700 (16,0600)	
VIX _t	-0,0305 (0,0411)		0,0166 (0,0288)		-0,0199 (0,0553)	
VIX _{t-1}	0,0495 (0,0351)		0,0063 (0,0250)		0,0807 (0,0548)	
R^2	0,2325		0,1297		0,2355	
R^2 ajust.	0,1828		0,0733		0,1859	

Notas: FLUXO é o fluxo (AÇÕES, FIXA, CARTEIRA) para o qual o VARX foi estimado.

Erros-padrão entre parênteses, robustos para heteroscedasticidade para AÇÕES e FIXA, conforme Long e Ervin (2000).

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Tabela 18 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice GEPU, de março de 1999 a maio de 2018

	ACÇÕES		FIXA		CARTEIRA
FLUXO _{t-1}	0,1049 (0,0988)		0,2563 (0,1420)	*	0,1902 (0,0709)
DPIB _{t-1}	4,0852 (2,1979)	**	3,4268 (2,3621)		9,6960 (5,0030)
DCÂMBIO _{t-1}	-5,4283 (3,6268)		-2,3670 (3,2010)		-14,8400 (7,1020)
SELIC _{t-1}	-2,0132 (2,1638)		-1,7899 (1,7585)		-4,4080 (4,4860)
DEMBI _{t-1}	-0,0420 (8,0670)		-7,1457 (9,1357)		-21,8300 (26,7800)
DIBOV _{t-1}	3,1434 (1,7117)	*	-1,3790 (2,1578)		5,3800 (4,1950)
DNFSP _{t-1}	0,0463 (0,5150)		0,1960 (0,8317)		-0,2948 (1,0190)
GEPU _t	-0,0041 (0,0055)		-0,0025 (0,0068)		-0,0053 (0,0095)
GEPU _{t-1}	0,0052 (0,0053)		0,0018 (0,0074)		0,0040 (0,0095)
DGDP _t	43,2740 (24,9550)	*	8,8758 (23,5330)		93,4500 (45,4100)
DGDP _{t-1}	21,5550 (19,5020)		18,3620 (20,9820)		7,2460 (46,6400)
DTB3M _t	156,9100 (78,5080)	**	-119,2400 (67,9870)	*	-100,2000 (161,7000)
DTB3M _{t-1}	-225,2900 (122,4100)	*	59,9310 (68,2730)		54,9900 (162,1000)
VIX _t	-0,0251 (0,0426)		0,0208 (0,0306)		-0,0116 (0,0573)
VIX _{t-1}	0,0420 (0,0358)		0,0052 (0,0287)		0,0773 (0,0570)
R^2	0,2342		0,1308		0,2366
R^2 ajust.	0,1808		0,0702		0,1834

Notas: FLUXO é o fluxo (ACÇÕES, FIXA, CARTEIRA) para o qual o VARX foi estimado.

Erros-padrão entre parênteses, robustos para heteroscedasticidade para ACÇÕES e FIXA, conforme Long e Ervin (2000).

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Tabela 19 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice IIE e o índice de sentimento, de março de 2000 a maio de 2018

	AÇÕES		FIXA		CARTEIRA
FLUXO _{t-1}	0,0165 (0,0998)		0,1738 (0,1529)		0,0378 (0,0777)
SENT _{t-1}	0,1284 (0,0683)	*	0,2499 (0,0821)	***	0,6598 (0,1650)
IIE _{t-1}	0,0124 (0,0047)	***	0,0049 (0,0080)		0,0104 (0,0104)
DPIB _{t-1}	3,2686 (2,1096)		1,8629 (2,5264)		5,5424 (4,9388)
DCÂMBIO _{t-1}	-5,7469 (3,5970)		-1,3445 (3,2891)		-14,7782 (7,1055)
SELIC _{t-1}	-9,4692 (3,0685)	***	-8,1085 (3,1558)	**	-24,2987 (6,3268)
DEMBI _{t-1}	1,2447 (7,1827)		-8,2138 (8,2924)		-20,3350 (26,6501)
DIBOV _{t-1}	3,3265 (1,8543)	*	-1,9532 (2,3967)		3,9881 (4,2058)
DNFSP _{t-1}	-0,0572 (0,5427)		0,2856 (0,8994)		-0,2904 (1,0244)
DGDP _t	38,1330 (24,2310)		-2,4238 (23,6080)		80,0067 (45,4940)
DGDP _{t-1}	17,4990 (19,5450)		6,7004 (21,2400)		1,9959 (46,5889)
DTB3M _t	145,8200 (79,1710)	*	-145,9300 (65,8590)	**	-179,5722 (162,4089)
DTB3M _{t-1}	-263,8700 (121,7000)	**	13,3190 (63,3310)		-48,2111 (161,5831)
VIX _t	-0,0493 (0,0390)		-0,0102 (0,0241)		-0,0704 (0,0553)
VIX _{t-1}	0,0311 (0,0311)		-0,0107 (0,0249)		0,0413 (0,0555)
R^2	0,2838		0,1809		0,2936
R^2 ajust.	0,2309		0,1204		0,2414

Notas: FLUXO é o fluxo (AÇÕES, FIXA, CARTEIRA) para o qual o VARX foi estimado.

Erros-padrão entre parênteses, robustos para heteroscedasticidade para AÇÕES e FIXA, conforme Long e Ervin (2000).

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Os resultados da estimação dos modelos pelo MGM estão nas tabelas 20 e 21, para EPUBR e GEPU, respectivamente. Na tabela 22 estão os resultados para o IIE quando controlado para o sentimento. Os resultados da estimação realizada para o IIE no lugar do sentimento estão na tabela 46 no apêndice. Mais uma vez, com a incerteza substituindo o sentimento, apenas o IIE foi significativo, para AÇÕES e CARTEIRA. Incluindo o sentimento, o IIE perdeu a significância para CARTEIRA, mas continuou sendo significativo para AÇÕES. Tanto na estimação do VARX, quanto nos modelos estimados pelo MGM, a incerteza apresentou uma relação positiva com os fluxos, diferentemente do esperado.

Ainda que existam resultados que encontrem evidências para a influência da incerteza em outras situações (Baker, Bloom e Davis, 2015), isto não aconteceu para os fluxos de capitais na análise desenvolvida neste trabalho. Embora o IIE seja significativo para o fluxo de ações, mesmo quando controlado para o sentimento, o mesmo índice não é significativo para os outros fluxos, assim como EPUBR e GEPU não foram significativos em nenhuma situação. A significância do IIE talvez possa ser explicada pela própria construção do índice, que inclui a volatilidade do mercado acionário.

Apesar de próximos e relacionados, o sentimento e a incerteza apresentaram resultados diferentes na análise dos determinantes do investimento estrangeiro em carteira no Brasil para o período estudado. Apenas a incerteza interna representada pelo IIE ajuda a explicar os três tipos de fluxos, assim como o sentimento. Como o IIE só fornece informação adicional para o fluxo de ações com a inclusão do sentimento, é possível concluir que, dependendo da definição de incerteza, o sentimento e a incerteza

Tabela 20 – Resultados da estimação pelo MGM, com o índice EPUBR, de março de 1999 a maio de 2018

	ACÇÕES	FIXA	CARTEIRA	
EPUBR _t	0,0010 (0,0012)	-0,0005 (0,0014)	0,0012 (0,0022)	
DPIB _t	-1,3217 (1,3288)	-8,6198 (5,8088)	-16,0170 (6,0452)	***
DCÂMBIO _t	-20,4317 *** (7,6438)	-5,7207 * (3,2125)	-61,6890 *** (16,6910)	***
SELIC _t	-2,5469 (2,3163)	-1,2658 (2,5007)	-3,5683 (8,4474)	
DEMBI _t	29,8829 * (15,9448)	7,0854 (7,4455)	-78,0190 (129,1700)	
DIBOV _t	5,4044 ** (2,1480)	1,6832 (1,9717)	-26,9530 (35,0340)	
DNFSP _t	-0,8027 ** (0,3913)	0,2454 (0,4136)	-0,9891 (0,9747)	
DGDP _t	13,7975 (17,8142)	6,0687 (16,9240)	113,6800 ** (52,0510)	**
DTB3M _t	54,7746 (51,1621)	-91,8210 (89,6420)	-2,9005 (184,6800)	
VIX _t	0,0240 (0,0178)	0,0289 (0,0174)	0,0674 (0,0578)	*

Notas: erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Resultados (p-valor) do teste J de restrições de sobre-identificação:

ACÇÕES: 0,0559; FIXA: 0,4720; CARTEIRA: 0,5419.

Tabela 21 – Resultados da estimação pelo MGM, com o índice GEPU, de março de 1999 a maio de 2018

	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA	
GEPU _t	0,0022 (0,0016)	-0,0023 (0,0023)	-0,0015 (0,0041)	
DPIB _t	-1,1933 (1,3210)	-8,8412 (5,8354)	-16,1190 (5,8389)	***
DCÂMBIO _t	-20,2550 (7,6606)	-5,7957 (3,2433)	-59,9230 (15,9470)	***
SELIC _t	-2,1958 (2,1783)	-1,0891 (2,4628)	-3,0200 (8,2072)	
DEMBI _t	30,6759 (16,6503)	6,4948 (7,3590)	-69,0500 (124,5200)	*
DIBOV _t	5,3847 (2,2101)	1,6790 (1,9823)	-24,0950 (33,7600)	**
DNFSP _t	-0,7847 (0,3783)	0,2396 (0,4136)	-0,9056 (0,9531)	**
DGDP _t	13,3953 (17,7678)	7,1977 (16,7483)	112,8400 (50,5100)	**
DTB3M _t	53,7596 (50,6648)	-86,6792 (90,2077)	-3,4578 (182,7700)	
VIX _t	0,0172 (0,0190)	0,0363 (0,0216)	-0,0794 (0,0635)	*

Notas: erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Resultados (p-valor) do teste J de restrições de sobre-identificação:

AÇÕES: 0,0585; FIXA: 0,4744; CARTEIRA: 0,4918.

Tabela 22 – Resultados da estimação pelo MGM, com o índice de sentimento e o IIE, de março de 2000 a maio de 2018

	AÇÕES		FIXA		CARTEIRA	
SENT _t	0,1117 (0,0796)		0,3864 (0,1251)	***	0,8863 (0,1773)	***
IIE _t	0,0084 (0,0040)	**	-0,0049 (0,0065)		0,0080 (0,0098)	
DPIB _t	-1,1973 (1,2603)		-8,1154 (6,2375)		-16,0440 (5,3173)	***
DCÂMBIO _t	-24,3978 (9,1975)	***	-7,0036 (3,3423)	**	-47,3530 (1,5154)	***
SELIC _t	-8,1735 (2,4281)	***	-7,7979 (2,0699)	***	-26,9970 (5,6799)	***
DEMBI _t	27,0590 (12,1160)	**	3,0775 (6,3933)		-18,4930 (9,1411)	
DIBOV _t	4,5610 (2,3731)	*	-0,2342 (2,0391)		-10,6710 (24,2950)	
DNFSP _t	-0,7335 (0,3591)	**	0,1985 (0,3718)		-0,4353 (0,7714)	
DGDP _t	11,9800 (18,8050)		-12,8370 (15,2480)		73,9100 (37,4930)	**
DTB3M _t	29,0487 (56,1785)		-130,2900 (94,1310)		-232,4300 (124,7900)	*
VIX _t	0,0019 (0,0188)		-0,0077 (0,0181)		-0,0464 (0,0651)	

Notas: erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Resultados (p-valor) do teste J de restrições de sobre-identificação:

AÇÕES: 0,1416; FIXA: 0,0588; CARTEIRA: 0,4032.

podem ser substitutos em determinadas situações e complementares em outras, uma vez que os índices não captam as mesmas informações.

3.2.3 Expectativas da taxa de câmbio

Quanto à análise dos efeitos do sentimento nas expectativas da taxa de câmbio dos respondentes da pesquisa Focus, os resultados dos modelos estimados estão na tabela 23. De acordo com os resultados, o sentimento não é significativo para explicar as expectativas da taxa de câmbio em nenhum dos horizontes de projeção, assim como as transações correntes também não são. Apenas o EMBI e o erro de previsão foram significativos, o que aconteceu para todos os horizontes. A significância dos erros de previsão indica que as expectativas se adaptam, conforme o que foi observado no mês anterior.

Para testar se a incerteza influencia as expectativas da taxa de câmbio, o exercício de estimação anterior foi repetido, com os índices de incerteza substituindo o índice de sentimento no modelo da equação (2.9). Nas tabelas 24, 25 e 26 estão os resultados das estimações para EPUBR, GEPU e IIE, respectivamente. Tais resultados variaram conforme cada índice. A incerteza interna representada pelo EPUBR não foi significativa em nenhum dos modelos. A incerteza global, por outro lado, foi significativa a 5% para o modelo de quatro meses à frente e a 10% para os modelos de três e cinco meses. Por fim, a incerteza interna representada pelo IIE foi significativa a 5% para modelos de cinco a seis meses à frente e a 10% para os modelos de três e oito meses. Tais resultados podem ser um indício de que a incerteza, ao contrário do sentimento, pode ter alguma influência sobre as expectativas

Tabela 23 – Resultados da estimação dos modelos para as expectativas da taxa de câmbio, com o índice de sentimento, de novembro de 2001 a maio de 2018

h	$SENT_{t-1}$	$EMBI_{t-1}$		TC_{t-1}	$ERRO_{h,t-1}$	
1	-0,2103 (0,6896)	5,4018 (1,4532)	***	0,0018 (0,0029)	-0,2893 (0,0420)	***
2	0,0603 (0,6807)	5,0502 (1,4135)	***	0,0040 (0,0028)	-0,2593 (0,0407)	***
3	0,4093 (0,6746)	4,0663 (1,4550)	***	0,0006 (0,0029)	-0,2788 (0,0442)	***
4	0,2742 (0,6414)	4,1330 (1,3820)	***	0,0024 (0,0027)	-0,2574 (0,0394)	***
5	0,1914 (0,6450)	3,1212 (1,4622)	**	0,0011 (0,0027)	-0,2360 (0,0393)	***
6	0,3827 (0,6108)	2,4254 (1,3024)	*	0,0002 (0,0026)	-0,2848 (0,0348)	***
7	0,6993 (0,6615)	3,0432 (1,2820)	**	-0,0015 (0,0026)	-0,2670 (0,0348)	***
8	0,5902 (0,5838)	3,4853 (1,2052)	***	-0,0002 (0,0025)	-0,2691 (0,0341)	***
9	0,4146 (0,6030)	3,2064 (1,2818)	**	-0,0020 (0,0026)	-0,2601 (0,0381)	***
10	0,4474 (0,6035)	3,2685 (1,2495)	***	-0,0017 (0,0026)	-0,2542 (0,0369)	***
11	0,0288 (0,5878)	2,4838 (1,2546)	**	0,0001 (0,0025)	-0,2364 (0,0353)	***
12	0,6830 (0,5768)	3,0421 (1,2133)	**	-0,0012 (0,0025)	-0,2426 (0,0358)	***

Notas: h é o horizonte de projeção das expectativas da taxa de câmbio, em número de meses à frente.

Erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

da taxa de câmbio, de maneira que a incerteza global seja mais importante para horizontes mais curtos e a incerteza interna para horizontes intermediários. No entanto, é possível que esses índices de incerteza estejam captando efeitos que também poderiam estar sendo captados por fundamentos econômicos que não foram incluídos no modelo. Exceto em alguns momentos, nos modelos que não foram significativos com o EPUBR, a incerteza teve a relação esperada com as expectativas, positiva.

A incerteza parece ter algum papel na formação das expectativas da taxa de câmbio, enquanto que o sentimento não influencia essa variável. A significância do risco-país está coerente com a teoria e os resultados empíricos anteriores a respeito, como o resultado de Ferreira (2013) para o efeito da variância do EMBI nos desvios da paridade descoberta das taxas de juros. Por outro lado, no mesmo trabalho o autor encontra evidências para o saldo em transações correntes, o que não aconteceu para o caso estudado nesta dissertação.

Respondendo o problema de pesquisa com os resultados deste capítulo, é possível afirmar que o sentimento das notícias influencia o investimento estrangeiro em carteira no Brasil. Isto acontece tanto pela relação positiva entre as variáveis, levando a um aumento nos fluxos de capitais com uma melhora no sentimento, quanto na volatilidade desses fluxos, para os quais o sentimento se torna mais ou menos importante quando piora ou melhora, respectivamente. Por outro lado, o sentimento não influencia as expectativas da taxa de câmbio, enquanto que existem indícios de que a incerteza pode ter algum efeito sobre essa variável. Além disso, dependendo da definição de incerteza, sentimento e incerteza podem ser substitutos ou complementares em

Tabela 24 – Resultados da estimação dos modelos para as expectativas da taxa de câmbio, com o índice EPUBR, de novembro de 2001 a maio de 2018

h	EPUBR $_{t-1}$	EMBI $_{t-1}$		TC $_{t-1}$	ERRO $_{h,t-1}$	
1	0,0052 (0,0061)	5,3544 (1,4392)	***	0,0019 (0,0029)	-0,2863 (0,0421)	***
2	0,0054 (0,0059)	4,9062 (1,4097)	***	0,0042 (0,0028)	-0,2561 (0,0403)	***
3	0,0064 (0,0058)	3,8762 (1,4535)	***	0,0009 (0,0029)	-0,2697 (0,0436)	***
4	0,0065 (0,0056)	3,8797 (1,3717)	***	0,0026 (0,0027)	-0,2539 (0,0056)	***
5	0,0077 (0,0056)	2,7766 (1,4555)	*	0,0013 (0,0027)	-0,2366 (0,0391)	***
6	-0,0010 (0,0054)	2,3309 (1,2948)	*	0,0002 (0,0026)	-0,2842 (0,0350)	***
7	-0,0022 (0,0055)	2,8942 (1,2782)	**	-0,0014 (0,0026)	-0,2653 (0,0353)	***
8	0,0048 (0,0051)	3,1825 (1,2026)	***	0,0000 (0,0025)	-0,2648 (0,0341)	***
9	0,0023 (0,0053)	3,0304 (1,2806)	**	-0,0018 (0,0026)	-0,2572 (0,0380)	***
10	-0,0025 (0,0053)	3,2220 (1,2481)	***	-0,0017 (0,0026)	-0,2524 (0,0368)	***
11	-0,0009 (0,0052)	2,5013 (1,2498)	**	0,0001 (0,0025)	-0,2366 (0,0353)	***
12	0,0013 (0,0051)	2,8022 (1,2188)	**	-0,0010 (0,0025)	-0,2397 (0,0358)	***

Notas: h é o horizonte de projeção das expectativas da taxa de câmbio, em número de meses à frente.

Erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Tabela 25 – Resultados da estimação dos modelos para as expectativas da taxa de câmbio, com o índice GEPU, de novembro de 2001 a maio de 2018

h	GEPU $_{t-1}$	EMBI $_{t-1}$	TC $_{t-1}$	ERRO $_{h,t-1}$		
1	0,0357 (0,0253)	5,2603 (1,4360)	*** (0,0030)	0,0024 (0,0418)	-0,2868 (0,0418)	***
2	0,0143 (0,0252)	4,9997 (1,4057)	*** (0,0029)	0,0043 (0,0029)	-0,2550 (0,0408)	***
3	0,0475 * (0,0243)	3,6594 (1,4495)	** (0,0029)	0,0016 (0,0029)	-0,2740 (0,0431)	***
4	0,0473 ** (0,0234)	3,6196 (1,3706)	*** (0,0027)	0,0033 (0,0027)	-0,2609 (0,0390)	***
5	0,0429 * (0,0236)	2,6888 (1,4498)	* (0,0027)	0,0019 (0,0027)	-0,2381 (0,0390)	***
6	0,0097 (0,0229)	2,2932 (1,2915)	* (0,0026)	0,0005 (0,0026)	-0,2808 (0,0353)	***
7	0,0102 (0,0229)	2,8430 (1,2785)	** (0,0027)	-0,0011 (0,0027)	-0,2601 (0,0351)	***
8	0,0342 (0,0214)	3,0431 (1,2009)	** (0,0025)	0,0006 (0,0025)	-0,2677 (0,0339)	***
9	0,0294 (0,0221)	2,8667 (1,2784)	** (0,0026)	-0,0013 (0,0026)	-0,2586 (0,0378)	***
10	0,0051 (0,0222)	3,1464 (1,2492)	** (0,0026)	-0,0015 (0,0026)	-0,2496 (0,0367)	***
11	0,0107 (0,0217)	2,4112 (1,2476)	* (0,0025)	0,0003 (0,0025)	-0,2355 (0,0353)	***
12	0,0029 (0,0213)	2,8254 (1,2153)	** (0,0025)	-0,0010 (0,0025)	-0,2395 (0,0358)	***

Notas: h é o horizonte de projeção das expectativas da taxa de câmbio, em número de meses à frente.

Erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Tabela 26 – Resultados da estimação dos modelos para as expectativas da taxa de câmbio, com o índice IIE, de novembro de 2001 a maio de 2018

h	IIE $_{t-1}$	EMBI $_{t-1}$	TC $_{t-1}$	ERRO $_{h,t-1}$	
1	0,0951 (0,0933)	5,0535 (1,4891)	*** 0,0017 (0,0029)	-0,2859 (0,0421)	***
2	0,0747 (0,0920)	4,7405 (1,4495)	*** 0,0040 (0,0028)	-0,2541 (0,0407)	***
3	0,1485 * (0,0896)	3,3877 (1,4903)	** 0,0007 (0,0028)	-0,2669 (0,0435)	***
4	0,0024 (0,0027)	3,4671 (1,4191)	** 0,0024 (0,0027)	-0,2536 (0,0392)	***
5	0,1851 ** (0,0860)	2,1145 (1,4964)	0,0010 (0,0027)	-0,2357 (0,0388)	***
6	0,1912 ** (0,0813)	1,2780 (1,3465)	0,0001 (0,0003)	-0,2865 (0,0343)	***
7	0,0347 (0,0839)	2,7370 (1,3179)	** -0,0013 (0,0026)	-0,2603 (0,0839)	***
8	0,1434 * (0,0782)	2,6119 (1,2468)	** -0,0002 (0,0024)	-0,2648 (0,0338)	***
9	0,0861 (0,0812)	2,7044 (1,3213)	** -0,0019 (0,0026)	-0,2552 (0,0380)	***
10	0,0159 (0,0820)	3,1111 (1,2830)	** -0,0016 (0,0026)	-0,2492 (0,0370)	***
11	0,0666 (0,0796)	2,1937 (1,2842)	* 0,0001 (0,0025)	-0,2332 (0,0354)	***
12	0,1021 (0,0778)	2,3743 (1,2534)	* -0,0011 (0,0025)	-0,2367 (0,0357)	***

Notas: h é o horizonte de projeção das expectativas da taxa de câmbio, em número de meses à frente.

Erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

determinadas situações.

CONCLUSÃO

Como uma maneira de aproximar o sentimento, a análise de sentimento de notícias selecionadas levou a um índice coerente com os acontecimentos nacionais e internacionais do período. Com o índice criado, foram encontradas evidências para a influência do sentimento nos fluxos, em linha tanto com a literatura que busca outros fatores que podem ajudar a explicar os fluxos, quanto com a literatura que encontra evidências para os efeitos do sentimento e de fatores políticos no mercado acionário e nos fluxos.

O sentimento defasado teve relação positiva e significativa com os três fluxos no VARX, tal que um aumento do sentimento leva a um aumento dos fluxos no período seguinte. As correlações condicionais do sentimento com os fluxos têm dinâmica particularmente interessante, apesar de não serem as mais importantes dentre as estimadas pelo DCC. Tais correlações são negativamente correlacionadas com o próprio sentimento, caracterizando uma resposta assimétrica da variância dos fluxos a mudanças no sentimento. Adicionalmente, o sentimento contemporâneo também teve relação positiva e significativa com os três fluxos nos modelos estimados pelo MGM. Apesar das fortes evidências para a influência do sentimento nos fluxos de capitais, o mesmo não pode ser afirmado sobre a influência deste nas expectativas da taxa de câmbio. Enquanto que estas são afetadas pelo risco-país e pelos erros de previsão, o sentimento não foi significativo em nenhum horizonte.

Indo ao encontro da literatura sobre determinantes dos

fluxos de capitais, os resultados também confirmaram a importância das variáveis macroeconômicas, para as quais o sentimento é explicação adicional. Isto significa que a política econômica é importante para os fluxos. Como a variância do fluxo de ações reage de maneira diferente da variância do fluxo de renda fixa, os resultados também indicam para a possibilidade de diversificação de origem de financiamento externo entre os ativos.

A incerteza, por sua vez, apesar de ser um fator importante em outras situações, não é significativa para os fluxos de capitais. Dos três índices testados, apenas o IIE foi significativo para o fluxo de ações quando também controlado para o sentimento, o que talvez possa ser explicado pela construção do índice, que considera a volatilidade do mercado acionário, entre outros fatores. Por outro lado, existem indícios de que a incerteza pode ajudar a explicar a formação das expectativas da taxa de câmbio, com a incerteza global sendo significativa para alguns horizontes mais curtos e a incerteza interna para horizontes intermediários.

Os resultados são importantes porque indicam que os fundamentos econômicos e financeiros não explicam completamente o movimento de capitais no mundo. Ao captar informações que ainda não apareceram nos dados, o sentimento fornece informação adicional, o que é importante para a política monetária, uma vez que ingressos e saídas abruptas de capitais internacionais podem ter efeitos negativos na economia. A importância deste trabalho também pode ser destacada pela sua contribuição à literatura, uma vez que foi utilizada uma metodologia ainda pouco explorada, de uma maneira geral, e talvez inédita no contexto da análise dos determinantes dos fluxos de capitais.

Para as expectativas da taxa de câmbio, a análise não

incluiu considerações a respeito de qual é o melhor modelo para essa variável, o que ainda deve ser objeto de estudos futuros. Como as evidências mostram, o melhor modelo pode até mesmo ser diferente para horizontes de projeção diferentes. Por isso, a possível influência da incerteza nessas expectativas também precisa ser melhor investigada. Além disso, o sinal contraintuitivo do EMBI em valores contemporâneos com o fluxo de ações para o período de 1999 a 2018 e a mudança de comportamento dessa variável na estimação do período de 2003 a 2018 ainda precisam ser estudados.

REFERÊNCIAS

- ABDUL-HAK, G. Risco político e negócios: modelos para avaliação e gerenciamento. In: OLIVEIRA, F. R.; MARQUES, M. d. S. (Org.). *Introdução ao Risco Político*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014. cap. 5, p. 139–180.
- ANGELETOS, G.-M.; LA'O, J. Sentiments. *Econometrica*, v. 81, n. 2, p. 739–779, 2013.
- BAI, Y.; ZHANG, J. Financial integration and international risk sharing. *Journal of International Economics*, v. 86, n. 1, p. 17–32, 2012.
- BAKER, M.; WURGLER, J.; YUAN, Y. Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of financial economics*, v. 104, n. 2, p. 272–287, 2012.
- BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 131, n. 4, p. 1593–1636, 2016.
- BARBOSA, L.; MEURER, R. Investimento estrangeiro em carteira no brasil: Estudo empírico do comportamento do investidor de 1999 a 2012. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, v. 14, n. 2, 2015.
- BAUMEISTER, R. F. et al. Bad is stronger than good. *Review of general psychology*, v. 5, n. 4, p. 323–370, 2001.
- BCB. *Relatório de inflação*. Brasília: [s.n.], v. 20, n. 1, mar. 2018. 83 p.
- BCB. *Relatório de inflação*. Brasília: [s.n.], v. 20, n. 3, set. 2018. 75 p.

- BENHABIB, J.; WANG, P.; WEN, Y. Sentiments and aggregate demand fluctuations. *Econometrica*, v. 83, n. 2, p. 549–585, 2015.
- BOUDOUGH, J. et al. *Which news moves stock prices? a textual analysis*. [S.l.], 2013.
- BROTO, C.; DÍAZ-CASSOU, J.; ERCE, A. Measuring and explaining the volatility of capital flows to emerging countries. *Journal of Banking & Finance*, v. 35, n. 8, p. 1941–1953, 2011.
- CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. Capital inflows and real exchange rate appreciation in latin america: the role of external factors. *Staff Papers*, v. 40, n. 1, p. 108–151, 1993.
- CHAGUE, F. et al. Central bank communication affects the term-structure of interest rates. *Revista Brasileira de Economia*, v. 69, n. 2, p. 147–162, 2015.
- CHAU, F.; DEESOMSAK, R.; KOUTMOS, D. Does investor sentiment really matter? *International Review of Financial Analysis*, v. 48, p. 221–232, 2016.
- DOMS, M. E.; MORIN, N. J. Consumer sentiment, the economy, and the news media. 2004.
- DUCA, M. L. Modelling the time varying determinants of portfolio flows to emerging markets. European Central Bank Working Paper, 2012.
- ENGLE, R. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 20, n. 3, p. 339–350, 2002.
- ENGLE, R. F.; NG, V. K. Measuring and testing the impact of news on volatility. *The journal of finance*, v. 48, n. 5, p. 1749–1778, 1993.
- EVANS, M. D.; HNATKOVSKA, V. V. International capital flows, returns and world financial integration. *Journal of International Economics*, v. 92, n. 1, p. 14–33, 2014.

- FERNANDEZ-ARIAS, E. The new wave of private capital inflows: push or pull? *Journal of development economics*, v. 48, n. 2, p. 389–418, 1996.
- FERREIRA, A. L. Is it risk?: An automated approach to explain the ex ante uip deviations of brazil. *Cuadernos de economía*, v. 46, n. 133, p. 52–66, 2009.
- FEUERRIEGEL, S.; PROELLOCHS, N. *SentimentAnalysis*: Dictionary-based sentiment analysis. 2017. R package version 1.3–0.
- FMI. *Balance of payments and international investment position manual*. 6. ed. Washington, DC: International Monetary Fund, 2009.
- FORBES, K. J.; WARNOCK, F. E. Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. *Journal of International Economics*, v. 88, n. 2, p. 235–251, 2012.
- FRAIBERGER, S. P. News sentiment and cross-country fluctuations. *Available at SSRN 2730429*, 2016.
- FRANZEN, A. et al. Determinantes do fluxo de investimentos de portfólio para o mercado acionário brasileiro. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 39, n. 2, p. 301–328, 2009.
- GARCIA, M.; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 2, p. 253–297, 2003.
- GERLACH, J. R.; YOOK, Y. Political conflict and foreign portfolio investment: Evidence from north korean attacks. *Pacific-Basin Finance Journal*, v. 39, p. 178–196, 2016.
- GRAMINHO, F. M. Sentimento e macroeconomia: uma análise dos índices de confiança no brasil. *Banco Central do Brasil, trabalhos para discussão*, v. 408, 2015.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. [S.l.]: Princeton University Press, 1995.

- HANNAN, S. A. The drivers of capital flows in emerging markets post global financial crisis. *Journal of International Commerce, Economics and Policy*, v. 8, n. 02, p. 1750009, 2017.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, p. 1029–1054, 1982.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, p. 1251–1271, 1978.
- HESTON, S. L.; SINHA, N. R. News vs. sentiment: Predicting stock returns from news stories. *Financial analysts journal*, v. 73, n. 3, p. 67–83, 2017.
- HOHNISCH, M.; WESTERHOFF, F. Business cycle synchronization in a simple keynesian macro-model with socially transmitted economic sentiment and international sentiment spill-over. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 19, n. 3, p. 249–259, 2008.
- HUDSON, Y.; GREEN, C. J. Is investor sentiment contagious? international sentiment and uk equity returns. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, v. 5, p. 46–59, 2015.
- JENSEN, N. M.; SCHMITH, S. Market responses to politics: The rise of lula and the decline of the brazilian stock market. *Comparative Political Studies*, v. 38, n. 10, p. 1245–1270, 2005.
- KOEPKE, R. What drives capital flows to emerging markets? a survey of the empirical literature. *Journal of Economic Surveys*, 2015.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159–178, 1992.
- LEE, W. Y.; JIANG, C. X.; INDRO, D. C. Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment. *Journal of banking & Finance*, v. 26, n. 12, p. 2277–2299, 2002.

- LONCAN, T. R.; CALDEIRA, J. F. Foreign portfolio capital flows and stock returns: a study of brazilian listed firms. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 45, n. 4, p. 859–895, 2015.
- LONG, J. S.; ERVIN, L. H. Using heteroscedasticity consistent standard errors in the linear regression model. *The American Statistician*, v. 54, n. 3, p. 217–224, 2000.
- LOUGHRAN, T.; MCDONALD, B. When is a liability not a liability? textual analysis, dictionaries, and 10-ks. *The Journal of Finance*, v. 66, n. 1, p. 35–65, 2011.
- LOUGHRAN, T.; MCDONALD, B. Textual analysis in accounting and finance: A survey. *Journal of Accounting Research*, v. 54, n. 4, p. 1187–1230, 2016.
- LUCAS, R. E. Why doesn't capital flow from rich to poor countries? *American Economic Review*, v. 80, n. 2, p. 92–96, 1990.
- LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. [S.l.]: Springer, 2005.
- MEESE, R. A.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of international economics*, v. 14, n. 1-2, p. 3–24, 1983.
- MEURER, R. Fluxo de capital estrangeiro e desempenho do ibovespa. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 4, n. 1, 2006.
- MISHKIN, F. S. *The economics of money, banking, and financial markets*. 11. ed. [S.l.]: Pearson, 2016.
- MUKHERJEE, B.; LEBLANG, D. Partisan politics, interest rates and the stock market: Evidence from american and british returns in the twentieth century. *Economics & Politics*, v. 19, n. 2, p. 135–167, 2007.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? *NBER macroeconomics annual*, v. 15, p. 339–390, 2000.

- PAGLIARI, M. S.; HANNAN, S. A. The volatility of capital flows in emerging markets: Measures and determinants. *IMF Working Paper*, v. 17, n. 38, 2017.
- PAPAIOANNOU, E. What drives international financial flows? politics, institutions and other determinants. *Journal of Development economics*, v. 88, n. 2, p. 269–281, 2009.
- PÁSTOR, L.; VERONESI, P. Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, v. 110, n. 3, p. 520–545, 2013.
- SANTA-CLARA, P.; VALKANOV, R. The presidential puzzle: Political cycles and the stock market. *The Journal of Finance*, v. 58, n. 5, p. 1841–1872, 2003.
- SANVICENTE, A. Z. The foreign capital flows and the behavior of stock prices at bm&fbovespa. *BAR-Brazilian Administration Review*, v. 11, n. 1, p. 86–106, 2014.
- SCHMELING, M. Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of empirical finance*, v. 16, n. 3, p. 394–408, 2009.
- SCHNEIDER, F.; FREY, B. S. Economic and political determinants of foreign direct investment. *World development*, v. 13, n. 2, p. 161–175, 1985.
- SHAPIRO, A. H.; SUDHOF, M.; WILSON, D. Measuring news sentiment. In: FEDERAL RESERVE BANK OF SAN FRANCISCO. [S.l.], 2018.
- SHEN, J.; YU, J.; ZHAO, S. Investor sentiment and economic forces. *Journal of Monetary Economics*, v. 86, p. 1–21, 2017.
- SIOKIS, F.; KAPOPOULOS, P. Parties, elections and stock market volatility: evidence from a small open economy. *Economics & Politics*, v. 19, n. 1, p. 123–134, 2007.

- SØRENSEN, B. E. et al. Home bias and international risk sharing: Twin puzzles separated at birth. *Journal of international money and finance*, v. 26, n. 4, p. 587–605, 2007.
- TESAR, L. L.; WERNER, I. M. Home bias and high turnover. *Journal of international Money and Finance*, v. 14, n. 4, p. 467–492, 1995.
- TETLOCK, P. C. Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market. *The Journal of finance*, v. 62, n. 3, p. 1139–1168, 2007.
- TETLOCK, P. C.; SAAR-TSECHANSKY, M.; MACSKASSY, S. More than words: Quantifying language to measure firms' fundamentals. *The Journal of Finance*, v. 63, n. 3, p. 1437–1467, 2008.
- TSAI, I.-C. Diffusion of optimistic and pessimistic investor sentiment: An empirical study of an emerging market. *International Review of Economics & Finance*, v. 47, p. 22–34, 2017.
- TSAY, R. S. *Multivariate time series analysis: with R and financial applications*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2013.
- WU, J.-L. Mean reversion of the current account: evidence from the panel data unit-root test. *Economics Letters*, v. 66, n. 2, p. 215–222, 2000.
- WU, J.-L.; CHEN, S.-L. Mean reversion of interest rates in the eurocurrency market. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 63, n. 4, p. 459–473, 2001.

Apêndices

APÊNDICE A – EXEMPLOS DE NOTÍCIAS

Tabela 27 – Exemplos de notícias

Data	Título	Sentimento
12/01/1999	<i>Political Fears Sink Shares</i>	-0,020000000
30/12/1999	<i>Bovespa Hits Record Close</i>	0,124031008
04/10/2000	<i>Banespa Stocks Boost Shares</i>	0,351648400
13/11/2001	<i>Brazil Takes Steps to Decouple Its Economy From Troubled Argentina</i>	0,052752294
12/07/2002	<i>Brazil's Top Candidates Are Talking Wall Street's Language on Economy</i>	0,122641509
21/10/2002	<i>Brazil Police Thwart Bomb Plot</i>	-0,227272700
17/12/2003	<i>Brazilians Hope Santa Brings Jobs</i>	0,030075188
23/12/2004	<i>Brazil Moves to Woo Infrastructure Investment</i>	0,086021505
19/04/2006	<i>Brazil Hits New Record on Foreign Inflows</i>	0,123626374
07/10/2008	<i>In Brazil, Business as Usual Often Involves Wiretapping</i>	0,000000000
21/06/2013	<i>Brazil's New Middle Class Takes to the Streets</i>	-0,012030075
31/12/2014	<i>Brazilian President Faces Rockier Second Term</i>	-0,042622951
18/04/2016	<i>Brazil Lower House Votes to Impeach President Dilma Rousseff</i>	-0,027343750
19/12/2016	<i>Brazil's Lula da Silva Indicted for Alleged Corruption, Money Laundering</i>	0,006329114
18/05/2017	<i>Brazil Graft Probe Targets President, Markets Drop Amid Impeachment Talk</i>	0,013941698
13/06/2017	<i>Brazil Judge Sentences Ex-Rio Governor to 14 Years in Corruption Case</i>	0,013745704
22/05/2018	<i>Brazil Truck Drivers Strike Over Fuel Prices</i>	-0,034375000

APÊNDICE B – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Tabela 28 – Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, de janeiro de 2003 a maio de 2018

Variável	Variáveis exógenas	Núm. de obs.	Estat. de teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
AÇÕES	constante	185	-7,1407	-3,46	-2,88	-2,57
FIXA	constante	185	-7,4378	-3,46	-2,88	-2,57
CARTEIRA	constante	185	-7,2251	-3,46	-2,88	-2,57
SENT	constante e tendência	185	-4,6510	-3,99	-3,43	-3,13
EMBI	constante e tendência	185	-4,9610	-3,99	-3,43	-3,13
CÂMBIO	constante e tendência	185	-2,2321	-3,99	-3,43	-3,13
DCÂMBIO	constante	184	-8,3073	-3,46	-2,88	-2,57
SELIC	constante e tendência	185	-4,0409	-3,99	-3,43	-3,13
PIB	constante e tendência	185	-0,8884	-3,99	-3,43	-3,13
DPIB	constante	184	-9,3395	-3,46	-2,88	-2,57
NFSP	constante e tendência	185	-1,9459	-3,99	-3,43	-3,13
DNFSP	constante	184	-9,6934	-3,46	-2,88	-2,57
IBOV	constante e tendência	185	-3,2943	-3,99	-3,43	-3,13
DIBOV	constante	184	-8,8862	-3,46	-2,88	-2,57
TB3M	constante e tendência	185	-1,0447	-3,99	-3,43	-3,13
DTB3M	constante	184	-6,6260	-3,46	-2,88	-2,57
GDP	constante e tendência	185	-1,4558	-3,99	-3,43	-3,13
DGDP	constante	184	-11,2355	-3,46	-2,88	-2,57
VIX	constante	185	-3,9357	-3,46	-2,88	-2,57
IBCBR	constante e tendência	185	-0,1484	-3,99	-3,43	-3,13
DIBCBR	constante	184	-6,5422	-3,46	-2,88	-2,57

Tabela 29 – Resultados do teste de raiz unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, de janeiro de 2003 a maio de 2018

Variável	Variáveis exógenas	Núm. de obs.	Estat. de teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
AÇÕES	constante	185	0,1469	0,739	0,463	0,347
FIXA	constante	185	0,3336	0,739	0,463	0,347
CARTEIRA	constante	185	0,2680	0,739	0,463	0,347
SENT	constante e tendência	185	0,4926	0,216	0,146	0,119
EMBI	constante e tendência	185	0,5668	0,216	0,146	0,119
CÂMBIO	constante e tendência	185	0,8233	0,216	0,146	0,119
DCÂMBIO	constante	184	0,5133	0,739	0,463	0,347
SELIC	constante e tendência	185	0,5411	0,216	0,146	0,119
PIB	constante e tendência	185	0,8987	0,216	0,146	0,119
DPIB	constante	184	0,7982	0,739	0,463	0,347
NFSP	constante e tendência	185	0,6189	0,216	0,146	0,119
DNFSP	constante	184	0,1702	0,739	0,463	0,347
IBOV	constante e tendência	185	0,6739	0,216	0,146	0,119
DIBOV	constante	184	0,3404	0,739	0,463	0,347
TB3M	constante e tendência	185	0,3466	0,216	0,146	0,119
DTB3M	constante	184	0,2676	0,739	0,463	0,347
GDP	constante e tendência	185	0,4308	0,216	0,146	0,119
DGDP	constante	184	0,2076	0,739	0,463	0,347
VIX	constante	185	0,4738	0,739	0,463	0,347
IBCBR	constante e tendência	185	0,8264	0,216	0,146	0,119
DIBCBR	constante	184	0,7469	0,739	0,463	0,347

Tabela 30 – Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, de janeiro de 2000 a maio de 2018

Variável	Variáveis exógenas	Núm. de obs.	Estat. de teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
AÇÕES	constante	221	-7,5294	-3,46	-2,88	-2,57
FIXA	constante	221	-7,9801	-3,46	-2,88	-2,57
CARTEIRA	constante	221	-7,8504	-3,46	-2,88	-2,57
SENT	constante	221	-3,7873	-3,46	-2,88	-2,57
IIE	constante	221	-3,3945	-3,46	-2,88	-2,57
EMBI	constante e tendência	221	-2,2855	-3,99	-3,43	-3,13
DEMBI	constante	220	-8,9837	-3,46	-2,88	-2,57
CÂMBIO	constante e tendência	221	-1,5794	-3,99	-3,43	-3,13
DCÂMBIO	constante	220	-8,6511	-3,46	-2,88	-2,57
SELIC	constante e tendência	221	-3,7321	-3,99	-3,43	-3,13
PIB	constante e tendência	221	-0,5543	-3,99	-3,43	-3,13
DPIB	constante	220	-10,5747	-3,46	-2,88	-2,57
NFSP	constante	221	-0,4337	-3,46	-2,88	-2,57
DNFSP	constante	220	-10,8816	-3,46	-2,88	-2,57
IBOV	constante e tendência	221	-1,7515	-3,99	-3,43	-3,13
DIBOV	constante	220	-10,3177	-3,46	-2,88	-2,57
TB3M	constante e tendência	221	-1,5743	-3,99	-3,43	-3,13
DTB3M	constante	220	-6,9189	-3,46	-2,88	-2,57
GDP	constante e tendência	221	-1,4674	-3,99	-3,43	-3,13
DGDP	constante	220	-12,3973	-3,46	-2,88	-2,57
VIX	constante	221	-4,1666	-3,46	-2,88	-2,57

Tabela 31 – Resultados do teste de raiz unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, de janeiro de 2000 a maio de 2018

Variável	Variáveis exógenas	Núm. de obs.	Estat. de teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
AÇÕES	constante	221	0,3241	0,739	0,463	0,347
FIXA	constante	221	0,3575	0,739	0,463	0,347
CARTEIRA	constante	221	0,3009	0,739	0,463	0,347
SENT	constante	221	1,9148	0,739	0,463	0,347
IIE	constante	221	0,7720	0,739	0,463	0,347
EMBI	constante e tendência	221	0,5358	0,216	0,146	0,119
DEMBI	constante	220	0,0393	0,739	0,463	0,347
CÂMBIO	constante e tendência	221	0,7350	0,216	0,146	0,119
DCÂMBIO	constante	220	0,1391	0,739	0,463	0,347
SELIC	constante e tendência	221	0,4030	0,216	0,146	0,119
PIB	constante e tendência	221	0,8418	0,216	0,146	0,119
DPIB	constante	220	0,3142	0,739	0,463	0,347
NFSP	constante	221	2,7117	0,739	0,463	0,347
DNFSP	constante	220	0,2001	0,739	0,463	0,347
IBOV	constante e tendência	221	0,7919	0,216	0,146	0,119
DIBOV	constante	220	0,0926	0,739	0,463	0,347
TB3M	constante e tendência	221	0,2439	0,216	0,146	0,119
DTB3M	constante	220	0,3386	0,739	0,463	0,347
GDP	constante e tendência	221	0,4305	0,216	0,146	0,119
DGDP	constante	220	0,1468	0,739	0,463	0,347
VIX	constante	221	0,6320	0,739	0,463	0,347

Tabela 32 – Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, de novembro e 2002 a maio de 2018

Variável	Variáveis exógenas	Núm. de obs.	Estat. de teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
h = 1	constante	187	-1,1770	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 2	constante	187	-1,1515	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 3	constante	187	-1,1894	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 4	constante	187	-1,2012	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 5	constante	187	-1,2197	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 6	constante	187	-1,2431	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 7	constante	187	-1,2641	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 8	constante	187	-1,3392	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 9	constante	187	-1,4096	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 10	constante	187	-1,3991	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 11	constante	187	-1,3093	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 12	constante	187	-1,4367	-3,4600	-2,8800	-2,5700
EMBI	constante e tendência	187	-5,7415	-3,9900	-3,4300	-3,1300
TC	constante	187	-3,1015	-3,4600	-2,8800	-2,5700
SENT	constante	187	-3,6220	-3,4600	-2,8800	-2,5700
EPUBR	constante	187	-4,8466	-3,4600	-2,8800	-2,5700
GEPU	constante	187	-3,6821	-3,4600	-2,8800	-2,5700
IIE	constante	187	-3,2800	-3,4600	-2,8800	-2,5700
Primeiras diferenças						
h = 1	constante	186	-3,6220	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 2	constante	186	-7,6455	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 3	constante	186	-7,5443	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 4	constante	186	-7,1220	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 5	constante	186	-6,8477	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 6	constante	186	-6,4565	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 7	constante	186	-6,3675	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 8	constante	186	-6,3244	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 9	constante	186	-6,0932	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 10	constante	186	-6,2157	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 11	constante	186	-5,9186	-3,4600	-2,8800	-2,5700
h = 12	constante	186	-5,9757	-3,4600	-2,8800	-2,5700

Nota: $h = i$ representa a série de expectativas da taxa de câmbio $EC\grave{A}MBIO_{t+i}$, em que i é o número de meses à frente.

Tabela 33 – Resultados do teste de raiz unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, de novembro e 2002 a maio de 2018

Variável	Variáveis exógenas	Núm. de obs.	Estat. de teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
h = 1	constante	187	0,9199	0,7390	0,4630	0,3470
h = 2	constante	187	0,9187	0,7390	0,4630	0,3470
h = 3	constante	187	0,9191	0,7390	0,4630	0,3470
h = 4	constante	187	0,9183	0,7390	0,4630	0,3470
h = 5	constante	187	0,9154	0,7390	0,4630	0,3470
h = 6	constante	187	0,9110	0,7390	0,4630	0,3470
h = 7	constante	187	0,9092	0,7390	0,4630	0,3470
h = 8	constante	187	0,9063	0,7390	0,4630	0,3470
h = 9	constante	187	0,9022	0,7390	0,4630	0,3470
h = 10	constante	187	0,9009	0,7390	0,4630	0,3470
h = 11	constante	187	0,9027	0,7390	0,4630	0,3470
h = 12	constante	187	0,9020	0,7390	0,4630	0,3470
EMBI	constante e tendência	187	0,5566	0,2160	0,1460	0,1190
TC	constante	187	1,8599	0,7390	0,4630	0,3470
SENT	constante	187	1,9728	0,7390	0,4630	0,3470
EPUBR	constante	187	1,6643	0,7390	0,4630	0,3470
GEPU	constante	187	1,8742	0,7390	0,4630	0,3470
IIE	constante	187	0,5127	0,7390	0,4630	0,3470
Primeiras diferenças						
h = 1	constante	186	0,2191	0,7390	0,4630	0,3470
h = 2	constante	186	0,2258	0,7390	0,4630	0,3470
h = 3	constante	186	0,2271	0,7390	0,4630	0,3470
h = 4	constante	186	0,2246	0,7390	0,4630	0,3470
h = 5	constante	186	0,2251	0,7390	0,4630	0,3470
h = 6	constante	186	0,2180	0,7390	0,4630	0,3470
h = 7	constante	186	0,2151	0,7390	0,4630	0,3470
h = 8	constante	186	0,2175	0,7390	0,4630	0,3470
h = 9	constante	186	0,2133	0,7390	0,4630	0,3470
h = 10	constante	186	0,2168	0,7390	0,4630	0,3470
h = 11	constante	186	0,2184	0,7390	0,4630	0,3470
h = 12	constante	186	0,2150	0,7390	0,4630	0,3470

Nota: $h = i$ representa a série de expectativas da taxa de câmbio $EC\grave{A}MBIO_{t+i}$, em que i é o número de meses à frente.

APÊNDICE C – OUTROS TESTES

Tabela 34 – Resultados do critério de Schwarz para a seleção de defasagem ótima do VARX, por variável de atividade econômica, de janeiro de 2003 a maio de 2018

<i>l</i>	PIB			IBCBR		
	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
1	-43,4152	-43,2841	-42,0694	-47,0693	-46,5952	-45,5799
2	-43,2355	-43,1123	-41,8514	-46,9207	-46,5092	-45,4559
3	-42,0408	-41,9555	-40,7014	-45,7379	-45,3330	-44,3119
4	-40,5969	-40,4955	-39,3119	-44,2590	-43,8829	-42,9249
5	-39,4933	-39,3618	-38,1244	-43,1689	-42,7352	-41,7488
6	-38,2904	-38,1588	-36,8703	-41,9986	-41,5171	-40,5551
7	-37,1379	-36,9484	-35,5678	-40,7974	-40,3586	-39,3095
8	-36,0444	-35,9036	-34,5974	-39,6324	-39,2522	-38,2537
9	-34,7377	-34,5965	-33,2545	-38,2901	-37,9609	-36,9170
10	-33,5401	-33,4342	-32,0251	-37,2489	-36,8192	-35,8825

Nota: *l* é o número de defasagens.

Tabela 35 – Resultados do critério de Schwarz para a seleção de defasagem ótima do VARX, por índice de incerteza incluído no modelo, de janeiro de 1999 a maio de 2018

l	EPUBR			GEPU		
	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
1	-31,3636	-31,0651	-29,8161	-39,7854	-39,4757	-38,2296
2	-31,2599	-30,9451	-29,6915	-39,9715	-39,6334	-38,3984
3	-30,3228	-30,0040	-28,7766	-39,2938	-38,9406	-37,7358
4	-29,3759	-28,9817	-27,7871	-38,5720	-38,1739	-36,9917
5	-28,3115	-27,8564	-26,7196	-37,7857	-37,3028	-36,1912
6	-27,3495	-26,9518	-25,7594	-37,0300	-36,5770	-35,4383
7	-26,1417	-25,8233	-24,5648	-36,1270	-35,7410	-34,5292
8	-25,0401	-24,7130	-23,4946	-35,3298	-34,8890	-33,7290
9	-23,8767	-23,6066	-22,3307	-34,4302	-34,0406	-32,8274
10	-22,9228	-22,6352	-21,3763	-33,6247	-33,1994	-31,9531

Nota: l é o número de defasagens.

Tabela 36 – Resultados do critério de Schwarz para a seleção de defasagem ótima do VARX, com o IIE e com o IIE e o sentimento, de janeiro de 2000 a maio de 2018

l	IIE			SENT e IIE		
	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
1	-36,2904	-35,9875	-34,7989	-36,0554	-35,6879	-34,4657
2	-36,0913	-35,7908	-34,5701	-36,0317	-35,6433	-34,4255
3	-34,7958	-34,4836	-33,2857	-35,0159	-34,6151	-33,4347
4	-33,3867	-33,0256	-31,8671	-33,9924	-33,5374	-32,3886
5	-31,9989	-31,5763	-30,4812	-32,9193	-32,4260	-31,3358
6	-30,7584	-30,3377	-29,2325	-31,9331	-31,4696	-30,3386
7	-29,4170	-29,0241	-27,9051	-30,7329	-30,3388	-29,1785
8	-28,1821	-27,7171	-26,6681	-29,7617	-29,2904	-28,2400
9	-26,6561	-26,3741	-25,2400	-28,5445	-28,2368	-27,0613
10	-25,5145	-25,0615	-23,9958	-27,5553	-27,0975	-25,9418

Nota: l é o número de defasagens.

Tabela 37 – Resultados (p-valor) dos testes individuais de endogeneidade, por fluxo, variável de atividade econômica e índice de incerteza

01/2003 a 05/2018			
	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
SENT	0,6125	0,6111	0,3748
DPIB	0,5189	0,2934	0,8920
DCÂMBIO	0,1345	0,7796	0,0582
SELIC	0,5788	0,0960	0,1124
EMBI	0,0098	0,9384	0,1906
DNFSP	0,9783	0,5341	0,4370
DIBOV	0,1273	0,4607	0,1167
01/2003 a 05/2018			
	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
SENT	0,7338	0,8330	0,5350
DIBCBR	0,8730	0,5262	0,2219
DCÂMBIO	0,1866	0,4160	0,1694
SELIC	0,3427	0,0764	0,0649
EMBI	0,0063	0,2602	0,0500
DNFSP	0,8469	0,3969	0,6343
DIBOV	0,2521	0,2483	0,2964
01/1999 a 05/2018			
	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
EPUBR	0,6418	0,5607	0,4279
GEPU	0,6040	0,7483	0,5092
01/2000 a 05/2018			
	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA
SENT	0,2718	0,5631	0,4319
IIE	0,2093	0,7687	0,3863
DPIB	0,7117	0,6167	0,9408
DCÂMBIO	0,0466	0,9551	0,0196
SELIC	0,2835	0,0364	0,1212
DEMBI	0,8906	0,7278	0,3033
DNFSP	0,8325	0,7911	0,6077
DIBOV	0,0744	0,2528	0,1922

Notas: teste conforme Hausman (1978). A hipótese nula é a de que o coeficiente dos resíduos da regressão da variável sobre as outras variáveis exógenas não é estatisticamente diferente de zero na regressão dos fluxos sobre todos os determinantes.

APÊNDICE D
– RESULTADOS DA
ESTIMAÇÃO PIB X IBC-BR

Tabela 38 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice de sentimento e o PIB como variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018

	AÇÕES		FIXA		CARTEIRA
FLUXO _{t-1}	-0,0571 (0,0841)		0,0998 (0,1749)		-0,0325 (0,0871)
SENT _{t-1}	0,2683 (0,1044)	**	0,4065 (0,1206)	***	0,8021 (0,2317)
DPIB _{t-1}	2,7877 (2,8223)		-0,3319 (4,2335)		1,9877 (6,2978)
DCÂMBIO _{t-1}	-5,7742 (4,1281)		1,1482 (4,7965)		-13,0099 (8,8584)
SELIC _{t-1}	-5,6572 (5,9737)		-6,0570 (7,0260)		-15,0046 (12,7880)
EMBI _{t-1}	-6,7632 (15,4958)		-6,6033 (16,9184)		-32,1212 (33,2186)
DIBOV _{t-1}	4,4729 (2,3038)	*	-1,6249 (2,7856)		6,7055 (4,7282)
DNFSP _{t-1}	0,1289 (0,5237)		0,4711 (0,9874)		-0,4305 (1,1180)
DGDP _t	61,9390 (25,0592)	**	-3,2738 (28,5736)		108,7427 (53,1906)
DGDP _{t-1}	26,2761 (24,9403)		8,2741 (24,4447)		25,1548 (53,5621)
DTB3M _t	203,5284 (93,0278)	**	-236,2131 (87,7449)	**	-144,0592 (199,1292)
DTB3M _{t-1}	-330,0342 (93,0108)	***	-0,1348 (94,5207)		-208,2977 (200,2554)
VIX _t	-0,0494 (0,0297)	*	-0,0216 (0,0309)		-0,0640 (0,0634)
VIX _{t-1}	0,0473 (0,0304)		-0,0105 (0,0309)		0,0490 (0,0650)
R^2	0,3255		0,2195		0,3113
R^2 ajust.	0,2693		0,1545		0,2539

Notas: FLUXO é o fluxo (AÇÕES, FIXA, CARTEIRA) para o qual o VARX foi estimado.

Erros-padrão entre parênteses, robustos para heteroscedasticidade para FIXA, conforme Long e Ervin (2000).

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Tabela 39 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice de sentimento e o IBC-Br como variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018

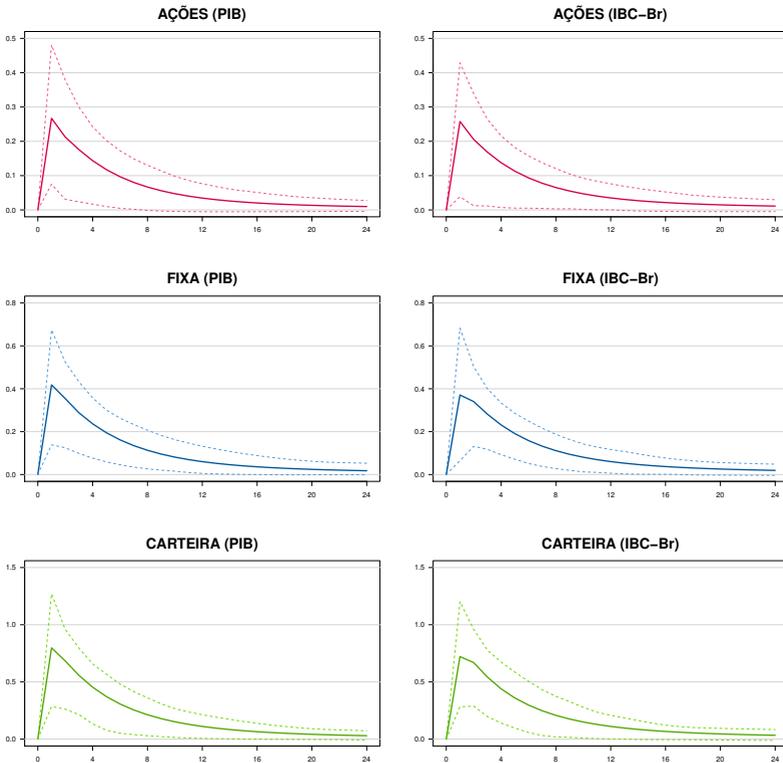
	AÇÕES		FIXA		CARTEIRA	
FLUXO _{t-1}	-0,0726 (0,0842)		0,1072 (0,1457)		-0,0394 (0,0827)	
SENT _{t-1}	0,2593 (0,1078)	**	0,3675 (0,1268)	***	0,7295 (0,2358)	***
DIBCBR _{t-1}	13,8228 (16,9039)		16,7850 (17,1310)		44,0648 (35,7884)	
DCÂMBIO _{t-1}	-5,1719 (4,1355)		1,5472 (4,8582)		-11,7658 (8,8662)	
SELIC _{t-1}	-4,7719 (6,0727)		-4,8826 (7,3692)		-12,1291 (12,9572)	
EMBI _{t-1}	-8,0178 (15,5652)		-7,7671 (17,0490)		-35,6648 (33,1640)	
DIBOV _{t-1}	4,6378 (2,3098)	**	-1,5581 (2,7405)		6,9256 (4,7091)	
DNFSP _{t-1}	0,1457 (0,5247)		0,4945 (0,9713)		-0,3622 (1,1147)	
DGDP _t	60,2584 (25,0386)	**	-3,9089 (29,1270)		106,1375 (52,9636)	**
DGDP _{t-1}	25,3146 (25,0137)		6,1855 (2,4370)		20,4941 (53,4426)	
DTB3M _t	202,1246 (93,0902)	**	-228,1900 (89,6030)	**	-131,2252 (198,1124)	
DTB3M _{t-1}	-343,2379 (94,6433)	***	-15,5550 (96,1490)		-255,6811 (202,6446)	
VIX _t	-0,0501 (0,0297)	*	-0,0205 (0,0330)		-0,0626 (0,0632)	
VIX _{t-1}	0,0473 (0,0304)		-0,0081 (0,0310)		0,0529 (0,0647)	
R^2	0,3243		0,2226		0,3170	
R^2 ajust.	0,2680		0,1578		0,2601	

Notas: FLUXO é o fluxo (AÇÕES, FIXA, CARTEIRA) para o qual o VARX foi estimado.

Erros-padrão entre parênteses, robustos para heteroscedasticidade para FIXA, conforme Long e Ervin (2000).

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Figura 12 – Respostas dos fluxos a impulsos no sentimento, por variável de atividade econômica



Nota: a figura mostra a resposta dos três fluxos, como porcentagem do PIB, em pontos percentuais e ao longo de 24 meses à frente, a um impulso de um ponto percentual no índice de sentimento, com o intervalo de confiança de 95% calculado por *bootstrap* marcado pelas linhas pontilhadas, para cada variável de atividade econômica incluída na estimação do VARX.

Tabela 40 – Resultado (p-valor) dos testes univariados para a presença de heteroscedasticidade nos resíduos para cada variável dependente, por tipo de modelo e variável para atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018

Variável dependente	PIB				IBC-Br			
	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA	FIXA	AÇÕES	FIXA	CARTEIRA	FIXA
FLUXO	0,2666	0,0138	0,3159	0,0122	0,2751	0,0122	0,2368	0,2368
SENT	0,0015	0,0016	0,0015	0,0090	0,0054	0,0090	0,0068	0,0068
DPROD	0,9983	0,9969	0,9987	0,6752	0,5594	0,6752	0,6350	0,6350
DCÂMBIO	0,0394	0,0808	0,0396	0,0774	0,0121	0,0774	0,0236	0,0236
SELIC	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
EMBI	0,0021	0,0058	0,0054	0,0036	0,0020	0,0036	0,0044	0,0044
DIBOV	0,6644	0,6347	0,6730	0,6250	0,6537	0,6250	0,6677	0,6677
DNFSP	0,0178	0,0174	0,0163	0,0167	0,0152	0,0167	0,0157	0,0157

Notas: FLUXO representa o fluxo (AÇÕES, FIXA, CARTEIRA) para o qual o VARX foi estimado. DPROD representa a variável de atividade econômica utilizada no modelo, DPIB ou DIBCBr. Teste ARCH-LM realizado com 16 defasagens.

Tabela 41 – Resultados da estimação dos modelos GARCH(1,1) para cada variável, por variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018

PIB						
	ω		α		β	
FIXA	0,0688 (0,0945)		0,2365 (0,0578)	***	0,7625 (0,0590)	***
SENT	0,0032 (0,0136)		0,0336 (0,0263)		0,9654 (0,0309)	***
SELIC	0,0000 (0,0000)	***	0,5216 (0,1590)	***	0,2084 (0,0527)	***
EMBI	0,0066 (0,0041)		0,1502 (0,1157)		0,7520 (0,1302)	***
DCÂMBIO	0,0000 (0,0000)		0,0000 (0,0000)		0,9900 (0,0014)	***
DNFSP	0,0006 (0,0013)		0,0601 (0,0302)	**	0,9389 (0,0406)	***
IBC-Br						
	ω		α		β	
FIXA	0,0700 (0,0834)		0,2276 (0,0520)	***	0,7714 (0,0556)	***
SENT	0,0673 (0,0428)		0,1101 (0,0680)		0,7592 (0,1153)	***
SELIC	0,0000 (0,0000)	***	0,4725 (0,1386)	***	0,2063 (0,0550)	***
EMBI	0,0066 (0,0042)		0,1509 (0,1159)		0,7507 (0,1310)	***
DCÂMBIO	0,0000 (0,0000)		0,0000 (0,0000)		0,9900 (0,0014)	***
DNFSP	0,0006 (0,0013)		0,0711 (0,0306)	**	0,9279 (0,0415)	***

Notas: para cada uma das variáveis, foi estimado o modelo $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$, em que ϵ_t são os resíduos das equações do VARX correspondente.

Erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Figura 13 – Correlações condicionais das variáveis explicativas com os fluxos, por variável de atividade econômica, de abril de 2003 a maio de 2018

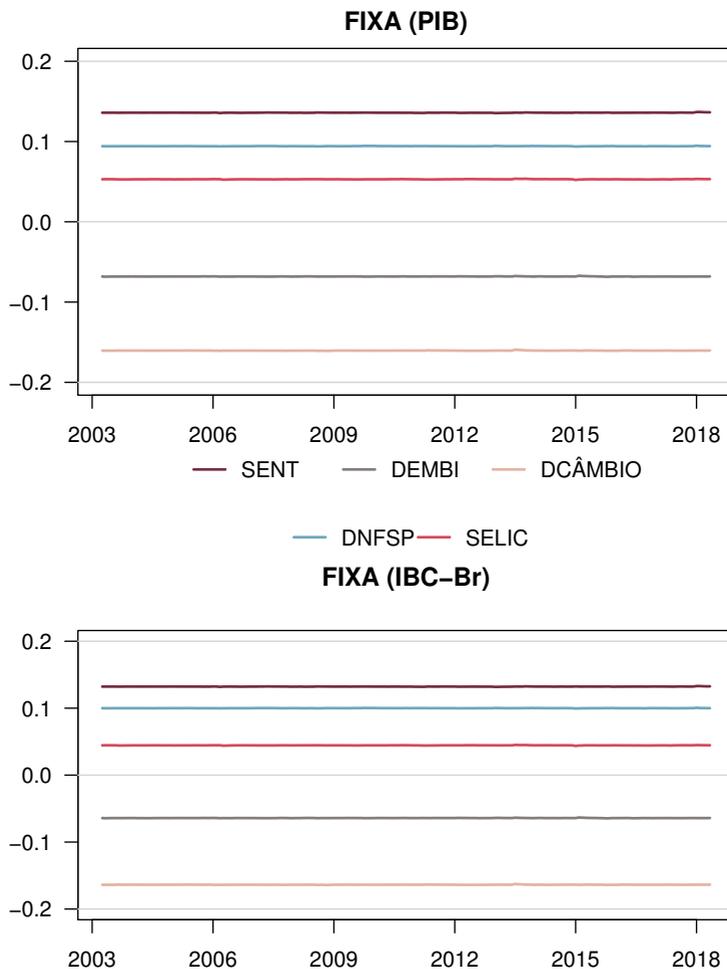


Tabela 42 – Resultados da estimação pelo MGM, para o fluxo AÇÕES e por variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018

	PIB		IBC-Br	
SENT _t	0,2707	***	0,2109	***
	(0,0799)		(0,0810)	
DPROD _t	-3,8872	***	21,9410	**
	(1,3032)		(9,4919)	
DCÂMBIO _t	-8,2746	**	-7,9624	**
	(3,7547)		(3,8163)	
SELIC _t	-3,5962		-2,4953	
	(5,1862)		(5,2147)	
EMBI _t	-21,0440	*	-21,3120	*
	(11,4260)		(11,4410)	
DIBOV _t	8,7178	***	8,8419	***
	(1,8348)		(1,8959)	
DNFSP _t	-0,3700		-0,3584	
	(0,3414)		(0,3321)	
DGDP _t	36,7380		34,6560	
	(23,7350)		(23,1670)	
DTB3M _t	65,7030		53,3020	
	(77,7040)		(79,1720)	
VIX _t	0,0098		0,0167	
	(0,0188)		(0,0185)	

Notas: erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Resultados (p-valor) do teste J de restrições de sobre-identificação: PIB: 0,7757; IBCBR: 0,8861.

Tabela 43 – Resultados da estimação pelo MGM, para o fluxo FIXA e por variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018

	PIB		IBC-Br	
SENT _t	0,4893	***	0,4303	***
	(0,0951)		(0,1013)	
DPROD _t	-16,7700	***	-3,7743	
	(4,8885)		(17,9810)	
DCÂMBIO _t	-4,3427		-5,9776	
	(4,0760)		(4,3680)	
SELIC _t	-4,1677		-4,8694	
	(6,6751)		(6,4873)	
EMBI _t	-21,8280		-21,1550	
	(16,3280)		(15,3740)	
DIBOV _t	-0,0770		0,4571	
	(2,3740)		(2,1007)	
DNFSP _t	0,3540		0,3851	
	(0,4139)		(0,3948)	
DGDP _t	-6,3539		-12,8900	
	(18,7330)		(19,9010)	
DTB3M _t	-278,0800	***	-253,2600	***
	(76,8640)		(78,3290)	
VIX _t	-0,0383	***	-0,0246	*
	(0,0137)		(0,0144)	

Notas: erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Resultados (p-valor) do teste J de restrições de sobre-identificação: PIB: 0,2432; IBCBR: 0,2033.

Tabela 44 – Resultados da estimação pelo MGM, para o fluxo CARTEIRA e por variável de atividade econômica, de março de 2003 a maio de 2018

	PIB		IBC-Br	
SENT _t	0,8535	***	0,8201	***
	(0,2077)		(0,1564)	
DPROD _t	-20,2640	***	-0,1938	
	(5,2725)		(38,4430)	
DCÂMBIO _t	-58,5330	***	-22,6510	***
	(22,7190)		(7,9500)	
SELIC _t	-16,8350		-10,4040	
	(11,8150)		(10,5780)	
EMBI _t	-38,3360		-68,1020	**
	(31,6130)		(27,9320)	
DIBOV _t	-2,5264		8,4747	**
	(7,2393)		(4,2534)	
DNFSP _t	-0,1089		-0,3024	
	(0,8256)		(0,7564)	
DGDP _t	97,5640	**	69,1220	
	(47,1000)		(45,2990)	
DTB3M _t	-317,2400	**	-214,3000	
	(156,6600)		(156,1000)	
VIX _t	-0,0026		0,0074	
	(0,0497)		(0,0405)	

Notas: erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Resultados (p-valor) do teste J de restrições de sobre-identificação: PIB: 0,8913; IBCBR: 0,1604.

APÊNDICE E
– RESULTADOS DA
ESTIMAÇÃO COM A
INCERTEZA

Tabela 45 – Resultados da estimação das equações do VARX para os fluxos, com o índice IIE, de março de 2000 a maio de 2018

	AÇÕES		FIXA		CARTEIRA	
FLUXO _{t-1}	0,0373 (0,0981)		0,2399 (0,1492)		0,1670 (0,0733)	**
IIE _{t-1}	0,0153 (0,0043)	***	0,0102 (0,0072)		0,0232 (0,0102)	**
DPIB _{t-1}	3,6800 (2,1029)	*	3,2341 (2,3253)		9,4394 (5,0166)	*
DCÂMBIO _{t-1}	-6,2989 (3,6959)	*	-2,5217 (3,3557)		-15,2691 (7,3610)	**
SELIC _{t-1}	-7,8338 (2,9118)	***	-4,8716 (3,1516)		-14,5941 (6,0541)	**
DEMBI _{t-1}	1,8371 (7,2515)		-6,4423 (8,5742)		-16,2311 (27,5920)	
DIBOV _{t-1}	3,4344 (1,8285)	*	-1,4948 (2,3355)		4,7760 (4,3529)	
DNFSP _{t-1}	-0,1073 (0,5353)		0,1575 (0,8870)		-0,5121 (1,0598)	
DGDP _t	39,7470 (24,4800)		1,1048 (24,6510)		82,1812 (47,1335)	*
DGDP _{t-1}	19,6760 (19,3240)		11,7810 (21,7910)		0,0968 (48,2687)	
DTB3M _t	143,6600 (78,0750)	*	-149,1200 (66,8730)	**	-168,0856 (168,2473)	
DTB3M _{t-1}	-255,5500 (121,9800)	**	39,0610 (66,1110)		9,3604 (166,7525)	
VIX _t	-0,0423 (0,0401)		0,0034 (0,0270)		-0,0426 (0,0568)	
VIX _{t-1}	0,0322 (0,0323)		-0,0082 (0,0259)		0,0535 (0,0574)	
R^2	0,2720		0,1477		0,2379	
R^2 ajust.	0,2221		0,0892		0,1856	

Notas: FLUXO é o fluxo (AÇÕES, FIXA, CARTEIRA) para o qual o VARX foi estimado.

Erros-padrão entre parênteses, robustos para heteroscedasticidade para AÇÕES e FIXA, conforme Long e Ervin (2000).

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Tabela 46 – Resultados da estimação pelo MGM, com o índice IIE, de março de 2000 a maio de 2018

	AÇÕES		FIXA		CARTEIRA	
IIE _t	0,0114	***	0,0087	***	0,0272	**
	(0,0032)		(0,0056)		(0,0128)	
DPIB _t	-0,8893		-8,5099		-13,7900	
	(1,2276)		(5,6886)		(5,1616)	
DCÂMBIO _t	-25,9800	***	-6,6484		-57,9470	***
	(9,2962)		(3,1785)		(16,7540)	
SELIC _t	-6,7400	***	-4,6112	**	-15,3670	***
	(2,4754)		(2,1528)		(6,0816)	
DEMBI _t	28,3770	**	7,0803		-15,8360	
	(13,4690)		(6,9342)		(98,2990)	
DIBOV _t	4,4773	*	1,3456		-10,8620	
	(2,4048)		(2,0933)		(26,4600)	
DNFSP _t	-0,7581	*	0,1035		-1,0574	
	(0,3993)		(0,4646)		(1,0080)	
DGDP _t	12,2830		-1,3609		84,7870	**
	(18,9070)		(17,0940)		(40,0040)	
DTB3M _t	27,0700		-115,7700	**	-215,2000	*
	(55,8890)		(91,2960)		(141,1300)	
VIX _t	0,0064		0,0067		0,0151	
	(0,0195)		(0,0239)		(0,0726)	

Notas: erros-padrão entre parênteses.

Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Resultados (p-valor) do teste J de restrições de sobre-identificação:

AÇÕES: 0,1001; FIXA: 0,4994; CARTEIRA: 0,2982.