

Universidade Federal da Paraíba  
Centro de Ciências Sociais Aplicadas  
Programa de Pós-Graduação em Administração  
Curso de Doutorado em Administração

DOUGLAS DE MEDEIROS FRANCO

**INCERTEZA, SENTIMENTO E PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS: UMA ANÁLISE  
A PARTIR DE UMA PROPOSTA DE QUANTIFICAÇÃO PARA “*NOISE*”**

**João Pessoa  
2019**

DOUGLAS DE MEDEIROS FRANCO

**INCERTEZA, SENTIMENTO E PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS: UMA ANÁLISE  
A PARTIR DE UMA PROPOSTA DE QUANTIFICAÇÃO PARA “NOISE”**



Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Administração no Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal da Paraíba.

Área de Concentração: Administração e Sociedade  
Linha de Pesquisa: Informação e Mercado

Orientador: Prof. Dr. Márcio André Veras Machado

**João Pessoa  
2019**

**Catálogo na publicação**  
**Seção de Catalogação e Classificação**

F825i Franco, Douglas de Medeiros.

Incerteza, Sentimento e Precificação de Ativos : uma análise a partir de uma proposta de quantificação para "noise" / Douglas de Medeiros Franco. - João Pessoa, 2019.

146 f. : il.

Orientação: Márcio André Veras Machado.  
Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

1. Ambiguidade da Economia. 2. Sentimento do Investidor. 3. Precificação de Ativos. 4. noise. I. Machado, Márcio André Veras. II. Título.

UFPB/CCSA

Proclamados os resultados, o Presidente da Banca Examinadora encerrou os trabalhos e, para constar, eu, Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Francisco José da Costa, confiro e assino a presente ata, em duas vias, juntamente com os membros da Banca Examinadora e o(a) aluno(a).

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Márcio André Veras Machado  
Orientador(a) – PPGA/UFPB

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Sinézio Fernandes Maia  
Membro Interno – PPGA/UFPB

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Cássio da Nóbrega Besarria  
Membro Interno – UFPB

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Alessio Tony Cavalcanti de Almeida  
Membro Externo – PPGE/UFPB

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Marcelo Álvaro da Silva Macedo  
Membro Externo – PPGCC/UFRJ

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Francisco José da Costa  
Coordenador do PPGA/UFPB

---

Douglas de Medeiros Franco  
Doutorando(a)

## RESUMO

A relação entre a ambiguidade do ambiente macroeconômico e o sentimento do investidor ainda não foi suficientemente explorada pela literatura em finanças. Assim, um possível efeito conjunto da ambiguidade e do sentimento sobre os retornos das ações não é conhecido. Há momentos em que há muita imprevisibilidade em relação às perspectivas econômicas, e distinguir fundamento (*news*) de ruído (*noise*) se torna uma tarefa mais difícil para o investidor quando está decidindo sua exposição ao risco. Nesses momentos, o uso de heurísticas e os vieses no processo decisório se intensificam. Diante dessa questão, a tese contribui para uma melhor compreensão da estrutura informacional e decisões dos investidores, desenvolvendo uma medida para “*noise*”. Medida até então inexistente na literatura internacional e nacional, dada a dificuldade para identificá-la e mensurá-la. Assim, foi proposta uma nova abordagem, na qual foram tomadas oito medidas de ambiguidade do ambiente macroeconômico como *proxies* para previsibilidade da economia e estado cognitivo de incerteza dos agentes, ortogonalizadas para uma medida de incerteza fundamental. Então, *noise* foi quantificado a partir de uma combinação linear dos fatores comuns latentes. Foram utilizados dados para o Brasil, em frequência mensal, para o período 2002 – 2017. As evidências indicaram que *NOISE* captura o comportamento especulativo no mercado (*noise trading*) e o comportamento tipo *fly to quality* para ações cujas características salientes foram apontadas pela literatura como mais suscetíveis a sentimento. Demonstrou-se que *NOISE* pode ser usada como uma *proxy* alternativa para sentimento do investidor, porém, mais sensíveis a choques de ordem superior na distribuição da medida *benchmark* para sentimento (IBW), como erros de percepção do risco e medo. Foi verificado que modelos de precificação podem ganhar capacidade explicativa e maior precisão ao incorporar *NOISE* como fator de risco. Os resultados obtidos sugerem novas pesquisas e potencial utilidade para o mercado (ferramenta para decisões de investimento e gestão de risco), *policy makers* (indicador econômico de ruído nas expectativas) e autoridades reguladoras (monitoramento da informatividade dos preços).

**Palavras-chave:** Ambiguidade da Economia; Sentimento do Investidor; *Noise*; Precificação de Ativos.

## ***ABSTRACT***

The relation between the ambiguity of the macroeconomic environment and the investor sentiment has not yet been sufficiently explored by the financial literature. Thus a possible joint effect of ambiguity and sentiment on stock returns is not known. There are times when there is a lot of unpredictability about the economic outlook and distinguishing news from “noise” becomes a more difficult task for the investor when deciding their exposure to risk. At such times, the use of heuristics and biases in decision-making intensify. Faced with this, this thesis contributes to a better understanding of the information structure and the decisions of the investors developing a measure for noise. Measure hitherto lacking in the international and national literature, given the difficulty of identifying and measuring it. Thus, a new approach was proposed, in which eight ambiguous measures of the macroeconomic environment were taken as proxies for the "predictability" of the economy and "cognitive state of uncertainty" of the agents, orthogonalized to a measure of fundamental uncertainty. So, noise was quantified from a linear combination of latent common factors. Data were used for Brazil, in monthly frequency, for the period from 2002 to 2017. The evidence indicated that *NOISE* captures the noise trading behavior and the “fly to quality” behavior for actions whose salient characteristics were pointed out in the literature as more susceptible to sentiment. It has been shown that *NOISE* can be used as an alternative proxy for investor sentiment, but more sensitive to higher-order shocks in the distribution of the benchmark measure for sentiment (IBW), such as risk perception errors and fear. It was verified that pricing models can gain explanatory capacity and accuracy by incorporating *NOISE* as a risk factor. The results suggest new researchs and potential utility for the market (tool for investment decisions and risk management), policy makers (economic indicator of noise in expectations) and regulatory authorities (monitoring of price informativity).

**Keywords:** Economic Uncertainty; Measures of Ambiguity; Investor Sentiment; *Noise*; Asset Pricing.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Incerteza e <i>Animal Spirits</i> .....	Pág. 45
--	------------

## LISTA DE GRÁFICOS

	Pág.
Gráfico 1 – Choques de incerteza e choques de confiança .....	20
Gráfico 2 – <i>Noise</i> vs. sentimento do investidor .....	83
Gráfico 3 – <i>Noise</i> vs. incerteza econômica fundamental .....	84
Gráfico 4 – Sentimento vs. volatilidade realizada dos retornos das ações na B3 ....	84
Gráfico 5 – <i>Noise</i> vs. volatilidade realizada dos retornos das ações na B3 .....	85
Gráfico 6 – Sentimento vs. volatilidade realizada dos retornos das ações na B3 ...	85
Gráfico 7 – Funções de impulso-resposta, <i>NOISE</i> e <i>SENT</i> . .....	93
Gráfico 8 – Funções de impulso-resposta, <i>NOISE</i> , <i>SENT</i> e <i>INC</i> .....	94
Gráfico 9 – Funções de impulso-resposta, <i>NOISE</i> , <i>SENT</i> e <i>VOL</i> .....	95

## LISTA DE TABELAS

	Pág.
Tabela 1 – Lista das variáveis usadas na ACP e construção de <i>NOISE</i> .....	63
Tabela 2 – Estatísticas descritivas, variáveis finais .....	76
Tabela 3 – Matriz de correlações para a ACP, construção de <i>NOISE</i> .....	77
Tabela 4 – Matriz de componentes principais rotacionada .....	77
Tabela 5 – Correlações entre os componentes principais e os <i>benchmarks</i> .....	78
Tabela 6 – Matriz de coeficientes de pontuação de $C_i$ .....	82
Tabela 7 – Correlação linear entre as variáveis .....	87
Tabela 8 – Testes de não causalidade linear e não linear .....	88
Tabela 9 – Regressões em séries temporais, tamanho .....	98
Tabela 10 – Modelo parcimonioso vs. modelo aumentado, tamanho .....	100
Tabela 11 – Regressões em séries temporais, sigma .....	103
Tabela 12 – Modelo parcimonioso vs. modelo aumentado, volatilidade .....	105
Tabela 13 – Regressões em séries temporais, exposição à incerteza fundamental.....	107

## LISTA DE ABREVIATURAS

ACP	Análise de Componentes Principais
B3	Brasil, Bolsa, Balcão
BBD	Medida para incerteza, construída por Baker, Bloom e Davis (2016)
EPU	<i>Economic Policy Uncertainty</i>
IBW	Índice de Sentimento de Baker e Wurgler
IIE-Br	Indicador de Incerteza da Economia Brasileira
INC	Medida de Incerteza fundamental computada para o Brasil. O mesmo que JLN
JLN	Medida para Incerteza, construída por Jurado, Ludvigson e Ng (2015)
KMO	Teste Kaiser-Meyer-Olkin
UNC	Medida para Incerteza fundamental computada para EUA. O mesmo que JLN
VAR	Vetores Auto-Regressivos

## SUMÁRIO

	Pág.
<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	10
1.1 CONTEXTO E PROBLEMA DE PESQUISA .....	10
1.2 OBJETIVOS .....	16
1.2.1 Objetivo Geral .....	16
1.2.2 Objetivos Específicos .....	17
1.3 JUSTIFICATIVA .....	16
<b>2 REVISÃO DA LITERATURA E HIPÓTESES DE PESQUISA</b> .....	18
2.1 AMBIGUIDADE DO AMBIENTE MACROECONÔMICO .....	18
2.1.1 Medidas de Incerteza do Ambiente Macroeconômico .....	22
2.1.2 <i>News</i> , Incerteza e o Retorno das Ações .....	25
2.1.3 Informação ou Ruído? .....	28
2.2 INCERTEZA E SENTIMENTO .....	29
2.2.1 Canais de Irracionalidade e o Sentimento do Investidor .....	30
2.2.2 Quantificação do Sentimento do Investidor .....	34
2.2.3 Sentimento e os Retornos das Ações .....	37
2.3 “ <i>NOISE</i> ”: DEFINIÇÃO, QUANTIFICAÇÃO E CAPACIDADE EXPLICATIVA .....	38
2.3.1 <i>Noise Trading</i> .....	40
2.3.2 Estado Cognitivo de Incerteza e a Quantificação de <i>Noise</i> .....	42
2.3.2.1 Estado Cognitivo de Incerteza dos Agentes Econômicos .....	43
2.3.2.2 Estado das Expectativas Sobre a Economia .....	44
2.3.3 <i>Noise</i> e Interações Dinâmicas Sistêmicas .....	48
2.3.4 <i>Noise</i> e a Capacidade Explicativa Para os Retornos das Ações .....	49
2.4 RESUMO DAS HIPÓTESES DE PESQUISA .....	53
<b>3 METODOLOGIA</b> .....	55
3.1 DADOS E VARIÁVEIS .....	55
3.1.1 Incerteza Econômica Fundamental ( <i>INC</i> ) .....	57
3.1.2 Surpresas das Previsões ( <i>STC</i> , <i>SINF</i> , <i>SJUR</i> ) .....	59
3.1.3 Incerteza da Mídia ( <i>IIE</i> , <i>EPU</i> ) .....	61
3.2 CONSTRUÇÃO DA VARIÁVEL <i>NOISE</i> .....	62
3.3 ESTRUTURA INFORMACIONAL E CONSISTÊNCIA TEÓRICA E EMPÍRICA .....	67
3.3.1 Investigação da Estrutura Informacional de <i>NOISE</i> .....	67
3.3.2 Interações Dinâmicas e Consistência Teórica .....	69
3.3.3 Capacidade Preditiva de <i>NOISE</i> .....	71
<b>4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS</b> .....	76
4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E CORRELAÇÕES .....	76
4.2 ANÁLISE DOS FATORES E CONSTRUÇÃO DE <i>NOISE</i> .....	77
4.3 ESTRUTURA INFORMACIONAL .....	88
4.4 INTERAÇÕES DINÂMICAS E CONSISTÊNCIA TEÓRICA .....	92
4.5 CAPACIDADE EXPLICATIVA DE <i>NOISE</i> .....	96
<b>5 CONCLUSÃO</b> .....	109
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	114
<b>APÊNDICES</b> .....	129

## 1 INTRODUÇÃO

Como introdução à tese, este capítulo é dedicado principalmente à contextualização, definição do problema de pesquisa e objetivos a serem alcançados. A partir de sobreposições nas literaturas sobre incerteza econômica, sentimento do investidor e precificação de ativos (*asset pricing*), são derivados os elementos teóricos e empíricos que justificam, de forma inovadora, uma nova abordagem e novas evidências sobre a estrutura informacional dos investidores no mercado de ações brasileiro.

### 1.1 CONTEXTO E PROBLEMA DE PESQUISA

A presente tese parte do pressuposto de que o preço das ações se desvia do valor fundamental em função das informações imperfeitas, sendo essa a essência do conceito de “*noise*”, definição introduzida por Black (1986). Segundo o autor, considerando que os agentes econômicos detêm informações imperfeitas sobre o valor fundamental das ações, estes utilizam dados históricos de preços e volume do mercado de ações ou utilizam indicadores macroeconômicos observáveis para fundamentar suas decisões. Ainda, postula que o processo gerador do ruído (*noise*) envolve a interação entre ambiguidade do ambiente macroeconômico e a racionalidade no processo decisório dos agentes, e aponta a abordagem de heurísticas e vieses de Kahneman e Tversky (1979) como a teoria adequada para explicar essa interação.

Desenvolvida por Kahneman e Tversky (1972, 1973, 1979, 1982) e Tversky e Kahneman (1974), a abordagem de heurísticas e vieses define as implicações do estado mental de incerteza no desencadeamento de erros de percepção e vieses que interferem nas previsões e julgamentos. Posteriormente, várias evidências experimentais e empíricas deram suporte à ideia de que a suscetibilidade a vieses é sensível ao estado cognitivo de incerteza (HEATH; TVERSKY, 1991; GRIFFIN; TVERSKY, 1992; FOX; TVERSKY, 1995; DANIEL; HIRSHLEIFER; SUBRAHMANYAM, 1998, 2001; GYSLER; KRUSE; SCHUBERT, 2002; ZHANG, 2005; OZOGUZ, 2009; KUMAR, 2009). Assim, a ambiguidade da economia e a formação de expectativas podem ter um significativo impacto na avaliação dos ativos (OZOGUZ, 2009).

Como desenvolvimento posterior, vários modelos de *noise traders* utilizaram a abordagem de heurísticas e vieses e o conjunto de evidências experimentais e empíricas por

ela geradas para microfundamentar o sentimento do investidor (BARBERIS *et al.*, 1998; DANIEL; HIRSHLEIFER; SUBRAHMANYAM, 1998; HONG; STEIN, 1999; YAN, 2010). Baker e Wurgler (2006) se referem a essa abordagem como abordagem *bottom-up*, e a definem como uma das fundamentações teóricas para a quantificação do sentimento do investidor, o que dá estrutura aos desvios dos preços em relação aos fundamentos (BARBERIS; THALER, 2003).

De acordo com a literatura, o sentimento do investidor pressupõe que os erros de percepção dos indivíduos estejam correlacionados, o que pode ser explicado apenas por uma força ampla atuante no mercado de ações, ou na economia como um todo. Nesse sentido, Barber, Odean e Zhu (2009) demonstraram que os vieses psicológicos contribuem para a existência de uma elevada correlação nas transações de mercado, bem como para persistência de *noise tradings*. Sendo assim, o sentimento do mercado é capaz de atingir vários ativos, em um só momento, e na mesma direção (BROWN; CLIFF, 2004). Além disso, as ações de empresas que apresentam maior incerteza, ou seja, as mais difíceis de serem avaliadas, são mais suscetíveis à especulação e a serem objeto de *noise trading* (BAKER; WURGLER, 2006, 2007).

Assim, as falhas de percepção são responsáveis por levar alguns investidores a transacionarem com base em *noise*, como se fosse informação (BLACK, 1986; DE LONG *et al.*, 1990). Os modelos de *noise traders* buscam demonstrar a influência de *noise* no mercado de ações, ou seja, buscam demonstrar o que ocorre nos preços de equilíbrio quando há *noise trading* (GROSSMAN; STIGLITZ, 1980; BLACK, 1986; DE LONG *et al.*, 1990; BROWN, 1999; YAN, 2010; MENDEL; SHLEIFER, 2012; LIANG; YANG CAI, 2017). Contudo, enquanto o sentimento do investidor pode ser mensurado sem grandes dificuldades e a análise empírica correspondente não apresenta grandes limitações (BAKER; WURGLER, 2006, 2007; YANG; YAN, 2011), *noise* é difícil de identificar e de quantificar, sendo até mesmo imputada como não mensurável, de forma que modelos de *noise traders* sofreriam limitações na sua verificação empírica (YANG; LI, 2013; YANG; ZHANG, 2014).

Desde Keynes (1936), a literatura macroeconômica reconhece a importância do papel das expectativas nos mercados. Segundo Keynes (1936), as expectativas são formadas diante da incerteza econômica fundamental e são motivadas por uma disposição otimista. Disposição esta capaz de impelir os agentes à ação ou à negociação, mesmo com a presença de incerteza

elevada, à qual ele se referiu como “*animal spirits*”<sup>1</sup>. Essas ideias sugeriram, pioneiramente, a existência de uma interação entre incerteza econômica e as heurísticas acionadas no processo de decisão dos agentes econômicos.

Recentemente, em estudo sobre ciclo de negócios, Chahrour e Jurado (2018) mostraram evidências empíricas de que as expectativas dos agentes são constituídas da componente *noise* (relacionada a *animal spirits*) e da componente associada aos fundamentos (*news*). Demonstraram que a presença e os efeitos de *noise* nas expectativas são uma função direta da previsibilidade do ambiente econômico – uma questão de estrutura da economia – e da presença de ruído nos sinais (*noise-ridden signals*) – uma questão de estrutura da informação.

Por sua vez, a literatura sobre sentimento documenta a construção de *proxies* para sentimento do investidor comumente com base em dados de mercado (volume e preços) ou com base em *surveys* aplicados aos investidores, ambos microfundamentadas em bases comportamentais (BAKER; WURGLER, 2007). No entanto, a incerteza do ambiente macroeconômico tem sido deixada implícita, ainda que se reconheça seu papel no processo de formação das expectativas dos investidores. Black (1986), em seu modelo de erros de precificação de ativos, já havia postulado que a incerteza da economia tem como papel gerar *noise*, sendo também um dos principais fatores a desencadear heurísticas e vieses no processo de decisão dos investidores. Sendo assim, apreende-se que a incerteza econômica está relacionada a sentimento do investidor.

Nesse contexto, pôde ser identificada uma lacuna na literatura (*gap*): não há registro de pesquisas que tratem diretamente da relação entre incerteza econômica e o sentimento do investidor, assim como de uma medida para sentimento construída a partir de *proxies* para incerteza da economia. A literatura sobre precificação de ativos tem tratado a ambiguidade e o sentimento de forma separada em seus modelos. Quando muito, consideram a incerteza econômica condicionando o sentimento; como medidas separadas (BIRD; YEUNG, 2012; BIRD; CHOI; YEUNG, 2014).

Algumas possíveis explicações podem ser levantadas para a existência do referido *gap* na literatura: em primeiro lugar, observou-se que há reconhecida obscuridade e profundidade teórica na relação entre medidas de incerteza econômica e sentimento (BIRD; YEUNG, 2012;

---

<sup>1</sup>Keynes (1936) usou o termo “*animal spirits*” para explicar decisões de consumo e investimento em condições de incerteza. Esse termo se refere a fatores psicológicos e de confiança, que impulsionam os investidores a tomarem decisões quando se deparam com incerteza no mercado de capitais. Shiller (1981) se refere ao termo *animal spirit* para tratar a “forma peculiar” como as pessoas se comportam diante da incerteza da economia.

BIRD; CHOI; YEUNG, 2014; ILUT; SCHNEIDER, 2014; BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016); em segundo lugar, o fato da literatura sobre medidas de incerteza macroeconômica ser bastante recente (JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015; BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016; SCOTTI, 2016; FERREIRA *et al.*, 2017); e, por fim, considere-se que só muito recentemente surgiram resultados empíricos que verificam os efeitos das expectativas na economia, ortogonal aos fundamentos. Essa literatura ou agenda de pesquisa está pautada na identificação do que é *news* e do que é *noise* nas expectativas dos agentes e a dimensão de seu impacto no ciclo de negócios (BARKSKY; SIMS, 2012; ILUT; SCHNEIDER, 2014; CHAHROUR; LUDVIGSON, 2018).

Embora a incerteza consista em um fenômeno não observável diretamente, foram desenvolvidas medidas, conforme documentado na literatura sobre incerteza macroeconômica e ciclos de negócios. Essas medidas foram obtidas de forma objetiva, via modelos econométricos (JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015) ou a partir de conteúdo expectacional e subjetivo, extraído das previsões e opiniões dos agentes econômicos: (i) surpresas das previsões dos analistas (SCOTTI, 2016) e (ii) frequência de termos relacionados à incerteza econômica e da política econômica em artigos de jornais (BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016). A medida objetiva foi aqui interpretada como uma aproximação para previsões racionais, enquanto as demais foram interpretadas como *proxies* para estado das expectativas e estado mental de incerteza (KEYNES, 1936; KAHNEMAN; TVERSKY, 1973, 1982; JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015; ECKLEY, 2017).

Cada uma dessas medidas de incerteza teve sua capacidade explicativa em relação aos retornos verificada em modelos de precificação de ativos. Assim, foi encontrado que a medida de incerteza objetiva é precificada (BEKAERT; HOEROVA, 2016; BALI; BROWN; TANG, 2017), bem como a medida de incerteza subjetiva (BROGAARD; DETZEL, 2015), resultado consistente com a premissa de que qualquer variável capaz de impactar as empresas diretamente, pelos fluxos de caixa, ou indiretamente, por meio de mudanças no conjunto de oportunidades de investimento, consiste em um fator de risco precificado (MERTON, 1973; CHEN; ROLL; ROSS, 1986).

Então, para o tratamento do referido *gap*, adotou-se a noção teórica de *noise* e a proposta de uma medida para a mesma. Utilizando medidas e metodologias recentemente desenvolvidas na literatura sobre incerteza, foram utilizados dados de previsões dos analistas, coletadas via *survey*, pelo Banco Central do Brasil (BCB), em bases mensais. Porém, visto que as previsões são coletadas apenas para inflação, juro (Selic), câmbio e crescimento da

produção industrial, foram utilizados também dados relacionados à ambiguidade de todo o ambiente macroeconômico, extraídos de notícias da mídia.

Portanto, a presente tese contribui para identificar a estrutura informacional comum entre as medidas de incerteza/ambiguidade econômica e sentimento do investidor. Intuitivamente, no âmbito macroeconômico, leve-se em conta que geralmente um choque no primeiro momento das expectativas (“confiança”) ocorre de forma conjunta a choques no segundo momento (incerteza) (HADDOW *et al.*, 2013). Consistente com essa observação, Baker, Bloom e Davis (2016) mostraram evidências de que incerteza e sentimento contêm informações sobrepostas, onde o sentimento do consumidor captura uma mistura de preocupações de primeiro e segundo momento, conforme foi observado na análise da estrutura dos dados de *survey* coletados pelos autores. No âmbito do mercado de ações, a intuição é que, em momentos de maior imprevisibilidade da economia, os investidores se tornam menos racionais (KAHNEMAN; TVERSKY, 1973; BLACK, 1986).

A maior ambiguidade quanto às perspectivas econômicas implica menor clareza quanto aos efeitos das mudanças da economia nos elementos primitivos do preço das ações, quer sejam, expectativas de crescimento da empresa, taxas de juros livre de risco e prêmio de risco ou aversão ao risco (BANSAL; KHATCHATRIAN; YARON, 2005; BOYD; HU; JAGANNATHAN, 2005; BOLLERSLEV *et al.*, 2009). Os investidores incertos não conseguem definir um conjunto de probabilidades único relacionado aos retornos futuros, sem o qual não haverá uma direção clara de como precificar os ativos (BLACK, 1986). Dessa forma, essas imperfeições informacionais, relacionadas à estrutura da economia e do mercado de ações, contribuem para a formação de expectativas e julgamento falhos.

A presente pesquisa adotou a premissa de que ambiguidade e ineficiências informacionais estão associadas à formação de crenças errôneas sobre o valor das ações e à intensificação da propensão a especular (sentimento). Logo, *noise* e sentimento constituem o processo gerador de *noise trading* e risco de *noise traders*, conforme descrito nos modelos de *noise trading* de Black (1986) e De Long *et al.*, (1990). Com base nessas premissas, a intrincada relação entre incerteza econômica e sentimento do investidor foi analisada a partir da combinação das abordagens *bottom-up* (microfundamentação) e *top-down* (impacto nos preços dos ativos), conforme definido por Baker e Wurgler (2007).

Em essência, a quantificação de *noise* não leva em conta os fatos em si (incerteza econômica fundamental), mas a reação dos agentes (não completamente racionais) aos fatos. Isto é, busca quantificar expectativas não justificadas pelos fundamentos (BARBERIS;

THALER, 2003; CHAHROUR; JURADO, 2018). Como argumento de tese, tem-se que a ambiguidade das perspectivas econômicas, ao afetarem a incerteza interna (KAHNEMAN; TVERSKY, 1982; ECKELEY, 2017), desencadeia erros de percepção das informações, vieses no processo decisório e erros na precificação dos ativos, assim como impacta os gostos dos investidores em relação às características das ações (BLACK, 1986; DE LONG *et al.*, 1990; BAKER; WURGLER, 2007, 2012).

Em suma, este trabalho apresenta uma abordagem inédita na análise da relação entre incerteza econômica e sentimento do investidor. Combina contribuições teóricas seminais (KEYNES, 1936; KAHNEMAN; TVERSKY, 1972, 1982; BLACK, 1986; DE LONG *et al.*, 1990) com desenvolvimentos recentes na literatura sobre incerteza macroeconômica (JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015; SCOTTI, 2016; BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016), formação e importância das expectativas para o ciclo de negócios (BARKSY; SIMS, 2012; CHAHROUR; JURADO, 2018), e estudos em *asset pricing* que enfocam a incerteza econômica (DRECHLER, 2013; BEKAERT; HOEROVA; 2016; BALI; ZHOU, 2016; BALI; BROWN; TANG, 2017) e sentimento (BAKER; WURGLER, 2006, 2007, 2012; BIRD; YEUNG, 2012; SHEN; YU; ZHAO, 2017), para identificar uma relação mais profunda entre essas variáveis e fundamentar a qualificação de “*noise*”. Utilizando o *framework* de testes de causalidade não lineares e não paramétricos, vetores auto-regressivos e modelos de precificação multifatoriais, foi possível demonstrar que *noise* consiste em uma medida para sentimento completa em termos de estrutura informacional.

A medida obtida para *noise* revelou-se positivamente e significativamente correlacionada com o sentimento do investidor,  $corr(NOISE, SENT) = 0,59$ . Adicionalmente, visto que a precificação do sentimento no mercado de ações consiste em um importante teste para as medidas de sentimento (BROWN, 1999), *noise* foi inserido em modelos de precificação, mostrando também aderência aos modelos de *noise trading* e evidências documentadas (DE LONG *et al.*, 1990; HONG; STEIN, 1999; BAKER; WURGLER, 2006, 2007, 2012).

Por fim, consistente com Chahrour e Jurado (2018), esta tese leva em conta a previsibilidade do ambiente macroeconômico e a estrutura da informação como elementos indissociáveis na formação das expectativas<sup>2</sup>. Em outros termos, foi investigado “se” e “como” o sentimento do investidor é impactado pela previsibilidade do ambiente macroeconômico. Portanto, o problema de pesquisa consistiu em: “como a ambiguidade do

---

<sup>2</sup> Seguindo Charour e Ludvigson (2018), a presente tese utiliza os termos “expectativas”, “previsões” e “crenças” de forma intercambiável.

ambiente macroeconômico e o sentimento do investidor interagem para impactar os retornos no mercado de ações de forma conjunta?”.

## 1.2 OBJETIVOS

### 1.2.1 Objetivo Geral

Analisar o impacto conjunto da ambiguidade da macroeconomia e do sentimento do investidor no preço dos ativos, a partir da proposta de uma medida para *noise*.

### 1.2.2 Objetivos Específicos

- (1) Desenvolver uma medida para *noise*;
- (2) Analisar a estrutura informacional da medida para *noise*, de forma a esclarecer a sua relação com o sentimento do investidor;
- (3) Verificar se há conformidade das evidências obtidas com as previsões teóricas e evidências empíricas documentadas na literatura em finanças.

## 1.3 JUSTIFICATIVA

Há períodos de maior ambiguidade no ambiente macroeconômico, nos quais os investidores encontram maior dificuldade em distinguir o que é realmente informação (*news*) e o que é ruído (*noise*). Sem informações perfeitas para avaliar as ações, alguns investidores podem se orientar por alguns indicadores observáveis que, segundo seu próprio julgamento, dão oportunidade de prever os preços das ações (sinais privados). Sabendo-se quais são estes indicadores ou indicador agregado, poder-se-á entender como o comportamento dos *noise traders* mudará. Isso implicaria quantificar tipos de *noise* ou algum índice de *noise*. Se isso for possível, ter-se-á obtido uma ferramenta para a gestão profissional de carteiras, apta a contribuir para uma melhor avaliação da parcela do risco relacionada à *noise trading*, produzindo decisões de investimento e exposição ao risco melhor informadas.

Esta tese não empreende a tarefa de definir quem são os *noise traders*. O enfoque da análise está nas transações – *noise trading* - cujo processo de decisão envolvido não apresenta total aderência aos fundamentos, segundo a teoria da racionalidade. Para a literatura, os

investidores pessoa física, os quais tomam decisões com base em aconselhamento ou opiniões de especialistas, ou, ainda, os investidores que usam as estratégias de *day-trade* ou automatizam suas decisões através de algoritmos de negociação (robôs) seriam candidatos mais prováveis a *noise traders* (DE LONG, *et al.*, 1990; DANIEL; HIRSHLEIFER; SUBRAHMANYAN, 1998; HONG; STEIN, 1999). Contudo, a literatura também admite que investidores institucionais possam atuar em *noise tradings* (DE LONG *et al.*, 1990; BROWN; CLIFF, 1999).

Para os profissionais do mercado de capitais, *NOISE*<sup>3</sup> pode ser empregado como indicador para (i) ambiguidade (“*noisiness*”) do ambiente macroeconômico. Os investidores podem querer estimar o nível de informatividade dos sinais; (ii) flutuações na propensão a especular dos investidores, indicando maior risco de *noise traders* no mercado de ações. *NOISE* pode ser utilizado como fator de risco, de forma a completar os modelos de precificação de ativos; e (iii) critério ou característica para classificação das ações (poderiam ser computadas as exposições das ações para classificá-las como mais ou menos arriscadas ou “*noisy*”). Portanto, *NOISE* pode melhorar as decisões de investimento e de gestão de risco. Afinal, se o *noise* ou sentimento tiverem um impacto significativo na variação temporal da volatilidade condicional, deixar o sentimento de fora provavelmente produzirá previsões não acuradas dos preços dos ativos e decisões de portfólios sub-ótimas (LEE; JIANG; INDRO, 2002).

O aumento do grau de ambiguidade do ambiente econômico pode ser uma informação de interesse para os responsáveis pelas políticas econômicas. Há evidências de que a forma como os responsáveis pela política econômica divulgam informações pode impactar a forma como os agentes interpretam os sinais, o que pode gerar *noise* (BENHABIB; LIU; WANG, 2016). A importância do impacto do *noise* ou *animal spirits* gerando efeitos na economia real tem sido um tópico de crescente interesse das autoridades monetárias (BARSKY; SIMS, 2012; CHAHRUOR; JURADO, 2018). Considerando, ainda, que o mercado financeiro pode influenciar a economia real através do financiamento do capital e através da produção de informação sobre oportunidades de investimento (LEVINE, 2005), é de interesse dos *policy makers*, bem como dos reguladores, manterem as boas condições de funcionamento dos mercados. Os reguladores do mercado de capitais, preocupados com a promoção da eficiência de mercado, podem também utilizar *NOISE* para auxiliar o monitoramento do risco, bem como no desenho de regras com o intuito de aperfeiçoar a informatividade dos preços.

---

<sup>3</sup> Doravante, será utilizada essa escrita, com letras maiúsculas, para denotar a medida para *noise/sentimento* aqui construído.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA E HIPÓTESES DE PESQUISA

Este capítulo está dividido em quatro seções. A Seção 2.1 trata da definição de ambiguidade macroeconômica, sua quantificação e relação com os retornos dos ativos de risco. Nessa seção, também são apresentadas evidências de que há uma distinção, empiricamente relevante, entre a incerteza econômica com base nos fundamentos (*news*) e a ambiguidade econômica com base apenas em expectativas (*noise*).

A Seção 2.2 define a estrutura do sentimento do investidor, sua mensuração e relação com os retornos dos ativos. Canais de irracionalidade são definidos com fins a dar estrutura aos desvios das expectativas em relação aos fundamentos. São também especificados modelos de *noise trading*.

A Seção 2.3 reúne a fundamentação teórica e empírica para a quantificação de *noise*. Define a estrutura de *noise* e especifica as relações esperadas, conforme o modelo de Black (1986) e De Long *et al.* (1990), e as evidências empíricas apresentadas por Baker e Wurgler (2006, 2007, 2012). Por fim, a Seção 2.4 resume as hipóteses de pesquisa a serem verificadas empiricamente nos capítulos seguintes.

### 2.1 AMBIGUIDADE DO AMBIENTE MACROECONÔMICO

A noção teórica de incerteza na literatura sobre economia e finanças é devida inicialmente a Knight (1921) e Keynes (1936). A incerteza é definida como a ausência de conhecimento confiável sobre todos os aspectos do resultado de qualquer decisão. Assim, a incerteza aumenta a dificuldade na tarefa de realizar previsões de cenários futuros. Já a definição de risco implica o conhecimento *a priori* da distribuição dos possíveis resultados de uma variável econômica. (KNIGHT, 1921). Keynes (1936) aceitou a definição de incerteza de Knight (1921), acrescentando que a incerteza também tem uma componente expectacional, definida em função do grau de confiança ou peso associado a um julgamento de probabilidade. Além disso, distinguiu incerteza e risco, ao afirmar que a incerteza só poderia ser reduzida a risco, como ocorreu nas finanças modernas, somente se o processo gerador dos resultados operar de maneira determinística.

Em seguida, Ellsberg (1961) refinou a definição de incerteza e analisou suas implicações para a racionalidade. Ellsberg (1961) define ambiguidade como “uma qualidade que depende da quantidade, tipo e unanimidade da informação”. Nesse contexto, o grau de

confiança numa dada estimativa de probabilidades depende da ambiguidade das informações disponíveis. Esse autor foi responsável por introduzir o termo “ambiguidade” quando está enfatizando a percepção subjetiva da incerteza informacional; a presente pesquisa seguiu esse posicionamento.

Mais tarde, Gilboa e Schmeidler (1989) contribuíram com a axiomatização das preferências diante da incerteza. Um agente será averso à incerteza quando preferir agir com base em probabilidades conhecidas do que com probabilidades ambíguas. Agentes aversos à incerteza têm seu comportamento descrito por uma função utilidade esperada maxmin - ou utilidade esperada no “pior dos cenários” (*worst-case scenario*) (SCHMEIDLER, 1989; GILBOA; SCHMEIDLER, 1989; EPSTEIN,1999).

Para uma definição formal da função utilidade maxmin, conforme Gilboa e Schmeidler (1989) expuseram, considere-se uma economia com um número finito  $S \in \mathbb{N}$  de estados elementares da natureza. Sob condições de ambiguidade informacional, não existe uma medida de probabilidade de conhecimento comum a todos os agentes, mas sim um conjunto de medidas de probabilidade compatíveis com a informação disponível, denotado por  $\Omega$ .

O conjunto dessas medidas de probabilidade foi denotado por  $\Pi = \{\pi^1, \pi^2, \dots, \pi^k\}$ , para todo  $k \in \mathbb{N}$ , onde  $\pi^k \in \mathbb{R}_+^S$  e  $\sum_{s=1}^S \pi_s^k = 1$ , para  $k = 1, \dots, K$ . Nesse contexto, uma “aposta” é representada como um mapeamento mensurável  $\tilde{x}: \Omega \rightarrow \mathbb{R}_+$ , com  $x(\omega_s)$  denotando a realização da aposta em correspondência a  $\omega_s$ , para  $s = 1, \dots, S$ . Seguindo Schmeidler (1989), a relação de preferência  $\mathcal{R}$  (lido como “é preferido a”) representa aversão à incerteza se, para qualquer das três apostas  $\tilde{x}_1, \tilde{x}_2$  e  $\tilde{x}_3, \tilde{x}_1 \mathcal{R} \tilde{x}_3$  e  $\tilde{x}_2 \mathcal{R} \tilde{x}_3 \Rightarrow \alpha \tilde{x}_1 + (1 - \alpha) \tilde{x}_2 \mathcal{R} \tilde{x}_3$ , com  $\alpha \in [0, 1]$ .

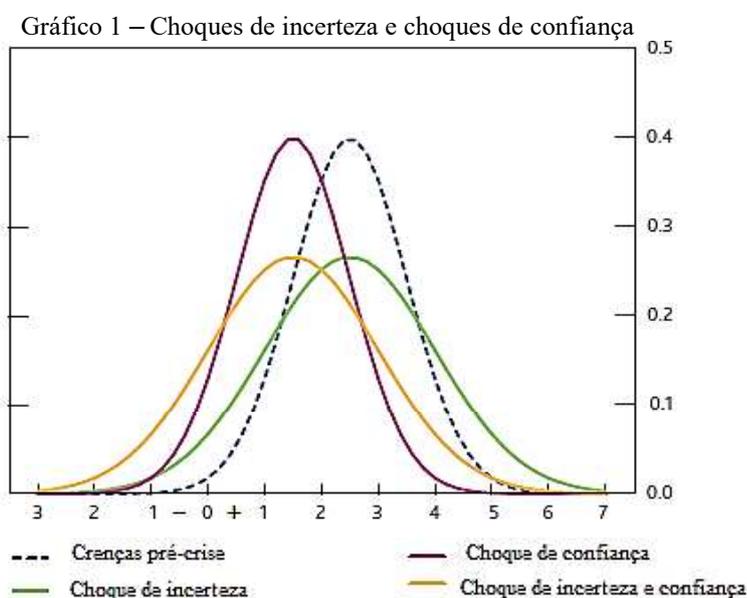
Assumindo que a relação de preferência satisfaz os axiomas adequados e que o agente é averso à incerteza, existirá uma função de utilidade  $u: \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}$ , tal que para todo par de apostas  $\tilde{x}_1$  e  $\tilde{x}_2$ , é válido que  $\tilde{x}_1 \mathcal{R} \tilde{x}_2 \Leftrightarrow \min_{\pi \in \Pi} \mathbb{E}^\pi[u(\tilde{x}_1)] \geq \min_{\pi \in \Pi} \mathbb{E}^\pi[u(\tilde{x}_2)]$ , onde, para cada  $\pi \in \Pi$ ,  $\mathbb{E}^\pi[\cdot]$  denota a expectativa em relação à distribuição de probabilidade  $\pi$ .

Essa relação captura o fato de que o conhecimento da estrutura de probabilidades é incompleto e os agentes são aversos à incerteza informacional. Isso corresponde a avaliação de uma aposta em relação à distribuição de probabilidades, associada com o nível mais baixo possível de utilidade esperada (*worst-case scenario*), entre todas as distribuições de probabilidades compatível com a informação disponível. Como consequência, se  $\mathcal{X}$  denota um dado conjunto de apostas, um agente irá escolher de forma otimizada uma aposta  $\tilde{x}^* \in \mathcal{X}$

pela resolução do problema  $\max_{x \in \mathcal{X}} \min_{\pi \in \Pi} \mathbb{E}^{\pi}[u(\tilde{x}_1)]$ , onde  $u$  é a função de utilidade que aparece na relação de preferência descrita acima. Nesse contexto, uma perda de confiança ou aumento da ambiguidade percebida pode ser entendido como um aumento no conjunto de crenças,  $\Pi$  (ILUT; SCHNEIDER, 2014).

Com relação às expectativas sobre indicadores econômicos, Haddow *et al.* (2013) sugerem que uma função densidade de probabilidades pode ser utilizada para descrever o conjunto de probabilidades atribuídas a diferentes resultados de um evento, como, por exemplo, as expectativas de crescimento econômico. Dessa forma, o resultado mais provável é descrito pelo nível (primeiro momento) e a incerteza associada a esse resultado é descrita pela dispersão dos valores (segundo momento).

O Gráfico 1 ilustra como as expectativas sobre uma variável econômica, tomando o crescimento econômico como exemplo, pode responder a diferentes combinações de choques de segundo e primeiro momento. No gráfico, a linha preta tracejada representa as crenças iniciais sobre o crescimento real anual da produção industrial. Nessa ilustração, os agentes atribuem uma chance não negligível de um crescimento próximo a zero ou próximo a 5%, de forma que esse intervalo de resultados captura o nível de incerteza percebida.



Fonte: Haddow *et al.* (2013).

Caso os agentes se tornem mais incertos sobre a economia, e passem a atribuir probabilidades mais elevadas à ocorrência tanto de taxas de crescimento mais elevadas quanto de taxas mais baixas, enquanto ainda acreditarem que o resultado mais provável permaneça o

mesmo, a distribuição tornar-se-á mais dispersa, alterando o segundo momento da função densidade. Essa hipótese é ilustrada pela mudança da curva representada pelas linhas tracejadas para a curva representada pela linha verde. O intervalo de possíveis resultados está agora compreendido entre -2% e 7%.

Contudo, Haddow *et al.* (2013) argumentam ser pouco provável que choques de incerteza ocorram de forma independente a choques em outros momentos. Como exemplo, os autores citam que, numa crise, choques na incerteza econômica podem coincidir com choques na média da distribuição, também descritos pelos autores como “choques de confiança”. Nesse caso, muitos agentes passariam a prever que a economia cresceria a uma taxa mais baixa, mas também passariam a crer em um maior número de resultados possíveis. Por si só, um choque de confiança poderia gerar um deslocamento para esquerda da função densidade de probabilidades, ou seja, da linha preta tracejada para a linha magenta. Se os agentes se tornarem não só menos confiantes, mas também mais incertos sobre o crescimento esperado da produção, a curva pode se deslocar para a esquerda e se tornar mais larga. Por fim, o autor explica que choques de incerteza podem também estar associados às preocupações crescentes em relação à ocorrência de eventos extremos, de modo que a função densidade de probabilidades poderia se tornar assimétrica na direção dos temores relacionados a esses eventos.

De fato, está documentado que a incerteza econômica (fundamental) impacta as flutuações no nível da atividade econômica, apresentando um comportamento contracíclico. A incerteza no ambiente macroeconômico, por meio de mecanismos próprios do funcionamento da economia e da dinâmica das expectativas dos agentes econômicos, impacta o nível da atividade econômica através de “canais de incerteza”, apontados pela literatura. (BLOOM, 2009, 2014; JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015; BASU; BUNDICK, 2017). Além disso, é possível que em momentos de recessão, os responsáveis pela política econômica “experimentem” mais na tentativa de retomar o crescimento, o que acaba por alimentar a incerteza econômica (BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016; GIGLIO; KELLY; PRUITT, 2016).

Um primeiro canal de incerteza consiste no “efeito opções reais”. Quando a incerteza aumenta, os agentes adotam uma postura “*wait and see*”, postergando contratações e investimentos, enquanto aguardam por mais informações, com a expectativa de que parte da incerteza seja solucionada. Devido à existência de custos fixos e irreversibilidades no investimento real, as empresas se tornam mais cautelosas, o que pode alimentar uma recessão

(BERNANK, 1983; ROMER, 1990; PINDYCK, 1990). Nesse caso, um choque de segundo momento também enseja um choque de confiança.

Outro canal, conhecido como “efeito prêmio de risco”, é acionado quando a probabilidade de *default* financeiro aumenta devido ao aumento da incerteza. Isso gera o aumento do prêmio de risco exigido para financiar as atividades das empresas. As maiores restrições financeiras entram o investimento e as melhorias planejadas na produção, deprimindo a economia (BANSAL; YARON, 2004; LIU; MIAO, 2015).

O “efeito precaução” ocorre quando, com o aumento da incerteza, as famílias adiam o consumo, principalmente de bens duráveis. A incerteza elevada gera revisão de expectativas e mudanças de preferências dos indivíduos e empresas a favor da poupança, em detrimento dos gastos e do investimento, causando recuo no consumo, investimento, emprego, produção e crescimento econômico (BANSAL; YARON, 2004; BLOOM, 2014).

Há evidências que a incerteza fundamental, através de seus canais, afeta negativamente o ciclo de negócios no Brasil. Costa Filho (2014) encontrou o mesmo padrão contra-cíclico da incerteza verificado no exterior; onde destaca que a produção industrial, o PIB e a confiança do consumidor são as variáveis mais intensamente afetadas pela alta na incerteza. Para isso, utilizou medidas de incerteza como a frequência relativa da palavra “incerteza” em artigos de jornais, a dispersão das expectativas e a volatilidade do mercado de capitais para verificar choques na incerteza. Godeiro e Lima (2017) também constataram o comportamento contra-cíclico da incerteza no Brasil. Encontraram, ainda, que mudanças na política ocorrida no período 2010-11 elevaram substancialmente o nível de incerteza da economia brasileira, associada ao período de recessão subsequente.

### **2.1.1 Medidas de Incertezado Ambiente Macroeconômico**

A volatilidade realizada dos retornos das ações e a volatilidade implícita (VIX), baseada nos retornos das opções de ações, têm sido tradicionalmente empregadas como uma medida para incerteza econômica (BLOOM, 2009, 2014), mas essas medidas trazem mais informações do que a incerteza econômica (JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015; SCOTTI, 2016). Outra forma de quantificar a incerteza econômica tem sido o cômputo das divergências nas previsões ou expectativas dos especialistas (*experts*). Haddow *et al.* (2013) utiliza como medida de incerteza o grau de dispersão dos lucros esperados das empresas e a dispersão das previsões sobre o crescimento do produto (PIB).

Mais recentemente, sugeriram medidas de incerteza econômica (ou macroeconômica) mais aderentes à noção teórica de incerteza. Com o objetivo de melhor compreender a relação entre incerteza e o ciclo de negócios, Jurado, Ludvigson e Ng (2015), doravante JLN, desenvolveram uma medida de “incerteza fundamental” para a economia. Para isso, utilizam um rico conjunto de informações formado por um grande número de indicadores econômicos, a partir dos quais extraíram seu componente não previsível. A partir desses erros de previsão, construíram um índice agregando as incertezas (volatilidade condicional dos erros de previsão) de cada variável e de cada fator comum utilizado nos modelos preditivos (a metodologia de construção será descrita no Capítulo 3, visto que os mesmos procedimentos foram aqui replicados).

Para as finanças, informação significa a revelação progressiva do conjunto de eventos ou *news*, pertencentes ao estado corrente da economia (RACHEV *et al.*, 2007). Uma previsão através de modelos econométricos revela os resultados mais prováveis, dada toda informação disponível. Portanto, as previsões de indicadores econômicos assim obtidos consistem em uma aproximação para previsões racionais. O resíduo de cada previsão, ou seja, a componente não previsível, serve de base para quantificação da incerteza envolvida nas previsões racionais. (JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015; SCOTTI, 2016). Sendo assim, Jurado, Ludvigson e Ng (2015) propõem uma medida “genuína” de incerteza. Para esses autores, o que importa para a decisão do agente econômico não é se um dado indicador econômico se torna mais ou menos variável ou mais disperso *per se*, mas se a economia tem se tornado mais ou menos previsível, ou seja, mais ou menos ambígua.

Para o Brasil, Godeiro e Lima (2017) utilizaram uma metodologia semelhante à JLN, computada para o período 2002-2015, com o objetivo principal de desenvolver uma medida capaz de prever mudanças no ciclo de negócios. Obtiveram que a medida assim construída representa melhor a incerteza do que as *proxies* geralmente utilizadas, como a volatilidade do mercado de ações, pois expressa mais fortemente as oscilações das principais variáveis da economia. Porém, através de um modelo de vetores auto-regressivos, VAR(12) bivariado, para incerteza e volatilidade do Ibovespa, obtiveram que aumentos na volatilidade aumentam a incerteza, mas aumentos na incerteza não aumentam a volatilidade, diferentemente dos resultados de Jurado, Ludvigson e Ng (2015). Os autores observaram que uma possível explicação consiste no fato de que o mercado de ações brasileiro é influenciado pelo mercado de ações externo em maior proporção do que o inverso.

Scotti (2016) utilizou os erros de previsão dos *forecasters* profissionais, isto é, as “surpresas” de suas previsões para os indicadores macroeconômicos, para formar um índice de incerteza. A partir de dados de *survey* coletados pela Bloomberg relativos às previsões dos *experts*, confrontados com os valores efetivos ou atuais dos indicadores, foram computadas surpresas, que, em seguida, foram agregadas para formar um índice. Para a agregação, foram estimados pesos,  $w$ , a partir da regressão de cada  $j$ -ésima surpresa em relação ao fator obtido via análise de componentes principais (ACP), conforme Equação 1:

$$U_t = \sqrt{\sum_{j=1}^t w_j s_j^2} \quad (1)$$

onde  $s_j^2$  denota o quadrado das surpresas e  $w_j$  corresponde ao peso explicativo da surpresa. (Os cálculos das surpresas também serão replicados na presente tese).

Como teste de robustez, Scotti (2016) averiguou a eficiência das previsões dos *experts*. As surpresas,  $s_t^i$ , deveriam representar verdadeiramente uma *surpresa*, indicando que foi utilizada de forma ótima toda a informação disponível na previsão, e, portanto, o erro de previsão deveria ser ortogonal à informação disponível. Para tal, foi implementado segundo o teste de Mincer-Zarnowitz, onde é verificado se o termo de erro,  $\varepsilon_t^i$ , é, de fato, ortogonal à previsão  $y_t^{i,f}$  ( $= E[y_t^i | \mathcal{F}_t]$ ) na equação  $y_t^{i,f} = y_t + \varepsilon_t^i$ . Nesse *framework*, testar a eficiência da previsão implicaria testar se  $\alpha^i = \beta^i = 0$  na regressão  $s_t^i = \alpha^i + \beta^i y_t^{i,f} + u_t^i$ . Implementado o teste, Scotti (2016) verificou que somente 1/3 das previsões da Bloomberg são eficientes, constatando-se a existência de vieses otimistas ou pessimistas nas previsões. Portanto, as medidas de surpresa estariam capturando também vieses nas expectativas.

Baker, Bloom e Davis (2016) criaram um indicador de incerteza baseado na frequência de termos relacionados à incerteza da política econômica em artigos de jornais dos Estados Unidos. Esse índice foi chamado índice EPU (*economic policy uncertainty*). Essas medidas de incerteza e as medidas de volatilidade apresentaram uma correlação de Pearson de 0,578 entre sua medida de incerteza da política econômica e o VIX, para o período 1990-2012. Esses autores evidenciaram também que o índice EPU e o índice de confiança do consumidor do Michigan contêm informações sobrepostas, capazes de prever os movimentos futuros de produção e emprego. Apontaram que essa sobreposição é motivada pelo fato de que índice de Michigan captura uma mistura de preocupações de primeiro e de segundo momento, conforme atesta a estrutura do *survey*. Observam, contudo, que a relação entre

confiança e incerteza é obscura, e os dois conceitos estão ligados, em um nível profundo, em alguns modelos teóricos, como o modelo tratado em Ilut e Schneider (2014).

### 2.1.2 News, Incerteza e o Retorno das Ações

A incerteza consiste em uma variável de estado correlacionada com as variações estocásticas do conjunto de oportunidades de investimento e de consumo (MERTON, 1973, BALI; ZHOU, 2016; BALI; BROWN; TANG, 2017), o que permite afirmar que os preços das ações não mudam somente em função dos choques nas expectativas sobre o nível da atividade econômica (primeiro momento), mas também em relação à imprevisibilidade dos cenários econômicos (segundo momento) (LETTAU; LUDVIGSON, 2001; EPSTEIN; SCHNEIDER, 2008; JONES; OLSON, 2013; JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015).

Para especificação da forma como a incerteza impacta os retornos, considere-se o modelo de fluxo de caixa descontado. Nesse modelo, o preço de uma ação é igual ao valor presente descontado dos dividendos futuros previstos. Podendo ser expresso como:

$$P_t = E \left[ \sum_{\tau=1}^{\infty} \left( \frac{D_{t+\tau}}{1+r_{t+\tau}} \right) | \mathcal{F}_t \right] \quad (2)$$

onde  $P_t$  é o preço das ações no tempo  $t$ ,  $E[\cdot | \mathcal{F}_t]$  denota a esperança matemática condicional a toda informação disponível no tempo  $t$ ,  $D_{t+\tau}$  são os dividendos pagos no período  $t + \tau$ , e  $r_{t+\tau}$  é o fator de desconto estocástico para os fluxos de caixa que ocorrem em  $t + \tau$  (BOYD; HU; JAGANNATHAN, 2005).

Os anúncios ou notícias econômicas (*news*) afetarão os movimentos nos preços das ações se as novas informações reveladas afetarem as expectativas de dividendos futuros ou as taxas de desconto, ou ambos. A nova informação é representada pela diferença no valor da notícia em  $t + 1$  e o valor esperado em  $t$ . Consequentemente, o componente não antecipado da nova informação em  $t + 1$  não está correlacionado com a informação disponível em  $t$ . O conjunto de informações  $\mathcal{F}_t$  inclui informações passadas de outras variáveis econômicas, de forma que as surpresas das notícias não são correlacionadas se forem feitas em momentos,  $\tau$ , diferentes. (BOYD; HU; JAGANNATHAN, 2005).

Nesse contexto, Boyd, Hu e Jagannathan (2005) sugerem que as diferentes notícias trazem cestas de conteúdo informacional específica, úteis para a avaliação dos preços dos ativos. Sendo esse conteúdo informacional identificado como uma combinação de fatores

primitivos dos preços das ações: (1) a taxa de juro livre de risco; (2) taxa esperada de crescimento dos lucros e dividendos das empresas, ou seja, as expectativas de crescimento (os autores utilizaram a taxa de crescimento real do índice de produção industrial como *proxy*); e (3) prêmio de risco das ações, o que está relacionado com as flutuações da aversão ao risco.

Informações sobre o desemprego podem ser utilizadas como variáveis antecedentes, úteis para prever o nível da atividade econômica (HOLLAUER; ISLLER; NOTINI, 2009). Boyd, Hu e Jagannathan (2005) sugerem que informações sobre desemprego contêm informações sobre as expectativas sobre crescimento e/ou prêmio de risco; porém, na fase de contração, não trazem informação sobre a taxa de juro. Durante as contrações, os preços das ações reagem de forma negativa e significativa ao aumento do desemprego. De forma diversa, durante as expansões, o anúncio do aumento do desemprego está associado a elevações significativas nos preços das ações.

Como explicação, os autores propuseram que, durante expansões na atividade econômica, as notícias ruins (*bad news*) sobre o mercado de trabalho fazem com que as taxas de juro esperadas diminuam. Porém, não necessariamente essa será a causa das elevações nos preços, já que as expectativas de crescimento e o prêmio de risco das ações também podem estar mudando. Para ilustrar, mostraram que, se a taxa de juro real permanecer a mesma, mas a inflação cair quando o desemprego subir, o resultado será um declínio na taxa de juro nominal. Porém, se o desemprego mais alto também sinalizar rendimentos reais esperados mais baixos, os preços das ações não necessariamente subirão.

Boyd, Hu e Jagannathan (2005) encontraram, ainda, evidências de que um aumento não antecipado no desemprego pode levar a um aumento no prêmio de risco durante as expansões; mas não encontraram evidências de nenhum efeito durante as contrações. Verificaram que o aumento do desemprego é sempre seguido por um crescimento mais lento, mas essa relação é muito mais forte durante as contrações do que durante as expansões. Os autores destacaram que, se os investidores em ações estudarem os dados reais do setor, eles deverão revisar suas expectativas de crescimento mais significativamente durante as contrações do que durante as expansões.

Os modelos de precificação de ativos buscam capturar as inter-relações entre as inovações nos indicadores econômicos, os elementos primitivos dos preços e as características das firmas. Para isso, foram construídos fatores de risco. Fama e French (1995) encontraram que as ações tipicamente definidas como ações de valor, com preços de mercado baixos, são, geralmente, ações de firmas em dificuldades. Logo, o fator de risco *HML* (*High minus Low*),

utilizado no modelo Fama e French (1993) com três fatores, pode estar capturando o risco agregado do ciclo de negócios. Foi também verificado que *smallcaps* tendem a exibir características que indicam dificuldades financeiras, como a alta alavancagem, o que as deixaria mais vulneráveis aos ciclos econômicos. Deve ser destacado, contudo, que esse risco deve ser pervasivo, para que seja qualificado como um fator de risco. (BERK, 1997).

No mais, o efeito *smallcap* é também um fenômeno “preço baixo”, considerando que outras medidas de tamanho, como valor contábil, sozinho, ou o número de empregados, não explicam os retornos seccionalmente. Além disso, vários trabalhos verificaram que fatores macroeconômicos que ajudam a prever os retornos das ações, como o índice dividendo – preço, *spread* a termo, *spread* de endividamento, também ajudam a prever recessões, o que é sugestivo que uma explicação relacionada à recessão por trás dos resultados obtidos com o modelo de três fatores de Fama e French (1993) (BERK, 1997).

A incerteza também afeta os elementos primitivos que formam os preços das ações. A literatura sobre incerteza prevê que investidores avessos à incerteza demandarão compensação pela incerteza, dando origem a um prêmio de incerteza positivo no mercado (GILBOA; SCHMEIDLER, 1989; EPSTEIN; ZHANG, 2006; SCHNEIDER, 2008; ILUT; SCHNEIDER, 2014; BALI; ZHOU, 2016), e evidências revelam que a incerteza econômica fundamental impacta os preços dos ativos (JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015; BEKAERT; HOEROVA, 2016), até mesmo seccionalmente, de forma que a elevação da incerteza pode provocar uma mudança de gostos a favor de ações mais seguras (*bond-like stocks*) (BALI; BROWN; TANG, 2017).

Brogaard e Detzel (2015) obtiveram que a medida de incerteza com base na mídia, EPU, também consiste em um fator de risco economicamente importante para as ações. Um aumento de um desvio padrão na EPU está associado a um aumento de 1,5% nos retornos anormais esperados de três meses (6,1% anualizados). Além disso, as inovações em EPU geram um prêmio de risco negativo significativo nas carteiras agrupadas por tamanho e momento (25 carteiras de Fama e French). Dentre estas carteiras, as mais sensíveis a EPU (maior beta) performaram pior do que as carteiras menos sensíveis a EPU (5,53% ao ano), controlando ainda para os quatro fatores de Carhart (1997) e para a volatilidade realizada e implícita (VIX).

### 2.1.3 Informação ou Ruído?

Choques de ambiguidade (ou qualidade da informação) podem gerar efeitos negativos nos preços das ações, mesmo que os fundamentos não mudem. As reações nos preços podem refletir o desconforto do mercado diante de um período próximo de informações ambíguas e difíceis de interpretar. (ELLSBERG, 1961; EPSTEIN; SCHNEIDER, 2008). Epstein e Schneider (2008) definem qualidade da informação em função de seu nível de precisão e distinguem informações tangíveis (como relatórios sobre dividendos) de informações intangíveis (como as notícias na mídia e opiniões), sendo estas difíceis de quantificar, mas importantes para as decisões dos participantes do mercado.

Das, Levine e Sivaramakrishnan (1998) e Lim (2001) observaram que previsões, surpresas das previsões e recomendações são tratadas como informação (*news*) pelos investidores, de forma a influenciar os preços dos ativos. Logo, as informações não estão associadas apenas a eventos concretos que poderiam influenciar o valor de uma empresa, mas também inclui opiniões de profissionais, com base em todas as informações que possuem. Segundo esses autores, isso se explica pelos seguintes fatos: (a) crença de que essas informações são parcialmente feitas com base em informações não públicas, às quais só os analistas teriam acesso; (b) considerações sobre a reputação de pessoas e instituições que fazem as previsões; e (c) mesmo que as análises sejam preparadas apenas a partir de informações publicamente disponíveis, os investidores tendem a tratá-las como *news*, acreditando que certos profissionais teriam melhores habilidades analíticas do que eles.

Além disso, foi observado que a existência de informação imperfeita, no ambiente macro e microeconômico, associada a limitações no processamento de informações e atuação de vieses cognitivos, tendem a se exacerbar durante momentos de maior incerteza (DANIEL; HIRSHLEIFER; SUBRAHMANYAM, 1998, 2001; GYSLER; KRUSE; SCHUBERT, 2002; RAPACH; ZHOU, 2003; ZHANG, 2005; OZOGUZ, 2009; KUMAR, 2009). Isso implica que os erros de percepção e a formação de expectativas errôneas ganham mais espaço na economia. Nesses momentos, quanto mais dependente for a decisão de previsões sobre a economia, mais afetada essa decisão será pelo ruído (CHAHROUR; JURADO, 2018) e mais provável que as previsões e opiniões sobre as perspectivas futuras da economia possuam ruído. Por sua vez, embora não considerado por Das, Levine e Sivaramakrishnan (1998) e Lim (2001), previsões, surpresas e recomendações podem trazer uma componente de ruído.

## 2.2 INCERTEZA E SENTIMENTO

Seminalmente, Keynes (1936) foi responsável por introduzir uma teoria sobre formação de expectativas e decisões diante da incerteza econômica fundamental, a qual incorpora elementos de psicologia cognitiva (OLSEN; TROUGHTON, 2000). Mais tarde, Kahneman e Taversky (2003) e a abordagem de heurísticas e vieses de Taversky e Kahneman (1974) e Kahneman e Taversky (1973, 1979, 1982) desenvolveram e deram estrutura a um tratamento mais realista do processo de decisão dos agentes econômicos. Com base nesses desenvolvimentos, Black (1986) adota como premissa que a incerteza na economia é um dos principais fatores responsáveis por desencadear o uso de heurísticas e vieses, capazes de gerar *mispricing* no mercado de ações.

Tendo como ponto de partida essas ideias seminais, dois aspectos importantes emergem a partir de evidências empíricas. Primeiro, foi observado que a ambiguidade pode aumentar a subjetividade das análises. Olsen e Troughton (2000) investigaram a percepção do risco e da ambiguidade entre os analistas e investidores profissionais através de dados de *survey* e encontraram que 64% dos respondentes afirmaram que, quando a previsibilidade diminui e a ambiguidade aumenta, a dependência de análises quantitativas formais declina, e a importância dos julgamentos aumenta. Outra constatação empírica norteadora para o restante da tese foi que a incerteza pode aumentar a suscetibilidade dos investidores a comportamentos não racionais, bem como a intensidade e escopo dos vieses cognitivos (HIRSHLEIFER; SUBRAHMANYAM, 2001; DANIEL; HIRSHLEIFER; THEOR, 2002; KUMAR, 2009).

Com base em evidências experimentais, por exemplo, Heath e Tversky (1991) mostraram que investidores excessivamente confiantes exibem comportamento inconsistente com a aversão à incerteza. Verificou-se que esses investidores confiantes estão dispostos a pagar um prêmio considerável para apostar, dependendo de seu próprio julgamento subjetivo, em vez de dependerem de um evento aleatório objetivo (HIRSHLIEFER, 2001; DANIEL; HIRSHLEIFER; SUBRAHMANYAM, 1998, 2001; GYSLER; KRUSE; SCHUBERT, 2002; KUMAR, 2009). A Subseção 2.2.1 trata da forma como a incerteza pode aumentar a suscetibilidade dos investidores a comportamentos não racionais.

### 2.2.1 Canais de Irrracionalidade e o Sentimento do Investidor

No que diz respeito ao escopo de fatores que conduzem a desvios da racionalidade, ou seja, motivações psicológicas que geram erros de percepção, esta subseção seguiu Szyszka (2010), o qual sugere reuni-los em três grupos: erros de percepção da incerteza, erros de processamento das informações e heurística da representatividade. Esses grupos podem ser considerados “canais de irracionalidade”, especificados a seguir.

Considerem-se, inicialmente, as variantes de incerteza postuladas por Kahneman e Tversky (1982), de forma que a incerteza pode ser atribuída ao mundo externo ou ao estado de conhecimento. A incerteza do mundo externo ou incerteza dos sistemas causais reais apresenta a possibilidade de gerar diversos eventos, ou disposições, e é responsável pela incerteza sobre eventos futuros. Por outro lado, a incerteza atribuída ao estado de conhecimento ou estado de ignorância, é responsável pela incerteza associada a um evento passado.

Por sua vez, relacionada à incerteza externa, têm-se a “incerteza distribucional” e a “incerteza singular”. A incerteza distribucional se manifesta quando um caso é identificado como fazendo parte de uma classe de casos semelhantes, para os quais as frequências relativas são conhecidas ou podem ser estimadas. Nesse caso, um agente econômico utilizaria um esquema de amostragem para analisar o caso em mãos. A incerteza singular ocorreria quando as probabilidades são avaliadas pelas propensões do caso particular em questão. Assim sendo, um agente econômico usaria no seu julgamento uma visão interna (introspecção) do sistema causal que produziria um dado resultado de forma mais imediata. (KAHNEMAN; TAVERSKY, 1982).

Relacionado à incerteza interna (conhecimento), têm-se a “incerteza racionalizada” e a “incerteza introspectiva”. A incerteza racionalizada reflete um processo de ponderação das evidências e argumentos. A incerteza introspectiva reflete a confiança baseada no julgamento introspectivo da força de uma associação. Kahneman e Tversky (1982) definem confiança como o grau de crença ou probabilidade subjetiva associada ao que um indivíduo acredita que acontecerá. Segundo os referidos autores, em um dado problema, a incerteza pode ser atribuída a disposições externas, ao estado de conhecimento, ou à combinação de ambos. A incerteza pode também ser avaliada em um modo singular, distribucional ou em uma mistura de ambas.

Nesse sentido, Heath e Tversky (1991) sugerem que o grau de aversão à incerteza pode depender de quão competente um tomador de decisão se sente no campo onde ele é chamado a estimar probabilidades. Quanto mais qualificado pense ser, menos preocupado e mais pronto a aceitar a situação de ambiguidade que se depara. De forma diversa, ao sentir-se incompetente em um dado campo, não conhecendo claramente a distribuição de probabilidades da situação em questão, ele poderá temer a ação de indivíduos mais qualificados.

Fox e Tversky (1995) encontraram que os agentes percebem a ambiguidade quando são confrontadas com a existência de *experts*. A confiança dos agentes em suas próprias previsões e as probabilidades subjetivas relacionadas são enfraquecidas quando eles contrastam seu pouco conhecimento sobre um evento com o conhecimento superior dos outros indivíduos, e, uma vez que eles tenham posto em dúvida suas probabilidades subjetivas, os agentes se tornam avessos à ambiguidade e preferem pagar um prêmio como garantia contra a incerteza, escolhendo resultados com um *payoff* certo em todos os estados ambíguos. Os autores se referiram a esse fenômeno como “ignorância comparativa”.

A aversão à incerteza pode gerar pessimismo, situação em que o pessimista acredita que as más notícias são mais persistentes do que as boas notícias. Nesse caso, as expectativas se apresentariam distorcidas, dado que os investidores podem observar o verdadeiro estado da economia, mas não conhecem as verdadeiras probabilidades de transição entre os regimes de crescimento e o regime de contração na atividade econômica, bem como as verdadeiras taxas de crescimento. Dessa forma, a persistência do estado de expansão seria percebida de forma pessimista, ou seja, as expectativas estariam distorcidas em direção a baixas taxas de crescimento da economia. (CECCHETTI; LAN; MARK, 2000; CASKEY, 2009).

O segundo canal de irracionalidade consiste nos “erros de processamento de informação”. Esse grupo inclui vieses como excesso de confiança (*overconfidence*) e viés de auto-atribuição. Quando os agentes econômicos estão fazendo avaliações e formam expectativas sobre fatos e eventos, podem acreditar que seu conhecimento (relação entre o que julgam saber e a percepção do que é possível saber) e habilidades estão acima da média. Esse viés pode ser reforçado pelo chamado viés de calibração, segundo o qual os analistas e investidores superestimam a precisão de suas previsões (BARBERIS; THALER, 2003). *Experts* que estão conscientes de seu *know-how* em certo campo podem se tornar excessivamente confiantes com maior frequência e intensidade do que os não *experts*, o que

foi documentado tanto em relação a *forecasters* profissionais quanto a investidores (BARBER; ODEAN, 2001).

Evidências indicam que o excesso de confiança cresce com o grau de dificuldade das previsões e julgamentos e quando não estão disponíveis informações em tempo útil para confirmar ou negar informações obtidas ou decisões tomadas previamente (LICHTENSTEIN *et al.*, 1982; GRIFFIN; TVERSKY, 1992). Além disso, quando uma tarefa específica tiver um caráter vago e possuir premissas ambíguas que não sugiram a solução correta, os agentes podem seguir padrões e estereótipos em lugar de processar a informação e buscar esclarecer o problema (GRIFFIN; TVERSKY, 1992).

Os vieses de excesso de confiança e calibração podem aparecer combinados com o conservadorismo cognitivo sobre sinais novos e precisos, bem como uma versão do viés de disponibilidade. Foi documentado que os agentes podem reagir exageradamente a informações não confirmadas, enquanto assumem uma atitude conservadora diante de sinais precisos e claros. Eles também podem atribuir muita importância a informações extremas e que estão no centro das atenções, como, por exemplo, notícias salientes na mídia, qualquer que seja seu real valor. Tais atitudes podem se refletir no mercado de ações como sobre-reação a informações não confiáveis e sub-reação a sinais precisos e claros (BLOOMFIELD; LIBBY; NELSON, 2000).

A “heurística da representatividade” e suas manifestações consistem no terceiro canal de irracionalidade. Essa heurística implica que a probabilidade de um evento é estimada por meio de uma avaliação do grau em que a informação disponível é similar a um padrão específico proeminente na memória. Para ilustrar, quando um analista quer saber se um dado conjunto de dados  $X$  foi gerado pelo modelo  $Y$ , ou se o objeto  $X$  pertence a certa classe  $Y$ , ele busca similaridades entre  $X$  e as características cruciais de  $Y$  (KAHNEMAN; TVERSKY, 1973).

Bar-Hillel (1982) verificou que as pessoas não são completamente atentas à representatividade e tamanho da amostra, a partir da qual estimam probabilidade e inferem conclusões. É comum os investidores atribuírem, erroneamente, maior importância à informação derivada de amostras pequenas em detrimento dos sinais gerados por amostras grandes. Ao ignorar o tamanho da amostra quando o verdadeiro processo gerador é desconhecido, os agentes podem saltar para conclusões ou construir regras ou padrões sem fundamentos, a partir de poucas observações. Por outro lado, quando o tomador de decisão tem familiaridade com o processo gerador dos dados, tenderá a subestimar a importância do

tamanho da amostra, o que pode dar origem à “falácia da aposta” (*gambles's fallacy*). A crença errônea surge quando se acredita que mesmo em pequenas amostras mantêm-se os resultados esperados da distribuição de probabilidades da população.

A relação negativa entre o risco percebido e retornos esperados pode ser explicado pelo viés de representatividade. Por essa heurística, os investidores podem julgar que as ações de “boas companhias” são representativas de “ações boas”. Assim, pensam que “ações boas” são ações de “boas companhias” e “boas companhias são financeiramente sólidas”. Se a representatividade leva os investidores a julgar que ações boas geram retornos esperados elevados e que ações de companhias financeiramente sólidas são ações seguras, então, os investidores serão induzidos a esperar retornos elevados das ações mais seguras. (TVERSKY; KAHNEMAN, 1974; SHEFRIN, 2001).

A literatura em finanças convencionou denominar “sentimento” os erros nas decisões (previsões, julgamentos e avaliações) dos agentes econômicos cujo processo gerador envolva a atuação dos canais de irracionalidade acima descritos. Barber, Odean e Zhu (2009) explicam que esses canais de irracionalidade justificam a existência de transações individuais correlacionadas, sugerindo que as motivações das heurísticas e vieses teriam uma causa ou estímulo em comum. A presente tese define explicitamente este estímulo em comum como sendo a previsibilidade ou a ambiguidade do ambiente macroeconômico. Logo, o sentimento prevalecente no mercado de ações consiste na agregação dos erros de percepção dos indivíduos, de forma que o sentido da agregação define se prevalecerá um sentimento alto (otimismo) ou baixo (pessimismo) (DE LONG *et al.*, 1990; BAKER; WURGLER, 2007, 2012; LIANG; YANG; CAI, 2017).

A literatura também define sentimento como: (i) propensão a especular ou otimismo/pessimismo em excesso (BROWN; CLIFF, 2004; BAKER; WURGLER, 2006, 2007); (ii) expectativas dos investidores sobre os retornos dos ativos não plenamente justificadas pelos seus fundamentos (BLACK, 1986; LEE; SHLEIFER; THALER, 1991); (iii) crenças errôneas que influenciam os investidores quanto ao apreçamento dos ativos (ZHANG, 2009); e (iv) crenças sobre fluxos de caixa esperados e sobre o risco da empresa não plenamente justificadas pelos fatos conhecidos (BAKER; WURGLER, 2007).

Além disso, considere-se que sentimento pode ser mais bem compreendido como sendo uma distribuição e não uma escalar, perspectiva adotada nesta pesquisa. Shefrin (2008) destaca que a literatura em finanças tende a definir sentimento em termos do primeiro momento de sua distribuição. Entretanto, argumenta que o primeiro momento não é capaz de

capturar a estrutura de todos os erros dos investidores, e que outros momentos também são importantes. Assim, o segundo momento apresenta conteúdo informacional sobre percepção do risco, o terceiro momento captura se os investidores, enquanto otimistas, estariam também preocupados com a queda na atividade ou início de uma recessão, e o quarto momento, captura se os investidores atribuem probabilidades elevadas a eventos extremos, como a quebra da bolsa, por exemplo.

### 2.2.2. Quantificação do Sentimento do Investidor

A literatura em finanças aponta três tipos de abordagens empíricas para medir sentimento do investidor. Na primeira abordagem, têm-se medidas baseadas no mercado, como volume de negociação, descontos em fundos fechados, quantidade de ofertas iniciais de ações (IPOs) e a média dos retornos um dia após o IPO, ou, ainda, fluxos de aporte em fundos mútuos (BAKER; WURGLER, 2007; DA; ENGELBERG; GAO, 2014). A segunda abordagem está baseada em dados *desurvey*. Os índices de confiança do consumidor ou dos empresários são exemplos (BROWN; CLIFF, 2004; LEMMON; PORTNIAGUINA, 2004). Na terceira abordagem, têm-se a quantificação do sentimento da mídia, com base em tom e frequência em expressões textuais (TETLOCK, 2007).

Baker e Wurgler (2006, 2007) construíram uma medida de sentimento baseada no mercado, a partir de uma série de estudos documentados que os havia precedido nas últimas três décadas. Esses estudos demonstraram que quando os investidores ficam mais eufóricos (i) o *turnover* da NYSE aumenta, (ii) os investidores dão menos importância aos dividendos e mais importância aos ganhos de capital, de forma que o prêmio pago às ações que pagam dividendo declina, (iii) os fundos fechados (os quais tendem a negociar a preços de mercado diferentes do valor presente líquido do ativo (VPL) e, frequentemente, com descontos) exibem descontos declinantes, e (iv) leva ao lançamento de mais *initial public offerings* (IPOs) e a maiores retornos no primeiro dia de pregão após os IPOs (dado que os CEOs e CFOs preferem lançar as ações no mercado quando os preços estão em alta); e, por fim, (v) aumenta o número do lançamento de novas participações.

O índice de sentimento do investidor de Baker e Wurgler (2006), IBW, foi construído para identificar o componente de variabilidade comum nessas diversas manifestações de sentimento, de forma a ser caracterizada como uma medida de otimismo (SIBLEY *et al.*, 2016). Portanto, para a construção de IBW, os autores utilizaram análise de componentes

principais (ACP), utilizando o primeiro componente principal como sua *proxy* para sentimento do investidor. Obtiveram, ainda, uma segunda versão desse índice, regredindo-o contra diversas variáveis macroeconômicas, inclusive o indicador de recessão computado pelo NBER (*National Bureau of Economic Research*). IBW foi replicado para o Brasil, primeiro por Yoshinaga e Castro (2012), e, mais recentemente, por Xavier e Machado (2017). Ambas as versões de IBW sofreram algumas adaptações, dadas as diferenças nas estruturas do mercado e nos dados.

Sibley *et al.* (2016) mostraram que o índice de sentimento de Baker e Wurgler (2006), mesmo após ortogonalizado por variáveis de ciclo de negócios, têm sua capacidade preditiva em relação aos retornos das ações ainda “contaminado” pelos fundamentos da economia. Baker e Wurgler (2007) argumentaram que sentimento não surge no vácuo, de forma que é esperada uma relação do IBW com os fundamentos macroeconômicos. O número de IPOs e a média dos retornos no primeiro dia do IPO, medidas mais importantes na composição do IBW, estariam relacionados às condições gerais da economia e do mercado, bem como o desempenho recente do mercado de ações (BAKER; WURGLER, 2006).

Novy-Marx (2014) verificou que, mesmo ortogonalizado por variáveis de ciclo de negócios, IBW permanece significativamente correlacionado com muitas das variáveis de ciclo de negócios. Sibley *et al.*, (2016) encontraram que 63% da variação total no índice de sentimento do investidor pode ser explicada contemporaneamente por variáveis de risco e ciclos de negócios bem conhecidas. Por sua vez, Bekaert e Hoerova (2016) verificaram que IBW não captura mudanças na aversão ao risco, mesmo quando utilizam a versão ortogonalizada para as condições macroeconômicas.

O sentimento do investidor também pode ser quantificado a partir de dados do mercado de opções de ações, os quais detêm conteúdo informacional sobre expectativas futuras sobre os preços das ações, as quais podem mostrar-se excessivamente otimista ou pessimista. Baroni-Adesi, Mancini e Hishleifer (2013) desenvolveram uma técnica para extrair o sinal de vieses probabilísticos agregados a partir de dados de opções de índices. A metodologia utilizada envolve o cômputo e comparação entre dois processos estocásticos: o primeiro consiste na estimação econométrica através de modelos GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) dos retornos futuros do S&P 500, utilizando dados de retornos passados e taxas de juro. O segundo processo estocástico consiste na extração das crenças de mercado (no agregado) sobre os retornos para opções de S&P 500.

Lemmon e Portniaguina (2004, 2006) utilizaram um índice de confiança do consumidor para obter uma medida de sentimento do investidor. Utilizaram os resíduos da regressão MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) do *Michigan Consumer Sentiment Index* contra variáveis macroeconômicas. Com esse procedimento, buscaram expurgar o efeito sistemático ou racional do índice de confiança. Por fim, para validar a *proxy*, verificaram que os preços reverterem à média e o índice de sentimento assim ajustado possui poder preditivo para os retornos das ações. Bekaert e Hoerova (2016) também encontraram que o índice de sentimento do consumidor não captura mudanças na aversão ao risco, mas sim, reflete as atitudes do consumidor em relação às condições econômicas atuais e futuras.

Para o Brasil, Graminho (2015) utilizou os índices de confiança do consumidor e da indústria, publicados pelo IBRE (Instituto Brasileiro de Economia), vinculado à Fundação Getúlio Vargas (FGV), para estimar a *proxy* para sentimento. Graminho (2015) utilizou filtro de Kalman para extrair as parcelas dos índices de confiança não relacionadas com variáveis macroeconômicas comumente utilizadas em modelos de previsão. O componente idiossincrático extraído das séries de indicadores econômicos foi tomado como a medida de sentimento. Os testes posteriores apresentaram indícios a favor da existência de *animal spirits* no Brasil.

Por fim, Tetlock (2007) construiu uma medida de sentimento com base no conteúdo da coluna *Abreast to the market*, no *Wall Street Journal*, de onde foi computada a frequência de palavras dentro de categorias relacionadas aos negócios. Seu principal objetivo foi quantificar as interações entre a mídia e o mercado de ações. Mostrou evidências de que o pessimismo prevê pressões de baixa nos preços das ações, seguido de reversão aos fundamentos. Verificou também que o pessimismo assim mensurado explica o volume de negociações, confirmando as predições dos modelos de *noise trading*.

As abordagens de construção de medidas de sentimento acima expostas não estão isentas de críticas. As medidas de sentimento comumente apresentam ruído, no sentido de possuírem conteúdo multidimensional, resultado do equilíbrio de várias forças (DA; ENGELBERG; GAO, 2014). Além disso, ao utilizarem medidas diretamente relacionadas ao mercado financeiro, é possível surgirem problemas de endogeneidade (DZIELINSKI, 2012); ou, ainda, a medida de sentimento construída pode apresentar problemas para testá-la, pois, para testar uma teoria que implica *input* causando *output*, não é suficiente construir uma medida somente com base no *output* (QI; WELCH, 2006).

### 2.2.3 Sentimento e os Retornos das Ações

Nesta subseção, são reportadas evidências empíricas sobre o poder preditivo das medidas de sentimento do investidor, as quais serão úteis na análise da medida proposta nesta tese. Assim, os mais importantes resultados foram produzidos por Baker e Wurgler (2006, 2007), os quais investigaram como o sentimento do investidor afeta transversalmente os retornos das ações. Concluíram que o sentimento afeta fortemente os ativos cuja avaliação é altamente subjetiva e difícil de arbitrar. Quando o índice de sentimento é baixo no início do período, o retorno subsequente será alto para ações de baixa capitalização (pequenas), jovens, com alta volatilidade (*sigma*), não lucrativas ou que apresentaram crescimento extremo. Quando o índice de sentimento é baixo, essas categorias de ações apresentaram retornos relativamente baixos.

Stivers (2015) utilizou uma versão de IBW, também ortogonalizada para um índice de confiança do consumidor, a qual se mostrou capaz de prever os retornos médios e das carteiras compostas por ações de baixa capitalização, jovens e voláteis, as quais a literatura aponta como sendo as mais sensíveis a sentimento. Concluiu que o índice de Baker e Wurgler (2006), assim ajustado, apresentou maior poder preditivo para os retornos das ações.

Baker e Wurgler (2012) documentam as ligações entre títulos do governo e o corte transversal das ações. Encontram evidências que sugerem que as características das ações mais estreitamente associadas a esses títulos são as ações de baixa volatilidade e de elevada capitalização de mercado (grandes). Essas ações foram definidas como “ações semelhantes a títulos públicos” (*bond-like stocks*). Esses autores apontaram três razões gerais e não excludentes pelas quais os títulos públicos estariam mais ligados a algumas ações do que outras: fluxos de caixa, retornos exigidos baseados em risco e “voos para a qualidade” (“*fly to quality*”) ou sentimento do investidor. Quando o sentimento cai, ocorrem *fly to quality*; ou seja, os investidores transferem dinheiro para o que parecem ser ativos “seguros”. Isso ocorre de forma diversa do que se espera da relação direta entre risco e o retorno. Nos momentos de baixo sentimento, as *bond-like stocks* promovem movimentos de reversão após períodos com excesso de confiança.

Shen, Yu e Zhao (2017) utilizaram IBW para prever dez carteiras de ações agrupadas segundo sua exposição a fatores macroeconômicos, como, por exemplo, crescimento da produção industrial e do consumo, variações da inflação e retorno em excesso do mercado. Formaram carteiras *long* para ações com maior risco, segundo cada fator. Encontraram que

carteiras com mais elevada exposição ao risco receberam retornos significativamente mais elevados do que as carteiras de baixa exposição ao risco quando precedido de períodos de baixo sentimento; ocorrendo o padrão oposto, quando precedido de períodos de sentimento elevado. Porém, a *trade-off* tradicional entre risco e retorno foi enfraquecido durante períodos de sentimento elevado. Testaram se empresas com maior risco macroeconômico eram mais sensíveis às influências do sentimento do mercado e concluíram que essas ações são mais sobre-precificadas durante períodos de sentimento elevado. Consequentemente, os retornos subsequentes para as ações mais arriscadas foram mais baixos do que os retornos das empresas menos arriscadas, a despeito do risco sistemático mais elevado.

Por fim, Bird e Yeung (2012) buscaram explicar o impacto da reação às notícias nos preços das ações condicionado a sentimento e a incerteza econômica. Nesse estudo, os autores utilizaram a volatilidade implícita do mercado de opções de ações (VIX), como *proxy* para incerteza econômica, e sentimento do consumidor, tomados separadamente, para especificar padrões de erros sistemáticos que geram assimetria na reação às notícias ruins (*bad news*) e às notícias boas (*good news*). Mas depararam-se com evidências nas quais incerteza econômica elevada parece reforçar o sentimento elevado, gerando excesso de reação às *good news*, o que contradiz a parte da literatura sobre incerteza que sustenta que os investidores agem com base no pior cenário todo o tempo (GILBOA; SCHMEIDLER, 1989; EPSTEIN; SCHNEIDER, 2003, 2008, 2011; CASKEY, 2009; SCHRÖDER, 2011). Segundo Bird e Yeung (2012) a relação entre incerteza e sentimento permanece um tanto “enigmática” e aberta a futuras pesquisas.

### 2.3 “NOISE”: DEFINIÇÃO, QUANTIFICAÇÃO E CAPACIDADE EXPLICATIVA

Foram aqui reunidos os fundamentos teóricos e evidências empíricas para a quantificação de *noise*. Esta seção define a estrutura de *noise* e especifica as relações esperadas, conforme o modelo de *noise trading* e evidências empíricas apresentadas na literatura sobre sentimento do investidor. Argumenta-se que *noise* consiste em um fenômeno relacionado à previsibilidade da economia, aos efeitos da incerteza na racionalidade das decisões e ao processo de avaliação e precificação das ações. Portanto, *noise* é empregado como o conceito que liga a ambiguidade do ambiente macroeconômico aos erros de precificação no mercado de ações.

A dificuldade em distinguir-se o que é sinal (*news*) e o que é ruído (*noise*) no ambiente macroeconômico varia ao longo do tempo. Em momentos de maior ambiguidade, fica mais difícil a tarefa de realizar previsões, não só relacionadas às perspectivas econômicas, como também em relação à taxa de juro livre de risco (fator de desconto), perspectivas de crescimento das companhias e o prêmio de risco, que são os fatores primitivos dos preços. (KAHNEMAN; TVERSKY, 1972; BLACK, 1986).

Em seu *paper* intitulado “*noise*”, Black (1986) apresenta várias definições para *noise*, muitas vezes referindo-se ao que *noise* não é, o que denuncia uma certa complexidade inerente ao conceito. Contudo, dentre as definições “afirmativas”, refere-se a *noise* como (i) incerteza econômica<sup>4</sup>, (ii) reações a um grande número de eventos de incerteza ou, ainda, como reações a um pequeno número de grandes eventos de incerteza ao longo do tempo; (iii) o elemento arbitrário (sem base em fundamentos) nas expectativas, e (iv) erros de percepção das informações. A importância desse conceito, todavia, está clara quando se considera seu papel seminal para o surgimento de diversos modelos de *noise trading* ou sentimento do investidor (DE LONG *et al.*, 1990; SHLEIFER; VISHNY, 1998; HONG; STEIN, 1999).

Segundo Black (1986), o preço de mercado se desvia do valor fundamental porque as informações de mercado não são perfeitas. No mercado acionário, parte dos investidores têm informações imperfeitas sobre o valor fundamental das ações e usam informações observáveis, como indicadores macroeconômicos ou históricos do mercado de ações para avaliar e precificar as ações. Entretanto, Black (1986) não considera a incerteza somente uma questão de fundamentos, mas atribui à incerteza nos mercados um importante papel de fator desencadeador de heurísticas e vieses no processo decisório dos agentes econômicos, e aponta que a abordagem de vieses e heurísticas de Kahneman e Tversky (1973, 1979) trata adequadamente dessa questão.

Como visto na Seção 2.2.1, foram documentadas evidências que dão estrutura aos erros de percepção, isto é, os processos pelos quais os agentes observam imperfeitamente as informações. Nessa seção, foram reunidas evidências de que o aumento da incerteza ou redução da previsibilidade aciona e intensifica vieses cognitivos, de forma que tanto *experts* quanto agentes de menor *expertise* podem apresentar comportamento irracional, incorrendo em erros de percepção e julgamento. Observou-se também que, em momentos de maior ambiguidade, é possível observar, numa mão, um aumento do número de agentes

---

<sup>4</sup>Segundo Black (1986) “*if business cycles are caused by unanticipated shifts in the entire pattern of tastes and technologies across sectors, we might call that uncertainty noise*” (p. 537-38).

pessimistas, e, na outra mão, um aumento do número de agentes excessivamente confiantes e com viés de calibragem. Portanto, são apresentados elementos que completam a sustentação do argumento que liga ambiguidade a sentimento.

### 2.3.1 *Noise Trading*

Por definição, *noise trading* consiste em transacionar com base em *noise* como se fosse informação. Devido a esses erros de percepção dos indivíduos, as ações podem ser precificadas de forma errônea (DE LONG *et al.*, 1990; MENDEL; SHLEIFER, 2012). Apreende-se de Black (1986) e De Long *et al.* (1990) que “*noise traders*” são a parte dos agentes econômicos atuantes no mercado de ações que têm informações imperfeitas sobre o valor fundamental das ações e usam informações observáveis, como indicadores macroeconômicos ou históricos do mercado de ações (ou opiniões, por exemplo, de consultores econômicos, analistas técnicos e corretores de ações) para tomar decisões.

No modelo de *noise trading* de Black (1986), as variações estocásticas dos preços das ações ocorrem mediante a dificuldade em discernir entre *news* e *noise*. Esse problema seria a força básica para a existência das negociações especulativas no mercado de ações, de modo que as negociações se assemelhariam a uma aposta sobre o que é ruído e sobre o que é sinal. Daí decorre que os preços das ações derivam das crenças dos investidores sobre a forma como as firmas serão afetadas pelos eventos de incerteza, sendo que essas crenças estariam sendo formadas tanto com base em informação quanto em ruído.

Conforme o modelo de *noise trader* de De Long *et al.* (1990), haverá sempre *noise traders* coexistindo com investidores racionais ou arbitradores, que tendem a fixar preços igual a seus valores de fundamentos. Os autores mostram que o investidor racional não consegue saber com certeza se todos os outros investidores racionais irão forçar os preços de mercado em direção a seus valores de fundamento para o período de tempo no qual ele planeja negociar a ação. Portanto, sobre qualquer estratégia que os arbitradores adotem, dada a presença de *noise traders* no mercado, sempre haverá risco, pois sempre haverá a possibilidade de que os *noise traders* lancem o preços ainda mais para longe dos seus valores de fundamento, o que pode resultar em uma perda para o investidor racional. Dessa forma, o risco de *noise traders* atua como limite à arbitragem, de forma a gerar persistência em operações sem base em fundamentos (SHLEIFER; VISHNY, 1998; SHLEIFER, 2000).

O modelo de De Long *et al.* (1990) admite que arbitradores racionais podem se comportar como *noise traders*, de forma que tentam selecionar ações que provavelmente serão favorecidas pelo sentimento do investidor. Assim, o arbitrador não irá, necessariamente, contrabalançar as mudanças na demanda provocadas pelos *noise traders*. Se, por exemplo, estes forem percebidos como investidores de *feedback* positivo, à medida que os preços estiverem sendo levados acima de seus fundamentos, os arbitradores podem entrar na tendência, na esperança que possam realizar a venda próximo ao topo. Logo, investidores racionais podem amplificar o *misppricing*. (DELONG *et al.*,1990; SHLEIFER *et al.*,1996).

Esse modelo prevê que mais *noise trading*, envolvendo títulos individuais, está associado à maior volatilidade dos preços. Desse modelo é possível depreende-se que se os *noise traders* afetam os preços, *noise* é um sinal que representa sentimento. De forma que os *noise traders* agem de forma sistemática sobre *noise*, e o risco causado por eles é refletido na volatilidade (BROWN, 1999). No entanto, as evidências empíricas entre sentimento (ou *noise*) e volatilidade apresentam alguma divergência. Brown (1999) investigou se o nível do sentimento dos investidores está relacionado à volatilidade dos retornos dos fundos fechados. Como medidas de sentimento, utilizou tanto dados de *survey*, coletados a partir de investidores, como descontos para fundos fechados. Seus resultados mostraram que os desvios da mediana do sentimento estão positivamente e significativamente relacionados à volatilidade.

Por sua vez, Lee, Jiang e Indro (2002) também analisaram a relação entre volatilidade, retornos e sentimento. Os autores também empregaram dados de *survey* coletados a partir de investidores para examinar o impacto das variações no sentimento do investidor nas volatilidades condicionais dos índices DJIA, S&P 500 e NASDAQ, estimados a partir do modelo GJR-GARCH. Esses autores estimaram um modelo GARCH-*in-mean*, no qual as mudanças do sentimento entram contemporaneamente na equação da média e defasada na equação da volatilidade condicional. Como resultado, foi encontrado que mudanças positivas no sentimento (negativas) resultam em ajustes para baixo (para cima) na volatilidade, divergindo dos resultados encontrados por Brown (1999). De fato, são escassos os testes entre sentimento e volatilidade, o que impede que se defina melhor essa questão.

Mendel e Shleifer (2012) propuseram um modelo onde investidores racionais, mas não informados, ocasionalmente perseguem *noise* como se fosse informação, amplificando choques de sentimento e causando *misppricing*. Nesse modelo de *noise trading*, interagem três tipos de investidores: (a) *insiders* (investidores racionais, sofisticados e informados), (b) *noise*

*traders* (vulneráveis a sentimento e transacionam sobre ele); e (c) *outsiders* (investidores racionais, sofisticados e não informados). Sendo o mercado formado, em sua maioria, por investidores *outsiders*, os quais não possuem informação, mas observam e aprendem com os preços. Por um lado, os *outsiders* se esforçam por seguir os *insiders* e, como só observam preços, perseguem altas de preços causadas pelas transações realizadas pelos *insiders*. Por outro lado, desejam apostar contra os *noise traders*, mas, novamente, dado que só observam preços, procuram vender em um mercado *bullish* e adotam estratégia contrária. O impacto final nos preços dependerá de qual desses efeitos dominará.

No modelo de Mendel e Shleifer (2012), uma pequena massa de *noise traders* pode ter um impacto elevado e desproporcional nos preços de mercado. Mesmo com um choque de *noise traders* modesto, os preços podem divergir de forma acentuada de seus fundamentos em um mercado dominado por investidores sofisticados. Esse resultado contra-intuitivo decorre do fato de que os *outsiders*, em sua tentativa de perseguirem os *insiders*, acabam formando crenças de que os movimentos nos preços estão refletindo informação, muito embora reflitam *noise*. Assim como as expectativas dos *outsiders* se movem numa proporção de um para um com o movimento nos preços, se movem de um para um com *noise*. Justifica-se, assim, que a responsividade dos preços a *noise*/sentimento ( $\partial \text{preço} / \partial \text{noise}$ ) pode ser elevada mesmo quando quase todos os investidores são sofisticados.

### 2.3.2 Estado Cognitivo de Incerteza e a Quantificação de *Noise*

Devido à dificuldade de identificar e quantificar *noise*, não há na literatura em finanças uma medida para *noise* (YANG; LI, 2013; YANG; ZHANG, 2014), até o presente momento. Esta subseção reúne elementos teóricos que não só identificam *noise* (pelo menos um tipo de *noise*), como também apresenta elementos empíricos que viabilizam sua quantificação. Esta subseção pode ser reputada como a parte central da tese.

Aqui, adotam-se as premissas de que (1) as variações do estado mental de incerteza dos indivíduos estão correlacionadas com as falhas de percepção (e sentimento) e (2) a imprevisibilidade dos cenários econômicos consiste numa força ampla (*economy-wide*) que (a) gera erros de percepção e (b) aumenta a correlação entre as falhas de percepção dos indivíduos. Logo, variáveis capazes de capturar informação relacionada a 1, 2a e 2b, podem ser usadas para quantificar *noise*. Saliente-se que o corte teórico e metodológico da

presente tese consiste na quantificação de *noise* relacionado aos indicadores econômicos e da política econômica.

Conforme detalhado na Seção 2.2.1, a capacidade de os agentes econômicos realizarem projeções para os cenários econômicos, bem como suas consequências, é impactada pela incerteza externa e pelas suas limitações cognitivas e vieses, ou seja, sua incerteza interna ou estado mental de incerteza. Quanto “maior” a incerteza fundamental (externa), aversão à incerteza ou percepção de incerteza, “menor” a confiança nas previsões futuras (KEYNES, 1936; KAHNEMAN; TVERSKY, 1982; DEQUECH, 1999). Quando isso ocorre, é plausível esperar uma “maior” propensão de os agentes econômicos expressarem em linguagem natural seu estado mental de incerteza (KAHNEMAN; TVERSKY, 1982; ECKLEY, 2017). Diante do conjunto de informações sobre a economia, os erros de precificação dos investidores será uma função de sua capacidade de separar informação (*news*) de ruído (*noise*). Os investidores que, sistematicamente, incorrem em erros de percepção, utilizando *noise* como se fosse *news*, são definidos pela literatura como *noise traders*.

Em seguida, serão especificadas as medidas de ambiguidade econômica utilizadas na quantificação de *noise*, juntamente com sua respectiva fundamentação teórica.

### 2.3.2.1 Estado Cognitivo de Incerteza dos Agentes Econômicos

Kahneman e Tversky (1982) desenvolveram um modelo cognitivo de incerteza, o qual se integra à sua abordagem de heurísticas e vieses. Esses autores analisaram as respostas dos indivíduos à incerteza e identificaram vários processos de julgamento diante da incerteza (vide Seção 2.2.1). Postularam que a avaliação da incerteza pode ser feita de formas diferentes, concentrando nas frequências, propensões, força dos argumentos ou experiências diretas de confiança. De forma que as “variantes da incerteza” estariam associadas a diferentes expressões em “linguagem natural”. Assim, os autores sugerem a possibilidade de inferir variantes da incerteza a partir da análise de expressões textuais com o tom de incerteza. Identificaram, ainda, que os processos de expectativas e surpresas nas previsões podem ser considerados os precursores das expectativas. Adicionalmente, foi constatado que a origem do conhecimento a partir do qual as expectativas são formadas são influenciadas consideravelmente por notícias publicadas na mídia (CARROLL, 2003; TETLOCK, 2007; BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016).

Portanto, à luz da teoria sobre percepção e formação de crenças diante das variantes de incerteza de Kahneman e Tversky (1982), o estado cognitivo de incerteza dos agentes econômicos pode ser aproximado pela frequência de artigos de jornais onde são encontradas referências à incerteza econômica ou incerteza da política econômica em linguagem natural. Diante do exposto, as medidas de incerteza baseadas na mídia (expostas na Seção 2.1.1), construídas conforme metodologia desenvolvida por Baker, Bloom e Davis (2016), podem ser interpretadas como *proxies* para estado mental de incerteza dos agentes.

Essa interpretação pode ser também justificada em bases estatísticas. Segundo essa abordagem, a propensão a expressar a incerteza em linguagem natural cresce monotonicamente com a intensidade do estado cognitivo de incerteza (ECKLEY, 2017). Considerando os artigos de jornal como experimentos de Bernoulli independentes, Eckley (2017) demonstra que a frequência de expressões de incerteza econômica em linguagem natural seria um estimador consistente e não viesado para a propensão dos agentes econômicos expressarem sua incerteza.

#### 2.3.2.2 Estado das Expectativas sobre a Economia

Dequech (1999) apresenta de forma sistematizada a noção teórica de “estado de expectativas” proposta por Keynes (1936), descrevendo a teoria keynesiana sobre expectativas (Figura 1). O conhecimento e a disposição otimista diante da incerteza ou *animal spirits* seriam os determinantes últimos do estado de expectativas. Como se expõe nesta subseção, Keynes reconhece a incerteza como força sempre presente nas decisões econômicas, assim como o papel da irracionalidade dos agentes econômicos no processo de formação de expectativas (AGGARWAL, 2014), o que é congruente com as teorias de Knight (1921), Tversky e Kahneman (1974), Kahneman e Tversky (1973, 1979, 1982) e Black (1986).

Sendo assim, os agentes econômicos possuiriam uma propensão a agir mesmo diante da incerteza, e podem formar expectativas otimistas ou pessimistas, o que, no agregado, pode gerar ondas de otimismo ou pessimismo, influenciando as decisões de investimento dos empresários e investidores no mercado de ações. A esses aspectos psicológicos Keynes (1936) denominou “*animal spirits*”<sup>5</sup>. Keynes (1936, p. 131) identifica tanto *animal spirits* quanto

---

<sup>5</sup>O termo “*animal spirits*” aparece unicamente três vezes em uma única página, no capítulo 12, da *Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*. Embora o termo não tenha sido usado num sentido técnico, mas literário, introduz a noção de comportamento irracional também na explicação do ciclo de negócios.

otimismo espontâneo como sendo uma “disposição espontânea para a ação em lugar da inação”. No entanto, Dequech (1999) sugere uma distinção conceitual em função da intensidade dessa disposição, de forma que, quando *animal spirits* for mais intenso, têm-se “otimismo espontâneo”.

*Animal spirits* influenciaria três elementos no processo de formação de expectativas: (a) aversão à incerteza, (b) percepção de incerteza, e (c) otimismo espontâneo, não baseado em conhecimento<sup>6</sup>. Por sua vez, esses elementos, juntamente com o conhecimento, determinariam a forma de interação entre confiança e expectativas, de forma a definir um dado estado de expectativas. Nessa perspectiva, a incerteza fundamental consiste na força subjacente a todos esses elementos e, portanto, ao estado de expectativas.

Figura 1 – Incerteza e *Animal Spirits*



Fonte: Dequech (1999).

O papel dos determinantes últimos do estado das expectativas, *animal spirit* e conhecimento, depende de qual dos determinantes imediatos está sendo considerado, se confiança ou expectativas. As expectativas são diretamente influenciadas pelo conhecimento e otimismo espontâneo. Dado que a incerteza é, por definição, caracterizada pela ausência de conhecimento confiável sobre todos os aspectos do resultado de qualquer decisão, as expectativas baseadas na combinação de conhecimento e otimismo espontâneo também não serão completamente confiáveis.

A confiança é indiretamente influenciada por *animal spirits* e pelo conhecimento, e diretamente influenciada pela aversão à incerteza e pela percepção de incerteza. Por sua vez, a

<sup>6</sup>Por exemplo, uma pessoa poderia estar otimista por saber das chances de obter um *payoff* positivo de 90%, mas não seria otimismo espontâneo.

aversão à incerteza, entendida como o quanto se aceita de ambiguidade, é unicamente uma questão de *animal spirits*, enquanto a percepção de incerteza é, também, uma questão de conhecimento (leia-se, o real estado de incerteza da economia). Dessa forma, assim como para Kahneman e Tversky (1982), a confiança (o quanto se confia nas expectativas ou crenças) estaria associada a preocupações sobre a previsibilidade da economia.

Parte da difusão do sinal privado dos *forecasters* ocorre através de artigos de jornais (HONG; STEIN, 1999; CARROL, 2003), de forma a tornar pública suas preocupações sobre a previsibilidade através de linguagem natural. Logo, o estado de expectativas e a manifestação do estado mental de incerteza, conforme descrito na subseção anterior, estariam correlacionados.

Antes de uma decisão ou evento há expectativas, depois do evento, há “surpresas”. Uma das tarefas mais desafiadoras para os agentes consiste em estimar o estado de incerteza e os riscos futuros. As expectativas podem ser geradas com base no conhecimento das regras da probabilidade ou por heurísticas, como representatividade. Dessa forma, expectativas equivocadas, baseadas em heurísticas, por exemplo, são passíveis de se manifestarem nas surpresas das previsões (KAHNEMAN; TVERSKY, 1982), o que foi evidenciado em estudos sobre a ineficiência das previsões dos *forecasters* profissionais, tanto para indicadores das empresas quanto da economia, com surpresas exibindo vieses sistematicamente otimistas ou pessimistas (AGGARWAL; MOHANTY; SONG, 1995; MONTGOMERY, 1997; GREENWOOD; SHLEIFER, 2014; SCOTTI, 2016).

Montgomery (1999), por exemplo, coletou previsões econômicas sobre inflação, crescimento do produto interno bruto, desemprego, dentre outras, estimados por vários *experts* ao longo de vários anos. Em seguida, comparou essas previsões com dados *ex post* efetivamente observados. Encontrou, então, que previsões com resultados desfavoráveis (como inflação e desemprego) eram sistematicamente subestimados, enquanto previsões com efeito positivo era sistematicamente superestimada.

A teoria das expectativas de Keynes (1936) sugere que o estado de expectativas pode ser aproximado pelas surpresas das previsões dos *experts*, computadas segundo metodologia sugerida por Scotti (2016). Sendo assim, as surpresas das previsões podem indicar tanto o estado cognitivo de incerteza, como também, de forma direta, pode trazer informação sobre a irracionalidade das previsões.

Medidas de ambiguidade ou imprevisibilidade do ambiente macroeconômico, com natureza subjetiva, estariam enfocando não somente a incerteza fundamental, mas também a

propensão dos agentes, de forma agregada, a formarem expectativas não completamente fundamentadas em informação (BLACK, 1986). Quando Black (1986) propõe que *noise* é incerteza e que a incerteza é a principal causa de vieses na avaliação dos preços dos ativos, de fato, está se referindo não somente aos eventos em si, mas também, às reações dos agentes econômicos aos eventos. Sendo assim, para enfatizar sua natureza expectacional ou de crenças, uma *proxy* adequada para *noise* precisa ser ortogonal à incerteza fundamental (BLACK, 1986; CHAHRUOR; JURADO, 2018).

Como a incerteza e o sentimento, *noise* consiste em uma variável latente, não observável diretamente. De forma a ser possível admitir que *noise* possua uma estrutura de fator comum latente, subjacente a um conjunto de medidas de incerteza econômica de natureza subjetiva que aproximam o estado mental de incerteza prevalente no tempo  $t$ .

Admite-se que a medida para *noise* aqui proposta informa o quanto propenso o mercado acionário se encontra para a existência de *noise trading*, e, conseqüentemente, o quanto propenso o investidor se torna a precificar ativos com base em crenças sobre os fluxos de caixa e risco não plenamente justificados pelos fundamentos (sentimento). Aliado a isso, os investidores formam preferências a partir de uma cesta de características das empresas, como tamanho e volatilidade dos retornos, de forma que *noise*, assim como as medidas de sentimento, explicaria os retornos das ações segundo sua suscetibilidade a *noise trading* (BAKER; WURGLER, 2007).

O fato de sentimento estar intimamente associado a *noise* implica, conforme se deduz de Shefrin (2008), que *noise* está relacionado a toda estrutura informacional que define uma medida de sentimento: nível de otimismo (média), erros de percepção de risco (variância), preocupações relacionadas à queda na atividade ou mesmo recessões (assimetria) e quanto elevadas são as probabilidades de ocorrência de eventos extremos (curtose).

Portanto, considerando que os quatro primeiros momentos estatísticos são suficientes para caracterizar adequadamente a estrutura informacional de uma medida de sentimento (SHEFRIN, 2008), espera-se que *noise* e sentimento estarão relacionados não somente em nível, mas em momentos estatísticos de ordem superior. Assim, *noise* estaria ajudando a prever ou antecedendo sentimento em toda a sua estrutura informacional. Diante dessas considerações, faz-se necessário verificar a seguinte hipótese de pesquisa:

**Hipótese 1a:** “*NOISE* está relacionado a sentimento em toda a sua estrutura informacional”.

Além disso, considerando que *noise trading* influencia os retornos das ações, bem como momentos de ordem superior nos retornos (DE LONG *et al.*, 1990; BROWN, 1999; BAKER; WURGLER, 2006, 2007, 2012; SHEN; YU; ZHAO, 2017), espera-se que *noise* ajude a prever retorno e volatilidade do mercado. De forma que foram verificadas duas outras hipóteses correlatas, ainda como primeiro argumento de defesa de *NOISE*:

**Hipótese 1b:** “*NOISE* ajuda a prever a volatilidade do retorno no mercado de ações”.

**Hipótese 1c:** “*NOISE* ajuda a prever retorno de forma não linear, revelando indícios de *noise trading*”.

### 2.3.3 *Noise* e Interações Dinâmicas Sistêmicas

Para que *NOISE* se torne uma *proxy* defensável para *noise*, precisa estar em conformidade com as relações sistêmicas esperadas em relação aos *benchmarks* para sentimento, incerteza fundamental, bem como a volatilidade dos retornos (Hipótese 2), em conformidade com os modelos de *noise traders* (BLACK, 1986; DE LONG *et al.*, 1990). Como exposto, *noise* leva em conta as reações dos agentes para um grande número de eventos, sendo as medidas de ambiguidade tomadas em bases mensais, de forma que *noise* captura dinâmicas de curto prazo.

De Long *et al.* (1990) argumenta que, em média, o sentimento é otimista. Logo, se o aumento em *noise* aumenta sentimento, em média, deverá prevalecer uma relação positiva entre *noise* e sentimento. Contudo, se a teoria e evidências empíricas preveem que a incerteza fundamental está associada à queda na atividade e a recessões, bem como revisões pessimistas nos prospectos por parte de empresários e consumidores (aversão à incerteza) (BLOOM, 2009; JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015), espera-se que *noise* e incerteza fundamental tendam a se relacionar negativamente. A partir dessas premissas, foram verificadas as seguintes hipóteses:

**Hipótese 2a:** “*NOISE* prevê sentimento, com sinal positivo”.

**Hipótese 2b:** “A incerteza fundamental está relacionada com *NOISE* e com sentimento, com sinal negativo”.

De acordo com o modelo de *noise trading* de De Long *et al* (1990), a ação de *noise traders* geram o aumento da volatilidade dos retornos das ações, associado ao aumento do chamado risco de *noise trader*. Essa é uma importante previsão do modelo, pois implica limites à arbitragem, de forma a reduzir a eficiência dos arbitradores racionais em pressionarem os preços das ações de volta aos seus fundamentos (SHLEIFER; VISHNY, 1997). Sendo assim, dada a relação positiva esperada com o sentimento do investidor, espera-se que *noise* esteja, em média, relacionado positivamente com a volatilidade dos retornos das ações, justificando a verificação da seguinte hipótese:

**Hipótese 2c:** “*NOISE* e IBW aumentam a volatilidade do mercado”.

### 2.3.4 *Noise* e a Capacidade Explicativa para os Retornos das Ações

Roll (1977) já havia notado que o CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) provavelmente não era verificável e, desde a década de 1980, “anomalias” estatísticas continuaram a aparecer, sugerindo que os modelos existentes, se não errados, são provavelmente incompletos. A década de 1980 também corresponde ao período de rápido desenvolvimento na literatura sobre sentimento (DEBONDT; THALER, 2003). Desde então, vários estudos surgiram relacionando sentimento às anomalias, pelo menos de forma parcial, de modo que, seccionalmente e conforme o *framework* dos modelos de precificação multifatoriais, um maior grau de *mispricing* estaria associado com valores mais extremos de características particulares usadas para produzir uma anomalia (DEBONDT; THALER, 1987; STAMBAUGH; YU; YUAN, 2012; XAVIER; MACHADO, 2017).

Nesse espírito, novas variáveis têm sido sugeridas e testadas em modelos de *asset pricing*. Aqui, a nova variável obtém estrutura a partir da integração dos efeitos da ambiguidade, acionamento de canais de irracionalidade e processo de precificação de ativos pelos investidores. A seguir, expõe-se, conceitualmente, seguindo Szyszka (2010), a inserção de uma variável em bases de racionalidade limitada, heurísticas e vieses no contexto de modelos de equilíbrio (os quais são estimados *ex post*, embora baseados em expectativas). Para isso, considere-se, inicialmente, que os fundamentos de um ativo seguem um passeio aleatório, conforme a Equação 3:

$$F_t = F_{t-1} + v_t \quad (3)$$

onde  $F_t$  é o valor fundamental ou intrínseco de um ativo,  $F_{t-1}$  são as realizações passadas de sua avaliação, conhecidas *ex post*, e  $v_t$  é uma variável aleatória independente com média zero, relacionada com o influxo de notícias que afetam o valor fundamental. A aleatoriedade do valor fundamental emerge, portanto, da natureza desse processo. Assim,  $F_t$  está sujeito a variações na sua previsibilidade.

Como premissa, o valor fundamental pode ser estimado, embora apenas como uma aproximação. Mesmo nos mercados eficientes os preços não correspondem de forma exata ao valor intrínseco do ativo. Em um mundo sujeito à incerteza, os valores intrínsecos não podem ser conhecidos de forma exata (FAMA, 1965). Todavia, o preço do mercado eficiente serve como a melhor *proxy* para os valores fundamentais, conforme Equação 4:

$$P_t = F_t + \xi_t, \quad (4)$$

onde  $P_t$  representa o preço de mercado de um título no momento  $t$  e  $\xi_t$  é uma variável aleatória independente de média zero. Os preços dos ativos podem, ao menos temporariamente, se distanciar dos seus valores fundamentais em função do comportamento de *noise traders*. Portanto, esses desvios dos valores fundamentais estão associados à ambiguidade, heurísticas e vieses, como especificados na Subseções 2.1.1, 2.2.1 e 2.3.2. Sendo assim, os preços dos ativos são definidos conforme a Equação 5:

$$P_t = F_t + B_t + \xi_t \quad (5)$$

onde  $B_t$  denota o erro de precificação causado por fatores de origem comportamental. Com o valor da subprecificação,  $B_t < 0$ , não maior do que o valor fundamental menos o componente residual, ou seja,  $-B_t < B_t + \xi_t$ . Por outro lado, o valor máximo da precificação em excesso,  $B_t > 0$  é, teoricamente, ilimitado.

O efeito combinado dos erros são parcialmente compensados pela ação dos arbitradores racionais, capazes de melhor distinguir fundamentos de *noise*, mas as limitações à arbitragem garantem a existência de *noise trading* (risco de *noise traders*, custos de transação, restrições a vendas a descoberto). De forma específica, os desvios do valor fundamental que ocorrem no mercado a cada momento  $t$  são variáveis aleatórias, que podem ser descritas pela Equação 6:

$$B_t = (\varepsilon_1(x_t) + \varepsilon_2(x_t) + \varepsilon_3(x_t)) \cdot (1 - A) \quad (6)$$

onde, em reação a um evento aleatório  $x_t$  no momento  $t$ ,  $\varepsilon_1$  denota erros dos investidores no processamento de informação e  $\varepsilon_2$  denota erros gerados pela heurística da representatividade;  $\varepsilon_3$  denota erros de percepção da incerteza.  $A \in [0,1]$  denota uma medida da capacidade de auto-correção do mercado, como visto, dependente dos limites à arbitragem (principalmente risco de *noise trading* e restrições para vendas a descoberto).

Conceitualmente, o processo de precificação de ativos pode ser descrito segundo o modelo de precificação descrito pela Equação 7:

$$P_t = F_t + (\varepsilon_1(x_t) + \varepsilon_2(x_t) + \varepsilon_3(x_t)) \cdot (1 - A) + \xi_t \quad (7)$$

Segundo a abordagem “*bottom-to-up*” (BAKER; WURGLER, 2007), os valores agregados  $\Sigma\varepsilon_i(x_i)$  podem exercer um impacto concorrente na mesma direção ou em direção oposta. A magnitude final do *mispricing* é o resultado da intensidade e direção do impacto dos componentes individuais em um dado momento  $t$ . Assim, considerando que os modelos de precificação à disposição dos investidores racionais são imperfeitos, mostrando limitações em relação às verdadeiras condições de mercado, uma variável aleatória com o conteúdo informacional relacionado a  $\Sigma\varepsilon_i(x_i)$  pode melhorar tais modelos.

A inserção de *NOISE* em modelos de precificação, quando comparado com os resultados obtidos com modelos que utilizaram IBW, deverá gerar resultados tanto semelhantes quanto maior for a aproximação de sua estrutura informacional. Essa aproximação em estrutura poderá ser o suficiente para *NOISE* explicar melhor os retornos das ações de maior suscetibilidade à especulação e/ou maior dificuldade de avaliação, conforme evidências apresentadas por Baker e Wurgler (2007). Junto a isso, considerações sobre o *timing* de resolução da ambiguidade também importa. É plausível esperar que, se essa dinâmica ocorrer no curto prazo, o *mispricing* gerado poderá ser resolvido também no curto prazo. Sendo assim, *NOISE* poderá capturar movimentos de reversão aos fundamentos no curto prazo.

De fato, esse padrão esperado da relação entre *noise* e o retorno das ações tem um apelo fortemente empírico. Olsen e Troughton (2000) coletaram dados de *survey* com o intuito de investigar a importância da percepção de ambiguidade entre os analistas e investidores profissionais. Concluíram que 84% dos investidores profissionais acham mais

difícil estimar distribuições de retorno de ações para pequenas empresas do que para grandes empresas e, geralmente, se sentiam menos confiantes sobre suas previsões ao investirem em ações de baixa capitalização (*smallcaps*). Além disso, 89% dos *experts* afirmaram que a análise quantitativa é de pouca utilidade na avaliação de empresas voláteis. Como conclusão, Olsen e Troughton (2000) sugerem que, no caso de empresas pequenas e de empresas voláteis, medidas quantitativas tradicionais de risco, como desvio padrão e beta, podem ser preditores incompletos dos retornos ajustados ao risco, e podem precisar ser aumentados por medidas de ambiguidade.

Manela e Moreira (2017) quantificaram a percepção de incerteza futura dos fundamentos baseada nos co-movimentos entre a cobertura de primeira página do *Wall Street Journal* e a volatilidade implícita das opções (VIX). Encontraram um retorno de mercado acima da média após períodos de maior ambiguidade dos investidores. Observaram que esses efeitos, assim como os resultados encontrados por Tetlock (2007), revertem rapidamente, e argumentaram que esses efeitos são mais consistentes com uma explicação com base no sentimento do investidor do que uma compensação racional para o histórico do risco.

Dado o exposto, fez-se necessário verificar empiricamente se *noise* possui poder preditivo em relação ao retorno agregado das ações e em relação aos grupos de ações mais suscetíveis a sentimento, conforme previsão teórica do modelo de *noise trading* e evidências empíricas obtidas por Olsen e Troughton (2000) e Baker e Wurgler (2006, 2007). A verificação da Hipótese 3 foi dividida em três partes, como segue:

**Hipótese 3a:** “*NOISE* possui maior capacidade preditiva em relação aos retornos das ações com menor capitalização de mercado, característica que a faz mais suscetível a *noise trading*”.

**Hipótese 3b:** “*NOISE* tem maior capacidade preditiva para as ações com alta volatilidade nos retornos, característica que a faz mais suscetível a *noise trading*”.

Segundo Bali, Brown e Tang (2017), quando a incerteza fundamental aumenta o suficiente, permanecem no mercado somente os investidores racionais mais otimistas, adquirindo as ações com maior exposição (positiva) à incerteza, as quais performariam melhor diante das flutuações da incerteza fundamental. Sendo assim, dado que *noise* possui uma estrutura informacional mais puramente expectacional, não relacionada a fundamentos, espera-se que possua fraca capacidade explicativa para carteiras formadas por ações

selecionadas segundo valores mais extremos de sua exposição à incerteza fundamental. Logo, foi verificada a seguinte hipótese:

**Hipótese 3c:** “*NOISE* possui fraca capacidade explicativa em relação aos retornos das ações agrupadas segundo sua exposição à incerteza fundamental”.

## 2.4 RESUMO DAS HIPÓTESES DE PESQUISA

Esta seção resume as hipóteses de pesquisa, as quais estão alinhadas aos objetivos propostos na presente tese. O capítulo seguinte (Capítulo 3), dedicado à metodologia, foi estruturado para, logo após a exposição da estratégia metodológica para construção da medida para *noise*, fornecer os *frameworks* adequados para verificar as hipóteses aqui resumidas. Esses *frameworks* consistem nos testes, didaticamente divididos em três níveis de teste: (a) estrutura informacional, (b) consistência teórica (relações dinâmicas entre as variáveis) e (c) conformidade com evidências empíricas documentadas na literatura. A exposição das hipóteses segue, respectivamente, esses três níveis de testes para *NOISE*:

- **Hipótese 1:** *Noise* pode ser quantificado a partir de medidas de ambiguidade do ambiente macroeconômico.

(1a) *NOISE* está relacionado a sentimento em toda a sua estrutura informacional;

(1b) *NOISE* ajuda a prever a volatilidade do retorno no mercado de ações;

(1c) *NOISE* ajuda a prever retorno de forma não linear, revelando indícios de *noise trading*.

- **Hipótese 2:** *Noise* apresenta as relações sistêmicas esperadas em relação aos *benchmarks* para sentimento, incerteza econômica fundamental e volatilidade dos retornos das ações.

(2a) *NOISE* prevê sentimento, com sinal positivo;

(2b) A incerteza fundamental está relacionada com *NOISE* e com IBW, com Sinal negativo;

(2c) *NOISE* e IBW aumentam a volatilidade do mercado.

- **Hipótese 3:** *Noise* possui poder preditivo em relação ao retorno das ações mais suscetíveis a sentimento.

(3a) *NOISE* possui maior capacidade preditiva em relação aos retornos das ações com menor capitalização de mercado, característica que a faz mais suscetível a *noise trading*;

(3b) *NOISE* tem maior capacidade preditiva para as ações com alta volatilidade nos retornos, característica que a faz mais suscetível a *noise trading*;

(3c) *NOISE* possui fraca capacidade explicativa em relação aos retornos das ações agrupadas segundo sua exposição à incerteza fundamental.

### 3 METODOLOGIA

Esse capítulo descreve a metodologia para construção de uma medida para *noise*, denotada “*NOISE*”. De forma adicional, descreve a metodologia utilizada para a realização de vários testes utilizados para validar *NOISE*, o que implica na verificação das hipóteses estabelecidas no capítulo anterior. Saliente-se que a complexidade e natureza do problema de pesquisa motivou o uso de um “conjunto” de técnicas econométricas. Então, em prol da clareza e concisão, maiores detalhes sobre a metodologia utilizada nos testes da variável *NOISE*, foram alocadas para o apêndice à tese. Enfim, este capítulo está estruturado em 5 seções: descrição dos dados e especificação das variáveis (uma seção), construção de *NOISE* (uma seção) e *frameworks* de teste (três seções).

#### 3.1 DADOS E VARIÁVEIS

Em um primeiro momento, esta seção descreve os dados, o tratamento dos dados e as fontes, para, em seguida, descrever as variáveis utilizadas na construção de *NOISE*. As análises empíricas foram realizadas para o período 2002:01 a 2017:12, com frequência mensal. Esse período foi definido em função da disponibilidade dos dados. Todavia, algumas variáveis não estão disponíveis para todo esse intervalo; portanto, algumas análises foram feitas em subamostras, a serem especificadas em notas às tabelas. Para a construção de *NOISE* foram coletados dados relativos a:

(a) Indicador de Incerteza da Economia Brasileira, componente média (IIE-BR), índice sob responsabilidade do IBRE/FGV (Instituto Brasileiro de Economia/ Fundação Getúlio Vargas). IIE-BR, foi baixada via pacote BETS (*Brazilian Economic Time Series*), pacote do software R;

(b) a medida da incerteza da política econômica para o Brasil (*EPU, Economic Policy Uncertainty*, na sigla em inglês). EPU foi obtido no site [www.policyuncertainty.com](http://www.policyuncertainty.com), que é mantido pelos pesquisadores Scott Baker, Nicholas Bloom e Steven Davis;

(c) previsões dos analistas (*experts*) em relação à inflação (IPCA), taxa de câmbio, taxa de juro e produção industrial, para  $h = 1, 3$  e 6 meses. Esses dados foram disponibilizados pelo sistema de expectativas de mercado, sob responsabilidade do Banco Central do Brasil (BCB/ FOCUS);

(d) séries históricas de indicadores econômicos observáveis baixados por meio do pacote BETS (*Brazilian Economic Time Series*), pacote do software R, específico para coleta de séries de indicadores econômicos a partir de várias fontes, como FGV, IBGE, BCB e IPEA. Essas séries de indicadores foram utilizadas para (i) construção da variável incerteza fundamental, conforme JLN (detalhado na Subseção 3.1.1) e (ii) cômputo das surpresas das previsões dos analistas (detalhado na Subseção 3.1.2);

(e) incerteza da economia-norte americana, denotado por *UNC*. Foi coletado no *site* da pesquisadora Sidney Ludvigson ([www.sydneyludvigson.com](http://www.sydneyludvigson.com)). Pode ter sua interpretação generalizada para incerteza dos fundamentos econômicos externa;

(f) sentimento do investidor, em sua versão norte-americana,  $SENT^{US}$ , bem como sua versão ortogonalizada para fundamentos econômicos,  $SENT^{US\perp}$ , os quais foram obtidos no *site* do pesquisador Jeffrey Wurgler (<http://people.stern.nyu.edu/jwurgler>). Para sua versão brasileira,  $SENT^{BR}$ , utilizou-se a medida de sentimento construída por Xavier e Machado (2017), disponibilizada pelos autores;

(g) a medida de volatilidade realizada, *VOL*, foi obtida no IBRE/FGV, baixado via pacote BETS;

(h) fatores de risco computados para o Brasil, segundo metodologia de Fama e French, foram obtidos no centro de pesquisa em economia financeira da Universidade de São Paulo, disponibilizados *on line*;

(i) cotações das ações, coletado na base de dados Thomson Reuters®. As cotações foram ajustadas para inflação e para proventos, e usadas na construção das carteiras agrupadas segundo volatilidade (*sigma*) e exposição à incerteza fundamental. Foram tomadas carteiras *long* em ações com retornos altos e *short* em ações com retornos baixos, segundo as referidas características das empresas.

Os dados de (a) a (d) serão usados na construção de *NOISE*, os demais, (e) a (i) serão usados em testes. Em especial, os dados descritos em (a) e (b) são baseados na mídia, enquanto os dados apresentados em (c) são baseados em *survey*, portanto, ambos possuem conteúdo informacional “subjutivo”. Os dados descritos em (d) são observáveis e possuem natureza objetiva.

Deve ser chamada a atenção para a necessidade de uma replicação fidedigna da metodologia sugerida por JLN para a construção da incerteza fundamental (objetiva) para a economia brasileira, doravante denotada por *INC*, o que se justifica pelos seguintes motivos: (i) a metodologia já fora amplamente discutida e aceita na comunidade científica, bem como

empregada em diversos trabalhos empíricos; (ii) para os testes de validação para *NOISE*, são utilizadas evidências empíricas envolvendo a medida original, computada para EUA, doravante denotada por *UNC*, de forma que se pressupõe a mais fiel comparabilidade; por fim, (iii) *INC* e *UNC* serão utilizadas no mesmo modelo, onde se pressupõe novamente comparabilidade. Assim, despenderam-se esforços para restringir as diferenças entre *INC* e *UNC* tão somente às diferenças estruturais entre os países.

A seguir, serão explicitadas as metodologias usadas para a obtenção das *proxies* para incerteza, usadas na construção de *NOISE*, sugeridas, respectivamente, por Jurado, Ludvigson e Ng (2015), Scotti (2016) e Baker, Bloom e Davis (2016).

### 3.1.1 Incerteza Econômica Fundamental (*INC*)

A variável *INC* é construída a partir de um conjunto de indicadores econômicos, divulgados publicamente (anúncios). Tomados em seu conjunto, esses indicadores representam os fundamentos macroeconômicos. Para obter as incertezas desses indicadores, seguiu-se a metodologia desenvolvida por Jurado, Ludvigson e Ng (2015).

Formalmente, a incerteza de uma variável econômica  $y_t \in Y_t = (y_{1t}, \dots, y_{N_y t})'$  é definida segundo a identidade expressa na Equação 8, relativa à incerteza individual:

$$Inc_{jt}^y(h) \equiv \sqrt{E \left[ (y_{jt+h} - E[y_{jt+h}|I_t])^2 | I_t \right]} \quad (8)$$

com  $j=1, \dots, N_y$ . A expectativa  $E[\cdot | I_t]$  é tomada em relação ao conjunto de informações  $I_t$  disponível aos investidores no tempo  $t$ . Se as expectativas relativas ao erro quadrático nas previsões de  $y_{jt+h}$ , condicional a toda informação disponível, elevam-se, a incerteza em  $y_t$  se eleva também. O conjunto  $Y_t$  é formado por um rico conjunto de indicadores econômicos, aproximando o conjunto de informações observável dos investidores. Diante dessa definição, é possível admitir que uma medida de incerteza macroeconômica pode ser construída a partir da agregação de incertezas individuais  $Inc_{jt}^y$  em cada  $t$ , usando pesos de agregação  $w_j$ , ou seja,  $Inc_t^y = plim_{N_y \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^{N_y} w_j Inc_{jt}^y(h) \equiv E_w [Inc_{jt}^y(h)]$ .

Para obter essa medida, primeiro, são estimadas previsões para cada  $y_{jt}$ ,  $E[y_{jt+h}|I_t]$ . Saliente-se que esse passo é crítico, pois as previsões devem ser as mais informadas possíveis, gerando erros de previsão expurgados de todo conteúdo preditivo. Para mitigar um possível

viés de variável omitida, foram usados modelos de previsão aumentados por índices de difusão ou fatores de difusão, seguindo o procedimento de Stock e Watson (2002), e adotado por Jurado, Ludvigson e Ng (2015).

Esses fatores de difusão, usados como um dos preditores das previsões, foram obtidos por meio da análise de componentes principais (ACP)<sup>7</sup>, a partir do conjunto de séries econômicas e financeiras que atuam como variáveis preditivas  $\{X_{it}\}$ ,  $i = 1, 2, \dots, N$ , com uma abrangência informacional o máximo possível aproximado a  $I_t$  (como se trata de uma extensa lista de indicadores, preferiu-se alocá-la para o Apêndice A).

Portanto, realizadas as previsões com o uso dos fatores de difusão, os erros de previsão constituem a base para a medida de incerteza. Foram estimadas previsões para cada  $y_t$ , com exceção das variáveis financeiras, evitando-se que a alta volatilidade das variáveis financeiras fosse sobre-representada.

Dessa forma, em previsões um passo à frente ( $h=1$ ) para dentro da amostra (usando toda a amostra), foram obtidos os erros de previsão  $V_{jt+h}^y \equiv y_{jt+h} - E[y_{jt+h}|I_t]$ . Em sua forma geral, foi especificado o seguinte modelo de previsão (a marcação em negrito significa notação vetorial):

$$y_{jt+1} = \phi_j^y(L)y_{jt} + \gamma_j^F(L)\hat{\mathbf{F}}_t + \gamma_j^W(L)\mathbf{W}_t + \sigma_{jt+1}^y \varepsilon_{jt+1} \quad (9)$$

onde  $\phi_j^y(L)$ ,  $\gamma_j^F(L)$  e  $\gamma_j^W(L)$  são polinômios nos operadores de defasagem  $L$  de ordem  $p_y$ ,  $p_F$  e  $p_W$ ;  $\hat{\mathbf{F}}_t$  é um vetor formado por estimativas consistentes das rotações de  $F_t$ , de forma que  $\hat{\mathbf{F}}_t = (\hat{F}_{1t}, \dots, \hat{F}_{rft})'$ ;  $\mathbf{W}_t$  é um vetor  $r_W \times 1$  que contém variáveis preditivas adicionais, como o quadrado do primeiro componente de  $\hat{\mathbf{F}}_t$  e os fatores em  $X_{it}^2$  coletado no vetor  $\hat{\mathbf{G}}_t$ , de dimensão  $N_G \times 1$ . Os termos quadráticos em  $\mathbf{W}_t$  são usados para capturar possíveis não linearidades e qualquer efeito que a volatilidade condicional possa ter sobre a média condicional. Seguindo Jurado, Ludvigson e Ng (2015), foram especificados modelos AR( $p$ ) para obtenção dos erros de previsão para os fatores,  $F_{kt+1}$  e  $W_{\ell t+1}$ .

Em seguida, foi estimada a volatilidade condicional (à informação disponível no tempo  $t$ ) dos erros:  $E[(V_{t+h}^y)^2|I_t]$ . Logo, para que fossem geradas incertezas variantes no tempo nas séries  $y_{jt}$ , permitiu-se que os erros das previsões um passo à frente, possuíssem

<sup>7</sup>A ACP também é utilizada na construção de *NOISE*, descrita na Seção 3.3.3. Onde se destinou como local próprio para descrição da técnica estatística da ACP.

volatilidade variante no tempo  $\sigma_{jt+1}^y$ ,  $\sigma_{kt+1}^F$  e  $\sigma_{\ell t+1}^W$ . Isso não só para  $y_{jt+1}$ , como também para  $F_{kt+1}$  e  $W_{\ell t+1}$ .

Para que  $Inc_{jt}^y$  esteja em conformidade com a noção teórica de incerteza “genuína”, segundo Knight (1921), é necessário que a construção de choques de segundo momento seja independente das inovações nas próprias séries  $y_j$ . Para isso, foi especificado um modelo paramétrico de volatilidade estocástica, de forma que os parâmetros da volatilidade estocástica  $\alpha_j$ ,  $\beta_j$  e  $\tau_j$  sejam estimados a partir dos resíduos MQO dos modelos de regressão, usando métodos *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC)<sup>8</sup>. Então, depois de obtidas as incertezas individuais dos indicadores econômicos (listados no Apêndice A),  $Inc_{jt}^y$ , as mesmas foram agregadas para a obtenção de  $INC$ . Por fim, para a agregação, foram utilizados pesos homogêneos,  $w_j = 1/N_y$ .

### 3.1.2 Surpresas das Previsões (*SPI, STC, SINP, SJUR*)

O estado de expectativas da economia, como exposto na Subseção 2.3.2.2, pode ser aproximado pelas previsões sobre as perspectivas econômicas, as quais podem se revelar otimistas ou pessimistas quando confrontadas com a realidade. Mais especificamente, foram utilizadas as surpresas das previsões realizadas pelos *forecasters* profissionais ouvidos pelo Boletim Focus/BCB como aproximação para o estado de expectativas. Inspirado na metodologia proposta por Scotti (2016), foram computados os erros de previsão ou, simplesmente, “surpresas”. As surpresas podem revelar comportamentos sistematicamente otimistas/pessimistas (SCOTTI, 2016), bem como, tomada sua magnitude, o estado mental de incertezados *experts* diante da imprevisibilidade da economia (KAHNEMAN; TVERSKY, 1973, 1982).

Scotti (2016) obteve uma *proxy* para incerteza a partir de erros de previsão dos analistas, computados a partir de dados de *survey*. Para isso, utilizou as surpresas ( $s_t^j$ ) das previsões dos analistas,  $s_t^j = y_t^j - E[y_t^j | I_t]$ , onde  $y_t^j$  são os valores atuais das variáveis macroeconômicas e  $E[y_t^j | I_t]$  são as previsões condicionais ao conjunto de informações  $I_t$ , com  $j$  = câmbio, inflação, juro e produção industrial. Assim, foram tomadas as medianas das

---

<sup>8</sup>Seguindo Jurado, Ludvigson e Ng (2015), foi utilizado o pacote *stochvol* no R, que aplica a estratégia *ancillarity-sufficiencyinterweaving* como discutido em Fruhwirth-Schnatter (2013).

previsões dos *experts* (economistas, chefes e gestores financeiros de instituições financeiras e corporações),  $E[y_t^j | I_t]$ , e confrontadas com os dados efetivos ou atuais,  $y_t^j$ , sendo, assim, computadas as surpresas,  $s_t^j$ . Para o cômputo das surpresas, supôs-se uma função perda quadrática.

Para a especificação temporal das surpresas, com horizontes  $h = 1, 3$  e  $6$  meses, foram tomados os valores atuais em  $t$  para IPCA, taxa de câmbio, taxa de juro e produção industrial, os quais foram confrontados com as previsões feitas em  $t - 1, t - 3$  e  $t - 6$ , de forma a capturar a formação de expectativa de curto a médio prazo. Contudo, para as medidas de surpresa utilizadas na análise de componentes principais, foram obtidas surpresas para  $h = 1$ , denotadas como: *STC* (surpresa da taxa de câmbio), *SINF* (surpresa da inflação), *SJUR* (surpresa da taxa de juro) e *SPI* (surpresa da produção industrial).

À luz das teorias de Keynes (1936) e Kahneman e Tversky (1973, 1982) e Tversky e Kahneman (1974), se sustentam as premissas de que (i) o aumento na ambiguidade, assim como a dificuldade da tarefa, aumenta a propensão ao uso de heurísticas e vieses; (ii) previsões constituem-se em tarefas difíceis, o que se exacerba com horizontes de previsão maiores; e (iii) *ceteris paribus*, a incerteza associada a eventos específicos tende a ser solucionada ao longo do tempo, com a chegada de novas informações. Com base nessas premissas, as surpresas das previsões foram aqui empregadas como indicadores do estado mental de incerteza dos agentes econômicos, no tempo  $t$ , e, conseqüentemente, sua propensão a se comportar irracionalmente. Segundo evidências, as próprias surpresas podem revelar vieses sistemáticos nas previsões de *experts*, como excesso de confiança, viés de auto-atribuição e heurísticas, como representatividade (SCOTTI, 2016).

Também com base nas referidas premissas, foram obtidas outras duas medidas a partir das surpresas. A primeira é definida pela diferença  $s_{t-6}^j - s_{t-1}^j$ , a qual foi tomada como *proxy* para resolução da incerteza, sendo  $RInc_t^j$  sua notação. Leve-se em conta que  $RInc_t^j$  se tornará maior quando  $s_{t-1}^j$  for relativamente menor, o que ocorre com a diminuição da ambiguidade (ou seja, mais rápida resolução da ambiguidade para o período  $t - 6$  a  $t - 1$ ). Assim, um crescimento temporal suficientemente elevado em  $RInc_t^j$  indica maior ritmo ou *timing* de resolução da ambiguidade, o que tende a sinalizar uma menor propensão a especular dos investidores (*noise trading*). Por outro lado, a redução temporal suficientemente intensa em  $RInc_t^j$  indica menor ritmo de resolução da ambiguidade, sinalizando uma maior propensão a especular dos investidores.

A outra medida consiste no desvio padrão entre  $s_{t-6}^j$ ,  $s_{t-3}^j$  e  $s_{t-1}^j$ , tomada como uma *proxy* que visa capturar efeitos de “choques”, como grandes eventos ou mudanças estruturais, capazes de impactar o ritmo de resolução da incerteza, denotado por  $CRInc_t^j$ . Quando aumenta, significa que os agentes foram expostos a eventos de incerteza relevantes no período  $t - 6$  a  $t - 1$ . O aumento em  $CRInc_t^j$  sinaliza não só maior incerteza, mas também maior instabilidade no ritmo de resolução da ambiguidade.

### 3.1.3 Incerteza da Mídia (*IIE*, *EPU*)

Considerando que o “estado cognitivo de incerteza” pode se revelar através da expressão textual, em linguagem natural (KAHNEMAN; TVERSKY, 1982), foi utilizada a frequência de termos textuais relacionados (i) à incerteza econômica (*IIE*) e (ii) à incerteza da política econômica (*EPU*) na mídia, ambas variáveis tomadas como aproximações para o estado cognitivo de incerteza.

Baker, Bloom e Davis (2016) desenvolveram uma medida de incerteza baseada na frequência de termos relacionados à incerteza econômica e da política econômica em alguns jornais dos Estados Unidos, conforme a Equação 10:

$$P_{k,t} = \frac{I_{k,t}}{T_{k,t}} \quad (10)$$

onde  $P_{k,t}$  é a proporção de notícias sobre incerteza no mês  $t$ ;  $T_{k,t}$  é a quantidade total de notícias publicadas pela mídia  $k$  no mês  $t$ ; e  $I_{k,t}$  é a quantidade de notícias classificadas como incerteza.

A variável *IIE* foi construída a partir da frequência de termos relacionados à incerteza econômica nos jornais Valor Econômico, Folha de São Paulo, O Globo, Estado de São Paulo e Correio Braziliense, bem como os canais de mídias sociais dos referidos jornais (*twitter* e *bloggs*). A base de dados consiste em mais de dois milhões de artigos. Já *EPU* foi construída intensivamente a partir da base de dados do jornal Folha de São Paulo. (FERREIRA *et al.*, 2017; BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016).

### 3.2 CONSTRUÇÃO DA VARIÁVEL *NOISE*

Esta seção detalha os procedimentos para a construção de uma *proxy* para *noise*. Parte-se da premissa de que *noise* consiste numa medida composta, explicada a partir de duas forças latentes: (a) ambiguidade ou imprevisibilidade do ambiente macroeconômico, e (b) expectativas errôneas desencadeadas pelo estado mental de incerteza dos agentes (BLACK, 1986; DE LONG *et al.*, 1990; CHAHROUR; JURADO, 2018).

A estratégia utilizada para operacionalizar empiricamente essas noções teóricas consiste na extração de conteúdo informacional, relacionado a crenças e julgamentos, a partir das medidas de incerteza baseadas na mídia – *IIE* e *EPU* – e nas surpresas das previsões dos analistas – *STC*, *SINF*, *SJUR* e *SPI*. Parte-se do pressuposto que (i) *noise* é, por definição, não correlacionado com os fundamentos, e que (ii) a incerteza fundamental, *INC*, consiste em uma *proxy* para a incerteza nas previsões racionais, baseadas nos fundamentos econômicos (*news*).

Assim, para reduzir a correlação com os fundamentos, enfatizando o conteúdo informacional de natureza expectacional e subjetivo, cada uma das variáveis de incerteza baseadas na mídia e nas surpresas das previsões dos *experts* foram ortogonalizadas para *INC*, tanto contemporaneamente como defasada em um período, dada a persistência de *INC*. As idiosincrasias restantes podem ser corrigidas na extração da variabilidade comum na análise de componentes principais (BAKER; WURGLER, 2006).

A Tabela 1 lista as variáveis utilizadas na ACP para a construção de *NOISE*, as quais foram detalhadas nas subseções 3.1.2 e 3.1.3. Observando que cada variável foi, antes, ortogonalizada para *INC* e  $INC_{t-1}$ , o que muda a interpretação de cada variável. Com essa transformação, as *proxies* para incerteza passam a ser interpretadas como *proxies* relacionadas a crenças ou julgamentos (“*prior believes*”) diante da imprevisibilidade do ambiente macroeconômico. Quanto à temporalidade, todas as *proxies* capturam a dinâmica do período anterior, correspondente a um mês. Dessa forma, as medidas baseadas na mídia consolidam a frequência de expressões de incerteza nos artigos de jornais acumulados no período de um mês, enquanto as surpresas correspondem ao estado mental de incerteza diante da imprevisibilidade de um horizonte também de um mês.

Tabela 1—Lista das variáveis usadas na ACP e construção de *NOISE*

$X_t$	Descrição das Variáveis
<b>Notação</b>	
<i>IIE</i>	Ambiguidade da economia ( <i>misperception</i> )
<i>EPU</i>	Ambiguidade da incerteza da política econômica
<i>STC</i>	Expectativas sobre a previsibilidade da taxa de câmbio (R\$/\\$)
<i>SINF</i>	Expectativas sobre a previsibilidade da inflação (IPCA)
<i>SJUR</i>	Expectativas sobre a previsibilidade dos juro (Selic)
<i>SPI</i>	Expectativas sobre a previsibilidade da produção industrial
<i>RInc<sup>j</sup></i>	Resolução da ambiguidade
<i>CRInc<sup>j</sup></i>	Choques (eventos) no ritmo de resolução da ambiguidade

*Nota:*  $j = STC, SINF, SJUR, SPI$ . Todas as variáveis listadas foram ortogonalizadas para incerteza nos fundamentos macroeconômicos (*INC*). Contudo, mantiveram-se as mesmas notações.

Introduzida por Hotelling (1933), a análise de componentes principais (ACP), técnica multivariada amplamente utilizada em finanças, permite reduzir o número de variáveis em um modelo (redução de dimensionalidade) e permite identificar se há uma estrutura nas relações de um conjunto de variáveis (classificação de variáveis).

Como pressupõe a teoria da ACP, as séries de *proxies* para ambiguidade e expectativas  $X_t$ , devem ser estacionárias, e, para evitar problemas de escala entre as variáveis ao se utilizar utilização da matriz de covariância, devem ser padronizadas para média zero e desvio padrão amostral unitário. É necessário, ainda, que o conjunto de séries empregadas apresente um número suficiente de correlações significativas entre as variáveis para justificar a realização da ACP. Procedeu-se, então, ao teste Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) para verificar esse critério de variabilidade comum. Adicionalmente, foi realizado o teste de esfericidade de Bartlett para verificar se a matriz de correlação/covariância não é uma matriz singular (a hipótese nula é que a matriz de correlação seja uma matriz identidade).

Do ponto de vista econômico, considerando que a mídia impacta as previsões dos *forecasters*, assim como as previsões e as surpresas impactam as opiniões e informações publicadas na mídia, é plausível esperar a existência de comunalidade entre esses dois tipos de variáveis (TETLOCK, 2007; ALEXOPOULOS; COHEN, 2009). Além disso, a satisfação do critério de comunalidade e variabilidade comum permitem supor a existência de uma estrutura de fator para *noise*, viabilizando não só a extração de componentes principais através da ACP, mas a significação ou identificação dos fatores ou componentes extraídos.

Dessa forma, o conjunto de variáveis utilizado para a obtenção dos fatores (componentes principais) são denotadas por  $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{Nt})'$  e assume-se que  $X_{jt}$  possui uma estrutura aproximada de fator na forma expressa na Equação 11:

$$X_{jt} = \Lambda_j^F \mathbf{F}_t + e_{jt}^X, \quad (11)$$

onde  $\mathbf{F}_t$  é um vetor  $r_F \times 1$  de fatores comuns latentes,  $\Lambda_j^F$  é um vetor  $r_F \times 1$  de cargas fatoriais e  $e_{jt}^X$  é um vetor de erros idiossincráticos (a marcação em negrito significa notação vetorial).

Rachev *et al.*, (2007) afirmam que o modelo de fatores é o modelo econométrico por trás da ACP, e consiste em um modelo estatístico que tenta explicar fenômenos complexos através de um número reduzido de causas básicas ou fatores. Portanto, através de um modelo de fatores, é possível obter-se redução de dimensionalidade quando o fenômeno só puder ser apreendido a partir de um número elevado de variáveis, em outros termos, os modelos de fatores encontram as causas verdadeiras que geram os dados.

Assim, a ACP consiste em um meio para a obtenção de fatores com técnicas de aprendizagem estatística quando os fatores não são exogenamente dados. Segundo a proposta da tese, *noise* é endogenamente determinado pela previsibilidade e pelo estado mental de incerteza, os quais são expressos em crenças (previsões) e opiniões (expressão textual, em linguagem natural).

Para obtenção de componentes principais ortogonalizados, facilitando a interpretação econômica dos fatores, foi empregado o método de rotação varimax com normalização de Kaiser, apontado pela literatura como mais adequado para distinguir teoricamente o significado dos componentes principais (RACHEV *et al.*, 2007). Assim, o primeiro componente principal extraído é, simplesmente, a combinação linear das variáveis com os coeficientes escolhidos ( $\Lambda_i^F$ ) para capturar o máximo possível da variação conjunta entre as séries.

Dessa forma, a ACP parte do conjunto de  $j$  séries temporais estacionárias  $x_j$ , descritas na Tabela 1, a partir do qual são definidas combinações lineares,  $C_i$ , identificadas individualmente por um vetor unidimensional de pesos  $w_i$ , caracterizadas por uma variância  $\sigma_{c_i}^2$  onde, em geral,  $\sigma_{c_i}^2$  depende de  $w_{c_i}$ . Para uma descrição mais rigorosa, descrita em Rachev *et al.* (2007), considere-se, então,  $C_i$  normalizado, o qual possui a maior variância possível. Nesse contexto, um  $C_i$  normalizado possui  $\sum w_1 = 1$ . Assumindo-se que  $x_i$  são sequências independentes e identicamente distribuídas (iid), com distribuição conjunta normal com matriz de variância-covariância  $\sigma$ , é possível demonstrar, em um cálculo direto, que cada  $C_i$  será normalmente distribuído com variância, conforme a Equação 12:

$$\sigma_c^2 = \mathbf{w}_c^T \boldsymbol{\sigma} \mathbf{w}_c \quad (12)$$

Portanto, o  $C_i$  normalizado de máxima variância pode ser determinado segundo a Equação 13:

$$\text{Max } \mathbf{w}_c^T \boldsymbol{\sigma} \mathbf{w}_c \quad (13)$$

sujeito à condição de normalização  $\mathbf{w}_c^T \mathbf{w}_c = 1$ . Onde o produto é um produto escalar. É, ainda, possível demonstrar que a solução desse problema é o autovetor  $\mathbf{w}_1$  correspondente ao maior autovalor  $\lambda$ , da matriz de variância-covariância  $\boldsymbol{\sigma}$ .

Ao fim, todos os  $C_i$  são ortogonais entre si, de forma que:

$$\mathbf{w}_1^T \boldsymbol{\sigma} \mathbf{w}_{c1} = \mathbf{w}_{c1}^T \boldsymbol{\sigma} \mathbf{w}_1 = 0 \quad (14)$$

Esse raciocínio pode ser repetido para os demais componentes, com  $C_2$  (segunda maior variância) dado pelo auto-vetor  $\mathbf{w}_2$  e o segundo maior auto-valor  $\lambda_2$  da matriz de variância-covariância  $\boldsymbol{\sigma}$ .

Cada  $C_i$  consiste em uma série temporal formada por uma combinação linear das séries temporais originais  $x_j$ , de forma que os coeficientes serão os pesos dos componentes,  $C_i$ . Atente-se que esses componentes de máxima variância serão todos mutuamente não correlacionados (ortogonais). Dessa forma, a ACP permitiu a substituição das  $n$  séries originais correlacionadas,  $x_j$ , por  $n$  séries  $C_i$  não correlacionadas.

Importante perceber, como se deseja, que a ACP permite recuperar todas as séries originais,  $x_i$ , como uma combinação linear dos componentes (RACHEV *et al.*, 2007), valendo a Equação 15:

$$x_j = \sum_{i=1}^n \alpha_{j,i} C_i, \quad (15)$$

onde  $\alpha_{ji}$  são os pesos na combinação linear entre os componentes principais. Portanto, a representação aproximada de cada série  $x_j$  pode ser obtida como uma combinação linear dos fatores mais um pequeno ruído não correlacionado,  $e_j$ , como mostra a Equação 16:

$$x_j = \sum_{i=1}^c \alpha_{j,i} F_i + \sum_{i=c+1}^n \alpha_{j,i} C_i = \sum_{i=1}^c \alpha_{j,i} F_i + e_j \quad (16)$$

Nesse contexto, a Equação 16 irá configurar um importante aspecto na estratégia empírica para obtenção de *NOISE*. A partir da sustentação teórica e empírica evidenciada na revisão da literatura, é possível estabelecer a premissa de que manifestações de *noise* estão associadas a sentimento. Sendo as variáveis latentes obtidas via ACP, ou seja,  $C_i$ , manifestações de *noise*, logo, consistem também em conteúdo informacional associado a sentimento do investidor, *SENT*. Sob esse pressuposto, é possível admitir que sentimento do investidor esteja implícito na estrutura fatorial  $X_{jt}$ . Sendo esta última afirmação tanto mais verdade quanto maior a força da relação

$$\text{corr}(\sum_{i=1}^n \alpha_{ji} C_i, \text{SENT}) \quad (17)$$

Portanto, sustentando-se o pressuposto, valerá a relação expressa na Equação 18<sup>9</sup>:

$$x_{\text{SENT}} = \sum_{i=1}^n \alpha_{j,i} C_i + e_{\text{SENT}}. \quad (18)$$

Assim, para a obtenção de *NOISE*, em conformidade com a literatura e a teoria da ACP, a relação expressa pela Equação 18 opera como condição instrumental para que exista a relação expressa na Equação 19:

$$\text{NOISE} = \sum_{i=1}^c \alpha_{j,i} F_i + e_{\text{NOISE}} \quad (19)$$

onde  $\sum_{i=1}^c \alpha_{j,i} F_i$  representa a estrutura fatorial de *NOISE* que depende do conteúdo informacional contido em  $X_t$  e  $e_{\text{NOISE}}$  corresponde aos erros idiossincráticos na mensuração dos fatores ortogonais,  $C_i$ . Por fim, para obtenção da medida final para *NOISE*, computou-se  $\text{NOISE} = \sum_{i=1}^n \alpha_{j,i} C_i$ , com uma combinação de pesos  $\alpha_{j,i}$  sujeito à condição  $\max \text{corr}(\sum_{i=1}^n \alpha_{ji} C_i, \text{SENT}^{BR})$ .

Para a classificação dos componentes principais, observou-se sua composição, segundo as cargas fatoriais de cada variável  $x_j$  na constituição de  $C_i$ . Outro meio complementar para definir  $C_i$  consistiu na análise de suas relações com outras variáveis, teórica e empiricamente relacionadas. Espera-se que *NOISE* esteja relacionado não somente com *SENT*, mas também com o sentimento nas bolsas norte-americanas ( $\text{SENT}^{US}$ ), com a

---

<sup>9</sup> $e_{\text{SENT}}$  corresponderia, hipoteticamente, aos erros idiossincráticos que, por sua vez, dependeria da qualidade das proxies que compõem  $X_t$ . A mesma observação vale, efetivamente, para  $e_{\text{NOISE}}$ , conforme a Equação F.

incerteza econômica fundamental interna (*INC*) e externa (*UNC*), volatilidade dos retornos das ações (*VOL*), o próprio retorno (*R*), e o risco sistêmico (*MKT*).

Após construída a variável *NOISE*, foram ainda obtidas duas outras versões. Para expurgar *UNC*, regrediu-se *NOISE* contra *UNC*, tomando os resíduos como uma segunda versão, denotada por  $NOISE^{UNC}$ . Repetindo o mesmo procedimento, agora, ortogonalizando  $NOISE^{UNC}$  para o risco sistêmico e para os fatores de risco padrão (*MKT*, *SMB*, *HML*, *WML*), obteve-se  $NOISE^{\perp}$ , como uma terceira versão.

### 3.3 ESTRUTURA INFORMACIONAL E CONSISTÊNCIA TEÓRICA E EMPÍRICA

Construída a medida para *NOISE*, foram realizados testes (conforme os objetivos e hipóteses de pesquisa), enfocando três dimensões analíticas:

- (1) estrutura informacional;
- (2) consistência teórica (relações sistêmicas); e
- (3) conformidade com as evidências empíricas (em relação ao padrão de explicação dos retornos esperados para retornos de grupos de ações suscetíveis a sentimento).

A seguir, serão expostas as metodologias e estratégias empíricas, obedecendo a uma divisão didática definida por essas três dimensões analíticas. É importante observar que esses testes são complementares, integrando um esforço comum para que o objetivo geral seja alcançado.

#### 3.3.1 Investigação da Estrutura Informacional de *NOISE*

Esta subseção apresenta um primeiro nível de testes, cujo enfoque está na investigação da estrutura informacional de *NOISE*, frente a *benchmarks*. Considere-se, inicialmente, que uma das críticas feitas em relação à literatura sobre sentimento tem sido a sua quase exclusividade em estudos envolvendo apenas o nível ou média das medidas de sentimento (SHEFRIN, 2008). Nesse sentido, Shefrin (2008) argumenta que sentimento é mais bem definido enquanto distribuição, e não como uma escalar, visto que sentimento não se refere somente ao grau de otimismo. Como visto na seção que trata dos canais de irracionalidade e sentimento (Seção 2.2.1), a ambiguidade está associada não somente a vieses que geram otimismo, gerando propensão à ação (*animal spirits* forte), mas também pessimismo ou medo,

gerando propensão à inação (*animal spirits* fraco) ou maior busca por segurança (*fly to quality*).

Sendo assim, buscou-se uma estratégia empírica que possibilitasse um estudo de causalidade que abrangesse não só a média, mas outros momentos de ordem superior. Foi, então, utilizado o teste de causalidade linear paramétrico e não linear não paramétrico proposto por Diks e Panchenko (2005, 2006), de forma conjunta com a estratégia empírica sugerida por Bekiros e Diks (2008<sup>a,b</sup>). O fato de não ser encontrada na literatura em finanças medidas para *noise*, reforça justificativa para uma escolha metodológica que torne possível uma análise envolvendo toda a estrutura informacional, imprimindo maior profundidade e rigor à análise.

A metodologia de Diks e Panchenko (2005, 2006) apresenta a vantagem de oferecer testes de causalidade não lineares equiparáveis aos testes de causalidade de Granger. A motivação inicial para o desenvolvimento dessa metodologia foi o fato de que não linearidades, que são típicas das variáveis financeiras, podem afetar as inferências com o teste de causalidade desenvolvido por Granger (1969). Existindo efeitos não lineares, as relações *lead-lagged* entre as variáveis podem não ser consistentes, pois o padrão de causalidade pode estar mudando ao longo do tempo (DIKS; PANCHENKO, 2005, 2006). A técnica estatística do teste de causalidade não linear e não paramétrico de Diks e Panchenko (2005, 2006) foi descrita no Apêndice B.

Como causa de não linearidades nos dados financeiros, a literatura aponta: quebras estruturais (HIEMSTRA; JONES, 1994); variação no padrão de reação ao fluxo de informações (ROSS, 1989); bolhas com expectativas autorrealizáveis (BLANCHARD; WATSON, 1982); políticas monetárias não lineares (FLOOD; ISARD, 1989); e a atuação de *noise traders* (BLACK, 1986; DE LONG *et al.*, 1990; FRANCIS; MOUGOUÉ; PANCHENKO, 2010; BIRD; YEUNG, 2012).

O procedimento de Bekiros e Diks (2008<sup>a,b</sup>) complementa o teste proposto Diks e Panchenko (2005, 2006) para a consecução do objetivo aqui proposto, oferecendo um *framework* que permite checar relações de causalidade em momentos de ordem superior. Esse procedimento pode ser descrito como um simples processo de filtragem em três passos, o qual consiste em utilizar os modelos VAR e GARCH bivariados para a filtragem da estrutura dos dados.

No primeiro passo, são analisadas a relação causal tanto linear quanto não linear entre as variáveis. Portanto, são implementados o teste de causalidade de Granger linear paramétrico

de Granger (1969) e o teste não linear não paramétrico de Dicks e Panchenko (2005) nessa etapa. Em um segundo passo, para detectar causalidade estritamente não-linear, é retirada a estrutura linear, utilizando um modelo de vetores auto-regressivos, VAR(1), bivariado. No terceiro passo, foi utilizado um modelo da família GARCH( $p, q$ ) para investigar a causalidade não linear, controlando para heteroscedasticidade condicional (efeitos de segundo momento). Nesse passo, foram utilizados como “*inputs*” os resíduos padronizados obtidos no segundo passo.

No primeiro passo, obtendo-se “ $X \rightarrow Y$ ”, no que se lê “X causa Granger Y”, confirma-se uma relação *lead-lagged* entre as variáveis, ou, em outras palavras, X ajuda a prever Y, ou, ainda, X precede informacionalmente Y, de forma linear ou não linear. No segundo passo, se, após a filtragem para retirada da estrutura linear, a relação de causalidade não linear persistir, infere-se que há não linearidade estrita. No terceiro passo, após a filtragem para os efeitos GARCH, persistindo a relação de causalidade não linear, haverá indícios de causalidade devido a momentos de ordem superior (terceiro momento em diante). A interpretação econômica das evidências que emergirem em cada passo, para cada relação específica, se dá em função da fundamentação teórica e empírica. Em especial, a interpretação econômica para relação *NOISE-SENT* foi realizada à luz da definição de sentimento postulada por Shefrin (2008), da abordagem de heurísticas e vieses e dos modelos de *noise trading* ou sentimento.

Segundo a literatura sobre sentimento, geralmente a reação a novas informações ocorre de forma assimétrica (BROWN, 1999; BIRD; YEUNG, 2012; BIRD; CHOI; YEUNG, 2014; SHEN; YU; ZHAO, 2017). Os investidores sobre-reagem ou sub-reagem aos sinais ou, conforme o caso, aos “pseudosinais”. Sendo assim, foi utilizado um modelo GARCH assimétrico, especificamente, foi empregado o modelo sugerido por Glosten, Jagannathan e Runkle (1993), abreviado por GJR-GARCH( $p, q$ ). Esse modelo captura assimetria em qualquer direção, dependendo do tipo do choque. (a especificação desse modelo foi detalhada no Apêndice C).

### 3.3.2 Interações Dinâmicas e Consistência Teórica

Em um segundo nível de testes, foi utilizado o *framework* dos modelos vetoriais auto-regressivos (VAR), segundo a abordagem de Sims (1980), agora, com a finalidade de analisar as relações dinâmicas (sistêmicas) entre *noise*, sentimento do investidor, incerteza

macroeconômica fundamental e a volatilidade dos retornos. Saliente-se que estas relações serão testadas de forma pioneira na presente tese.

Para verificar a consistência teórica, conforme especificado, foi empregado um modelo VAR(2), com a quantidade de defasagens definida segundo os critérios de informação AIC e BIC, e com cinco variáveis,  $y_i$ , definidas como: incerteza fundamental externa ( $UNC$ ) e interna ( $INC$ ), retorno em excesso do mercado ( $R^E$ ), *noise* ( $NOISE$ ), sentimento do investidor ( $SENT^{BR}$ ) e volatilidade realizada dos retornos ( $VOL$ ). Tendo em vista que as transações na B3 são fortemente influenciadas, não só pelos investidores externos, como também o estado da economia internacional, incluiu-se no modelo para incerteza externa ( $UNC$ ). De acordo com a abordagem de Sims (1980), todas as variáveis são tratadas como endógenas ao modelo.

Para o teste de consistência teórica, serão consideradas as seguintes relações:  $NOISE$  e  $SENT$  estão relacionados positivamente entre si (BLACK, 1986; DE LONG *et al.*, 1990; BROWN, 1999; BAKER; WURGLER, 2007), conforme discutido nas Seções 2.3.1 e 2.3.3; a incerteza fundamental, em níveis suficientemente elevados, desencadeia aversão à incerteza, juntamente com uma atitude de maior precaução ou pessimismo, de forma que a relação entre  $NOISE$  e  $SENT^{BR}$  com  $INC$  será negativa (BOSSAERTS *et al.*, 2010; DRECHSLER, 2013; JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015; BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016; BALI; BROWN; TANG, 2017); a relação entre  $NOISE$  e  $SENT$  com a volatilidade possui sinal positivo (DE LONG *et al.*, 1990; BROWN, 1999). Dado que a verificação da relação entre sentimento e volatilidade em um só modelo dinâmico pode super-estimar a importância de sentimento, foi acoplado o retorno em excesso do mercado às equações para reduzir esse problema (WANG; KESWANI; TAYLOR, 2006).

A Equação (20) exhibe o modelo VAR(2) estimado, descrito na forma padrão, contendo apenas valores pre-determinados no lado direito da equação (valores conhecidos em  $t$ ), e, portanto, sem termo que capture contemporaneamente relações de *feedback*.

$$\begin{aligned}
 y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-p} + \beta_2 y_{t-p} + \beta_3 y_{t-p} + \beta_4 y_{t-p} + \\
 n \times 1 \quad n \times 1 \quad n \times nn \times 1 \quad n \times n \quad n \times 1 \quad n \times nn \times 1 \quad n \times nn \times 1 \\
 + \beta_5 y_{t-p} + \beta_6 y_{t-p} + u_t \\
 n \times nn \times 1 \quad n \times nn \times 1 \quad n \times 1
 \end{aligned}
 \tag{20}$$

onde  $y_t$  corresponde ao vetor de variáveis do lado esquerdo da equação, regredida contra os seus próprios valores defasados e defasagens das demais variáveis do sistema,  $u_t$  é o vetor dos termos de distúrbâncias aleatórias correlacionadas contemporaneamente entre si, mas não

autocorrelacionadas serialmente. Dado que todos os regressores são variáveis defasadas, assume-se que não há correlação contemporânea com os resíduos, de forma que cada equação do modelo pode ser estimada de forma consistente por MQO (mínimos quadrados ordinários).

O *framework* dos modelos auto-regressivos permitiu verificar as reações da volatilidade do mercado a choques de incerteza, *noise* e sentimento através de funções de resposta ao impulso. Foi utilizado como método de identificação o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR, com base na decomposição de Cholesky, a qual impõe uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo. Desse modo, a primeira variável não é afetada contemporaneamente por nenhuma das demais, a segunda é afetada apenas pela primeira, a terceira é afetada pelas duas primeiras, e assim por diante. (SIMS; STOCK; WATSON, 1990).

### 3.3.3 Capacidade Preditiva de *NOISE*

Para um terceiro nível de testes, adotou-se o *framework* dos modelos de precificação de ativos multifatoriais (*asset pricing*), sugerido por Fama e French (1993). Essa abordagem é derivada do modelo de precificação por arbitragem (*Arbitrage Pricing Model – APT*), desenvolvido por Ross (1976), cuja proposta metodológica consiste na decomposição do fator de risco de mercado pelos seus diversos componentes, relacionados à taxa de juro, crescimento do produto agregado, câmbio e inflação. Nesse contexto, Roll e Ross (1984) encontraram que cerca de cinco fatores e três fatores proporcionaram uma explicação estatisticamente satisfatória para as séries dos retornos<sup>10</sup>.

Na abordagem de Fama e French (1993) a construção dos fatores de risco está em conformidade com a análise de componentes principais ortogonais, garantindo exposição unitária a um dado fator (latente) e exposição nula a qualquer outro fator. Como estratégia empírica, construiu carteiras que “imitam” fatores, de forma que o fator de risco relacionado a ações pequenas (*smallcaps*) é obtido pela diferença em retorno entre uma carteira de *smallcaps* e outra composta por *bigcaps* (“*small minus big*”), denotado por *SMB*. O fator de risco relacionado a ações de valor (índice *book-to-market* elevado) é obtido pela diferença em retornos entre uma carteira de ações de valor e outra de crescimento, denotada *HML* (“*high minus low*”). O prêmio de risco do mercado (por unidade de risco) foi tomado como o fator de

<sup>10</sup>Roll e Ross (1984) aplicaram análise fatorial para 42 grupos de 30 ações, utilizando dados diários para o período 1962-72, em regressões em dois passos.

risco de mercado (*MKT*), computado como  $(R_{m,t} - R_{f,t})$ , como no CAPM; onde  $R_{m,t}$  é a série temporal para o retorno de mercado e  $R_{f,t}$  é série da taxa livre de risco.

Assim, no modelo de Fama e French (1993), os coeficientes para *MKT*, *SMB* e *HML* obtidos na regressão em séries temporais (MQO) para diversas carteiras mede a sensibilidade de cada carteira para cada um dos fatores. No mesmo espírito, Carhart (1997) sugeriu adicionar outro fator de risco obtido pela diferença em retorno entre carteiras de ações vencedoras (melhor performance em 12 meses) e outra com ações relativamente perdedoras (“*winer minus loser*”), denotada *WML*, dado que o modelo de três fatores de Fama e French (1993) falhou em explicar carteiras agrupadas segundo sua performance recente. Por fim, vale lembrar que, os “fatores” são combinações lineares de variáveis econômicas, o que torna difícil identificar e interpretar suas motivações econômicas.

Assim, foi testada a capacidade preditiva de *NOISE* em relação aos retornos das ações, controlando pelos fatores de risco acima especificados. Esse teste tem dois objetivos: verificar se (a) o poder explicativo dessa variável reproduz o padrão explicativo de uma *proxy* para sentimento (dada sua relação com sentimento do investidor); e se (b) *NOISE* é capaz de aumentar a capacidade explicativa dos modelos de precificação padrão. Como visto na subseção 2.3.4 e na Seção 3.2, *NOISE* pode estar capturando uma parcela de risco sistêmico não capturado pelos fatores de risco dos modelos parcimoniosos (modelos de Fama e French (1993) e Carhart (1997)), associado sentimento e risco *denoise trader*.

Os testes acima foram realizados utilizando como variáveis dependentes carteiras de ações agrupadas por características salientes para investidores mais propensos à especulação. Essas ações tendem a ser mais difíceis de avaliar bem como arbitrar. (BAKER; WURGLER, 2006, 2007). Seguindo Baker e Wurgler (2006, 2007), foram tomadas carteiras formadas por ações segundo o nível de capitalização de mercado (*size*) e de volatilidade dos retornos (*sigma*). Além disso, foram também usadas carteiras *long-short* dentro dessas características; *long* em ações com o atributo mais elevado e *short* com o atributo mais baixo.

Portanto, *Size* consiste na característica mensurável pelo valor de mercado, obtido pelo produto do preço de mercado pelas ações em circulação (*outstanding*). *Sigma* é o desvio padrão dos retornos mensais, abrangendo um período de 12 meses, terminando em junho do ano  $t$ . Após o seu cômputo, o sigma é pareado com os retornos de julho do ano  $t$  a junho do ano  $t + 1$ . Para o presente estudo, foram tomados portfólios igualmente ponderados, agrupando ações segundo as características *size* e *sigma*. Justifica-se esse tipo de agregação

dos retornos porque firmas com elevada capitalização de mercado são menos afetadas pela ação de *noise traders*, de forma que a ponderação por valor tenderia a obscurecer os padrões relevantes analisados (BAKER; WURGLER, 2006).

*NOISE* é capaz de revelar não só padrões de precificação semelhantes aos revelados por Baker e Wurgler (2006, 2007), mas também padrões de precificação relacionados a choques de ordem superior no sentimento, como erros de percepção de risco, pessimismo e medo. Portanto, as carteiras *long-short* foram quebradas para incluir a carteira com características de maior segurança, tendo “segurança” como uma característica saliente a ser considerada pelos investidores (mais próximas das chamadas “*bond-like stocks*”) (BAKER; WURGLER, 2012).

Portanto, foram utilizados modelos de precificação segundo a abordagem multifatorial. No primeiro teste, foram reportados apenas os coeficientes para as *proxies* para *noise*/sentimento, de forma a proporcionar uma visão ampla da capacidade preditiva da variável *NOISE*. Os coeficientes também foram obtidos de forma univariada (Equações 21 a 24), permitindo inferir sobre os efeitos dos fatores de risco sobre *NOISE*. Foram estimadas as seguintes especificações:

$$R_{p,it} = \alpha + \beta NOISE_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$$R_{p,it=High,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$R_{p,it=High,t} - R_{p,it=Medium,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

$$R_{p,it=Medium,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

$$R_{p,it=Medium,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT_t + \beta_3 SMB_t + \beta_4 HML_t + \beta_5 WML_t + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

$$R_{p,it=High,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT_t + \beta_3 SMB_t + \beta_4 HML_t + \beta_5 WML_t + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

$$R_{p,it=High,t} - R_{p,it=Medium,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT_t + \beta_3 SMB_t + \beta_4 HML_t + \beta_5 WML_t + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

$$R_{p,it=Medium,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT_t + \beta_3 SMB_t + \beta_4 HML_t + \beta_5 WML_t + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

onde  $R_{p,it}$  significa os retorno das carteiras com  $p = \{size, sigma\}$ ,  $R_{p,it=High,t}$  são as carteiras *long* nos valores mais elevados para as características das ações;  $R_{p,it=Low,t}$  são as carteiras

*short* nos valores mais baixos das características;  $R_{p,it=Medium,t}$  pode significar uma carteira *long* ou *short* em valores intermediários para a características das ações, dependendo da quebra *long-short*; e  $\varepsilon_{it}$  são os resíduos aleatórios e não autocorrelacionados das estimações.

Para obter maior intuição na interpretação de  $\beta_1$ , foram estimados coeficientes (“betas”) para os componentes principais que constituem *NOISE* ( $C_1$ ,  $C_2$  e  $C_3$ ) e, para efeito de comparabilidade, para  $SENT^{BR}$ . As estatísticas para os testes de significância são robustas à autocorrelação e heteroscedasticidade (HAC), segundo o procedimento de Newey e West (1987) (vide Apêndice G).

Enquanto variáveis de controle, *WML* foi utilizado para distinguir os resultados obtidos de padrões de *mispricing* conhecidos. Para os testes envolvendo o agrupamento de ações segundo *size*, o fator tamanho (*SMB*) é excluído do modelo de apreçamento.

Outro teste foi realizado para checar os ganhos da inclusão de *NOISE* nos modelos de precificação, de forma que o teste teve um caráter comparativo concorrendo com o modelo de precificação padrão ou “parcimonioso”. Foram ainda estimados modelos controlando para  $SENT^{BR}$  e *UNC* e *VOL*. Como variáveis dependentes, foram selecionadas carteiras *long-short* para valores extremos, cujo diferencial de retornos pode conter informação sobre *mispricing*, devido ao comportamento dos investidores mais propensos à especulação. Assim, foram estimados os seguintes modelos:

$$R_{p,it=High,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 WML_t + \varepsilon_{it} \quad (29)$$

$$R_{p,it=High,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 WML_t + \beta_5 SENT_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (30)$$

$$R_{p,it=High,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT_t + \beta_3 SMB_t + \beta_4 HML_t + \beta_5 WML_t + \varepsilon_{it} \quad (31)$$

$$R_{p,it=High,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT_t + \beta_3 SMB_t + \beta_4 HML_t + \beta_5 WML_t + \beta_6 SENT_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

$$R_{p,it=High,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_t + \beta_2 MKT_t + \beta_3 SMB_t + \beta_4 HML_t + \beta_5 WML_t + \beta_6 UNC_t + \varepsilon_{it} \quad (33)$$

$$R_{p,it=High,t} - R_{p,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_t + \beta_2 MKT_t + \beta_3 SMB_t + \beta_4 HML_t + \beta_5 WML_t + \beta_6 VOL_t + \varepsilon_{it} \quad (34)$$

onde  $R_{p,it=High,t}$  são as carteiras *long* nos valores mais elevados para as características das ações com  $p = \{size, sigma\}$ ;  $R_{p,it=Low,t}$  são as carteiras *short* nos valores mais baixos das características; e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro da regressão.

Além das características salientes apontadas pela literatura para os tipos de ações mais suscetíveis à especulação, foi testado o poder preditivo de *NOISE* e *SENT<sup>BR</sup>* para ações mais expostas à incerteza fundamental, conforme mensurado pelo índice de incerteza de Jurado, Ludvigson e Ng (2015). Assim, foram agrupadas ações segundo seu “beta de incerteza”. Bali, Brown e Tang (2017) demonstram que ações com maior exposição à incerteza caem nos gostos do investidor em momentos de maior ambiguidade do ambiente macroeconômico.

Logo, se as preferências ou expectativas sobre a incerteza econômica forem suficientemente dispersas e a incerteza macro suficientemente alta, os investidores com aversão à incerteza e/ou expectativas pessimistas, diante da ambiguidade relativamente mais elevada, podem reduzir sua posição ou se desfazerem de certas ações. Como resultado dessa participação limitada, ações com betas de incerteza mais elevados são mantidas apenas por investidores com uma visão suficientemente otimista diante da ambiguidade ou baixa aversão à incerteza econômica. Portanto, ações com exposição à incerteza elevada requerem um prêmio de incerteza baixo (BALI; BROWN; TANG, 2017).

Os betas ou exposições à incerteza das ações individuais foram obtidos por meio de regressões com janelas móveis dos retornos sobre *INC*, com uma janela de 60 observações. O primeiro conjunto de betas de incerteza foi obtido usando a amostra de 2002:01 a 2005:12. Depois, foram formadas carteiras (tercis), agrupando as ações segundo seus “betas de incerteza”, onde se buscou igual número de ações por carteira.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

O objetivo deste capítulo consiste em verificar empiricamente as hipóteses propostas no trabalho. A exposição e discussão dos resultados contempla as três dimensões analíticas já referidas: estrutura informacional, consistência teórica e capacidade explicativa em relação aos retornos das ações. Como especificado na metodologia, foi utilizado um conjunto de técnicas econométricas e estratégias empíricas, cujos resultados passarão a ser expostos a seguir.

### 4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A Tabela 2 reporta as variáveis finais, ou seja, as variáveis construídas (exceto *UNC* e *SENT*).

Tabela 2 – Estatísticas descritivas, variáveis para noise, sentimento e incerteza

	<i>NOISE</i>	<i>NOISE<sup>UNC</sup></i>	<i>NOISE<sup>1</sup></i>	<i>INC</i>	<i>UNC</i>	<i>SENT<sup>BR</sup></i>	<i>SENT<sup>US<sup>1</sup></sup></i>
Média	-0.146195	-0,040496	4,26E-17	0,446422	0,688188	0,165383	-0,067312
Mediana	-0,197236	-0,126856	-0,058399	0,41309	0,662885	-0,0724	0,005386
Máximo	6,423951	3,892828	3,967550	0,995391	1,080,325	5,086833	0,848784
Mínimo	-2,703830	-1,839306	-2,123825	0,282937	0,561326	-1,588290	-0,866084
d.p.	0,97291	0,763526	0,739479	0,139845	0,105468	1,322633	0,38832
Assimetria	2,354501	1,291307	1,336850	1,697,949	1,937,295	1,504790	-0,193703
Curtose	1,643212	7,730150	8,624541	5,987,485	6,796,556	5,382198	2,334717
Jarque-Bera	1,215579	1,742653	2,327048	1,227432	1,765577	8,839464	3,556104
Prob.	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,168967

Do ponto de vista estatístico, os valores de *INC* são mais concentrados em torno da média do que uma distribuição normal (curtose igual a 8,46) e apresentam uma distribuição assimétrica à direita (1,99), comparando com a medida norte-americana correlata, com curtose igual a 7,06 e assimetria igual a 1,81<sup>11</sup>. A curtose e assimetria maiores da estrutura da incerteza brasileira pode significar uma maior incidência de eventos extremos. De acordo com seu correlograma, *INC* apresenta uma autocorrelação AR(1) elevada, de 0,83.

<sup>11</sup> Valores reportados em Jurado, Ludvigson, Ng (2015), p. 1194.

## 4.2 ANÁLISE DOS FATORES E CONSTRUÇÃO DENOISE

Inicialmente, foram tomadas as variáveis para ambiguidade, já ortogonalizadas para a incerteza fundamental (*INC*), de forma a enfatizar a componente das crenças, “purificando” as variáveis dos fundamentos. Dado que o teste KMO ficou abaixo do recomendável com a presença da *proxy* para surpresa da produção industrial (*SPI*), decidiu-se excluí-la da composição do índice. Após a exclusão, obteve-se uma estatística KMO = 0,652, indicando que as correlações parciais possuem força suficiente para a adequada extração de fatores comuns. O teste de esfericidade de Bartlett foi estatisticamente significativo, ou seja, a matriz de correlação não é singular. A Tabela 3 expõe as correlações.

Tabela 3 – Matriz de correlações para a ACP, construção de *NOISE*

	<i>IIE</i>	<i>EPU</i>	<i>STC</i>	<i>SINF</i>	<i>SJUR</i>	<i>RInc<sup>JUR</sup></i>	<i>RInc<sup>INF</sup></i>
<i>EPU</i>	0,106***						
<i>STC</i>	0,087**	0,175**					
<i>SINF</i>	0,080**	0,075***	0,105***				
<i>SJUR</i>	0,061**	-0,141***	-0,104***	-0,254***			
<i>RInc<sup>JUR</sup></i>	0,009*	0,190***	0,099***	0,221***	-0,363***		
<i>RInc<sup>INF</sup></i>	0,011*	0,083*	-0,141***	0,078*	-0,002*	0,387***	
<i>CRInc<sup>JUR</sup></i>	-0,028	-0,314***	-0,071*	-0,272**	0,430***	-0,407***	-0,212**

Nota: Significância estatística: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*).

Após extração, o primeiro componente principal explica 26,13% da variabilidade total e, de forma acumulada, o segundo componente, 42,16%, e o terceiro componente, 57,28%. A matriz rotacionada de componentes principais e a respectiva composição de suas cargas fatoriais foram reportadas na Tabela 4.

Tabela 4 – Matriz de componentes principais rotacionada

$X_i$	<i>Componentes Principais</i>		
	$C_1$	$C_2$	$C_3$
<i>IIE</i>			0,802
<i>EPU</i>	0,343		0,555
<i>STC</i>		-0,551	0,412
<i>SINF</i>	0,529		
<i>SJUR</i>	-0,785		
<i>RInc<sup>JUR</sup></i>	0,642	0,437	
<i>RInc<sup>INF</sup></i>		0,854	
<i>CRInc<sup>JUR</sup></i>	-0,735		

Nota: os números reportados referem-se às cargas fatoriais.

Os componentes principais usados na composição de *NOISE* utilizaram duas variáveis baseadas na mídia e seis baseadas em dados de *survey*, todas de natureza subjetiva. A natureza da relação das cargas fatoriais com o fator latente representado pelo componente principal constitui o principal critério para identificar cada componente principal, destacando que deve ser atribuído um maior peso à variável com a maior carga fatorial. Logo, o conteúdo informacional de cada componente principal depende do tipo de incerteza que a compõe.

Como auxílio para identificação do conteúdo informacional de cada componente, observou-se as correlações com os *benchmarks* relevantes. A Tabela 5 reporta essas correlações para incerteza, sentimento, risco sistemático, volatilidade realizada dos retornos do Ibovespa, bem como o retorno do mercado, tanto para valores contemporâneos quanto para valores defasados em um período. Os números em negrito indicam visualmente a dominância nas correlações.

Tabela 5 – Correlações entre os componentes principais e os *benchmarks*

<i>Benchmarks</i>	<i>Componentes Principais</i>		
	$C_1$	$C_2$	$C_3$
<i>INC</i>	<b>-0,17**</b>	-0,14**	-0,01
<i>INC(-1)</i>	<b>-0,19***</b>	-0,04*	-0,01
<i>SENT<sup>BR</sup></i>	0,18**	-0,06	<b>0,56***</b>
<i>SENT<sup>BR</sup>(-1)</i>	0,22**	-0,09*	<b>0,43***</b>
<i>UNC</i>	0,13***	-0,15**	<b>0,55***</b>
<i>UNC(-1)</i>	0,17***	-0,10**	<b>0,51***</b>
<i>SENT<sup>US</sup></i>	<b>0,21***</b>	-0,19***	0,03
<i>SENT<sup>US</sup>(-1)</i>	<b>0,19***</b>	-0,19***	0,04
<i>SENT<sup>US<sup>L</sup></sup></i>	<b>0,14***</b>	-0,07***	-0,02*
<i>SENT<sup>US<sup>L</sup></sup>(-1)</i>	<b>0,13***</b>	-0,06***	0,04*
<i>VOL</i>	0,18**	0,05**	<b>0,31***</b>
<i>R</i>	0,03	0,05*	<b>-0,25***</b>
<i>R(-1)</i>	0,02	0,04	<b>-0,29***</b>
<i>MKT</i>	0,08*	0,08*	<b>-0,26***</b>

*Nota:* Significância estatística: 1% (‘\*\*\*’), 5% (‘\*\*’), 10% (‘\*’) Os asteriscos indicam a dominância em correlação de cada componente em relação ao tipo de benchmark. Dados para 2002:01 a 2014:06. Variáveis: incerteza brasileira (*INC*); sentimento do investidor no Brasil (*SENT<sup>BR</sup>*); incerteza norte-americana (*UNC*); sentimento do investidor norte-americano (*SENT<sup>US</sup>*); volatilidade do mercado (*VOL*); retorno do Ibovespa (*R*); risco sistemático (*MKT*).

Com base nas Tabelas 4 e 5, é possível identificar o conteúdo informacional e classificar cada componente. Na Tabela 4, vê-se que o primeiro componente principal,  $C_1$ , carrega fortemente sobre a imprevisibilidade do juro (*SJUR*) e sobre a exposição a eventos de

incerteza relevantes sobre os juro ( $CRInc^{JUR}$ ). Os sinais negativos significam que variam inversamente com o fator latente representado por  $C_I$ . A Tabela 5 permite observar que  $C_I$  está positivamente relacionado com variáveis para sentimento, o que também ocorre para valores defasados. Por outro lado,  $C_I$  cai quando a incerteza fundamental interna aumenta, o que é sugestivo de um efeito relacionado ao aumento da aversão à incerteza ou redução no otimismo. Observou-se também uma relação positiva e significativa com a volatilidade do mercado de ações.

Em relação aos demais componentes,  $C_I$  apresenta relação mais forte (dominância) para a incerteza fundamental ( $INC$ ) e com medidas de sentimento nas bolsas no exterior (EUA). Portanto, é possível concluir que  $C_I$  contém informação sobre sentimento, mas também com a incerteza fundamental.  $C_I$  também contém informação sobre sentimento e incerteza externa. Logo, é sensível não só a otimismo, mas também a aversão à incerteza e pessimismo. Por fim, da análise da relação de cada variável (com carga fatorial acima de 0,30) com a variável latente, bem como da relação de  $C_I$  com *benchmaks*,  $C_I$  foi classificado como “otimismo e confiança nas previsões”. O Quadro 1 apresenta uma análise de forma mais detalhada.

Quadro 1 - Identificação do primeiro componente principal,  $C_I$

$C_I$	<b><i>Otimismo e confiança nas previsões</i></b> <b><i>Mecanismo Relação com <math>C_I</math></i></b>	
$EPU$	Maior incerteza dos indivíduos (estado mental de incerteza) gera excesso de confiança e propensão a especular.	(+)
$SINF$	Imprevisibilidade elevada da inflação significa maior incerteza dos agentes, o que aumenta a propensão a especular. O fato de uma maior incerteza sobre a inflação ocorrer geralmente quando a atividade está aquecida, permite admitir um tom otimista em sua influência.	(+)
$SJUR$	Imprevisibilidade elevada nos juro implica em maior propensão a especular. Porém, pode estar associado a períodos de restrições financeiras, imprimindo um tom pessimista.	(-)
$RInc^{JUR}$	Crescimento em $RInc_t^j$ indica maior ritmo de resolução da ambiguidade, o que tende a reduzir a propensão a especular. Admite-se, entretanto, que em $C_I$ , a redução da incerteza dos juro tende a ser interpretada como <i>good news</i> .	(+)
$CRInc^{JUR}$	Aumento nos choques de incerteza indica maior instabilidade, elevando a aversão à incerteza, o que imprime um tom pessimista às crenças ou reduz a confiança nas previsões. Em especial, os agentes são mais avessos à incerteza dos juro.	(-)
$SENT^{BR}$	Há indício de conteúdo informacional em comum. Acompanha aumentos no sentimento.	(+)
$INC$	Reage à incerteza dos fundamentos de forma negativa (aversão à incerteza)	(-)
$VOL$	Impacta positivamente a volatilidade.	(+)

Nota: as variáveis utilizadas na ACP foram ortogonalizadas antes por  $INC$  e  $INC(-1)$

O segundo componente principal,  $C_2$ , carrega fortemente na redução da imprevisibilidade da inflação ( $RInc^{INF}$ ). O sinal positivo indica que varia positivamente com o fator latente representado por  $C_2$ . Esse componente se destaca por apresentar uma relação negativa com todos os outros *benchmarks*, além de  $INC$ . Portanto, varia de forma inversa com o sentimento. Em especial,  $C_2$  está relacionado com a cena externa, o que parece incluir a reação a eventos como fuga de investidores o que, geralmente, provoca uma disparada no câmbio (dólar). Logo, deduz-se que  $C_2$  está capturando ruído informacional associado a vieses que geram pessimismo ou medo, especificamente, resultante do aumento da imprevisibilidade da inflação, juro ou taxa de câmbio. Da análise da relação das variáveis com a variável latente (Quadro 2),  $C_2$  foi classificado como “aversão ao risco e pessimismo”.

Quadro 2 - Identificação do segundo componente principal,  $C_2$

$C_2$	<b><i>Aversão ao risco e pessimismo</i></b> <b><i>Mecanismo</i></b>	<b><i>Relação com <math>C_2</math></i></b>
$STC$	Aumento da incerteza da taxa de câmbio aumenta a propensão a especular, o que vai de encontro à aversão ao risco e pessimismo.	(-)
$RInc^{JUR}$	Crescimento em $RInc_t^J$ indica maior ritmo de resolução da ambiguidade, o que tende a reduzir a propensão a especular. Admite-se, entretanto, que em $C_2$ , a incerteza baixa do juro tende a ser interpretada como <i>badnews</i> .	(+)
$RInc^{INF}$	O crescimento de $RInc_t^J$ indica maior ritmo de resolução da ambiguidade; a redução do estado mental de incerteza dos agentes os torna menos propensos a especulação. Além disso, uma maior resolução da incerteza sobre a inflação tende a estar associada à redução da atividade econômica. Esses mecanismos reduzem a propensão a especular dos agentes, prevalecendo o tom pessimista.	(+)
$SENT^{BR}$	Está associado de forma negativa (maior com a defasagem)	(-)
$INC$	Há reação contemporânea à incerteza.	(-)
$VOL$	Impacta marginalmente.	(+)

*Nota:* as variáveis utilizadas na ACP foram ortogonalizadas antes por  $INC$  e  $INC(-1)$

Por fim, o terceiro componente principal,  $C_3$ , carrega fortemente sobre o estado mental de incerteza diante do ambiente econômico como um todo.  $C_3$  está substancialmente relacionado, de forma positiva, ao sentimento do investidor ( $SENT^{BR}$ ), sendo uma de suas características salientes. Há também uma dominância em correlação para a incerteza dos fundamentos externos (EUA), o que sugere expectativas otimistas (com possível maior afluxo de investimentos externos). De forma surpreendente, esse componente representa a parte da variabilidade comum (latente) que está associado a retornos negativos, aumento da volatilidade, e redução do risco sistêmico ao mesmo tempo que se comporta como

$SENT^{BR}$ . Além disso, esse padrão emergiu com  $C_1$  se comportando de forma independente da incerteza fundamental. Portanto, da análise da relação das variáveis com a variável latente (Quadro 3),  $C_3$  foi identificado como “otimismo e erros de percepção de risco”.

Quadro 3 - Identificação do terceiro componente principal,  $C_3$

$C_3$	<b><i>Otimismo e erros de percepção do risco</i></b> <i>Mecanismo</i>	<i>Relação com <math>C_3</math></i>
<i>IIE</i>	Aumento da frequência de artigos na mídia tratando de incerteza econômica expressa a elevação do estado mental de incerteza dos agentes, o que aumenta a propensão a especular.	(+)
<i>EPU</i>	Aumento da frequência de artigos na mídia tratando de incerteza da política econômica expressa elevação no estado mental de incerteza dos agentes, o que aumenta a propensão a especular.	(+)
<i>STC</i>	Aumento da ambiguidade da taxa de câmbio aumenta a propensão a especular.	(+)
$SENT^{BR}$	Substancialmente correlacionado com $C_3$ .	(+)
<i>INC</i>	Sinal negativo na relação, mas não significativa.	(-)
<i>VOL</i>	Possui a mais forte correlação com $C_3$ , em relação aos demais componentes principais.	(+)

*Nota:* as variáveis utilizadas na ACP foram ortogonalizadas antes por *INC* e *INC(-1)*

Considerando que o mercado acionário no Brasil sofre influências externas, observa-se queos  $C_i$  estão relacionados com *UNC*, positivamente, no caso de  $C_1$  e  $C_3$  e, negativamente, no caso de  $C_2$ . Uma possível explicação para a relação positiva consiste nas expectativas de que a incerteza nos Estados Unidos, geralmente relacionada à queda na atividade ou recessão e redução das taxas de juro (BLOOM, 2009; JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015; GODEIRO; LIMA, 2017), gera um afluxo maior de capitais para a B3 (Brasil, Bolsa, Balcão), o que pode ser percebido como algo positivo por muitos investidores. No caso de  $C_2$ , a elevação em *UNC* é percebida como algo negativo pelos investidores.

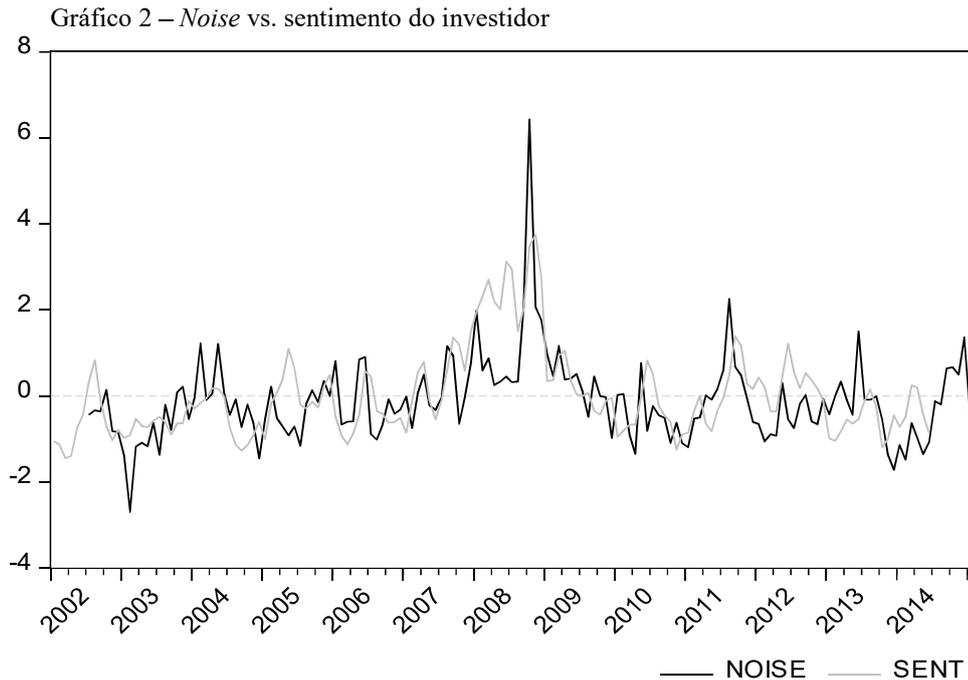
A Tabela 6 mostra os pesos de cada variável na composição de cada componente principal, ou seja, a contribuição de cada variável para o conteúdo informacional do componente. A medida sugerida para *noise* foi construída a partir de uma combinação linear desses componentes principais, de forma a recuperar a variável latente com maior grau de associação linear com o sentimento do investidor.

Tabela 6 – Matriz de coeficientes de pontuação de  $C_i$ 

	<i>Componentes Principais</i>		
	$C_1$	$C_2$	$C_3$
<i>IIE</i>	-0,188	0,063	0,711
<i>EPU</i>	0,103	-0,018	0,433
<i>STC</i>	0,145	-0,462	0,307
<i>SINF</i>	0,263	-0,096	0,019
<i>SJUR</i>	-0,436	0,193	0,244
<i>RInc<sup>JUR</sup></i>	0,267	0,285	0,028
<i>RInc<sup>INF</sup></i>	-0,027	0,671	0,104
<i>CRInc<sup>JUR</sup></i>	-0,336	-0,078	-0,037

Assim, *NOISE* pôde ser computada pela combinação linear  $w_1C_1 + w_2C_2 + w_3C_3$ , com  $w_1 = 0,15$ ,  $w_2 = 0,05$  e  $w_3 = 0,80$  definidos de forma a maximizar a correlação dessa combinação com *SENT<sup>BR</sup>*. A variável *NOISE* é, portanto, constituída por uma combinação linear de componentes que possui conteúdo informacional não só de otimismo e confiança nas previsões, como também, aversão à incerteza e pessimismo. A variável latente “*NOISE*” também estabelece um elo entre eventos de incerteza no ambiente macroeconômico com as reações não completamente racionais a esses eventos. Mas ainda é cedo para validar essa *proxy* para *noise*. Somente após os testes das seções seguintes será possível tecer considerações mais robustas de sua validade como ferramenta de tomada de decisão para os investidores que estão decidindo o seu grau de exposição ao risco.

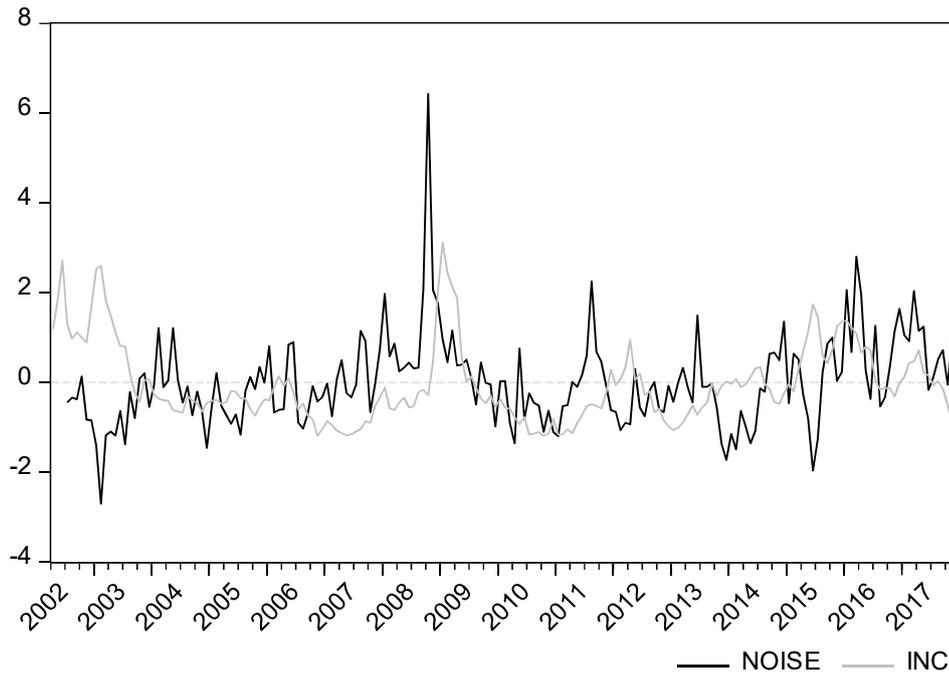
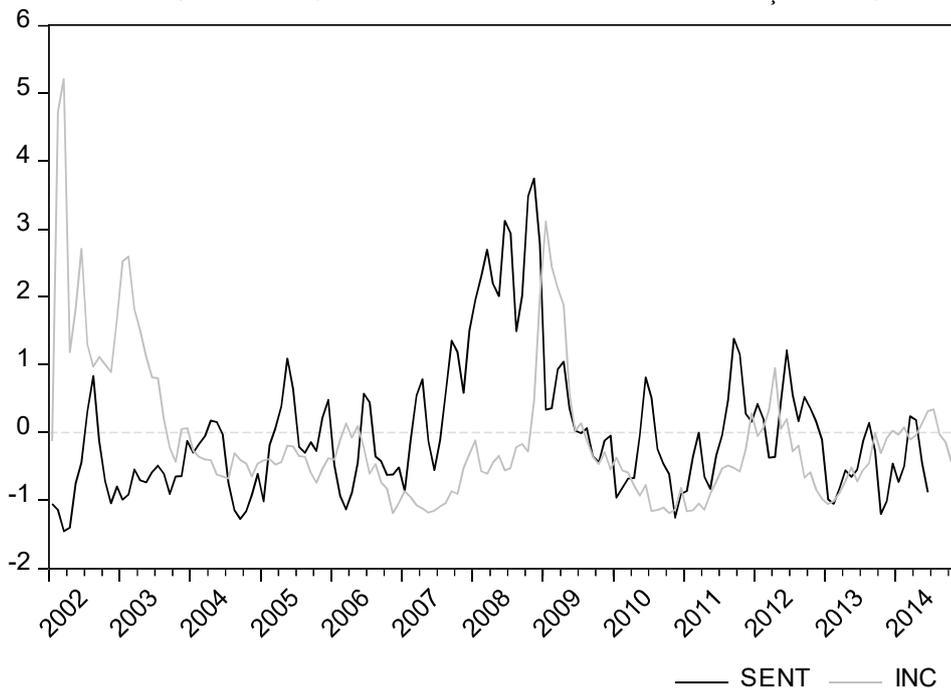
Convém, ainda, verificar graficamente a trajetória temporal de *NOISE*, como uma primeira aproximação para o estudo das relações dinâmicas entre *NOISE*, *SENT*, *INC* e *VOL*, a ser realizada adiante. O Gráfico 2 mostra a trajetória temporal conjunta de *NOISE* e *SENT<sup>BR</sup>*, a relação mais importante para efeito de avaliação de *NOISE*. Sob esse enfoque, foi encontrado substancial co-movimento e um padrão de interação coerente com a teoria.



*Nota:* As séries estão na sua forma padronizada para permitir a plotagem no mesmo gráfico. Foi utilizado  $SENT^{BR}$ , conforme quantificado por Xavier e Machado (2017).

É possível verificar no Gráfico 2 um padrão temporal que sugere uma relação *lead-laggard* entre *NOISE* e  $SENT^{BR}$ . Esse padrão corrobora a ideia de que o sentimento elevado está associado a momento de *noise* (e ambiguidade) elevado lhe antecedendo. Os momentos de maior sentimento (picos) ocorrem durante a maior parte de 2008, em meados de 2011 e início de 2012. Os momentos de maior *noise* ocorrem no início e no final de 2008, meados de 2011. Em geral, *noise* antecedeu os picos na trajetória histórica do sentimento, indicando-lhe a tendência no gráfico, consistente com as previsões teóricas.

O Gráfico 3 demonstra a trajetória temporal de *NOISE* juntamente com a trajetória de *INC*. Nesse caso, chama a atenção o padrão de reversão sistemática, de forma que ultrapassagens de *NOISE* em sentido ascendente são seguidas de ultrapassagens em sentido decrescente. Esse padrão sugere que *INC* desempenha o papel de fundamentos em relação à *NOISE*. Adicionalmente, é possível ver que grandes eventos de incerteza foram precedidos por um forte aumento em *NOISE*, o que demonstra a natureza expectacional do conteúdo informacional de *NOISE*, consistente com a teoria (CHAHRUOR; JURADO, 2018). Comportamento semelhante ocorre entre *SENT* e *INC*, conforme Gráfico 4, que sinaliza a existência de uma dinâmica comum entre essas três variáveis.

Gráfico 3 – *Noise vs. incerteza macroeconômica fundamental*Gráfico 4 – *Sentimento vs. volatilidade realizada dos retornos das ações na B3*

Os Gráficos 5 e 6 exibem a trajetória histórica de *NOISE* e *SENT* comparado com *VOL*. Observam-se padrões semelhantes na relação dessas variáveis com *VOL*. Antes de 2008 ambas estavam em um nível mais elevado em relação à volatilidade, e após 2008, houve um maior alinhamento de *NOISE* e *SENT* com a volatilidade, com *VOL* passando a incidir com maior frequência acima do nível de *NOISE* e *SENT*. Esse padrão sugere que no período pós-

crise a precificação dos ativos passou a ter maior aderência à dinâmica de *NOISE* e *SENT*. Assim, mais uma vez, é possível afirmar que existe uma dinâmica em comum entre essas três variáveis.

Gráfico 5 – *Noise vs. volatilidade dos retornos das ações na B3*

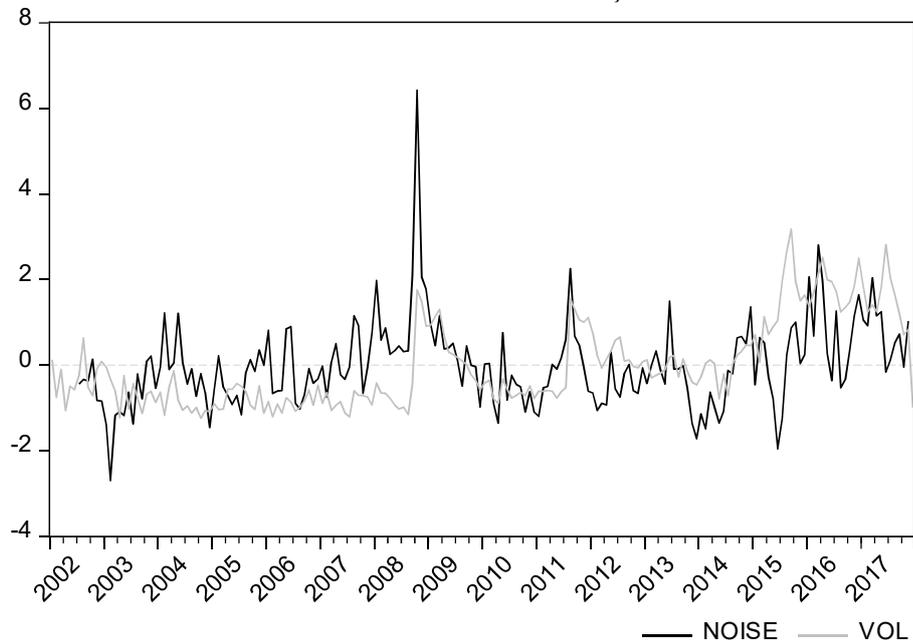
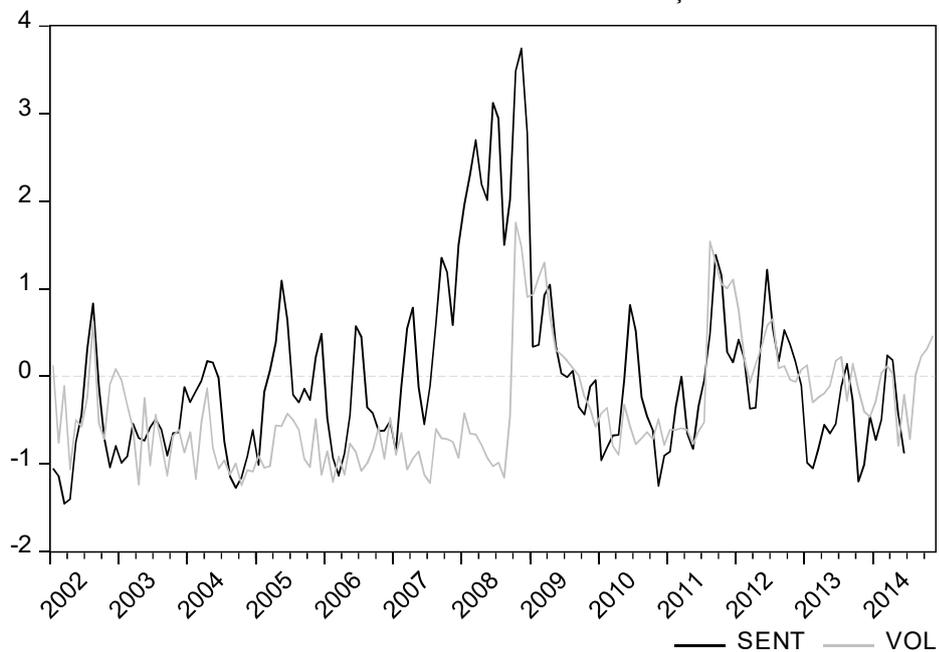


Gráfico 6 – *Sentimento vs. volatilidade dos retornos das ações na B3*



A Tabela 7 reporta que *NOISE* e  $NOISE^{UNC}$  estão correlacionados positiva e significativamente com  $SENT^{BR}$ , o que indica a existência de conteúdo informacional comum. *NOISE*,  $NOISE^{UNC}$  e  $SENT^{BR}$  estão correlacionados negativamente com o retorno médio, apresentando significância econômica e estatística. *INC*, todas as versões de *NOISE* e  $SENT^{BR}$

estão relacionados com *VOL*. O risco do mercado (*MKT*) apresentou uma relação positiva com os retornos, como esperado, e uma relação negativa com *VOL*, significando uma maior volatilidade quando a percepção de risco é menor. *MKT* apresentou relação negativa com todas as versões de *NOISE* e com  $SENT^{BR}$ , coerente com a lógica apresentada, pois a percepção de risco baixa está associada a sentimento elevado.

Como reportado, a relação linear direta entre *INC* e o retorno do mercado de ações não é significativa. As variáveis *NOISE* possuem uma relação negativa e significativa com o retorno de mercado: -24,8, -19,1 e -18,68%, respectivamente, semelhante ao observado para a relação entre  $SENT^{BR}$  e *R*, -17,28%. Esses fatos são consistentes com a ideia de *beauty contest*, defendida por Keynes (1936), onde as reações aos eventos podem ser mais importantes do que os eventos em si, quando se trata de precificação da informação. O sinal negativo na relação de dependência linear entre *NOISE*, *SENT* e *R* indica que o crescimento no sentimento está, em média, associado a reduções do que a aumentos nos preços, consistente com a redução gradativa do *mispicing*, conforme explica Baker e Wurgler (2007).

A relação  $INC - SENT^{BR}$  está sendo influenciada pela interveniência de *UNC*. A “relação *benchmark*”  $UNC - SENT^{US}$  apresenta sinal negativo, diferente do observado para relação interna similar. Se *UNC* está relacionado tanto a *INC* (31%) quanto a  $SENT^{BR}$  (59%) de forma positiva, então, a incerteza interna (*INC*) elevada estaria associada ao sentimento baixo nas bolsas externas ( $SENT^{US}$ ), como se vê na Tabela 8. No entanto,  $SENT^{BR}$  elevado não está associado a  $SENT^{US}$  baixo, mas ocorre o contrário (o mesmo ocorre com  $SENT^{US\perp}$ , porém a força da relação praticamente desaparece). Portanto, *UNC* é a força que move  $SENT^{BR}$  e *INC* na mesma direção. Por outro lado, ao se considerar a relação  $INC - NOISE$  (todas as versões), o sinal se torna negativo, o que pode ser interpretado como uma relação mais influenciada pela previsibilidade da econômica interna. Assim, o sinal da relação  $INC - SENT^{BR}$  é uma questão de fundamentos (choques de segunda ordem) e estrutura da economia, enquanto a relação  $SENT^{BR} - SENT^{US}$  é uma questão de fundamentos (choques de primeira ordem) e *animal spirits* (SIBLEY, et al. 2016; CHAHRUOR; JURADO, 2018).

Tabela 7– Correlação Linear Entre as Variáveis

	<i>INC</i>	<i>NOISE</i>	<i>NOISE<sup>UNC</sup></i>	<i>NOISE<sup>†</sup></i>	<i>SENT<sup>BR</sup></i>	<i>MKT</i>	<i>VOL</i>	<i>R</i>	<i>UNC</i>	<i>SENT<sup>US</sup></i>
<i>NOISE</i>	-0,0664*									
<i>NOISE<sup>UNC</sup></i>	-0,0043	0,7947***								
<i>NOISE<sup>†</sup></i>	-0,2155***	0,7601***	0,9049***							
<i>SENT<sup>BR</sup></i>	0,0452	0,5891***	0,2676***	-2,75e <sup>-16</sup>						
<i>MKT</i>	-0,0438*	-0,2415***	-0,2200***	-0,1028***	-0,3389***					
<i>VOL</i>	0,3933***	0,3445***	0,3755***	0,2039***	0,3214***	-0,2189***				
<i>R</i>	0,0485*	-0,2480***	-0,1912***	-0,1868***	-0,1728**	0,1202***	-0,1472***			
<i>UNC</i>	0,3108***	0,5617***	0,0235	-4,17e <sup>-17</sup>	0,5885***	-0,0915**	0,2785**	-0,0867*		
<i>SENT<sup>US</sup></i>	-0,4213***	0,0762	0,0541*	-2,04e <sup>-17</sup>	0,1898**	-0,0710	-0,3217***	-0,0989*	-0,1745**	
<i>SENT<sup>US†</sup></i>	-0,4859***	0,0241	0,0746*	0,0771*	0,0323*	-0,0140	-0,3073***	-0,0726	-0,3074**	0,9083***

*Nota:* *NOISE*, *NOISE<sup>UNC</sup>* e *NOISE<sup>†</sup>* são *proxies* para “*noise*” construídas a partir de medidas de ambiguidade; *MKT* é o risco de mercado ou risco sistemático; *SMB*, *HML*, *WML* e *IML* são fatores de risco conhecidos; *VOL* é a volatilidade de mercado; *R* denota o retorno médio do mercado de ações; *INC* e *UNC* são medidas de incerteza macroeconômica para Brasil e Estados Unidos, respectivamente, e, por fim, *SENT<sup>BR</sup>*, *SENT<sup>US</sup>* e *SENT<sup>US†</sup>* são as medidas dos índices de sentimento do investidor para o Brasil e Estados Unidos (duas versões do IBW), respectivamente.

## 4.3 ESTRUTURA INFORMACIONAL

Esta seção procede a uma investigação sobre o conteúdo informacional de *NOISE* e verifica a Hipótese 1. A análise é feita a partir da Tabela 8, com a implementação dos testes de não causalidade linear e não linear sugeridos por Diks e Panchenko (2005, 2006) e Bekiros e Diks (2008<sup>a</sup>), onde se permite observar efeitos não lineares estatisticamente significantes envolvendo as *proxies* para *noise* e sentimento, incerteza e sentimento, *noise* e volatilidade, bem como os retornos. Convencionalmente, (\*\*\*) e (\*\*) serão interpretados como relações “fortes”, enquanto (\*) significa uma relação de causalidade significativa, mas “fraca”. A relação  $X \rightarrow Y$  deve ser lida como “X causa no sentido de Granger Y”.

Tabela 8 – Testes de não causalidade linear e não linear

<i>Pares</i>		<i>Causalidade linear</i>		<i>Causalidade não linear</i>			
<i>X:</i>	<i>Y:</i>	<i>Dados brutos</i>		<i>Dados brutos</i>		<i>GJR-GARCH</i>	
		X→Y	Y→X	X→Y	Y→X	X→Y	Y→X
<b><i>Painel A</i></b>							
<i>SENT<sup>BR</sup></i>	<i>NOISE<sup>UNC</sup>(3)</i>		***		*		
<i>SENT<sup>BR</sup></i>	<i>NOISE<sup>⊥</sup>(3)</i>		***	*	*		*
<i>INC</i>	<i>NOISE<sup>⊥</sup>(1)</i>	*	*				
<i>INC</i>	<i>NOISE<sup>UNC</sup>(1)</i>		**				
<i>INC</i>	<i>SENT<sup>BR</sup>(3)</i>		**	*			
<i>INC</i>	<i>VOL(1)</i>		**				
<i>NOISE<sup>⊥</sup></i>	<i>VOL(1)</i>			*			*
<i>SENT<sup>BR</sup></i>	<i>VOL(3)</i>	**	***				
<i>R</i>	<i>INC(2)</i>				**	**	**
<i>R</i>	<i>NOISE<sup>⊥</sup>(1)</i>		*	**	*	**	*
<i>R</i>	<i>SENT<sup>BR</sup>(3)</i>	***		*	**	*	*
<b><i>Painel B</i></b>							
<i>UNC</i>	<i>SENT<sup>BR</sup>(3)</i>	***	***		*	*	*
<i>UNC</i>	<i>NOISE<sup>⊥</sup>(2)</i>		***		*	*	*
<i>UNC</i>	<i>SENT<sup>US</sup>(2)</i>	*		*			
<i>UNC</i>	<i>SENT<sup>US</sup>⊥(2)</i>	**		*			
<i>SENT<sup>BR</sup></i>	<i>SENT<sup>US</sup>(3)</i>		*				
<i>SENT<sup>BR</sup></i>	<i>SENT<sup>US</sup>⊥(3)</i>	*	*				
<i>SENT<sup>US</sup>⊥</i>	<i>INC(1)</i>	**	***	*	*	*	

*Nota:* Foram utilizados os dados para o período 2002:02 – 2017:12, com exceção dos testes envolvendo *SENT<sup>BR</sup>*, cuja disponibilidade de dados vai até 2014:08.  $X \rightarrow Y$ : “X causa no sentido de Granger Y”. Significância estatística: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*). Foi utilizado o critério de informação Bayesiano ou de Schwarz (SIC) para escolha dos *lags* para os testes de Granger-causalidade; a quantidade de *lags* é reportada entre parênteses. Para definição de teste não linear, os *lags* foram:  $l_x = l_y = 1$  a 3; *bandwidth* = 1,78 – 1,8. Os rótulos “Dados brutos” representam as séries estacionárias pré-filtragem “VAR”, indicam análise não paramétrica dos resíduos, após filtragem por meio de um modelo VAR, e as colunas sob o rótulo “GJR-GARCH” reportam os resultados para análise não paramétrica dos resíduos padronizados a partir dos resíduos após filtragem pelo modelo GJR-GARCH (1,1).

Inicialmente, considere-se a relação de causalidade (no sentido de Granger) entre  $NOISE$  e  $SENT^{BR}$ . Para evitar informações redundantes, foram analisadas duas das três versões para  $NOISE$ . Assim, foi observado que  $NOISE^{UNC}$  e  $NOISE^{\perp}$  causam linearmente e fortemente  $SENT^{BR}$ . Em se tratando de um teste com base em médias condicionais, infere-se que  $NOISE$  antecede informacionalmente ou ajuda a prever o nível de sentimento do investidor, ou seja,  $NOISE$  antecede o nível de otimismo mensurado por  $SENT^{BR}$ . A aplicação do teste de causalidade não linear, com dados brutos (não filtrados) revelou que  $NOISE^{UNC}$  e  $NOISE^{\perp}$  causam não linearmente e de forma franca  $SENT^{BR}$ . No caso da relação  $NOISE^{\perp} \rightarrow SENT^{BR}$  há, ainda, um efeito *feedback* (bicausalidade). O que confirma que sentimento contribui para aumentar a ambiguidade.

Para obter mais evidências sobre não linearidades na relação de causalidade verificada entre  $NOISE$  e  $SENT^{BR}$ , deu-se prosseguimento aos passos de filtragem, de acordo com o procedimento sugerido por Bekiros e Diks (2008<sup>a,b</sup>). Embora fracas, as não linearidades se mostraram persistentes após filtragem para retirada da estrutura linear dos dados e após controlar para efeitos GARCH (efeitos de segundo momento). De acordo com Bekiros e Diks (2008<sup>a,b</sup>), a persistência das relações não lineares indica relação de causalidade envolvendo momentos de ordem superior das distribuições das variáveis. Logo, há evidências de que  $NOISE$  antecede  $SENT^{BR}$  em toda a sua estrutura de informação, o que permite confirmar que  $NOISE$  está relacionado a sentimento em toda a sua estrutura informacional (Hipótese 1a).

Isso também implica que *noise* possui conteúdo informacional relacionado ao nível de otimismo/pessimismo, erros de percepção quanto ao risco, preocupações em relação a quedas na atividade econômica e sobre a possibilidade de ocorrência de eventos extremos, como crises (SHEFRIN, 2008). De forma complementar, foi observado que  $NOISE$  tem maior poder explicativo para decis mais elevados da distribuição de  $SENT^{BR}$  (resultados reportados apenas no Apêndice E). Isto é, há indícios de que  $NOISE$  explica a intensificação do uso de heurísticas e vieses, relacionado com excesso de confiança e auto-atribuição, bem como elevações no otimismo dos investidores, tipo de relação com maior significância na análise de causalidade (TVERSKY; KAHNEMAN, 1974; KAHNEMAN; GRIFFIN, 1979; KAHNEMAN; TVERSKY, 1972, 1982; BLACK, 1986; DANIEL; HIRSHLEIFER; SUBRAHMANYAN, 1998; BAKER; WURGLER, 2007).

A emergência da relação de causalidade linear fraca  $INC \leftrightarrow NOISE^{\perp}$ , configurando bicausalidade, evidencia que há *feedback* entre essas variáveis. Porém, essa relação não ocorre de forma não linear. A precedência informacional no sentido  $NOISE^{UNC}$ ,  $NOISE^{\perp} \rightarrow INC$

ocorre devido à natureza expectacional de *noise*. Pelo mesmo motivo, se observa uma relação linear forte  $SENT^{BR} \rightarrow INC$ , indicando que as variações no sentimento do investidor antecedem a incerteza. Esse resultado se mostra plausível, considerando que sentimento consiste, fundamentalmente, em expectativas e crenças (BLACK, 1986; LEE; SHLEIFER; THALER, 1991; ZHANG, 2009; BAKER; WURGLER, 2006) que, também, podem se tornar autorrealizáveis (BLANCHARD; WATSON, 1982; CHAHROUR; JURADO, 2018). Por sua vez, emergiu uma relação não linear fraca  $INC \rightarrow SENT^{BR}$ , como evidência de que a incerteza fundamental ajuda a prever  $SENT^{BR}$ , mas não permite concluir se de forma direta, embora não linear, ou somente indiretamente, através de *NOISE*. Em estudo da distribuição de  $SENT^{BR}$  em função de *INC*, observou-se que *INC* só possui algum poder explicativo para a mediada e decis mais baixos (conforme reportado no Apêndice E).

Os modelos de *noise traders* atribuem à imprevisibilidade do sentimento dos *noise traders* o aparecimento de risco de *noise trader*, com reflexos na maior volatilidade do mercado (DE LONG *et al.*, 1990). De acordo com a teoria, a existência de *noise* faz com que muitos investidores comecem a negociar com esses “pseudosinais”, como se fossem informação (BLACK, 1986). A maior atuação de *noise traders* nesses momentos eleva a volatilidade. Nesse contexto, a relação  $NOISE^L \rightarrow VOL$  de forma não linear e fraca e  $SENT^{BR} \rightarrow VOL$  de forma linear e forte eram esperadas, o que corrobora a previsão de que *NOISE* ajuda a prever a volatilidade do retorno no mercado de ações (Hipótese 1b).

A relação  $VOL \rightarrow INC$ , linear e forte, também eram esperadas, visto que há interações entre a incerteza no mercado financeiro e a incerteza econômica (BLOOM, 2019, 2014; JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015). No caso de  $VOL \rightarrow SENT^{BR}$ , também linear e forte, o sentimento é realimentado pela incerteza nos preços das ações, é consistente com a ideia de risco de *noise trading* como limite à arbitragem (DE LONG *et al.*, 1990). As correlações positivas e significantes reportadas na Tabela 8 corroboram esses achados.

A relação  $INC \rightarrow R$ , dados brutos (não filtrados), revela uma relação não linear e forte. Após remoção da estrutura linear via modelo VAR bivariado, de forma que o teste passou a envolver uma relação estritamente não linear, emergiu uma relação forte no sentido inverso,  $R \rightarrow INC$ , a qual persiste após a retirada dos efeitos GARCH assimétricos. Assim, é possível afirmar que a informação contida nos retornos das ações contribui para formação de expectativas relacionadas à ocorrência de eventos extremos, como um possível *crack* na bolsa, capturado por *INC*.

De acordo com os fundamentos teóricos,  $NOISE^{\perp}$  e  $SENT^{BR}$  ajudam a prever o retorno médio de mercado, o que indica que os canais de *mispricing* estão atuando em algum grau. Como visto, esses canais consistem em formas específicas da interação incerteza-viés ou falhas de percepção, os quais acabam por influenciar a avaliação das ações, gerando erros de precificação (BAKER; WURGLER, 2007).

Consistente com a teoria, foi observada a relação  $NOISE^{\perp} \rightarrow R$  linearmente e não linearmente significativa. Observou-se que *noise* ajuda a prever o retorno médio em todos os seus momentos estatísticos, consistente com Brown (1999), que reconhece que *noise trading* pode influenciar momentos superiores (como também se vê com  $NOISE^{\perp} \rightarrow VOL$ ). Resultou, ainda, que subsista a relação  $SENT^{BR} \rightarrow R$  de forma não linear, antecedendo informacionalmente o retorno do mercado em momentos de ordem superior. Sendo assim, verifica-se que  $NOISE$  ajuda a prever retorno de forma não linear, revelando indícios de *noise trading* (Hipótese 1c).

Foi encontrado, também, que  $R \rightarrow NOISE^{\perp}$  ocorre de forma não linear, de onde se conclui que os retornos das ações ajudam a explicar o ruído informacional no ambiente macro. Por fim,  $R \rightarrow SENT^{BR}$  ocorre de forma linear e forte e não linear e fraca, do que se deduz que o retorno médio tem antecedência informacional em relação ao nível de otimismo no mercado acionário.

O Painel B da Tabela 9 coloca sob holofotes as relações entre  $NOISE$ ,  $SENT^{BR}$  e  $INC$  e os *benchmarks* de incerteza e sentimento externos. Assim, inicialmente, observou-se causalidade linear e forte para  $UNC \rightarrow SENT^{BR}$ , significando que a estrutura informacional de  $SENT^{BR}$  é influenciada por  $UNC$  em sua média condicional (otimismo). É importante notar que, de acordo com a Tabela 8, enquanto  $SENT^{BR}$  está mais fortemente relacionado às fontes de incerteza externas –  $UNC$  (59%), contra  $INC$  (5%) –,  $NOISE^{\perp}$  está mais fortemente relacionado às fontes de incerteza internas –  $INC$  (-22%), contra  $UNC$  (-1%). O Painel B informa também que há causalidade não linear no sentido  $NOISE^{\perp}$ ,  $SENT^{BR} \rightarrow UNC$  relacionada a toda a distribuição de sua estrutura informacional, o que pode ser explicado pelo fato de que *noise* e sentimento possuem uma natureza expectacional.

Foi observado que  $UNC \rightarrow SENT^{US}$  de forma linear e não linear fracas e  $UNC \rightarrow SENT^{US^{\perp}}$  de forma linear forte e não linear fraca. Interessante perceber que a versão ortogonalizada para fundamentos (em nível) garante uma relação de causalidade com maior significância, tornando mais clara a influência da incerteza no sentimento. De acordo com a

Tabela 8, essa relação é negativa, sendo mais forte com a versão ortogonalizada para os fundamentos,  $SENT^{US^\perp}$ .

Vale perceber que há certa precedência, linear e fraca, do sentimento norte-americano em relação ao sentimento na B3,  $SENT^{US} \rightarrow SENT^{BR}$ . Foi também revelada uma relação linear e fraca para  $SENT^{BR} \rightarrow SENT^{US^\perp}$ , que pode ser explicado pela existência de ruído em comum. Por fim, vale observar que subsiste uma relação de *feedback* na relação  $SENT^{US^\perp} \leftrightarrow INC$ , ocorrendo de forma linear e forte e de forma não linear fraca, porém a relação no sentido  $SENT^{US^\perp} \rightarrow INC$  revelou não linearidade estrita. Nesse último caso, em conjunto com a Tabela 8, é possível deduzir que momentos de sentimento elevado nas bolsas norte-americanas ajudam a prever altas da incerteza no Brasil.

Por fim, seguindo a definição de sentimento de Shefrin (2008), *NOISE* foi especificada como distribuição, e não somente como uma escalar. Dessa maneira, com os procedimentos implementados nesta seção, foi possível uma análise rigorosa, colocando sob escrutínio a conformidade de toda a estrutura informacional de *NOISE*, bem como de medidas de referência predefinidas pela teoria e evidências empíricas documentadas na literatura. Como resultados foram obtidas evidências iniciais que permitem afirmar que *NOISE* pode ser quantificado a partir de medidas de ambiguidade diante do ambiente macroeconômico (Hipótese 1).

#### 4.4 INTERAÇÕES DINÂMICAS E CONSISTÊNCIA TEÓRICA

Nos parágrafos a seguir, são apresentados os resultados para as relações dinâmicas entre incerteza fundamental (*INC* e *UNC*), retorno em excesso ( $R^E$ ), *noise*, sentimento do investidor ( $SENT^{BR}$ ) e volatilidade do mercado (*VOL*), agora, como um sistema. Como especificado na metodologia (Capítulo 3), foi estimado um modelo VAR(2), com número de defasagens definido segundo os critérios de Schwartz e Hannan-Queen (o resultado da estimação do modelo foi reportado no Apêndice F). A partir desse modelo, foram obtidas funções de resposta ao impulso (choques). Os resultados não apresentaram mudança substancial quando alterada a ordem de entrada das variáveis. O período analisado vai de 2002:09 a 2014:06, devido ao uso.

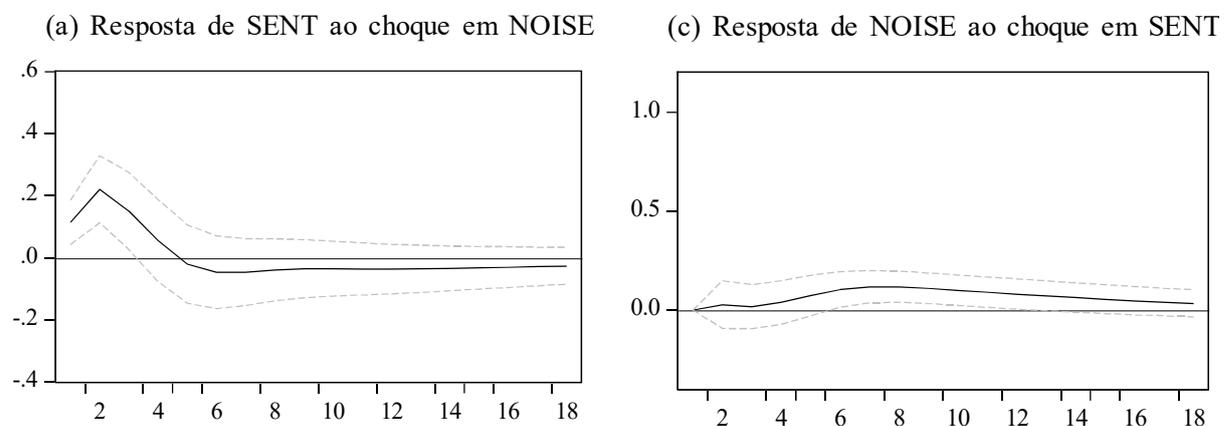
O modelo VAR(2) estimado é constituído por variáveis com informação sobre fundamentos macroeconômicos (*UNC* e *INC*) e crenças (*NOISE* e  $SENT^{BR}$ ), com o intuito de capturar o comportamento dos investidores em função de sua percepção acerca da

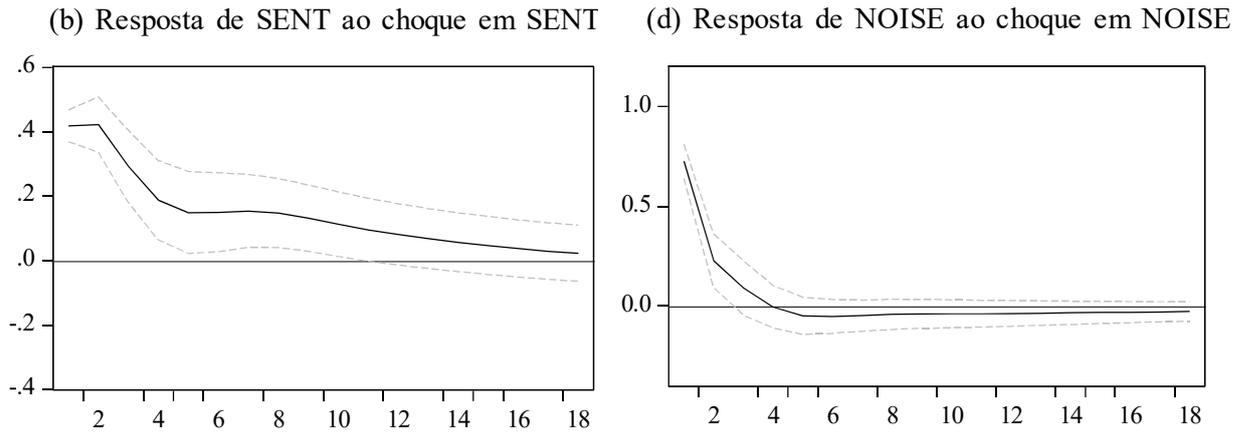
previsibilidade dos cenários econômicos e seu estado de incerteza. Tem como pressuposto uma dinâmica de curto prazo, de um a dois meses, tempo necessário para que as crenças sejam atualizadas à proporção que a ambiguidade é reduzida, com o acúmulo diário de novas informações. Como premissas da análise, tem-se que maior imprevisibilidade da economia e maior incerteza dos investidores estão associadas a momentos com maiores erros de percepção e maior propensão a especular, o que gera *noise trading*.

A partir do modelo VAR, foram estimadas funções de resposta ao impulso. O Gráfico 7a mostra a resposta de  $SENT^{BR}$  a um choque de um desvio padrão em  $NOISE$ . Já no primeiro mês, vê-se uma resposta positiva de  $SENT^{BR}$ , com continuidade, em igual magnitude, no segundo mês, quando inicia a reversão. A reversão se completa somente no quinto período. Na outra mão, o Gráfico 7c exibe a resposta de  $NOISE$  ao choque em  $SENT^{BR}$ , sentido como uma ligeira elevação no curto prazo, mas não significativa estatisticamente. Logo, da análise dos coeficientes do modelo VAR(2) e das funções de resposta ao impulso, é possível concluir que há evidências consistentes com a teoria de *noise trading* (BLACK, 1986; DE LONG *et al.*, 1990; BROWN, 1999; BAKER; WURGLER, 2007), permitindo afirmar que  $NOISE$  prevê sentimento, com sinal positivo (Hipótese 2a).

A partir das funções de resposta ao impulso relatadas no Gráfico 7, observa-se, ainda, persistência de  $SENT^{BR}$  a partir de suas próprias inovações (7b) e um rápido desvanecimento, até o segundo período, na resposta de  $NOISE$  ao próprio choque, dissipando-se totalmente no quarto período (7d). Esse fato sugere uma “resolução” do ruído relativamente rápido. Diante do exposto, apreende-se que  $NOISE$  tem um papel importante na dinâmica de curto prazo de  $SENT^{BR}$ , mas a recíproca não é verdadeira.

Gráfico 7 – Funções de impulso-resposta entre  $NOISE$  e  $SENT$ .

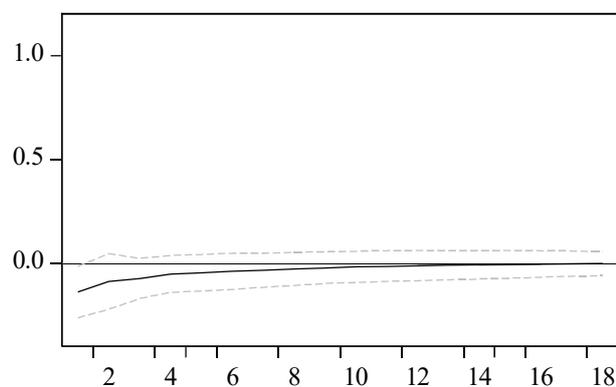


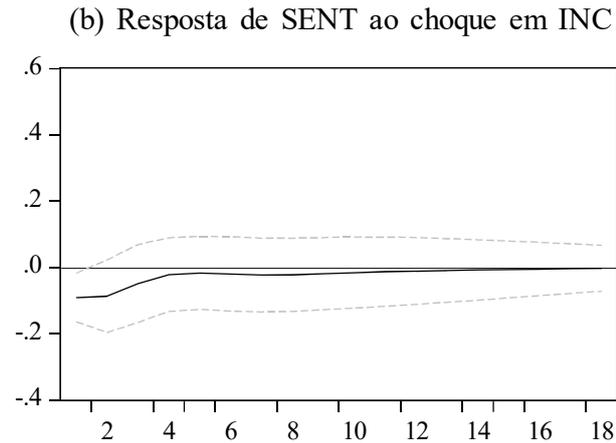


A literatura documenta que a incerteza fundamental, em níveis suficientemente elevados, pode desencadear aversão à incerteza, juntamente com uma atitude de maior precaução ou pessimismo, de forma que a relação entre *INC* e *NOISE* ou *INC* e *SENT<sup>BR</sup>* pode se tornar negativa (BOSSAERTS *et al.*, 2010; DRECHSLER, 2013; JURADO; LUDVIGSON; NG, 2015; BAKER; BLOOM; DAVIS, 2016; BALI; BROWN; TANG, 2017). A análise das funções de resposta aos choques em *INC* (Gráfico 8) verifica que a previsão teórica procede parcialmente, quando a resposta ao choque ocorre no campo negativo, dissipando-se gradualmente em seguida. Portanto, não foi possível verificar empiricamente, uma relação direta e clara em que a incerteza fundamental esteja relacionada negativamente com *noise* e com sentimento (Hipótese 2b).

Gráfico 8 – Funções de impulso-resposta *NOISE*, *SENT* e *INC*

(a) Resposta de NOISE ao choque em *INC*

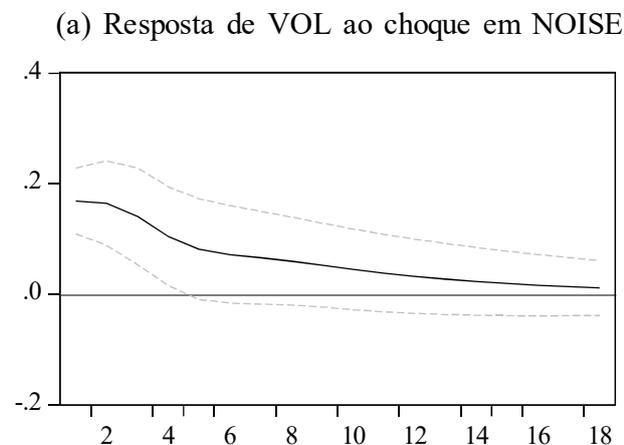


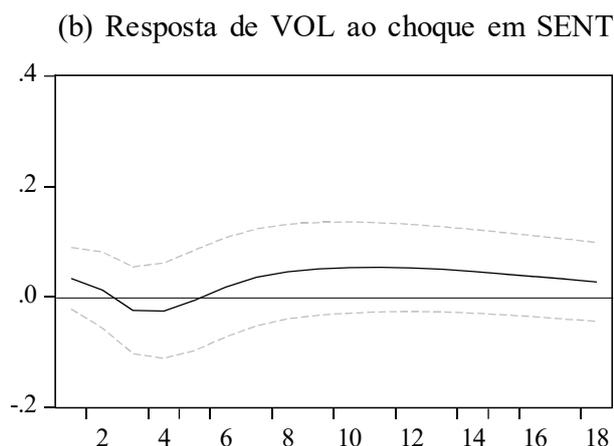


Brown (1999) afirma que choques no sentimento implicam um aumento na volatilidade em um primeiro momento para, em seguida, haver uma queda na volatilidade, coerente com momentos de maior otimismo. Dessa forma, para melhor verificar as evidências empíricas, as funções de resposta da volatilidade ao choque em *NOISE* e *SENT<sup>BR</sup>* são exibidas no Gráfico 9.

No gráfico, a resposta inicial de *VOL* em relação a ambos os choques ocorre no campo positivo. No caso do choque em *NOISE* (Gráfico 9a), a resposta de *VOL* permanece elevada até o segundo período, quando começa a enfraquecer. No caso do choque em *SENT<sup>BR</sup>* (Gráfico 9b), a resposta de *VOL* enfraquece já no segundo período, torna-se negativa no terceiro período para, somente no sexto período, tornar-se novamente positiva, atingindo um pico por volta do nono período. Conseqüentemente, conforme esses padrões de resposta, é possível afirmar que *NOISE* e *SENT<sup>BR</sup>* contribuem com o aumento na volatilidade do mercado (Hipótese 2c).

Gráfico 9 – Funções de impulso-resposta *NOISE*, *SENT* e *INC*





Da análise das interações dinâmicas, observáveis a partir das estimações do VAR(2) e das funções de resposta ao impulso, foi possível reunir evidências suficientes para afirmar que *NOISE* apresenta as relações sistêmicas esperadas em relação aos *benchmarks* para sentimento, incerteza econômica fundamental e volatilidade dos retornos das ações (Hipótese 2).

#### 4.5 CAPACIDADE EXPLICATIVA DE *NOISE*

Neste último teste, foi checada a conformidade da capacidade preditiva de *NOISE* em relação aos padrões documentados na literatura para sentimento do investidor. (A metodologia foi detalhada na Subseção 3.3.3 do capítulo anterior). Para validar a *proxy* para *noise* é importante a conformidade com as evidências empíricas apresentadas por Baker e Wurgler (2006, 2007, 2012). Primeiro, porque os autores fundamentaram cuidadosamente seus achados em toda a teoria relevante sobre *noise trading* e sentimento; depois, devido ao conteúdo informacional substancialmente sobreposto entre *noise* e sentimento, verificado não só teoricamente, mas também empiricamente, no presente capítulo.

Aqui, são levados em conta alguns aspectos da interação entre *NOISE* e *SENT* verificados nas seções anteriores. Assim, considere-se que (a) *noise* antecede sentimento, não só em relação a otimismo excessivo, mas tambémem relação a outros momentos da distribuição do sentimento, o que inclui falhas na percepção do risco, pessimismo e medo; (b) um choque em *noise* impacta positivamente sentimento no curto prazo, em um espaço de um a dois meses. Quando *noise* aumenta, aumenta a probabilidade de choques na propensão a especular (sentimento), em especial, dos investidores não informados (*noise traders*).

Foi verificada a capacidade preditiva de *NOISE* para carteiras de ações agrupadas por nível de capitalização de mercado (*size*) e volatilidade dos retornos (*sigma*), apontadas por

Baker e Wurgler (2006, 2007) como sendo características salientes das ações escolhidas pelos investidores mais propensos à especulação. Por esse motivo, carteiras de ações agrupadas por tamanho e volatilidade foram tomadas como *proxies* para ações de avaliação mais subjetiva e difícil, o que, na prática, seriam também mais difíceis de arbitrar (BAKER; WURGLER, 2006).

A Tabela 9 reporta os resultados, de onde se infere o poder preditivo da variável *NOISE*. A análise é realizada em bases mensais, onde *NOISE* e *SENT<sup>BR</sup>* condicionam os retornos do período subsequente, para ações agrupadas por tamanho (*size*) e carteiras *long-short*. Quando o sentimento for alto, no início do período, os retornos subsequentes serão mais baixos para carteiras de ações com menor capitalização de mercado (*Small*), em relação às ações com maior capitalização de mercado (*Big*); *Smb* negativo implica queda mais intensa nos retornos para carteiras *smallcaps*.

Nessa primeira análise, foram reportados somente os “betas” da *proxy* para *noise* e sentimento do investidor para cada carteira de ações, de forma a permitir uma visão ampla de sua capacidade preditiva. Além disso, para melhorar a intuição na interpretação dos padrões que emergiram, foram também reportados os coeficientes dos componentes extraídos na análise de componentes principais (ou seja, as *proxies* para propensão a especular).

Assim, como uma primeira aproximação para a análise das evidências reportadas na Tabela 9, considere-se o padrão preditivo revelado por  $C_1$ ,  $C_2$  e  $C_3$ . Percebe-se, no Painel B (análise multivariada), que  $C_1$  (otimismo e confiança nas previsões) pode estar capturando o fato de que os investidores, com certo grau de otimismo (pois permanecem no mercado quando a ambiguidade aumenta), aceitam retornos mais baixos em troca de maior segurança. Esse fato justificaria o sinal negativo para ações de elevada capitalização de mercado (*size3*).

$C_2$  (aversão ao risco e pessimismo) pode estar capturando o comportamento dos investidores aversos ao risco, que exigem maior retorno para assumir posições *long* em ações pequenas, o que pode ser observado nas ações pequenas (*size1*), no Painel A (análise univariada), e nas carteiras *long-short* nos Painéis A e B. Por fim,  $C_3$  (otimismo e erros de percepção do risco) pode estar capturando o comportamento dos investidores mais otimistas e sujeitos a erros de percepção, mais propensos a participar de *noise trading*, os quais motivam movimentos de reversão dos preços aos fundamentos (vide Painéis A e B). Logo, essa revisita ao conteúdo informacional das forças latentes que compõem *NOISE* servem como testes de robustez às análises anteriores, bem como as que seguem.

Tabela 9 – Regressões em séries temporais, tamanho

**Painel A:** a variável dependente  $R_{p,t}$  (primeira coluna, da esquerda para direita) representa o retorno do portfólio ordenado segundo a capitalização de mercado, de forma que  $p$  representa, respectivamente, size1 (*small*), size2 (*medium*), size3 (*big*), *Smb* (*small minus big*), *SmM* (*small minus medium*), *MmB* (*medium minus big*). Foram reportadas as estimativas para  $\beta_1$  a partir da segunda coluna, respectivamente, de acordo com os modelos:

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C1_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C2_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C3_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1}^{UNC} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 SENT_{t-1}^{BR} + \varepsilon_t \quad (6)$$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>C1</i>	<i>C2</i>	<i>C3</i>	<i>NOISE</i>	<i>NOISE</i> <sup>UNC</sup>	<i>SENT</i> <sup>BR</sup>
$R_t^{size1}$	0,03 [0,29]	0,15 [1,51]	-0,19 [1,43]	-0,18 [1,37]	-0,25*** [2,75]	-0,22* [1,81]
$R_t^{size2}$	0,04 [0,37]	0,07 [0,79]	-0,15 [1,24]	-0,14 [1,20]	-0,20*** [2,49]	-0,17 [1,55]
$R_t^{size3}$	0,01 [0,09]	0,09 [1,19]	-0,15 [1,06]	-0,14 [1,07]	-0,14 [1,26]	-0,18 [1,54]
<i>Smb</i>	0,02 [0,60]	0,06 [1,03]	-0,05 [1,40]	-0,04 [1,13]	-0,11** [2,19]	-0,07 [0,94]
<i>SmM</i>	-0,01 [0,18]	0,08** [2,45]	-0,04* [1,78]	-0,04 [1,50]	-0,05* [1,80]	-0,05 [1,44]
<i>MmB</i>	0,03 [1,00]	-0,02 [0,55]	-0,01 [0,24]	0,00 [0,13]	-0,06 [1,25]	0,01 [0,25]

**Painel B:**

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C1_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C2_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C3_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 SENT_{t-1}^{BR} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (6)$$

	<i>C1</i>	<i>C2</i>	<i>C3</i>	<i>NOISE</i>	<i>NOISE</i> <sup>UNC</sup>	<i>SENT</i> <sup>BR</sup>
$R_t^{size1}$	0,00 [0,01]	0,10* [1,75]	-0,11*** [3,03]	-0,10*** [2,70]	-0,10** [2,36]	-0,11** [2,30]
$R_t^{size2}$	0,00 [0,00]	0,00 [0,00]	0,00 [0,00]	-0,04 [1,38]	-0,04 [1,19]	-0,04 [1,12]
$R_t^{size3}$	-0,05*** [2,63]	0,00 [0,03]	0,00 [0,11]	-0,01 [0,41]	0,03 [1,47]	-0,02 [0,64]
<i>Smb</i>	0,07 [1,02]	0,15* [1,77]	-0,17*** [3,03]	-0,14** [2,33]	-0,20*** [2,60]	-0,14* [1,93]
<i>SmM</i>	0,00 [0,09]	0,09*** [3,00]	-0,07** [2,37]	-0,06** [2,00]	-0,06* [1,78]	-0,07* [1,84]
<i>MmB</i>	0,04 [1,40]	0,00 [0,00]	-0,04 [1,40]	-0,03 [1,13]	-0,07* [1,96]	-0,02 [0,71]

*Nota:* período da amostra: 2002:08 a 2014:07, perfazendo 144 observações. ‘\*’ significante a 10%; ‘\*\*’ significante a 5%; ‘\*\*\*’ significância a 1%.  $C_1$ ,  $C_2$  e  $C_3$  são os três componentes principais obtidos via ACP.  $R_t^{size1}$  denota ações pequenas, significando uma *proxy* para as ações mais propensas à especulação. Foram utilizados desvios padrão e covariâncias robustas a heteroscedasticidade. Os erros padrão foram reportados entre parênteses. As estatísticas  $t$  de Newey-West (1987) foram reportadas entre colchetes, em valores absolutos.

No Painel A, da Tabela 9,  $NOISE$ ,  $NOISE^{UNC}$  e  $SENT^{BR}$  apresentaram poder preditivo para ações de baixa capitalização relativa ( $size1$ ,  $SmB$ ), onde os coeficientes com sinal negativo significam que, de forma sistemática, essas variáveis preveem uma redução nos retornos das ações. Na análise multivariada (Painel B), controlando para  $MKT$ ,  $HML$  e  $WML$ ,  $NOISE$  e  $SENT^{BR}$ , perderam poder preditivo, mas se tornam mais significativas estatisticamente, o que indica, por um lado, que possuem conteúdo informacional em comum com os fatores de risco e, por outro lado, que possuem conteúdo informacional de sentimento em comum. Como pode ser observado na Tabela 9, o padrão explicativo de  $NOISE$  é bastante semelhante ao padrão apresentado por  $SENT^{BR}$ .

Como checagem adicional, a estimação dos betas para  $NOISE^{UNC}$  busca explicitar o papel da incerteza dos fundamentos externos no comportamento especulativo do investidor na B3.  $NOISE^{UNC}$  consiste na variável  $NOISE$  controlada para  $UNC$ . Assim,  $NOISE^{UNC}$  está capturando questões tanto de *animal spirits* quanto de fundamentos, o que repercute na emergência de significância econômica e estatística também para as ações mais estáveis ( $size2$ ), bem como as carteiras  $MmB$ .

Em uma segunda análise, buscou-se verificar a contribuição de  $NOISE$  para os modelos de precificação de ativos. De forma mais específica, testou-se de forma comparativa, em relação ao modelo multifatorial padrão, qual o ganho em capacidade explicativa e ajuste do modelo em relação ao diferencial de retorno entre ações de baixa e alta capitalização de mercado. A Tabela 10 especifica os modelos estimados e reporta os resultados.

A Tabela 10 mostra que os fatores ligados ao risco de mercado ( $MKT$ ) e momento ( $WML$ ), uma causa de *mispricing* já conhecida, explicam, com base em fundamentos, reduções na diferença de retornos  $SmB$ . De forma a completar essa explicação,  $NOISE$  ou  $SENT^{BR}$ , capturam algo sobre as crenças errôneas dos investidores, e os consequentes ajustes (reversões) aos fundamentos.

Após a inclusão da variável  $NOISE$  (Modelo 3), houve uma sensível melhora na qualidade do modelo parcimonioso (Modelo 1), melhora até mesmo superior à obtida pelo acréscimo da variável  $SENT^{BR}$  (Modelo 2). O coeficiente de determinação ajustado aumentou quase dois pontos percentuais. De acordo com o Modelo 3, um incremento de uma unidade em  $NOISE$  (o que equivale a um incremento de um desvio padrão, visto que as variáveis foram padronizadas) está associado a uma diferença de retorno mensal de -16,69% na carteira *small-minus-big* para ações agrupadas por “tamanho”. Juntamente com o risco não

diversificável e o fator momento, *NOISE* completa o modelo parcimonioso com significância econômica e estatística na explicação de *mispricing* com apelo comportamental.

Tabela 10 - Modelo parcimonioso vs. modelo aumentado, tamanho

<b>Variável dependente: Tamanho, SMB (Small-minus-Big)</b>						
<b>Modelos:</b>						
	$R_{X,it=High,t} - R_{X,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 HML_t + \beta_3 WML_t + \varepsilon_{it}$					(1)
	$R_{X,it=High,t} - R_{X,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 HML_t + \beta_3 WML_t + \beta_4 SENT_{t-1} + \varepsilon_{it}$					(2)
	$R_{X,it=High,t} - R_{X,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 WML_t + \varepsilon_{it}$					(3)
	$R_{X,it=High,t} - R_{X,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_t + \beta_2 MKT_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 WML_t + \beta_5 UNC_t + \varepsilon_{it}$					(4)
	$R_{X,it=High,t} - R_{X,it=Low,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_t + \beta_2 MKT_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 WML_t + \beta_5 VOL_t + \varepsilon_{it}$					(5)
<b>Coefficientes</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>	
<b>(<math>\beta_i</math>) para:</b>						
<i>NOISE</i> (-1)			-0,1669** (0,0722) [-2,3110]	-0,2200*** (0,0845) [-2,6040]	-0,2026*** (0,0717) [-2,8261]	
<i>MKT</i>	-0,3610*** (0,1103) [-3,2723]	-0,3853*** (0,1057) [-3,6460]	-0,3943*** (0,1016) [-3,8806]	-0,3929*** (0,1008) [-3,8996]	-0,3776*** (0,1055) [-3,5792]	
<i>HML</i>	0,0066 (0,1269) [0,0517]	0,0240 (0,1229) [0,1954]	0,0121 (0,1199) [0,1011]	0,0054 (0,1207) [0,04512]	0,0220 (0,1179) [0,1868]	
<i>WML</i>	-0,3199** (0,1553) [-2,0554]	-0,3245** (0,1611) [-2,0141]	-0,3196** (0,1604) [-1,9927]	-0,3071** (0,1532) [-2,0048]	-0,31512** (0,1575) [-2,0002]	
<i>UNC</i>				0,0899 (0,1113) [0,8082]		
<i>VOL</i>					0,1582 (0,1230) [1,2858]	
<i>SENT</i> (-1)		-0,1376* (0,0714) [-1,9285]				
R <sup>2</sup> Ajust.	0,140685	0,152403	0,159734	0,159675	0,162653	
E-P	0,940415	0,933981	0,929933	0,929966	0,928317	
SQR	123,8133	121,2525	120,2038	119,3474	118,9245	
SIC	2,824889	2,838502	2,829816	2,857178	2,853628	
AIC	2,742394	2,735384	2,726697	2,733436	2,729886	
Log Likelihood	-193,4524	-191,9476	-191,3222	-190,8074	-190,5518	
Durbin-Watson	2,115679	2,112814	2,059698	2,055361	2,062522	
Estat. F	8,803854 (0,000022)	7,428074 (0,000019)	7,796047 (0,000011)	6,434448 (0,000021)	6,555480 (0,000017)	
Wald Est. F	6,730829 (0,000283)	6,758005 (0,000053)	7,687371 (0,000013)	6,076785 (0,000041)	6,727881 (0,000012)	

*Nota:* a amostra compreende o período 2002:08 a 2014:07. Os interceptos não foram reportados dado que as variáveis estão padronizadas (intercepto igual a zero). Os valores das estatísticas *t* robustos à autocorrelação e à heterocedasticidade (HAC), de Newey-West (1987) foram reportados entre colchetes. O nível de significância: \* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significância a 1%.

Portanto, espera-se que a variável *NOISE* esteja capturando o comportamento especulativo no mercado (*noise trading*), bem como risco de *noise traders*, motivados pela estrutura da economia (imprevisibilidade) e pela estrutura informacional (*noise*). Quando comparado com o coeficiente estimado para  $SENT^{BR}$ , - 13,76%, é possível admitir que *NOISE* esteja capturando de forma mais completa a parcela de risco de *noise trading*, visto que sua estrutura informacional é sensível a momentos de ordem superior no sentimento dos investidores. Logo, introduzir *NOISE* no modelo de precificação pode proporcionar retornos esperados ajustados ao risco mais adequados, o que contribui para uma melhor decisão de investimento para os investidores.

Os Modelos 4 e 5 permitem verificar que o coeficiente de *NOISE* aumenta sua significância e seu poder explicativo quando controlado para *UNC* e *VOL*, respectivamente; ou seja, quando *NOISE* é “purificado” para *UNC* e *VOL*, tem seu poder explicativo em relação a *mispricing* aumentado.

Assim, é possível concluir que a *proxy* sugerida para *noise* possibilitou um maior poder explicativo em relação ao modelo de precificação parcimonioso, sendo possível afirmar que *NOISE* possui maior capacidade explicativa em relação aos retornos das ações com menor capitalização de mercado, tomada como *proxy* para ação mais suscetível a *noise trading* (Hipótese 3a). Isso demonstra que *NOISE* pode melhorar as ferramentas que os investidores têm em mãos, viabilizando melhores estimativas (com um modelo mais completo) sobre o grau de exposição ao risco das ações. De uma forma geral, a conformidade dos resultados obtidos com as previsões teóricas também implica que “tamanho” consiste em uma característica saliente das ações com maior apelo especulativo no mercado acionário brasileiro.

Seguem os resultados para os testes realizados com ações agrupadas por volatilidade dos retornos das ações. As evidências teóricas e empíricas apontam a “volatilidade” dos retornos como uma característica saliente para a cesta de características de ações sobre as quais o investidor tem preferências. Alta volatilidade é característica de ações com forte apelo especulativo; enquanto baixa volatilidade é uma característica de ações seguras (*bond-like stocks*). Observe-se que, embora as carteiras formadas por volatilidade sejam correlacionadas com o tamanho, controlando para *SMB*, permite verificar se realmente o padrão emerge em função da característica saliente “volatilidade”. (BAKER; WURGLER, 2007).

Na Tabela 11 estão reportados os padrões de precificação quando *NOISE* e  $SENT^{BR}$  estão condicionando os retornos do período subsequente para ações agrupadas por

volatilidade dos retornos ( $\sigma$ ), assim como para carteiras *long-short*. Como apontam Baker e Wurgler (2007), quando o sentimento é baixo, os retornos médios subsequentes das ações especulativas ( $\sigma_3$ ) excedem o retorno das ações seguras ( $\sigma_1$ ). Quando o sentimento é alto, os retornos médios subsequentes das ações especulativas são, em média, mais baixos do que os retornos das ações seguras.

Inicialmente, considere-se que a análise prévia dos fatores  $C_1$ ,  $C_2$  e  $C_3$  tem como finalidade ajudar a compreender melhor o que *NOISE* está capturando.  $C_1$  captura a demanda dos investidores mais otimistas, porém menos propensos a *noise trading* (Painéis A e B). A baixa confiança causada por aumentos na imprevisibilidade, uma questão de estrutura da economia, tem significativa influência no comportamento capturado por  $C_1$ .  $C_2$  é mais sensível ao comportamento dos investidores mais avessos ao risco, os quais exigem maior retorno para suportar mais risco em sua decisão de investimento. Por fim,  $C_3$  captura o comportamento dos investidores mais propensos a participar de *noise trading*, os quais são também afetados por momentos de ordem superior na distribuição do sentimento. Sendo assim,  $C_3$  comandaria não somente choques no otimismo (excesso de confiança), mas também falhas de percepção de risco. Nesse caso, admitem-se movimentos de reversão nos preços em função de erros de percepção do risco. Logo, se as ações especulativas ( $\sigma_3$ ) estiverem sendo percebidas como menos arriscadas no início do período, devido à *noise* ou sentimento elevado, não só os preços das ações especulativas sofrerão reversão, como também haverá uma mudança nas preferências a favor de ações menos voláteis (ações seguras).

Na análise univariada,  $NOISE^{UNC}$  está explicando positivamente o retorno das ações mais seguras, provavelmente impactadas por eventos de incerteza, com origem externa. Na análise multivariada,  $NOISE^{UNC}$  continua com maior poder explicativo para as ações mais seguras. Já *NOISE*, passou a apresentar poder preditivo, economicamente e estatisticamente significativo, após ser controlado pelos fatores de risco, quando o risco percebido é decomposto entre os fatores de risco e *NOISE*. De forma que é plausível afirmar que *NOISE* captura os efeitos de um tipo de risco não capturado por outros fatores de risco.

Como se vê no Painel B da Tabela 11, *NOISE* está prevendo os retornos das carteiras de ações menos voláteis com sinal positivo, e com significância econômica e estatística, ao passo que seu poder explicativo para as ações especulativas é relativamente reduzido e não significativo. Esse resultado parece contra-intuitivo para uma medida de sentimento. No entanto, deve ser levado em conta que a estrutura informacional de *NOISE* é mais sensível ao efeito direto da incerteza dos investidores diante da imprevisibilidade da economia.

Tabela 11 – Regressões em séries temporais, *sigma*

**Painel A:** a variável dependente  $R_{p,t}$  (primeira coluna, da esquerda para direita) representa o retorno do portfólio ordenado segundo a volatilidade de 12 meses para os retornos (*sigma*), de forma que  $p$  representa, respectivamente, *sigma1* (*low*), *sigma2* (*medium*), *sigma3* (*high*), *HmL* (*high minus low*), *HmM* (*High minus medium*), *MnL* (*medium minus low*). Foram reportadas as estimativas para  $\beta_1$  a partir da segunda coluna, respectivamente, de acordo com os modelos:

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C1_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C2_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C3_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1}^{UNC} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 SENT_{t-1}^{BR} + \varepsilon_t \quad (6)$$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>C1</i>	<i>C2</i>	<i>C3</i>	<i>NOISE</i>	<i>NOISE</i> <sup>UNC</sup>	<i>SENT</i> <sup>BR</sup>
$R_t^{sigma1}$	0,02 [0,11]	0,38** [2,33]	0,02 [0,15]	0,03 [0,23]	0,17* [1,91]	-0,14 [1,14]
$R_t^{sigma2}$	0,00 [0,00]	0,34** [2,19]	0,03 [0,23]	0,03 [0,24]	0,12 [1,32]	-0,12 [0,93]
$R_t^{sigma3}$	0,02 [0,11]	0,33** [1,98]	-0,02 [0,17]	-0,02 [0,13]	0,13 [1,46]	-0,15 [1,11]
<i>HmL</i>	0,00 [0,03]	-0,05 [0,63]	-0,04 [1,21]	-0,05 [1,25]	-0,04 [1,02]	-0,01 [0,31]
<i>HmM</i>	0,02 [0,42]	-0,01 [0,15]	-0,05* [1,84]	-0,05 [1,50]	0,01 [0,17]	-0,03 [0,81]
<i>MnL</i>	-0,02 [0,29]	-0,04 [0,58]	-0,01 [0,20]	-0,00 [0,06]	-0,05 [1,00]	0,02 [0,48]

**Painel B:**

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C1_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C2_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C3_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 SENT_{t-1}^{BR} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (6)$$

	<i>C1</i>	<i>C2</i>	<i>C3</i>	<i>NOISE</i>	<i>NOISE</i> <sup>UNC</sup>	<i>SENT</i> <sup>BR</sup>
$R_t^{sigma1}$	-0,06 [0,55]	0,33** [2,56]	0,17** [2,13]	0,17** [2,22]	0,29*** [3,57]	-0,07 [0,73]
$R_t^{sigma2}$	-0,11 [0,84]	0,30** [2,33]	0,17** [2,41]	0,16** [2,24]	0,22** [2,13]	-0,06 [0,54]
$R_t^{sigma3}$	-0,10 [0,68]	0,29** [2,29]	0,11* [1,69]	0,10 [1,59]	0,23** [2,34]	-0,10 [0,99]
<i>HmL</i>	-0,04 [0,48]	-0,04 [0,52]	-0,06 [1,59]	-0,07* [1,71]	-0,06 [1,27]	-0,03 [0,53]
<i>HmM</i>	0,01 [0,26]	-0,00 [0,01]	-0,06* [1,84]	-0,06 [1,55]	0,00 [1,14]	-0,04 [0,89]
<i>MnL</i>	-0,05 [0,80]	-0,04 [0,54]	0,00 [0,02]	-0,01 [0,28]	-0,06 [1,22]	0,02 [0,34]

Nota: a amostra compreende o período 2003:07 a 2014:07.

$R_t^{sigma3}$  denota ações de alta volatilidade nos retornos, significando uma *proxy* para as ações mais propensas à especulação. *HmL* (*High minus Low*); *HmM* (*High minus Medium*) e *MnL* (*Medium minus Low*) são carteiras *long* em cartiras mais voláteis. Os erros padrão foram reportados entre parênteses. Os valores absolutos para as estatísticas *t* de New-Wester (1987) foram reportados entre colchetes, em valores absolutos. ‘\*’ significante a 10%; ‘\*\*’ significante a 5%; ‘\*\*\*’ significância a 1% .  $C_1, C_2$  e  $C_3$  são os três componentes principais.

Por sua vez, de forma comparativa,  $SENT^{BR}$  consiste numa medida “desenhada” para capturar de forma direta os efeitos do otimismo nos preços das ações, microfundamentada, principalmente, por vieses como excesso de confiança e auto-atribuição (Sybley *et al.*, 2016). Sob esse prisma, volatilidade seria uma característica saliente não só para demanda especulativa, mas também para busca de segurança em momentos de maior ambiguidade informacional na economia (BAKER; WURGLER, 2012).

Essa interpretação é coerente com a constatação de que  $NOISE$  prevê os retornos da carteira  $HmL$  com sinal negativo, e com significância econômica e estatística, ao mesmo tempo que prevê os retornos das ações mais seguras com sinal positivo. Esse padrão é, portanto, coerente com a existência de choques de demanda favorável a ações menos voláteis ou mais “seguras” (*fly to quality*).  $SENT^{BR}$  capturaria melhor choques de demanda especulativa onde se constata maior poder explicativo em relação às ações mais “voláteis” ( $\sigma_3$ ). (BAKER; WURGLER, 2012). Logo,  $SENT^{BR}$  captura a conotação dada à característica “volatilidade” por parte dos investidores mais propensos à especulação. Numa perspectiva geral, as evidências obtidas neste teste, para o período analisado, levam a crer que prevaleceram aspectos da estrutura da economia (imprevisibilidade), de forma a comandar momentos de ordem superior na distribuição do sentimento do investidor, os quais, em sua cesta de características salientes (BAKER; WURGLER, 2007), tiveram maior preferência por “baixa volatilidade”.

Em seguida, comparando modelos, foi verificada a contribuição de  $NOISE$  para os modelos de precificação de ações agrupadas por sua volatilidade e, mais especificamente, para a explicação do diferencial de retorno entre ações de alta e de baixa volatilidade relativa. A Tabela 12 especifica os modelos estimados e reporta os resultados.

A análise da Tabela 12 mostra que os fatores de risco do modelo parcimonioso, mais sensíveis aos fundamentos, capturaram melhor os choques de demanda por ações seguras, motivados pela imprevisibilidade do ambiente macroeconômico. O que justifica os sinais negativos dos coeficientes. Essas evidências também sugerem que, dependendo da fonte ou do tipo da imprevisibilidade, a aversão ao risco e momentos de ordem superior na estrutura do sentimento pode ser mais afetada, de forma a prevalecer os fundamentos e o *animal spirits* baixo.

Tabela 12 – Modelo parcimonioso vs. modelo aumentado, volatilidade

<b>Variável dependente: Volatilidade dos retornos, HML (High-minus-Low)</b>					
<b>Modelos:</b>					
	$R_{X,it=High,t} - R_{X,it=Low,t} = \alpha + cMKT_t + dSMB_t + eHML_t + fWML_t + \varepsilon_{it}$ (1)				
	$R_{X,it=High,t} - R_{X,it=Low,t} = \alpha + cMKT_t + dSMB_t + eHML_t + fWML_t + sSENT_{t-1} + \varepsilon_{it}$ (2)				
	$R_{X,it=High,t} - R_{X,it=Low,t} = \alpha + bNOISE_{t-1} + cMKT_t + dSMB_t + eHML_t + fWML_t + \varepsilon_{it}$ (3)				
	$R_{X,it=High,t} - R_{X,it=Low,t} = \alpha + bNOISE_t + cMKT_t + dSMB_t + eHML_t + fWML_t + gUNC_t + \varepsilon_{it}$ (4)				
	$R_{X,it=High,t} - R_{X,it=Low,t} = \alpha + bNOISE_t + cMKT_t + dSMB_t + eHML_t + fWML_t + vVOL_t + \varepsilon_{it}$ (5)				
<b>Coefficientes:</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>
<b>NOISE(-1)</b>			-0,0723* (0,0422) [-1,7149]	-0,0819 (0,0592) [-1,3827]	-0,0769* (0,0459) [-1,6749]
<b>MKT</b>	-0,0639 (0,0550) [-1,1616]	-0,0673 (0,0569) [-1,1819]	-0,0783 (0,0580) [-1,3489]	-0,0786 (0,0589) [-1,3349]	-0,0763 (0,0582) [-1,3104]
<b>SMB</b>	-0,0621 (0,0809) [-0,7672]	-0,0683 (0,0836) [-0,8169]	-0,0803 (0,0821) [-0,9791]	-0,0799 (0,0827) [-0,9668]	-0,0811 (0,0822) [-0,9865]
<b>HML</b>	-0,1173 (0,0743) [-1,5786]	-0,1118 (0,07578) [-1,47612]	-0,1092 (0,0756) [-1,4455]	-0,1102 (0,0759) [-1,4525]	-0,1071 (0,0770) [-1,3909]
<b>WML</b>	-0,1683** (0,0764) [-2,2018]	-0,1729** (0,0774) [-2,2334]	-0,1743** (0,0736) [-2,3675]	-0,1712** (0,0768) [-2,2292]	-0,1744** (0,0742) [-2,3492]
<b>UNC</b>				0,0150 (0,0549) [0,2725]	
<b>VOL</b>					0,0182 (0,0571) [0,3185]
<b>SENT(-1)</b>		-0,0252 (0,0476) [-0,5299]			
R <sup>2</sup> Ajust.	0,045214	0,039326	0,049595	0,042538	0,042391
E.P. da Regres.	0,593303	0,595130	0,591941	0,594134	0,594180
SQR	45,05712	44,98081	44,49999	44,47742	44,48424
SIC	1,939307	1,974381	1,963634	1,999896	2,000050
AIC	1,830647	1,843990	1,833242	1,847773	1,847926
Log Likelihood	-116,7380	-116,6253	-115,9106	-115,8769	-115,8871
Durbin-Watson	2,080360	2,086444	2,085659	2,083236	2,086406
Estat. F	2,562717 (0,041497)	2,080695 (0,072012)	2,377627 (0,042373)	1,977408 (0,073671)	1,973883 (0,074187)
Wald Est. F	2,232798 (0,069046)	1,779446 (0,121648)	2,082481 (0,071785)	1,737972 (0,117437)	1,758598 (0,112885)

Nota.: a amostra compreende o período 2003:07 a 2014:07. Os interceptos não foram reportados dado que as variáveis estão padronizadas (intercepto igual a zero). Os valores das estatísticas *t* (HAC), robustas a autocorrelação e heterocedasticidade, foram reportados entre colchetes. O nível de significância: ‘\*’ significante a 10%; ‘\*\*’ significante a 5%; ‘\*\*\*’ significância a 1%.

Todavia, de forma similar à análise para “tamanho”, após a inclusão da variável *NOISE* (Modelo 3), houve uma melhora, embora marginal, na qualidade do modelo. Melhora também superior ao obtido pelo acréscimo da variável *SENT<sup>BR</sup>* (Modelo 2). Assim, conclui-se que *NOISE* completa o modelo parcimonioso, explicando uma parcela do risco não capturado pelos fatores de risco padrão, possivelmente relacionado, provavelmente, com a reação de busca por segurança de investidores mais propensos a sentimento.

Logo, não é possível afirmar que *NOISE* tem maior capacidade preditiva para as ações com alta volatilidade nos retornos; porém, esse fato não a desqualifica como uma variável sensível a *noise trading* (Hipótese 3b), pois *NOISE* também está associado a outros tipos de sentimento, como medo, o que comanda (junto com maior aversão ao risco) choques de demanda favoráveis às ações mais seguras.

Como um último teste no *framework* dos modelos de precificação, foi analisado o comportamento dos investidores em relação às ações agrupadas segundo sua exposição à incerteza econômica, mensurada segundo Jurado, Ludvigson e Ng (2015). Deve ser considerado, portanto, que as exposições à incerteza levam em conta a incerteza *ex post*, objetivamente observada, de modo que esse tipo de ação é percebido como saliente na cesta de características preferidas quando o investidor for bem informado.

Quando a incerteza fundamental (*INC*) aumenta o suficiente, com preferências e expectativas dispersas o suficiente, os investidores mais otimistas passam a demandar ações com maior exposição à incerteza dos fundamentos. Essas ações possuem beta de incerteza positivo (*inctz3*) e performam melhor durante períodos de maior incerteza dos fundamentos. (BALI; BROWN; TANG, 2017).

O Painel A, da Tabela 13, mostra que os investidores mais otimistas e menos propensos à especulação e os investidores mais avessos à incerteza e pessimistas, cujo comportamento é capturado por *C1* e *C2*, respectivamente, exigem retorno positivo. O Painel B demonstra que o efeito mais significativo consiste na exigência de retorno positivo para as ações com menor exposição à incerteza. Esses resultados são consistentes com os achados empíricos anteriores, de Bali, Brown e Tang (2017). Emerge, ainda, no Painel B, significância estatística para demanda especulativa de ações mais expostas à incerteza. Contudo, nenhum desses resultados se mostrou economicamente significativo.

Tabela 13 – Regressões em séries temporais, exposição à incerteza fundamental

**Painel A:** a variável dependente  $R_{p,t}$  (primeira coluna, da esquerda para direita) representa o retorno do portfólio ordenado segundo sua exposição à incerteza fundamental (*inctz*), de forma que  $p$  representa, respectivamente, *inctz1* (*low*), *inctz2* (*medium*), *inctz3* (*high*), *LmH* (*low minus high*), *LmM* (*Low minus medium*), *MmH* (*medium minus high*). Foram reportadas as estimativas para  $\beta_1$  a partir da segunda coluna, respectivamente, de acordo com os modelos:

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C1_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C2_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C3_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1}^{UNC} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 SENT_{t-1}^{BR} + \varepsilon_t \quad (6)$$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>C1</i>	<i>C2</i>	<i>C3</i>	<i>NOISE</i>	<i>NOISE</i> <sup>UNC</sup>	<i>SENT</i> <sup>BR</sup>
$R_t^{inctz1}$	0,03** [2,36]	0,02** [2,10]	-0,00 [0,38]	-0,00 [0,18]	0,00 [0,07]	-0,00 [0,65]
$R_t^{inctz2}$	0,02** [2,10]	0,02** [2,10]	0,00 [0,83]	0,00 [1,14]	0,01* [1,75]	-0,00 [0,47]
$R_t^{inctz3}$	0,02** [2,15]	0,01 [1,62]	0,00 [0,50]	0,00 [0,71]	0,01 [0,75]	-0,00 [0,19]
<i>LmH</i>	0,02* [1,96]	0,01* [1,64]	-0,01 [1,37]	-0,01 [1,22]	-0,00 [0,84]	-0,00 [0,97]
<i>LmM</i>	0,02* [1,89]	0,01 [1,44]	-0,01 [1,00]	-0,01 [0,87]	-0,01 [1,52]	-0,00 [0,49]
<i>MmH</i>	-0,00 [0,07]	0,00 [0,69]	0,00 [0,21]	0,00 [0,15]	0,01* [1,74]	-0,00 [0,75]

**Painel B:**

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C1_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C2_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 C3_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 NOISE_{t-1} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$R_{p,t} = \alpha + \beta_1 SENT_{t-1}^{BR} + \beta_2 MKT + \beta_3 HML + \beta_4 WML + \varepsilon_t \quad (6)$$

	<i>C1</i>	<i>C2</i>	<i>C3</i>	<i>NOISE</i>	<i>NOISE</i> <sup>UNC</sup>	<i>SENT</i> <sup>BR</sup>
$R_t^{inctz1}$	0,01* [1,71]	0,01 [1,35]	0,00 [0,07]	-0,00 [1,12]	-0,00 [0,58]	-0,00 [1,29]
$R_t^{inctz2}$	-0,00 [0,09]	0,00 [0,69]	0,00* [1,89]	0,00 [1,55]	0,01** [2,35]	0,00 [0,05]
$R_t^{inctz3}$	0,00 [0,47]	0,00 [0,06]	0,00* [1,86]	0,00 [0,74]	0,00 [0,31]	-0,00 [0,74]
<i>LmH</i>	0,01 [1,27]	0,00 [0,34]	0,00 [0,90]	-0,01** [2,52]	-0,01 [0,91]	0,00 [1,14]
<i>LmM</i>	0,01 [1,36]	-0,00 [0,09]	0,00 [0,83]	-0,01 [1,48]	-0,01 [1,36]	0,00 [0,76]
<i>MmH</i>	-0,00 [0,45]	0,00 [0,34]	0,00 [0,13]	0,00 [0,31]	0,01 [1,51]	-0,00 [0,84]

Nota: a amostra compreende o período 2007:07 a 2014:07.  $R_t^{inctz3}$  denota o retorno das ações carteira com mais alta exposição à incerteza econômica fundamental (beta positivo) e  $R_t^{inctz1}$  denota o retorno das ações carteira com mais baixa exposição à incerteza econômica fundamental (beta negativo). Os erros padrão foram reportados entre parênteses. Os valores absolutos para as estatísticas  $t$  de New-Wester (1987) foram reportados entre colchetes. ‘\*’ significante a 10%; ‘\*\*’ significante a 5%; ‘\*\*\*’ significância a 1%.

O Painel B revela alguma significância estatística na demanda por ações com maior exposição ao risco por investidores mais propensos à especulação, conforme se observa no coeficiente de *NOISE* ao explicar o diferencial de retornos *LmH*. Nos Painéis A e B, *NOISE<sup>UNC</sup>*, ortogonalizado para a incerteza externa, revela uma demanda por ações com exposição média à incerteza, coerente com busca por segurança.

A característica “exposição à incerteza dos fundamentos” enfatiza somente a estrutura da economia e não guarda relação documentada na literatura com comportamento especulativo. De fato, esse teste serviu para verificar a robustez dos resultados anteriormente obtidos. Destarte, não surpreendeu o resultado em que *NOISE* possua fraca capacidade explicativa em relação aos retornos das ações agrupadas segundo sua exposição à incerteza fundamental (Hipótese 3c).

## 5 CONCLUSÃO

A Tese aqui sustentada fundamenta-se na sobreposição das teorias e evidências empíricas sobre incerteza econômica e seus efeitos nos ciclos de negócios, formação de expectativas pelos agentes econômicos e teorias sobre *noise trading*. A incerteza não afeta somente o nível da atividade econômica e a imprevisibilidade dos cenários futuros, mas também afeta a informatividade e racionalidade das decisões. A existência de *mispricing* no mercado de ações implicaria em menor informatividade dos preços. De fato, a articulação entre essas teorias implicou uma nova abordagem para medidas de sentimento e a oferta de uma nova medida a ser incorporada ao ferramental das autoridades, investidores e acadêmicos.

A intuição inicial para essa nova abordagem partiu da constatação de que há momentos em que os investidores têm maior dificuldade em distinguir *news* (informação) de *noise* (ruído), de forma que a elevada ambiguidade gera, em alguma proporção, expectativas e julgamentos ruidosos. No mercado de ações, a elevação de *noise* impacta as decisões de investimento de curto prazo dos investidores, os quais cometem mais erros na avaliação do risco, aumentando as chances de ocorrência de *mispricing* aumentando os riscos das ações mais suscetíveis à especulação.

Foram assumidas as premissas de que (a) o aumento da ambiguidade no ambiente macroeconômico desencadeia heurísticas e vieses, aumentando a propensão dos investidores a transacionarem de forma não plenamente justificada pelos fundamentos (especulação). Em outros termos, ambiguidade comanda (*lead*) vieses e propensão à especulação; (b) choques em *noise* causam reações de curto prazo no sentimento; e (c) *noise* prevê os retornos das ações mais difíceis de avaliar e arbitrar, porém, sua estrutura informacional é mais sensível a choques envolvendo momentos de ordem superior, de forma a capturar comportamentos de busca por ativos mais seguros (*fly to quality*).

Enquanto a literatura sobre incerteza só admite que a incerteza aumenta a aversão à ambiguidade e o pessimismo, a presente tese demonstrou uma surpreendente relação entre incerteza econômica e otimismo ou *animal spirits* elevado. Ao mesmo tempo que *NOISE* está correlacionado substancialmente com sentimento, mantém-se independente em relação à incerteza fundamental, negativamente relacionado com o risco sistemático, positivamente relacionado com a volatilidade e negativamente relacionado com o retorno médio.

A medida de *noise* proposta, a qual pode ser considerada também uma *proxy* para sentimento, utilizou uma abordagem inédita e mostrou-se adequada do ponto de vista conceitual e metodológico, gerando resultados consistentes com a literatura e com as necessidades do mercado, em especial, o investidor de curto prazo, em busca de avaliar a exposição ao risco desejada, como mostraram os três níveis de testes implementados.

As evidências obtidas sugerem que *NOISE* comanda sentimento em toda a sua estrutura informacional. A investigação da validade da relação ambiguidade-viés e, conseqüentemente, a relação *lead-lagged* esperada para *noise* e sentimento, utilizou duas estratégias empíricas que lhe imprimiu maior robustez: testes de causalidade não linear e não paramétrico, que dão maior estabilidade ao teste, e a definição de sentimento segundo uma distribuição, o que permitiu testar a causalidade em momentos estatísticos de ordem superior da distribuição do sentimento, consistindo em uma estratégia inovadora.

Assim, a utilização dos testes de não causalidade não lineares e não paramétricos sugeridos por Diks e Panchenko (2005, 2008) consistiu em uma análise rigorosa, pois colocou sob análise detalhada a conformidade de toda a estrutura informacional economicamente relevante de *NOISE*. As evidências obtidas mostraram que *NOISE* antecede sentimento em toda a sua estrutura informacional (momentos estatísticos), o que pode significar que a estrutura informacional de *NOISE* está capturando informação sobre otimismo, erros de percepção do risco, pessimismo e medo por parte dos investidores. Esses resultados, também confirmam a premissa de que ambiguidade ativa heurísticas e vieses.

Os testes utilizando modelo VAR permitiram verificar que *NOISE* prevê um aumento em  $SENT^{BR}$ , a uma defasagem, com significância estatística e econômica, o que revela que *NOISE* tem um papel importante na dinâmica de curto prazo de  $SENT^{BR}$ . Através de funções de resposta ao impulso, foram encontradas evidências consistentes com a teoria de *noise trading*, de forma que *NOISE* apresentou as relações sistêmicas esperadas em relação aos *benchmarks* para sentimento, incerteza econômica fundamental e volatilidade dos retornos das ações. A inexistência de uma relação clara entre a incerteza fundamental e as medidas para *noise* e sentimento evidenciaram a natureza de crenças de *noise* e sentimento.

Foi constatado que *NOISE* possui capacidade explicativa em relação aos retornos das ações com menor capitalização de mercado, tomadas como *proxy* para ação mais suscetíveis a sentimento (*noise trading*). Foi evidenciada ainda sua capacidade de explicar o comportamento dos investidores em busca de maior segurança (*fly to quality*). Na explicação do diferencial de retorno das carteiras *long* em ações pequenas e *short* em ações grandes, a

utilização de *NOISE* como variável preditora nos modelos de precificação gerou ganhos em termos de capacidade explicativa, menores erros e critérios de informação reduzidos. Isso demonstra que *NOISE* pode melhorar as ferramentas que os investidores têm em mãos, viabilizando melhores estimativas (com um modelo mais completo) sobre o grau de exposição ao risco das ações.

A medida proposta (*NOISE*) concilia a incerteza do ambiente macroeconômico e o comportamento de investidores, cujas crenças e decisões não estão completamente justificadas pelos fundamentos. O primeiro fenômeno interessa mais aos investidores fundamentalistas, mas que, nem sempre, são proficientes na análise e previsões do estado e cenários da economia. O segundo fenômeno, por sua vez, interessa mais aos investidores que concentram maior atenção ao histórico de preços e outros padrões de mercado. Portanto, a presente pesquisa explorou o elo existente entre esses dois interesses. Sendo esse “elo” identificado com o conceito de “*noise*”, definido seminalmente por Black (1986) como sendo incerteza nos mercados, todavia, uma incerteza também individual e relacionada a vieses que geram erros nas decisões, principalmente na avaliação e precificação dos ativos.

Foi possível confirmar a premissa de que maior imprevisibilidade da economia e maior incerteza dos investidores estão associadas a momentos com maiores *erros de percepção* e maior propensão a especular, o que gera *noise trading*. Sendo assim, as autoridades monetárias poderão utilizar *NOISE* como mais um indicador para a economia. As autoridades reguladoras também poderão utilizar *NOISE* para monitorar o mercado de capitais e como ferramenta que possa auxiliar em sua missão de promoção de maior eficiência informacional, de forma a garantir a informatividade dos preços.

*Noise* ainda não havia sido quantificado até o presente momento. Fato atribuído à grande dificuldade em identificar e quantificá-lo. Contudo, a ausência de uma medida para *noise* tem gerado limitações nas pesquisas acadêmicas relacionadas a testes dos modelos de *noise trading*. No mercado, impediu o ajuste mais preciso ao risco, já que os modelos de precificação poderiam ser completados. Assim, oferecendo uma medida para *noise*, a presente tese contribui para a academia e para o mercado, principalmente quanto a esses dois aspectos.

As principais limitações desta pesquisa consistiram nos tamanhos reduzidos das séries históricas disponíveis, com uma média de 150 observações, a indisponibilidade em frequência mensal de indicadores econômicos observáveis e a disponibilidade de poucas variáveis macroeconômicas acompanhadas pelo Banco Central (Boletim Focus), o que reduz os tipos de previsões dos analistas, sendo também estas coletadas somente a partir de 2002.

A inexistência de pesquisas anteriores sobre a quantificação de *noise*, sob a mesma perspectiva conceitual, pode ser considerada uma limitação, o que gerou uma carência de resultados comparáveis que poderiam ajudar na fundamentação e avaliação. Saliente-se também que, dada a natureza aleatória dos dados, os resultados se restringem ao período e às amostras, onde se inclui a amostra das empresas analisadas (composição das carteiras), de forma que há restrições para generalizar os resultados.

Futuras pesquisas podem se beneficiar das possibilidades criadas com a abordagem sugerida. Um primeiro conjunto de possibilidades está associado a aperfeiçoamentos na metodologia de construção da medida. Há diversas possibilidades a serem exploradas. Com relação à elaboração da medida objetiva de incerteza, usada na ortogonalização das proxies para ambiguidade utilizadas na construção de *NOISE*, poderiam ser utilizados modelos de previsão fracionários, os quais seriam capazes de capturar melhor estruturas de longo prazo, sob a suposição de que seria um modelo mais adequado para aproximar previsões racionais no mercado. Dessa forma metodologia a retirada da estrutura previsível poderia ser aperfeiçoada.

Há também várias possibilidades de obtenção dos pesos para “extrair” *noise* a partir dos componentes principais. Poderia ser utilizada não somente uma medida para sentimento, mas várias, utilizando correlação canônica, metodologia que possibilita estimar regressões entre grupos de variáveis. Várias possibilidades de testes com o *framework* de *asset pricing* podem ainda serem explorados. Modelos de precificação dinâmicos podem ser utilizados para a obtenção de betas condicionais, mais robustos às mudanças estruturais. Estudos envolvendo outras características de empresas, definidas com base em variáveis contábeis ou mesmo variáveis macroeconômicas, podem ser submetidos aos mesmos testes. A própria exposição à *noise* pode ser utilizada para a formação de carteiras de ações, e o seu desempenho podem ser testados.

*NOISE* pode, ainda, contribuir para uma melhor compreensão da estrutura informacional das medidas de sentimento, bem como ser utilizada para auxiliar a construção de novas *proxies* para sentimento. Enfim, a presente pesquisa enfocou o desenvolvimento e validação de uma *proxy* para *noise*. Na verdade, apenas foi dado um passo inicial para desenvolvimentos e aplicações posteriores.

Acredita-se que a problemática estabelecida, quer seja a necessidade de melhor compreender a interação da ambiguidade do ambiente macroeconômico com o sentimento do investidor, quer seja o impacto dessa interação no mercado de ações, tenha sido tratada de forma produtiva. Também se acredita que os objetivos tenham sido alcançados. Ficou

evidenciada uma relação próxima entre a medida desenvolvida para *noise* e a medida *benchmark* para sentimento do investidor, adaptado para o Brasil.

A relação entre *noise*, a medida para incerteza fundamental e a volatilidade do mercado mostraram-se coerentes com o esperado. Além disso, os resultados encontrados em relação à capacidade explicativa para os retornos das ações também se mostraram consistentes com a literatura. *NOISE* revelou-se uma *proxy* para sentimento capaz de capturar não só otimismo, mas também outros efeitos do sentimento não explicados pelo índice de sentimento construído segundo Baker e Wurgler (2006).

## REFERÊNCIAS

- AGGARWAL, R.; MOHANTY, S.; SONG, F. Are survey forecasts of macroeconomic variables rational? **Journal of Business**, v. 68, n. 1, p. 99–119, 1995.
- AGGARWAL, R. Animal spirits in financial economics: a review of deviations from economic rationality. **International Review of Financial Analysis**, v. 32, p. 179–187, 2014.
- ALEXOPOULOS, M.; COHEN, J. Uncertain times, uncertain measures. **RePEc Working Paper**, 2009.
- ALLEN, F.; MORRIS, S.; SHIN, H.S. Beauty contests and iterated expectations in asset markets. **Journal of Financial Studies**, v. 19, n. 3, p. 719–752, 2006.
- ALTI, A.; TETLOCK, P. C. Biased beliefs, asset prices, and investment: a structural approach. **The Journal of Finance**, v. 69, n. 1, p. 325 – 361, 2014.
- ANDERSON, E. W.; GHYSELS, E.; JUERGENS, J. L. The impact of risk and uncertainty on expected returns. **Journal of Financial Economics**, v. 94, n. 2, p. 233–263, 2009.
- BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. **Quarterly Journal of Economics**, v. 131, p. 1593–1636, 2016.
- BAKER, M.; WURGLER, J. Investor sentiment and the cross section of stock returns. **The Journal of Finance**, v. 61, p. 1645-1680, 2006.
- BAKER, M.; WURGLER, J. Investor sentiment in the stock market. **Journal of Economic Perspective**, v. 21, n. 2, p. 129-151, 2007.
- BAKER, M.; WURGLER, J. Comovement and predictability relationships between bonds and the cross-section of stocks. **Review of Asset Pricing Studies**, v. 2, n. 1, p. 57–87, 2012.
- BALI, T. G.; ZHOU, H. Risk, Uncertainty, and expected returns. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 51, n. 3, p. 707–735, 2016.
- BALI, T. G.; BROWN, S. J.; TANG, Y. Macroeconomic uncertainty and expected stock returns, **The Journal of Finance**, v. 51, n. 3, p. 707–735, 2017.
- BALKE, N.; FOMBY, T. B. Large shocks, small shocks and economic fluctuations: outliers in macroeconomic time series. **Journal of Applied Econometrics**, v. 9, p. 181 – 200, 1994.
- BANDOPADHYAYA, S; JONES A. L. Measures of investor sentiment: a comparative analysis put-call ratio vs. volatility index. **Journal of Business and Economics Research**, v. 6, n. 8, 2008.
- BANSAL, R.; YARON, A. Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles, **Journal of Finance**, v. 59, pp. 1481-1509, 2004.

BANSAL, R.; KHATCHATRIAN, V.; YARON, A. Interpretable asset markets? **European Economic Review**, v. 49, p. 531-560, 2005.

BANZ, R.W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, p. 3–18, 1981.

BARBER, B. M.; ODEAN, T.; ZHU, N. Systematic noise. **Journal of Financial Markets**, v. 12, p. 547–569, 2009.

BARBERIS, N.; SHLEIFER, A. Style investing. **Journal of Financial Economics**, v. 68, p. 161–199, 2003.

BARBERIS, N.; THALER, R. A survey of behavioral finance, *in* CONSTANTINIDES, G. M.; HARRIS, M.; STULZ, R. M. (eds). **Handbook of the Economics of Finance**, North Holland : New York, NY, 2003.

BARBER, B. M.; ODEAN, T.; ZHU, N. Systematic noise. **Journal of Financial Markets**. v. 12, n. 1, p. 547-569, 2009.

BAR-HILLEL, M. Studies of representativeness, *in* Kahneman, D., Slovic, P., Tversky, A. (eds.), **Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases**. Cambridge, UK: n, p. 69–83, 1982.

BARONI-ADESI, G. MANCINI, L; SHEFRIN, H. A tale of two investors: estimating optimism and overconfidence. **Swiss Finance Institute Working Paper**, 2013.

BARSKY, R. B.; SIMS, E. R. Information, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence. **American Economic Review**, v. 102, n. 4, p. 1343 – 1377, 2012.

BASU, S.; BUNDICK, B. Uncertainty shocks in a model of effective demand. **Econometrica**, v. 85, n. 3, p. 937–958, 2017.

BEKAERT, G.; ENGSTROM, E.; Y. XING. Risk, uncertainty, and asset prices. **Journal of Financial Economics**, v. 91, p. 59-82, 2009.

BEKAERT, G.; ENGSTROM, E; GRENADIER, S. Stock and bond returns with moody investors, **Journal of Empirical Finance**, v.17, p. 867-894, 2010.

BEKAERT, G.; HOEROVA, M. What do asset prices have to say about risk appetite and uncertainty? **Journal of Banking and Finance**, v. 67, p. 103–118, 2016.

BEKAERT, G.; ENGSTROM, E. Asset return dynamics under habits and bad environment-good environment fundamentals, **Journal of Political Economy**, v. 125, n. 3, p. 713–760, 2017.

BEKIROU, S. D.; DIKS, C. The nonlinear dynamic relationship of exchange rates: parametric and nonparametric causality testing. **Journal of Macroeconomics**, v. 30, p. 1641-1650, 2008a.

BEKIROU, S. D.; DIKS, C. The relationship between crude oil spot and futures prices: cointegration, linear and nonlinear causality. **Energy Economics**, v. 30, n. 5, p. 2673-2685, 2008b.

BEKIROU, S. D. Exchange rate and fundamentals: co-movements, long-run relationships and short-run dynamics. **Journal of Banking and Finance**, v. 39, p. 117-134, 2014.

BEN-DAVID, I., J.; GRAHAM, R.; HARVEY, C. R. Managerial miscalibration. **Quarterly Journal of Economics**, 2013.

BERNANKE, B. S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 98, p. 85–106, 1983.

BERNARD, V.; THOMAS, J. Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium? **Journal of Accounting Research**, v. 27, p. 1–48, 1989.

BIRD, R. G.; YEUNG, D. How do investors react under uncertainty? **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 20 p. 310–327, 2012.

BIRD, R. G.; REDDY, K.; YEUNG, D. The relationship between uncertainty and the market reaction to information: Is it influenced by stock-specific characteristics? **International Journal of Behavioural Accounting and Finance**, v. 4, n. 2, p. 113-132, 2014.

BIRD, R. G.; CHOI, D.F.S.; YEUNG, D. Market uncertainty, market sentiment, and the post-earnings announcement drift. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 43, n. 1, p. 43 - 45, 2014.

BLANCHARD, O.; WATSON, M. W., Bubbles, rational expectations, and financial markets. In: Wachtel, P. (Ed.) **Crises in the economic and financial structure**. Lexington Books, Lexington, MA. 1982.

BLANCHARD, O.; RHEE, C.; SUMMERS, L. The stock market, profit and investment. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, p. 115–136, 1993.

BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **Journal of Business**, v. 45, n. 3, p. 444-454, 1972.

BLACK, F. Noise. **The Journal of Finance**. v. 41, n.3, p. 529-543, 1986.

BLACK, F. Beta and return. **Journal of Portfolio Management**, v. 20 (1), p. 8-18, 1993.

BLOOMFIELD, R.; LIBBY, R.; NELSON, M. Underreactions, overreactions and moderated confidence. **Journal of Financial Markets**, v. 3, p. 113–137, 2000.

BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. **Econometrica**, v. 77, p. 623–685, 2009.

BLOOM, N. Fluctuations in uncertainty. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 28, p. 153–175, 2014.

- BOLLERSLEV, T.; TAUCHEN, G.; ZHOU, H. Expected stock returns and variance risk premia. **Review of Financial Studies**, v. 22, p. 4463-4492, 2009.
- BROGAARD, J.; DETZEL, A. The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. **Management Science**, v. 61, n.1, p. 3–18, 2015.
- BOYD, J. H.; HU, J.; JAGANNATHAN, R. The stock market's reaction to unemployment news: why bad news is usually good for stocks. **The Journal of Finance**, v. 40, n. 2, p. 1–41, 2005
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. **Econometrica**, v. 47, p. 1287–1294, 1979.
- BROWN, G. W. Volatility, sentiment, and noise traders. **Financial Analysts Journal**, v. 55, n. 2, p. 82-90, 1999.
- BROWN, G. W.; CLIFF, M. T. Investor sentiment and the near-term stock market. **Journal of Empirical Finance**, v. 11, p. 1–27, 2004.
- CAI, C. M.; SHLEIFER, A.; THALER, R. Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 1, p. 75-109, 1991.
- CAI, K.N.; JIANG, X.; LEE, H. W. Debt IPO waves, investor sentiment, market conditions, and issue quality. **Journal of Finance Research**, v. 36, p. 435–452, 2013.
- CAMPBELL, J. Y.; COCHRANE, J. H. By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. **Journal of Political Economy**, v. 107, p. 205–251, 1999.
- CAMPBELL, J. Y.; KYLE, A. S. Smart money, noise trading and stock price behavior. **Review of Economic Studies**, v. 60, n. 1, p. 1-34, 1993.
- CAMPBELL, J. Y.; MEI, J. Where do betas come from? Asset price dynamics and the sources of systematic risk. **Review of Financial Studies**, v. 6, p. 567–592, 1993.
- CAMPBELL, J. Y. Understanding risk and return. **Journal of Political Economy**. v. 104, p. 298-345, 1996.
- CARHART, M. M. On persistence in mutual fund performance. **Journal of Finance**, v. 52, p. 57–82, 1997.
- CARROLL, C. D. Macroeconomic expectations of households and professional forecasters. **Quarterly Journal of Economics**, v. 118, n. 1, 2003.
- CASKEY, J. A. Information in equity markets with ambiguity averse investors. **Review of Financial Studies**, v. 9, p. 3583–3627, 2009.
- CECCHETTI, S.; LAM, P.; MARK, N. Asset pricing with distorted beliefs: are equity returns too good to be true? **The American Economic Review**, v. 90: p. 787–805, 2000.

CHAN, F.; DURAND, R. B.; KHUU, J.; SMALES, L. A. The validity of investor sentiment proxies. **International Review of Finance**, 2016.

CHEN, N.; ROLL, R.; ROSS, S. A. Economic forces and the stock market. **The Journal of Business**, v. 59, n. 3, p. 383 – 403, 1986.

CHEN, C. Y. H.; CHIANG, T. C. Surprises, sentiments, and the expectations hypothesis of the term structure of interest rates. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 49, n. 1, 2017.

CHUNG, S-L.; HUNG, C-H.; YEH, C-Y. When does investor sentiment predict stock returns? **Journal of Empirical Finance**, v. 19, p. 217–240, 2012.

COSTA FILHO, A. E. D. Incerteza e atividade econômica no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 18, p. 421–453, 2014.

COCHRANE, J. H. Presidential address: discount rates. **Journal of Finance**, v. 66, p. 1047–1108, 2011.

DA, Z.; ENGELBERG, J.; GAO; P. The sum of all FEARS: investor sentiment and asset prices, **Working Paper**, 2010.

DANIEL, K.; HIRSHLEIFER, D.; SUBRAHMANYAM, A. Investor psychology and security market under- and overreactions, **Journal of Finance**, v. 53, p. 1839-1885, 1998.

DANIEL, K. D.; HIRSHLEIFER, D.; SUBRAHMANYAM, A. Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset pricing, **Journal of Finance**, v. 56, p. 921-965, 2001.

DANIEL, K.; HIRSHLEIFER, D.; TEOH, S. H. Investor psychology in capital markets: evidence and policy implication. **Journal of Monetary Economics**, v. 49 p. 139–209, 2002.

DAS, S.; LEVINE, C. B.; SIVARAMAKRISHNAN. Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts. **The Accounting Review**, v. 73, n. 2, p. 277-294, 1998.

DAVID, A. Fluctuating confidence in stock markets: implications for returns and volatility. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 32, p. 427–62, 1997.

DEBONDT, W.; THALER, R.H. Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. **Journal of Finance**, v. 42, p. 557–581, 1987.

DELONG, J. B.; SHLEIFER, A.; SUMMERS, L. H.; WALDMAN, R.J. Noise trader risk in financial markets. **Journal of Political Economy**, v. 98, p. 703–738. 1990.

DEQUECH, D. Expectations and confidence under uncertainty. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 21, n. 3, p. 415-430, 1999.

DIKS, C.; PANCHENKO, V. A note on the Hiemstra-Jones test for Granger noncausality. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v. 9 n. 4, 2005.

DIKS, C.; PANCHENKO, V. A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 30, p. 1647-1669, 2006.

DIXIT, A. K.; PINDYCK, R.S. **Investment under uncertainty**. Princeton University Press, Princeton, 1994.

DRECHSLER, I. Uncertainty, time-varying fear, and asset prices. **Journal of Finance** v. 68, p. 1843–1889, 2013.

DZIELINSKI, M. Measuring economic uncertainty and its impact on the stock market. **Finance Research Letters**, v. 9, p. 167–175, 2012.

ELLSBERG, D.. Risk, ambiguity and Savage axioms. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 75(4), p. 643-699, 1961.

ENGELBERG, J. E.; PARSONS, C. A. The causal impact of media in financial markets. **The Journal of Finance**, v. 66, n.1, p. 67–97, 2011.

EPSTEIN, L. G.; SCHNEIDER, M. Recursive multiple priors. **Journal of Economic Theory**, v. 113: p. 1-31, 2003.

EPSTEIN, L. G.; SCHNEIDER, M. Ambiguity, information quality, and asset pricing. **Journal of Finance**, v. 63, p. 197-228, 2008.

EPSTEIN, L. G.; SCHNEIDER, M. Ambiguity and asset markets. **Review of Financial Economics**, v. 2: p. 315-346, 2011.

ECKLEY, P. Measuring economic uncertainty using news-media textual data. **Bank of England Workig Paper**, 2016.

FAMA, E. The behavior of stock-market. **The Journal of Business**, v. 38, n. 1, p. 34-105, 1965.

FAMA, E.F.; FRENCH, K. R., Business conditions and expected returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 25, p. 23–49, 1989.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, p. 3–56, 1993.

FERREIRA, P. C.; OLIVEIRA, I. C. L.; LIMA, L. F.; BARROS, A. C. S. Medindo a incerteza econômica no Brasil. **Economia Aplicada**, 2017.

FERSON, W. E.; SARKISSIAN, S.; SIMIN, T. T. Spurious regressions in financial economics? **The Journal of Finance**, v. 58, n. 4, 2003.

FISHER, K. L.; STATMAN, M. Cognitive biases in market forecasts. **The Journal of Portfolio Management**, v. 27, n. 1, p. 72–81, 2000.

FLOOD, R.P.; ISARD, P. Monetary policy strategies. **IMF Staff Papers**, v. 36, p. 612–632, 1989.

FONG, W. M. Market-wide sentiment and market returns. **Journal of Asset Management** v. 16, n. 5, p. 316–328, 2015.

FONSECA, C. F.; YU, A. S. O. Todos acima da média: excesso de confiança em profissionais de finanças. **Revista de Administração**, v. 38, n. 2, p. 101-111, 2003.

FOX, C. R.; TVERSKY, A. Ambiguity aversion and comparative ignorance. **Quarterly Journal of Economics**, v. 110, p. 585-603, 1995.

FRANCIS, B. B.; MOUGOUÉ, M.; PANCHENKO, V. Is there a symmetric nonlinear causal relationship between large and small firms? **Journal of Empirical Finance**, v. 17, p. 23–38, 2010.

GIGLIO, S.; KELLY, B. T.; PRUITT, S., Systemic risk and the macroeconomy: an empirical evaluation. **Chicago Booth Research Paper**, p. 12-49, 2015.

GILBOA, I.; SCHMEIDLER, D. Maxmin expected utility with non-unique prior. **Journal of Mathematical Economics**, v. 18, p.141–153, 1989.

GILCHRIST, S.; SIM, J. W.; ZAKRAJSEK, E. Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics. **NBER Working Paper**, 2014.

GLOSTEN, L. R., JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, 1993.

GODEIRO, L. L.; LIMA, L. R. R. O. Medindo Incerteza Macroeconômica para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 2, p. 311-334, 2017.

GRAMINHO, F. M. Sentimento e macroeconomia: uma análise dos índices de confiança no Brasil. **Banco Central do Brasil, Trabalhos para Discussão**, n. 408, p. 1-19, 2015.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, p. 424-438, 1969.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 8. ed., Pearson : New York, 2018.

GREENWOOD, R.; SHLEIFER, A. Expectations of returns and expected returns. **Review of Financial Studies**, v. 27, n. 3, p. 714-746, 2014.

GRIFFIN, D.; TVERSKY, A. The weighing of evidence and the determinants of overconfidence. **Cognitive Psychology**, v. 24, p. 411–435, 1992.

GROSSMAN, S.; STIGLITZ, J. On the impossibility of informationally efficient markets. **American Economic Review**, v. 70, p. 393–408, 1980.

GYSLER, M.; KRUSE, J. B.; SCHUBERT, R. Ambiguity and gender differences in financial decisions making: an experimental examination of competence and confidence effects. **CER-ETH Economics working paper series**, 2002.

HADDOW, A.; HARE, C.; HOOLEY, J.; SHAKIR, T. Macroeconomic uncertainty: what is it, how can we measure it and why does it matter? **Bank of England Quarterly Bulletin**, 2013.

HANSEN L. P.; SARGENT, T. Sets of models and prices of uncertainty. **NBER Working Paper**, 2016.

HEATH, C.; TVERSKY, A. Preferences and beliefs: ambiguity and competence in choice under uncertainty, **Journal of Risk and Uncertainty**, v. 4, p. 5–28, 1991.

HIEMSTRA, C.; JONES, J.D. Testing for linear and nonlinear granger causality in the stock price-volume relation. **Journal of Finance** v. 49, p. 1639–1664, 1994.

HIRSHLEIFER, D. Investor psychology and asset pricing. **Journal of Finance**, v.56, p. 1533-1597, 2001.

HIRSHLEIFER D.; JIANG, D. A financing-based misvaluation factor and the cross section of expected returns. **Review of Financial Studies**. v. 23 p. 3401-3436, 2010.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Post-war u.s. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 29, n.1, p. 1–16, 1997.

HOLLAUER, G.; ISLLER, J. V.; NOTINI, H. H. Novo indicador coincidente para a atividade industrial brasileira. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 13, n. 1, p. 5-27, 2009.

HONG, H. J.; STEIN, A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets, **Journal of Finance**, v. 54, n. 6, p. 2143–2184, 1999.

HOTELLING H Analysis of a complex of statistical variables into principal components. **Journal of Educ. Psychol.**,v. 24, p. 417–441, 1933.

HUANG, D.; JIANG, F.; TU, J.; ZHOU, G. Investor sentiment aligned: a powerful predictor of stock returns. **Review of Financial Studies**, v. 28, n. 3, p. 791-837, 2015.

ILUT, C. M.; SCHNEIDER. Ambiguous business cycles. **The American Economic Review**, v. 104, n. 8, p. 2368 - 2399, 2014.

JONES, P. M.; OLSON, E. The time-varying correlation between uncertainty, output, and inflation: Evidence from a DCC-GARCH model. **Economics Letters**, v. 118, p. 33–37, 2013.

JU, N.; MIAO, J. Ambiguity, learning, and asset returns. **Econometrica**, v. 80, p. 559–591, 2012.

JURADO, K.; LUDVIGSON, S. C.; NG, S. Measuring uncertainty. **American Economic Review**, v. 105, n. 3, p. 1177–1216, 2015.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Subjective probability: a judgment of representativeness, **Cognitive Psychology**, v. 3, p. 430–454, 1972.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. On the psychology of prediction. **Psychological Review**, v. 80, p. 237–251, 1973.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect theory: an analysis of decision making under risk. **Econometrica**, v. 42, n. 2, p. 263–291, 1979.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Variants of uncertainty. **Cognition**, v. 11, p. 143-157, 1982.

KAHNEMAN, D.; LOVALLO, D. Timid choices and bold forecasts: a cognitive perspective on risk taking. **Management Science**, v. 39, n. 1, p.17–31, 1993.

KAHNEMAN, D. Maps of bounded rationality: psychology for behavioral economics. **American Economic Review**, v. 93, n. 5, p. 1449-1475, 2003.

KEYNES, J. M. **Treatise on Probability**. London : Macmillan, 1921.

KEYNES, J.M. **The general theory of employment, interest and money**. London : Macmillan, 1936.

KIM, K.; PANDIT, S.; WASLEY, C. E. Macroeconomic uncertainty and management earnings forecasts. **Accounting Horizons**, v. 30, n. 1, 2016.

KIM, J. S.; RYU, D.; SEO, S. W. Investor sentiment and return predictability of disagreement. **Journal of Banking & Finance**, v. 42, p. 166–178, 2014.

KUROV, A. Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. **Journal of Banking and Finance**, v. 34, n. 1, p. 139–149, 2010.

KNIGHT, F. **Risk, Uncertainty, and profit**. New York: Hart, Schaffner and Marx. 1921.

KOENKER, R. **Quantile regression**. Cambridge University Press, 2005.

KOENKER, R. A note on studentizing a test for heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 17, p. 107–112, 1981.

KOREN, M.; TENREYRO, S. Volatility and development. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 122, p. 243–287, 2007.

KOZAK, S.; NAGEL, S.; SANTOS, H, Interpreting factor models. **American Economic Association**, 2014.

KUMAR, A.; LEE, C.M.C. Retail investor sentiment and return co-movements. **The Journal of Finance**, v. 61, p. 2451–2486, 2006.

KUMAR, A. Hard-to-value stocks, behavioral biases, and informed trading. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 44, n. 6, p. 1375–1401, 2009.

KURZ, M.; JIN, H.; MOTOLESE, M. Determinants of stock market volatility and risk premia. **Annals of Finance**, v. 1, p. 109–147, 2005.

LEAHY, J. V.; WHITED, T. M. The effect of uncertainty on investment: Some stylized facts. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 28, p. 64–83, 1996.

LEE, C. M. C.; SHLEIFER, A.; THALER, R. Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. **The Journal of Finance**, v. 46(1), pp. 75–109, 1991.

LEE, W. Y.; JIANG, C. X.; INDRO, D. C. Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment. **Journal of Banking and Finance**, v. 26, n. 12, p. 2277–2299, 2002.

LEMMON, M.; PORTNIAGUINA, E. Consumer confidence and asset prices: some empirical evidence. **The Review of Financial Studies**, v.19, n. 4, p. 1499–1529, 2006.

LETTAU, M.; LUDVIGSON, S. Resurrecting the C (CAPM): A cross-sectional test when risk premia are time-varying. **Journal of Political Economics**. v. 109, p. 1238–1287. 2001.

LEVINE, R. Finance and growth: theory and evidence. **Handbook of economic growth**, p. 865–934, 2005.

LIANG, C.; YANG, H.; CAI, C. Beauty contest, bounded rationality, and sentiment pricing dynamics. **Economic Modelling**, v. 60, p. 71–80, 2017.

LICHTENSTEIN, S.; BARUCH, F.; LAWRENCE, P. Calibration of probabilities: the state of the art to 1980. In: KAHNEMAN, D.; SLOVIC, P.; TVERSKY, A. (eds.) *Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases*. **Cambridge University Press**, Cambridge, UK, p. 306–334, 1982.

LIM, T. Rationality and analysts' forecast bias. **Journal of Finance**, v. 56, n. 1, p. 369–38, 2001

LUDVIGSON, S. C.; NG, S. The empirical risk-return relation: a factor analysis approach. **Journal of Financial Economics**, v. 83, n. 1, p. 171–222, 2007.

LUDVIGSON, S. C.; NG, S. Macro factors in bond risk premia. **Review of Financial Studies**, v. 22, p. 5027–5067, 2009.

MANELA, A.; MOREIRA, A. News implied volatility and disaster concerns. **Journal of Financial Economics**, v.123, n. 1, p. 137–162, 2017.

MENDEL, B.; SHLEIFER, A. Chasing noise. **Journal of Financial Economics**, v. 104, p. 303–320, 2012.

MERTON, R. C. An intertemporal capital asset pricing model. **Econometrica**, v. 41, No. 5, 1973.

- MILLER, E. Risk, uncertainty, and divergence of opinion. **Journal of Finance**, v. 32, p. 1151–1168, 1977.
- MINCER, J.; ZARNOWITZ, V. The evaluation of economic forecasts *in* MINCER, J. (Ed.), **Economic forecast and expectations**. National Bureau of Economic Research, New York, p. 81–111, 1969.
- MONTGOMERY, A. L.; BRADLOW, E. T. Why analyst overconfidence about the functional form of demand can lead to overpricing. **Marketing Science**, v. 18, n. 4, p. 569–583, 1999.
- NEAL, R.; WHEATLEY, S. M. Do measures of investor sentiments predict returns? **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, p. 523–547, 1998.
- NEWAY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica** v, 55, p, 703–708, 1987
- NOVY-MARX, R. The order side of value: the gross profitability premium. **Journal of Financial Economics**, v. 108: p. 1–28, 2013.
- NOVY-MARX, R. Predicting anomaly performance with politics, the Weather, Global Warming, Sunspots, and the Stars. **Journal of Financial Economics**, 112, 134-146, 2014.
- NOWAK, S.; ANDRITZKY, J.; JOBST, A.; TAMIRISA, N. Macroeconomic fundamentals, price discovery and volatility dynamics in emerging markets. **International Monetary Fund**, 2009.
- ODEAN, T. Volume, volatility, price, and profit when all traders are above average. **Journal of Finance** , v. 53, n. 6, p. 1887–1934, 1998<sup>b</sup>.
- OLSEN, R. A.; TROUGHTON, G H. Are risk premium anomalies caused by ambiguity? **Financial Analysts Journal**, v. 56, n.2, p. 24-31, 2000.
- OZOGUZ, A. Good times or bad times? Investors' uncertainty and stock returns. **Review of Financial Studies**, v. 22, n. 11, p. 4377–4422, 2008.
- PEARCE, D. K.; ROLEY, V. V. Stock prices and economic news. **The Journal of Business**, v. 58, n. 1, p. 49-67, 1985.
- PESARAN, M. H.; YONGCHEOL S. Impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, p. 17-29, 1998,
- PINDYCK, R. Irreversibility, uncertainty, and investment. **NBER Working Paper**, 1990.
- QIU, L.; WELCH, I. Investor sentiment measures. **Brown University Working Paper**, 2006.
- RACHEV, S. T; MITTNIK, S.; FABOZZI, F. J; FOCARDI, S. M.; JASIC, T. **Financial Econometrics: From basics to advanced modeling techniques**. John Wiley & Sons, Inc. 2007.

- REBER, R.; SCHWARZ, N. Effects of perceptual fluency on judgments of truth. **Consciousness and Cognition: An International Journal**, v. 8, n. 3, p. 338-342, 1999.
- ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's tests. part I: on past and potential testability of the theory. **Journal of Financial Economics**, v. 4, n. 2, p. 129–176, 1977.
- ROMER, C. D. The great crash and the onset of the great depression. **Quarterly Journal of Economics**, v. 105, v. 3, p. 597–624, 1990.
- ROSS, S. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, p. 341-360, 1976.
- SARIN, R. K., WEBER, M. Effects of ambiguity in market experiments. **Management Science**, v. 39, p. 602–615, 1993.
- SCHMEIDLER, D. Subjective probability and expected utility without additivity. **Econometrica**, v. 57, n. 3, p. 571-587, 1989.
- SCHMELING, M. Investor sentiment and stock returns: some international evidence. **Journal of Empirical Finance**, v.16, n. 3, p. 394–408, 2009.
- SCHRÖDER, D. Investment under ambiguity with the best and worst in mind. **Mathematical Financial Economics**. v. 4, p. 107–133, 2011.
- SCOTTI, C. Surprise and uncertainty indexes: real-time aggregation of real-activity macro surprises. **Journal of Monetary Economics**, v. 82, p. 1-19, 2016.
- SEGAL, G.; SHALIASTOVICH, I.; YARON, A. Good and bad uncertainty: macroeconomic and financial market implications. **Journal of Financial Economics**, v. 117, n. 2, p. 369-397, 2015.
- SHAMSUDDIN, A. KIM, J. H., Market sentiment and Fama-French factor premia. **Economics Letters**, 2015.
- SHEFRIN, H.; BELOTTI, M. L. Behavioral finance: biases, mean-variance returns, and risk premiums. **CFA Institute Conference Proceedings**, v. 24, n. 2, p. 4-12, 2007.
- SHEFRIN, H. **A behavioral approach to asset pricing**. Academic Press, 2008.
- SHEFRIN, H. Do investors expect higher returns from safer stocks than from riskier stocks? **The Journal of Psychology and Financial Markets**, v. 2, n. 4, p. 176–181, 2001.
- SHEN, J.; YU, J.; ZHAO, S. Investor sentiment and economic forces. **Journal of Monetary Economics**, v. 86, p. 1-21, 2017.
- SHILLER, R. J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? **American Economic Review**, v. 71, p. 421–436, 1981.
- SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. The Limits of arbitrage, **The Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 35-55, 1997.

- SHLEIFER, A.; SUMMERS, L. H. The noise trader approach to finance. **Journal of Economic Perspectives**, v. 4, n. 2, p.19–33, 1990.
- SHLEIFER, A. Understanding regulation. **European Financial Management**, v. 11, n. 4, p. 439–451, 2005.
- SIBLEY, S. E; WANG, Y.; XING, Y.; ZHANG, X. The information content of the sentiment index. **Journal of Banking & Finance**, v. 62, p. 164–179, 2016.
- SIMON, H. A. A behavioral model of rational choice. **Quarterly Journal of Economics**,v. 69, p. 99–118, 1955.
- SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n.1, p. 113, 1990.
- SKURNIK; I; YOON, C.; PARK, D. C.; SCHWARZ, N. How warnings about false claims become recommendations. **Journal of Consumer Research**, v. 31, n. 4, p. 713, 2005.
- SO, E. C. A new approach to predicting analyst forecast errors: do investors overweight analyst forecasts? **Journal of Financial Economics**, v. 108, n. 3, p. 615–640, 2013.
- STEPHAN, N.; KIELL, G. Decision processes in professional investors: does expertise moderate judgmental biases?**ZeitschriftfürArbeitswissenschaft**, v. 71, n. 3, p. 142-156.
- STIVERS, A. Forecasting returns with fundamentals-removed investor sentiment. **International Journal of Financial Studies**. v. 3, p. 319-341, 2015.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 20 n. 2, p. 147-62, 2002.
- STOCK, J. H. WATSON, M. W. Disentangling the channels of the 2007–2009 recession. **Brookings Papers on Economic Activity Spring**, p. 81-156, 2012.
- SZYSZKA, A. Belief and Preference Based Models, *in* BAKER, H. K., NOFSINGER, J.(eds.), **Behavioral Finance - Investors, Corporations, and Markets**. Hoboken, New York : John Wiley & Sons, p. 351–372, 2010.
- TAYLOR, S. E.; BROWN, J. D. Illusion and well-being: a social psychological perspective on mental health. **Psychological Bulletin**, v. 103, p. 193-210, 1988.
- TVERSKY, A.; KAHNEMAN, D. Belief in the law of numbers. **Psychological Bulletin**, v. 76, n. 2, p. 105-110, 1971.
- TVERSKY, A.; KAHNEMAN, D. Judgment under uncertainty: heuristics and biases. **Science**, v. 185, n. 4157, p. 1124-1131, 1974.
- TVERSKY, A.; KOEHLER, D. Support theory: a nonextensional representation of subjective probability. **Psychological Review**, v. 101, n. 4, p. 547–567, 1994.

TETLOCK, P. C. Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market. **Journal of Finance**, v. 62, p. 1139–68, 2007.

TETLOCK, P. C.; SAAR-TSECHANSKY, M.; MACSKASSY, S. More than words: quantifying language to measure firms' fundamentals. **The Journal of Finance**, v. 43, n. 3, 2008.

THE WORLD BANK. Uncertainties and vulnerabilities. **Global Economic Prospects Report**, 2012.

VERMA, R.; SOYDEMIR, G. The impact of individual and institutional investor sentiment on the market price of risk. **Quarterly Review of Economic Finance**, v. 49, n. 3, p. 1129–1145, 2009.

WANG, Y.; KESWANI, A.; TAYLOR, S. J. The relationships between sentiment, returns and volatility. **International Journal of Forecasting**, 2006.

WELCH, I.; GOYAL A. A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction. **Review of Financial Studies**, v. 21, p. 1455–508, 2008.

WILLIAMS, C. D. Asymmetric responses to earnings news: a case of ambiguity. 2009.

XAVIER, G.; MACHADO, M. A. V. Anomalies and investor sentiment: empirical evidences in the brazilian market. **Brazilian Administration Review**, v.14, n. 3, 2017.

YAN, H. Is noise trading canceled out by aggregation? **Management Science**, v. 56, n. 7, p. 1047 – 1059, 2010.

YANG, C.; LI, J., Investor sentiment, information and asset pricing models. **Economic Modelling**. v. 35, p. 436–442, 2013.

YANG, C.; ZHANG, R. Dynamic sentiment asset pricing model. **Economic Modelling**, v. 37, p. 362-367, 2014.

YANG, C., CAI, C. Higher order expectations in sentiment asset pricing model. **Journal of Economic Model**. v. 39, p. 95–100, 2014.

YOSHINAGA, C. E.; CASTRO JÚNIOR, F. H. F. The relationship between market sentiment index and stock rates of returns, **Brazilian Administration Review**, v. 9, n. 2, 2012.

YU, J.; YUAN, Y. Investor sentiment and the meanvariance relation. **Journal of Financial Economics**, v. 100, n. 2, p. 367–381, 2011.

ZHANG, L. The value premium. **Journal of Finance**, v. 60, p. 67–103, 2005.

ZHANG, X. F. Information Uncertainty and Analyst Forecast Behavior. **Contemporary Accounting Research**, v. 23 n. 2, p. 565–90, 2006<sup>a</sup>.

ZHANG, X. F. Information uncertainty and stock returns, **The Journal of Finance**, v. 61, p. 105-137, 2006<sup>b</sup>.

ZHANG, Q.; YANG, S. Noise trading, investor sentiment volatility and stock returns. **System Engineering Theory and Practice**, v. 29, n. 3, p. 40–47, 2009.

## Apêndice A - Construção de *NOISE*

### *Variáveis Utilizadas na Construção de INC*

A medida de incerteza econômica objetiva que mais se aproxima dos critérios aqui demandados existente para o Brasil foi construída por Godeiro e Lima (2017). Porém, adotam metodologia “inspirada” em Jurado, Ludvigson e Ng (2015), divergindo quanto à técnica econométrica adotada no cômputo dos erros de previsão e na volatilidade estocástica dos erros de previsão. Os critérios aqui exigidos são: (i) conformidade com a noção teórica de incerteza de Knight (1921); e (ii) comparabilidade com a medida original, estimada para os EUA.

Assim foram tomados os seguintes cuidados:

- (a) Considerando que a medida é sensível ao conjunto das variáveis utilizadas para sua construção, buscou-se a mais aproximada correspondência entre os indicadores econômicos observáveis utilizados na medida original (EUA) e para a medida aqui utilizada (Brasil)<sup>12</sup>. A tabela abaixo especifica as variáveis que tiveram a sua incerteza individual computada;
- (b) Implementação de uma replicação da mesma metodologia que os referidos autores, computando-se a volatilidade estocástica dos erros de previsão obtidos a partir de previsões com o uso de índices de difusão (a metodologia foi detalhada na Subseção 3.1);
- (c) Adequabilidade dos índices de difusão utilizados nas previsões, os quais precisam ser representativos das informações que os agentes racionais utilizam nas previsões. Com esse intuito, foram utilizadas as variáveis que compõem o índice de acompanhamento da atividade econômica no Brasil (HOLLAUER; ISLLER; NOTINI, 2009).

---

<sup>12</sup>As variáveis selecionadas seguem o conjunto de informação utilizado na construção da medida de incerteza objetiva construída por Jurado, Ludvigson e Ng (2015) que, por sua vez, em grande parte, utilizou o conjunto de informação definido por Bloom (2009).

Variáveis macroeconômicas e financeiras observáveis, construção de *INC***1 Produto e Renda**

<i>Mneumônico</i>	<i>Transf.</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
<i>ren</i>	<i>nv</i>	Rendimento médio real na região metropolitana de São Paulo	Seade
<i>pi</i>	$\Delta ln$	Produção industrial - indústria geral, quantum	IBGE
<i>pdbc</i>	$\Delta ln$	Produção de bens de consumo, quantum	IBGE
<i>pdbcd</i>	$\Delta ln$	Produção de bens de consumo duráveis, quantum	IBGE
<i>proauto</i>	<i>nv</i>	Produção de automóveis	Anfavea
<i>pdbk</i>	$\Delta ln$	Produção de bens de capital, quantum	IBGE
<i>pdferro</i>	<i>ln</i>	Produção de ferro-gusa, tonelada (mil)	IBS
<i>pdcamnh</i>	$\Delta ln$	Produção de caminhões montados, unidades	Anfavea
<i>pdbci</i>	$\Delta ln$	Produção de bens de consumo intermediários, quantum	IBGE
<i>consenrg</i>	$\Delta ln$	Consumo de energia elétrica na indústria, GWh	Eletrobrás
<i>consdiesel</i>	$\Delta ln$	Consumo aparente de óleo diesel, barril (mil)	ANP
<i>caputlind</i>	<i>nv</i>	Utilização da capacidade instalada na indústria, %	CNI
<i>pdonib</i>	$\Delta ln$	Produção de ônibus montados, unidades	Anfavea
<i>pdvccomlv</i>	$\Delta ln$	Produção de veículos comerciais leves montados, unidade	Anfavea
<i>pdbcndurav</i>	$\Delta ln$	Produção de bens de consumo semi e não duráveis, quantum	IBGE
<i>slrind</i>	$\Delta ln$	Salário real da indústria paulista	Fiesp
<i>rdmmrasl</i>	$\Delta ln$	Rendimento médio real dos assalariados em São Paulo	Seade
<i>pdaco</i>	<i>ln</i>	Produção siderúrgica de aço bruto, toneladas	IBS
<i>pdrbcarr</i>	$\Delta ln$	Produção industrial de veículos auto. reboques e carrocerias, quantum	IBGE
<i>irrf</i>	$\Delta ln$	Imposto sobre a renda retido nas fontes, R\$ (milhões)	SRF
<i>fatrealind</i>	$\Delta ln$	Faturamento real da indústria	CNI

**2 Mercado de Trabalho**

<i>Mneumônico</i>	<i>Transf.</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
<i>poi_cni</i>	$\Delta ln$	Pessoal ocupado na indústria	CNI
<i>poi_fiesp</i>	$\Delta ln$	Pessoal ocupado na indústria	Fiesp
<i>txdspg</i>	$\Delta ln$	Taxa de desemprego, %	Seade
<i>salreal</i>	$\Delta ln$	Salário real da indústria	Fiesp
<i>htp</i>	$\Delta ln$	Horas trabalhadas na produção	Fiesp
<i>emp</i>	$\Delta ln$	Empregados - admissões, nr. de pessoas	TEM
<i>hpp</i>	$\Delta ln$	Horas pagas na produção	Fiesp
<i>empsld</i>	$\Delta ln$	Empregos criados líquidos	TEM
<i>nei_fiesp</i>	$\Delta ln$	Nível de emprego na indústria	Fiesp
<i>hti_cni</i>	$\Delta ln$	Horas trabalhadas na indústria	CNI
<i>hpi_cni</i>	$\Delta ln$	Horas pagas na indústria	CNI
<i>flpgind</i>	$\Delta ln$	Folha de pagamentos real da indústria	Fiesp

**5 Construção Civil**

<i>Mneumônico</i>	<i>Transf.</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
<i>pdcimnt</i>	$\Delta ln$	Produção de cimento, toneladas	SNIC

**4 Consumo, pedidos e estoques**

<i>Mneumônico</i>	<i>Transf.</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
<i>conbc</i>	$\Delta ln$	Consumo de bens de consumo	IPEA
<i>consbk</i>	$\Delta ln$	Consumo de bens de capital	IPEA
<i>conbd</i>	$\Delta ln$	Consumo de bens de consumo duráveis	IPEA
<i>vdvarj</i>	$\Delta ln$	Vendas no varejo total	IBGE
<i>pap</i>	$\Delta ln$	Expedição de caixas, acessórios e chapas de papelão ondulado, toneladas	ABPO
<i>icms</i>	$\Delta ln$	ICMS Arrecadado, total nacional, u.m.c. (milhares)	Cotepe
<i>consindgeral</i>	$\Delta ln$	Consumo geral da indústria	IPEA
<i>idxcomagrc</i>	$\Delta ln$	Índice de commodities	IPEA
<i>vdmovutdm</i>	$\Delta ln$	Índice de volume de vendas de móveis e eletrodomésticos reais no varejo	IBGE
<i>vdcomb</i>	$\Delta ln$	Vendas de combustível	ANP
<i>vdsveicct</i>	$\Delta ln$	Vendas reais de veículos, motos, partes e peças no varejo	IBGE

**5 Moeda e Crédito**

<i>Mneumônico</i>	<i>Transf.</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
<i>ml</i>	$\Delta ln$	Depósito à Vista - fim do período, R\$ (milhões)	BCB
<i>dpspoup</i>	<i>nv</i>	Depósitos na poupança - fim do período, R\$ (milhões)	BCB
<i>pmoedppub</i>	$\Delta ln$	Papel moeda em poder do público - média, R\$ (milhões)	BCB
<i>resbancos</i>	<i>nv</i>	Reservas bancárias, R\$ (milhões)	BCB
<i>base</i>	$\Delta ln$	Base Monetária - fim do período, c.m.u (milhares)	BCB
<i>credpj</i>	$\Delta ln$	Concessões de crédito - Pessoas jurídicas, R\$ (milhões)	BCB
<i>credpf</i>	$\Delta ln$	Concessões de crédito - Pessoas físicas, R\$ (milhões)	BCB
<i>sbpe</i>	$\Delta ln$	Sistema brasileiro de depósitos eletrônicos	BCB

**6 Endividamento e Câmbio**

<i>Mneumônico</i>	<i>Transf.</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
<i>selic</i>	$\Delta ln$	Taxa de Juro Selic, acumulada no mês % a.m.	BCB
<i>termltn30</i>	$\Delta ln$	Estrutura a termo das LTN 1 mês, a.a.%	Anbima
<i>termltn90</i>	$\Delta ln$	Estrutura a termo das LTN 3 meses, a.a.%	Anbima
<i>sdptermo</i>	<i>nv</i>	Spread da estrutura a termo, a.a.%	Anbima
<i>ianbima_lgpz</i>	<i>nv</i>	Índice de mercado para títulos públicos federais pré-fixados com maturidade igual ou acima de 1 ano, %	Anbima
<i>swapdi30</i>	<i>nv</i>	Taxa swaps DI 30 dias, % a.a.	Bovespa
<i>swapdi90</i>	<i>nv</i>	Taxa swaps DI 90 dias, % a.a.	Bovespa
<i>swapdi180</i>	$\Delta ln$	Taxa swaps DI 180 dias, % a.a.	Bovespa
<i>swapdi360</i>	$\Delta ln$	Taxa swaps DI pré-fixada 360 dias, % a.a.	Bovespa
<i>cambio</i>	$\Delta ln$	Índice da Taxa de Câmbio Real - (Real / Dólar)	FGV
<i>export</i>	<i>nv</i>	Quantidade das Exportações	Funcex
<i>fxrexpmanuf</i>	$\Delta ln$	Taxa de câmbio real pra exportações de manufaturados	IPEA
<i>fxrimpbk</i>	$\Delta ln$	Taxa de câmbio real para importações de bens de capital	IPEA
<i>fxbrch</i>	$\Delta ln$	Taxa de câmbio real Brasil/China	IPEA
<i>fxbreua</i>	$\Delta ln$	Taxa de câmbio real Brasil/Estados Unidos	IPEA
<i>fxagro</i>	$\Delta ln$	Taxa de câmbio real - agricultura, pecuária e serviços relacionados	IPEA

<i>fxmetal</i>	$\Delta \ln$	Taxa de câmbio real - extração de minerais metálicos	IPEA
<i>fxmaeqep</i>	$\Delta \ln$	Taxa de câmbio - fabricação de máquinas e equipamentos	IPEA

### 7 Preços

<i>Mneumônico</i>	<i>Transf.</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
<i>inpc</i>	$\Delta \ln$	Índice Nacional de Preços ao Consumidor	IBGE
<i>ipc</i>	<i>nv</i>	Índice de Preços ao consumidor, São Paulo, %	Fipe
<i>ipa</i>	<i>nv</i>	IPA-M - fechamento mensal, %	IPA
<i>ttroca</i>	$\Delta \ln$	Termos de Troca	Funcex
<i>ipca</i>	$\Delta \ln$	Índice de preços ao consumidor	IBGE
<i>igp</i>	$\Delta \ln$	Índice geral de preços	FGV

### 8 Mercado de Ações

<i>Mneumônico</i>	<i>Transf.</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
<i>ibov</i>	$\Delta \ln$	Ibovespa, pontos	B3
<i>divyield</i>	<i>nv</i>	Dividend Yield, %	Idem
<i>MKT</i>		Risco sistemático	Nefin/ USP
<i>SMB</i>	<i>nv</i>	Fator tamanho ( <i>Small-minus-Big</i> )	USP
<i>HML</i>	<i>nv</i>	Fator <i>book-to-market</i>	USP
<i>WML</i>	<i>nv</i>	Fator momento ( <i>Winner-minus-Loser</i> )	USP
<i>IML</i>	<i>nv</i>	Fator iliquidez ( <i>Iliquid-minus-Liquid</i> )	USP

*Nota:* Para seu tratamento, as variáveis nominais foram deflacionadas pelo índice de preços - disponibilidade interna (IGP-DI) calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). A base utilizada para o deflacionamento foi dezembro de 2017. Foram analisados os correlogramas das séries para a identificação da existência de sazonalidade. Para as séries com sazonalidade, foi efetuado o ajuste sazonal pelo método X-12. Foram testadas a estacionariedade para todas as séries por meio do teste ADF, com constante e tendência.

### *Análise de Componentes Principais para Construção de NOISE*

Estão aqui reportadas as saídas da análise de componentes principais já informadas no texto, à exceção das comunalidades, as quais foram reportadas apenas no presente apêndice:

Teste de KMO e Bartlett		
<b>Medida Kaiser-Meyer-Olkin de adequação de amostragem.</b>		0,652
<b>Teste de</b>	<i>Aprox. Qui-quadrado</i>	177,633
<b>esfericidade de Bartlett</b>	g.l.	28
	Significância	0,000

## Variabilidade Total Explicada

<i>Componente</i>	<i>Valores próprios iniciais</i>			<i>Somas rotacionadas de carregamentos</i>	
	Total	% de variância	% cumulativa	% de variância	% cumulativa
<i>1</i>	2,255	28,190	28,190	26,129	26,129
<i>2</i>	1,249	15,618	43,808	16,031	42,160
<i>3</i>	1,078	13,471	57,279	15,119	57,279
<i>4</i>	,933	11,664	68,943		
<i>5</i>	,810	10,125	79,068		
<i>6</i>	,716	8,944	88,012		
<i>7</i>	,513	6,410	94,422		
<i>8</i>	,446	5,578	100,000		

## Comunalidades

<i>Variáveis</i>	<i>Extração</i>
<i>IEM</i>	0,670
<i>IPEM</i>	0,425
<i>STC</i>	0,548
<i>SINF</i>	0,294
<i>SJUR</i>	0,660
<i>RJUR</i>	0,617
<i>RINF</i>	0,769
<i>CRJUR</i>	0,599

## Apêndice B - Teste de Causalidade Não Linear e Não Paramétrico

Inicialmente, considere a formulação geral da causalidade de Granger em termos de distribuição das variáveis aleatórias. Afirmar que  $\{X_t\}$  causa Granger  $\{Y_t\}$  é o mesmo que afirmar que a distribuição dos valores futuros  $(Y_{t+1}, \dots, Y_{t+k})$  condicionado às observações passadas e contemporâneas  $X_s$  e  $Y_s$ ,  $s \leq t$ , não é equivalente à distribuição de  $(Y_{t+1}, \dots, Y_{t+k})$  condicionado somente aos valores passados e contemporâneos de  $Y$ . Na prática, assume-se geralmente que  $k = 1$ ; isto é, testar para Granger causalidade se reduz à comparação da distribuição condicional de  $\{Y_t\}$  um passo à frente com e sem valores passados e contemporâneos de  $\{X_t\}$ . Também, na prática, os testes usam ordens finitas em  $\{X_t\}$  e  $\{Y_t\}$ . Portanto, considere-se alguns lags  $\ell_X$ ,  $\ell_Y \geq 1$  e defina-se vetores de defasagem  $X_t^{\ell_X} = (X_{t-\ell_X+1}, \dots, X_t)$  e  $Y_t^{\ell_Y} = (Y_{t-\ell_Y+1}, \dots, Y_t)$ . Então, se diz que  $\{X_t\}$  causa Granger  $\{Y_t\}$  se

$$Y_{t+1} | (X_t^{\ell_X}; Y_t^{\ell_Y}) \not\approx Y_{t+1} | Y_t^{\ell_Y} \quad (1)$$

onde  $\not\approx$  significa “não equivale em distribuição”. Essa definição de causalidade não envolve suposições para o modelo e, portanto, nenhuma distribuição em particular.

Como em Granger (1969), a hipótese nula de interesse é “ $\{X_t\}$  não causa Granger  $\{Y_t\}$ ”, o que poder ser expresso conforme Equação 2:

$$H_0 : Y_{t+1} | (X_t^{\ell_X}; Y_t^{\ell_Y}) \approx Y_{t+1} | Y_t^{\ell_Y} \quad (2)$$

Para uma série temporal bivariada estritamente estacionária  $\{(X_t, Y_t)\}$ , a Equação 2 é uma declaração sobre a distribuição invariante do vetor de dimensão  $(\ell_X + \ell_Y + 1)W_t = (X_t^{\ell_X}, Y_t^{\ell_Y}, Z_t)$ , onde  $Z_t = Y_{t+1}$ . Simplificando a notação e invocando o fato de que a hipótese nula é uma declaração sobre a distribuição invariante de  $W_t$ , elimina-se o subscrito  $t$ , assumindo-se ainda que  $\ell_X = \ell_Y = 1$ . Escreve-se, então,  $W = (X, Y, Z)$ , que é uma variável aleatória com três variáveis com a distribuição invariante  $W_t = (X_t, Y_t, Y_{t+1})$ .

Assim, Diks e Panchenko (2006) reformulam a hipótese nula (Equação 2) em termos de *ratios* de distribuições conjuntas. Sob a hipótese nula, a distribuição condicional de  $Z$ , dados  $(X, Y) = (x, y)$ , é o mesmo que a distribuição de  $Z$  dado  $Y = y$ , de forma que a função

densidade de distribuição conjunta  $f_{X,Y,Z}(x,y,z)$  e suas expressões marginais devem satisfazer

$$\frac{f_{X,Y,Z}(x,y,z)}{f_Y(y)} = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} \cdot \frac{f_{Y,Z}(y,z)}{f_Y(y)} \quad (3)$$

para cada vetor  $(x, y, z)$  no suporte de  $(X, Y, Z)$ . A Equação 3 declara que  $X$  e  $Z$  são independentes condicionalmente sobre  $Y = y$ , para cada valor fixo de  $y$ . Então, Diks e Panchenko (2006) mostram que essa reformulação da hipótese nula implica

$$q = E[f_{X,Y,Z}(X,Y,Z)f_Y(Y) - f_{X,Y}(X,Y)f_{Y,Z}(Y,Z)] = 0 \quad (4)$$

A partir da Equação 4, Diks e Panchenko (2006) obtiveram um estimador de  $q$  baseado em funções indicadoras: onde  $\hat{f}_W(W_i)$  denota um estimador de densidade local de um vetor aleatório  $W$  em  $W_i$ ,  $d_W$ , definido conforme Equação 5:

$$\hat{f}_W(W_i) = \frac{(2\varepsilon_n)^{-d_W}}{n-1} \sum_{j \neq i} I_{ij}^W \quad (5)$$

onde  $I_{ij}^W = I(\|W_i - W_j\| < \varepsilon_n)$ ,  $I(\cdot)$  é a função indicadora e  $\varepsilon_n$  é o *bandwidth*, o que depende do tamanho da amostra  $n$ . Dado esse estimador, obtém-se a estatística teste para a estimação de  $q$  conforme Equação 6:

$$T_n(\varepsilon_n) = \frac{n-1}{n(n-2)} \sum_i (\hat{f}_{X,Y,Z}(X_i, Y_i, Z_i) \hat{f}_Y(Y_i) - \hat{f}_{X,Y}(X_i, Y_i) \hat{f}_{Y,Z}(Y_i, Z_i)) \quad (6)$$

É possível verificar, então, que, para  $d_X = d_Y = d_Z = 1$  e deixando o *bandwidth* depender do tamanho da amostra, assim como  $\varepsilon_n = Cn^{-\beta}$ , para  $C > 0$  e  $\frac{1}{4} < \beta < \frac{1}{3}$ , a estatística teste  $T_n$  satisfaz

$$\sqrt{n} \frac{(T_n(\varepsilon_n) - q)}{s_n} \xrightarrow{d} N(0, 1) \quad (7)$$

onde  $\xrightarrow{d}$  denota convergência em distribuição e  $S_n$  é um estimador da variância assintótica  $\sigma^2$  de  $T_n$ .

O teste  $T_n$  se torna progressivamente conservador à medida que as defasagens aumentam, de forma que o risco de rejeitar sob a nula se torna menor (maior poder do teste). Para aplicar o teste  $T_n$  para amostras menores que 900 observações, Diks e Panchenko (2006) recomendam a truncagem do *bandwidth* como  $\varepsilon_n = \max(Cn^{\frac{2}{7}}, 1,5)$ . Dado que os tamanhos,  $N$ , das séries utilizadas nos testes de causalidade são pequenas, os epsilons utilizados ficaram acima de 1,5, como reportado na tabela abaixo.

Cômputo da Epsilon em função do N para testes de causalidad e não linear

Variáveis				Lags			
1	2	N	Epsilon	Período <sup>a</sup>		AIC	SIC
$SENT^{BR}$	$NOISE^{UNC}$	144	2,0547	2002-7	2014-06	3	3
$SENT^{BR}$	$NOISE^{\perp}$	144	2,0547	2002-7	2014-06	3	3
$INC$	$NOISE^{\perp}$	144	2,0547	2002-7	2014-06	5	1
$INC$	$NOISE^{UNC}$	185	1,9127	2002-7	2017-11	5	2
$INC$	$SENT^{BR}$	150	2,0308	2002-1	2014-06	3	3
$INC$	$VOL$	192	1,8925	2002-01	2017-12	1	1
$NOISE^{\perp}$	$VOL$	144	2,0547	2002-7	2014-06	1	1
$SENT^{BR}$	$VOL$	150	2,0308	2002-1	2014-06	3	3
$R$	$INC$	192	1,8925	2002-1	2017-12	2	2
$R$	$NOISE^{\perp}$	144	2,0547	2002-07	2014-06	1	1
$R$	$SENT^{BR}$	150	2,0308	2002-01	2014-06	3	3
$NOISE^{\perp}$	$MKT$	144	2,0547	2002-07	2014-06	1	1
$SENT^{BR}$	$MKT$	150	2,0308	2002-01	2014-06	3	3

Nota: <sup>a</sup> Foi utilizado o maio período de tempo disponível.

### Apêndice C - Modelo GJR-GARCH

O modelo GJR-GARCH foi utilizado para obter o terceiro passo da filtragem proposto por Bekiros e Dicks (2008<sup>a</sup>, b) para os testes de causalidade linear e não linear de Dicks e Panchenko (2005, 2006). Esse modelo estende o modelo GARCH padrão, no que diz respeito à especificação da função da variância não-condicional:

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma I_{t-1}^{(-)} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

onde  $I_{t-1}^{(-)}$  é 1 quando  $\varepsilon_{t-1} < 0$ , e 0, caso contrário. Para um efeito alavancagem, espera-se que  $\gamma > 0$ , sendo o modelo admissível, ainda se  $\gamma < 0$ . Assim, o modelo GJR-GARCH pode acomodar o impacto assimétrico de choques não condicionais sobre as variâncias condicionais (GREENE, 2018).

### Apêndice D - Causalidade Linear e Não Linear para Fatores de Risco

A tabela abaixo reporta o fato de que as *proxies* para incerteza e sentimento antecedem informacionalmente os fatores de risco utilizado por Fama e French (1993), bem como o risco sistemático, de forma linear e não linear. Observa-se também, como esperado, a antecedência dos retornos das ações.

Testes de causalidade paramétrico (linear) e não paramétrico (não linear), fatores de risco de Fama e French (1993), incerteza e *noise*

Pares		Causalidade linear		Causalidade não linear	
		Dados brutos	Dados brutos	Dados brutos	Dados brutos
X:	Y:	X→Y	Y→X	X→Y	Y→X
<i>INC</i>	<i>MKT</i> (1)				
<i>UNC</i>	<i>MKT</i> (2)	***		**	
<i>R</i>	<i>MKT</i> (3)	***	**	***	
<i>R</i>	<i>SMB</i> (3)	***		**	
<i>R</i>	<i>HML</i> (3)	***		***	
<i>MKT</i>	<i>NOISE</i> <sup>⊥</sup> (1)		*		**
<i>MKT</i>	<i>SENT</i> <sup>BR</sup> (3)		*		**
<i>SMB</i>	<i>NOISE</i> <sup>⊥</sup> (1)		***		*
<i>SMB</i>	<i>SENT</i> <sup>BR</sup> (3)		*		*
<i>HML</i>	<i>NOISE</i> <sup>⊥</sup> (1)				**
<i>HML</i>	<i>SENT</i> <sup>BR</sup> (3)				*

Nota: X→Y: “X Causa Granger Y”. Significância estatística: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*). Foi utilizado o critério de informação Bayesiano ou de Schwarz (SIC) para escolha dos *lags* para os testes de Granger-causalidade; a quantidade de *lags* é reportada entre parênteses. Para definição teste não linear, os *lags* foram:  $l_x = l_y = 1$  a 3; bandwidth = 1,8.

### Apêndice E - Estudo da Distribuição de $SENT^{BR}$ a Partir da Influência de $NOISE$ e $INC$

A tabela abaixo reporta um estudo complementar a análise da relação de causalidade de Granger  $NOISE \rightarrow SENT^{BR}$ .  $SENT^{BR}$  é mensurado segundo a metodologia de Baker e Wurgler (2006). O estudo leva em conta ainda a relação entre a incerteza econômica fundamental e sentimento,  $INC \rightarrow SENT^{BR}$ , a qual demonstrou algum poder explicativo para valores baixos ou na mediana de  $SENT^{BR}$ . É importante salientar que as estimativas têm sua inferência prejudicada devido o tamanho da amostra ( $n=152$ ) ser considerado pequeno para análise de regressão quantílica (KRONEKER, 2003), todavia, é possível observar que  $NOISE$  tem poder explicativo economicamente mais significativo em decis mais elevados. Esse resultado permaneceu robusto mesmo controlando para fatores de risco e para volatilidade realizada.

Estudo da distribuição de  $SENT^{BR}$  a partir de  $INC$  e  $NOISE$ .

<i>Var. Dependente:</i> $SENT^{BR}$ <i>Quantis:</i>	$INC_{t-1}$ e $NOISE_{t-1}$		$INC_{t-1}$ e $NOISE_{t-1}$ controlando pelo risco ( $MKT, SMB, HML$ e $WML$ )	
	$INC$	$NOISE$	$INC$	$NOISE$
$Q_{0,20}$	-0,10* [1,90]	0,41*** [5,42]	-0,09 [1,40]	0,41*** [5,25]
$Q_{0,30}$	-0,09 [1,19]	0,44*** [6,18]	-0,11 [1,48]	0,46*** [5,64]
$Q_{0,40}$	-0,12 [1,57]	0,56*** [7,29]	-0,09 [1,20]	0,42*** [5,07]
$Q_{0,50}$	-0,12 [1,43]	0,58*** [7,18]	-0,17** [2,00]	0,51*** [5,93]
$Q_{0,60}$	0,06 [0,64]	0,60*** [6,84]	-0,02 [0,23]	0,62*** [7,31]
$Q_{0,70}$	0,05 [0,51]	0,61*** [6,93]	0,07 [0,65]	0,62*** [5,80]
$Q_{0,80}$	-0,05 [0,43]	0,80*** [6,71]	0,08 [0,71]	0,66*** [6,94]

*Notas:* a amostra compreende o período 2002:08 a 2014:06. As variáveis explicativas estão defasadas em um período. Os  $t$ -valores foram reportados entre colchetes e os asteriscos representam o nível de significância ( $p$ -valores), convencionados com ‘\*’ 10%, ‘\*\*’ 5% e ‘\*\*\*’ 1%.

## Apêndice F - Modelo Vetorial Auto-Regressivo e Funções de Impulso-Resposta

Foram obtidas as funções de resposta ao impulso para choque de um desvio-padrão, com intervalos de confiança de dois desvios-padrão, para um intervalo de confiança de 95%, não acumulativos. As funções de impulso-resposta foram obtidas a partir do modelo vetorial auto-regressivo (VAR) para as relações entre (a) sentimento e *noise*, (b) sentimento e incerteza fundamental, (c) *noise* e incerteza fundamental, (d) sentimento e volatilidade e (e) *noise* e volatilidade.

Para a relação (a), fundamentos (*INC* e *UNC*) e preços ( $R^E$  e *VOL*) foram tomadas como variáveis de transmissão (considerando o conjunto de informação que influencia a formação das expectativas), consistente com as teorias de *noise trading* e sentimento. Para as relações (b) e (c), sentimento ou *noise*, conforme o caso, bem como  $R^E$  e *VOL* atuam como variável de transmissão. Para as relações (d) e (e), o retorno das ações atua como variável de transmissão.

Usou-se a decomposição de Cholesky para gerar a função de impulso-resposta. Essa técnica é triangular, forçando a porção superior da diagonal da matriz ter zeros, o que equivale a impor restrições. Logo, a decomposição de Cholesky é sensível à ordenação das variáveis (diferentes ordenações geram diferentes restrições) (GREENE, 2018).

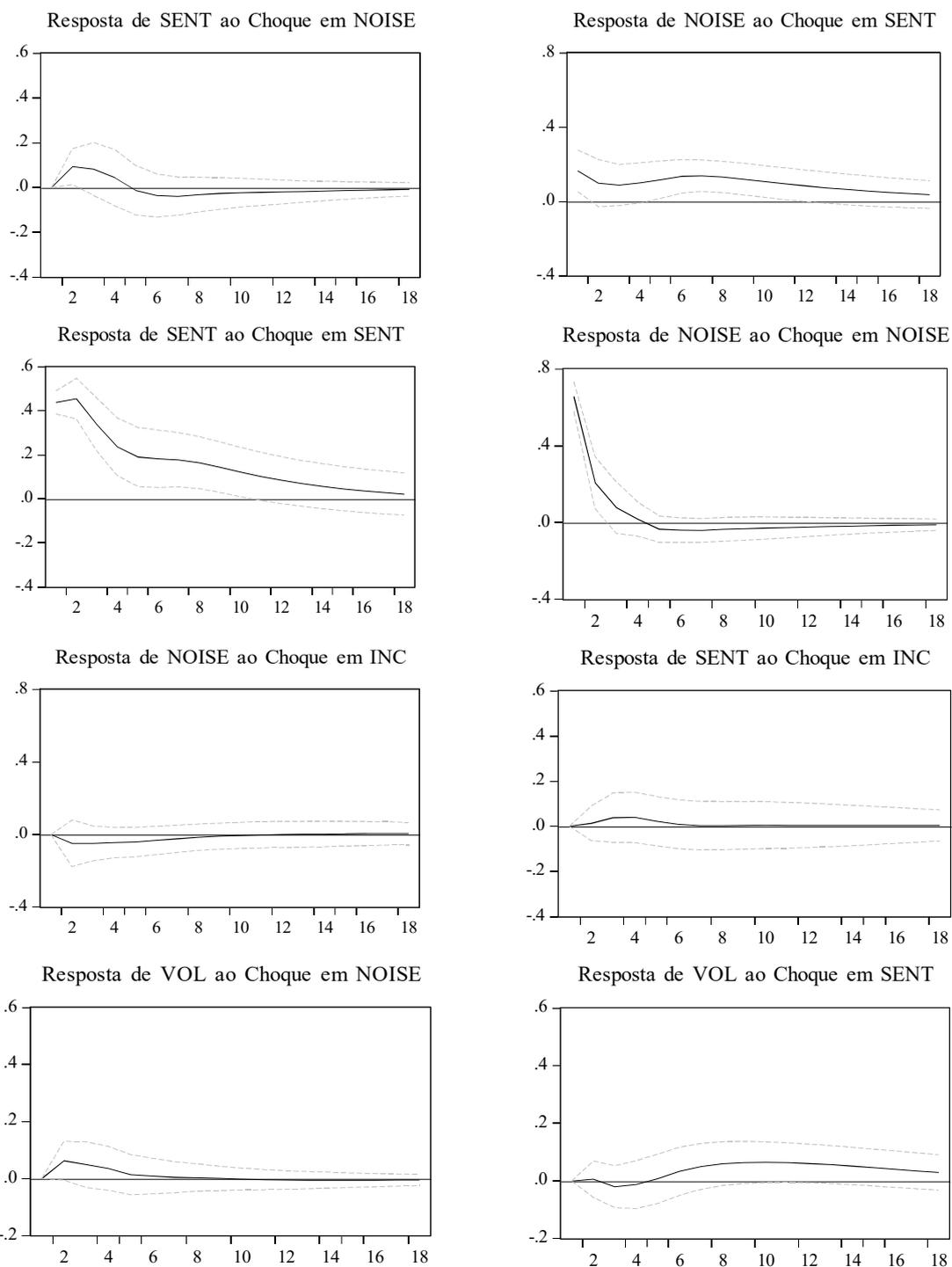
Assim, os resultados reportados nas figuras 7 a 9 foram obtidos a partir do modelo vetorial auto-regressivo (VAR), incluindo as variáveis na seguinte ordem (reportado neste apêndice): incerteza externa (*UNC*), incerteza interna (*INC*), retorno em excesso ( $R^E$ ), ruído (*NOISE*), sentimento do investidor (*SENT*) e volatilidade (*VOL*). A amostra compreende o período 2002:08 a 2014:06, com 144 observações livres, os erros-padrão foram reportados entre parênteses e a estatística *t* entre colchetes. Os resultados obtidos mostraram-se robustos a mudanças na ordem de entrada das variáveis, conforme reportados abaixo, neste apêndice.

## Relações dinâmicas entre as variáveis

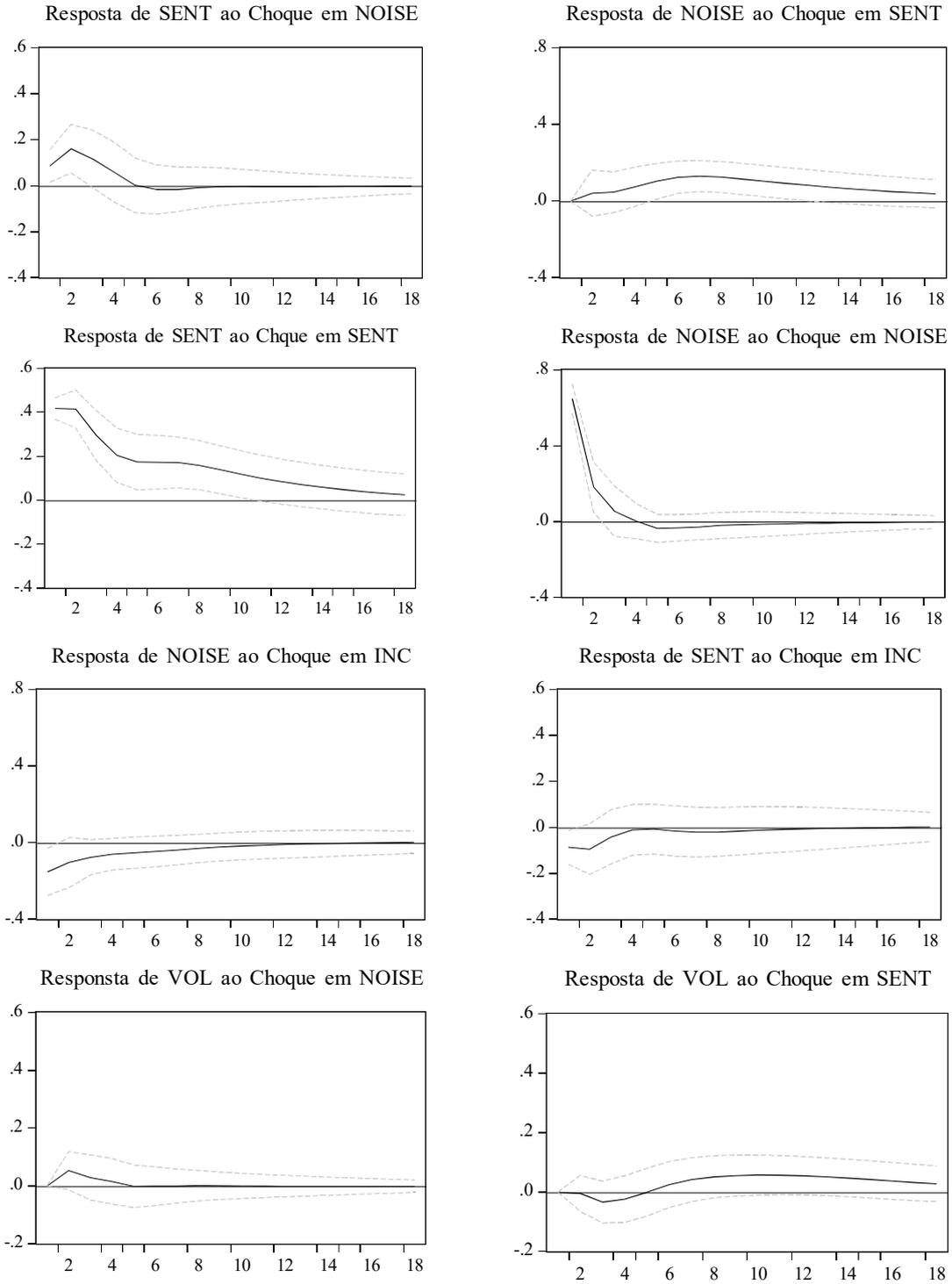
	<i>UNC</i>	<i>INC</i>	<i>R<sup>E</sup></i>	<i>NOISE</i>	<i>SENT<sup>BR</sup></i>	<i>VOL</i>
<i>UNC</i> (-1)	1,643434*** (0,06601) [24,8975]	0,048881 (0,19741) [0,24761]	-1,927574*** (0,48052) [-4,01146]	1,311157*** (0,49733) [2,63638]	0,890340*** (0,28947) [3,07576]	0,904417*** (0,24742) [3,65539]
<i>UNC</i> (-2)	-0,675578*** (0,06450) [-10,4742]	-0,057627 (0,19290) [-0,29874]	2,007260*** (0,46954) [4,27499]	-0,969421* (0,48597) [-1,99483]	-0,793772*** (0,28285) [-2,80629]	-0,851285*** (0,24177) [-3,52111]
<i>INC</i> (-1)	0,010414 (0,02953) [0,35264]	1,013188*** (0,08832) [11,4719]	-0,354901* (0,21498) [-1,65088]	-0,192320 (0,22250) [-0,86436]	0,034727 (0,12951) [0,26815]	0,128704 (0,11069) [1,16272]
<i>INC</i> (-2)	-0,004616 (0,02782) [-0,16591]	-0,190046** (0,08321) [-2,28394]	-0,133808 (0,20254) [-0,66065]	0,004788 (0,20963) [0,02284]	0,002555 (0,12201) [0,02094]	-0,093006 (0,10429) [-0,89181]
<i>R<sup>E</sup></i> (-1)	-0,003160 (0,01089) [-0,29007]	-0,063342* (0,03258) [-1,94407]	0,087231 (0,07931) [1,09990]	-0,120039 (0,08208) [-1,46240]	-0,075974* (0,04778) [-1,59020]	-0,016836 (0,04084) [-0,41228]
<i>R<sup>E</sup></i> (-2)	0,003864 (0,01048) [0,36855]	-0,033287 (0,03135) [-1,06170]	0,207683*** (0,07631) [2,72140]	0,074684 (0,07899) [0,94555]	0,135176*** (0,04597) [2,94035]	0,067577* (0,03929) [1,71975]
<i>NOISE</i> (-1)	-0,027390* (0,01369) [-2,00065]	0,007976 (0,04094) [0,19480]	0,124608 (0,09966) [1,25031]	0,292486*** (0,10315) [2,83557]	0,115037* (0,06004) [1,91608]	0,088175* (0,05132) [1,71827]
<i>NOISE</i> (-2)	-0,009688 (0,01376) [-0,70396]	0,062723 (0,04116) [1,52388]	-0,186645* (0,10019) [-1,86295]	0,058525 (0,10369) [0,56440]	-0,032990 (0,06035) [-0,54661]	0,017974 (0,05159) [0,34841]
<i>SENT<sup>BR</sup></i> (-1)	0,031697* (0,01932) [1,64057]	-0,053036 (0,05778) [-0,91786]	0,172538 (0,14065) [1,22675]	0,061579 (0,14557) [0,42302]	0,997001*** (0,08473) [11,7671]	-0,019386 (0,07242) [-0,26769]
<i>SENT<sup>BR</sup></i> (-2)	0,028534* (0,01910) [1,49392]	0,067867 (0,05712) [1,18808]	-0,064428 (0,13904) [-0,46336]	-0,075500 (0,14391) [-0,52464]	-0,314045*** (0,08376) [-3,74926]	-0,101048 (0,07159) [-1,41140]
<i>VOL</i> (-1)	-0,040998* (0,02468) [-1,66123]	0,064038 (0,07381) [0,86762]	-0,238671 (0,17966) [-1,32847]	0,042001 (0,18595) [0,22588]	0,137705 (0,10823) [1,27235]	0,609295*** (0,09251) [6,58647]
<i>VOL</i> (-2)	0,008189 (0,02577) [0,31774]	0,047027 (0,07707) [0,61016]	0,755018*** (0,18761) [4,02450]	0,059558 (0,19417) [0,30673]	-0,194792* (0,11302) [-1,72358]	0,261767*** (0,09660) [2,70984]
R <sup>2</sup> Ajustado	0,990607	0,868151	0,473003	0,390639	0,801540	0,659180
SQR	1,339415	11,98017	70,98074	76,03542	25,75903	18,81887
Erro Pd. Eq.	0,101505	0,303571	0,738922	0,764780	0,445136	0,380474
Estatística F	1352,787	85,40076	12,50487	9,217283	52,77010	25,79167
Loglikelihood	129,6259	-25,93651	-152,2566	-157,1407	-80,28931	-58,00060
Det. Cov. Res. (dof adj.)		5,06E-06				
Log likelihood		-305,5669				

Funções de impulso-resposta segundo a seguinte ordenação nas variáveis endógenas:  $VOL$ ,  $SENT$ ,  $NOISE$ ,  $R^E$ ,  $INC$  e  $UNC$  (uma inversão da sequência acima), de onde foram obtidas as seguintes funções impulso-resposta:

Funções de Resposta ao Impulso, ordenação  $VOL$ ,  $SENT$ ,  $NOISE$ ,  $R^E$ ,  $INC$  e  $UNC$



E, para a sequência *UNC*, *RE*, *INC*, *VOL*, *NOISE* e *SENT*, obtiveram-se as seguintes as funções de impulso-resposta:



## Apêndice G – Modelos de Precificação de Ativos (Premissas para Estimação)

Foram utilizadas regressões com séries temporais para (a) identificar aonde reside o poder preditivo de *NOISE*, segundo carteiras agrupadas por tamanho e volatilidade e (b) verificar se *NOISE* é capaz de aumentar o poder preditivo dos modelos de precificação padrão (modelos de Fama e French (1993) e Carhart (1997)). Após análise de conformidade com as premissas do modelo de regressão multivariada com séries temporais, justificou-se a utilização de MQO na estimação dos modelos de regressão. Todavia, foram utilizados testes *t* robustos a autocorrelação e heterocedasticidade (HAC), proposto por Newey-West (1987).

As séries foram padronizadas para obter-se melhor comparabilidade entre os preditores do modelo. Portanto, os interceptos não foram reportados, visto que as regressões foram realizadas com variáveis padronizadas (os interceptos são iguais a zero) (GREENE, 2018). Não foi encontrado problema de multicolinearidade entre os previsores. Os testes com o fator de inflação de variância (FIV) mostraram que  $FIV^{NOISE}=1,07$ ,  $FIV^{MKT} = 1,14$ ,  $FIV^{HML} = 1,02$  e  $FIV^{WML} = 1,10$  (tendo como variável prevista portfólios agrupados pela característica “tamanho”). No entanto, adicionando *SENT*, obteve-se  $FIV^{SENT} = 1,65$  e  $FIV^{NOISE} = 1,54$ , indicando que essas duas variáveis não poderão ser estimadas com precisão em um mesmo modelo.

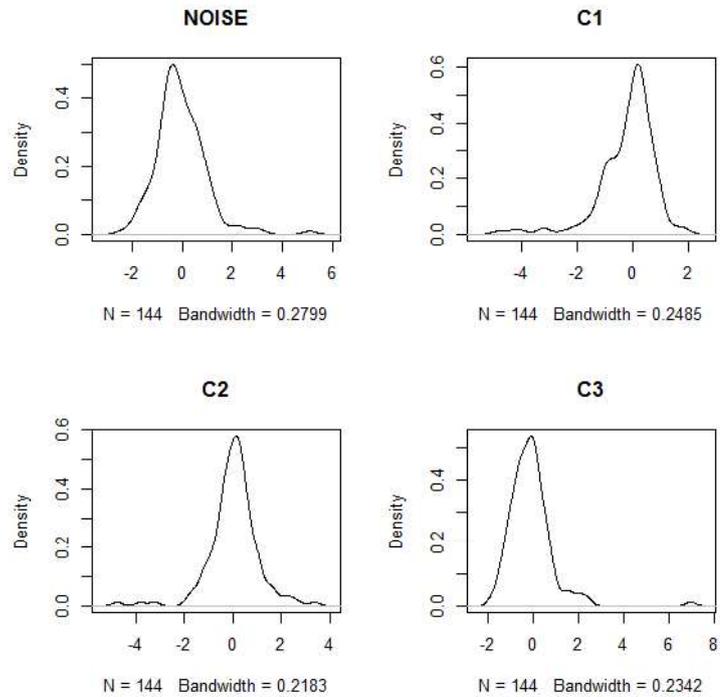
Os testes de normalidade nas variáveis mostraram que a maioria das variáveis não são normais. Certamente, devido à presença de valores extremos. Contudo, a não normalidade não impede que os estimadores MQO sejam os melhores estimadores lineares não viesados. Além disso, considerou-se que não é recomendável excluir *ourliers* de séries temporais, pois isso quebraria a dependência temporal (BALKE; FOMBY, 1994).

Teste de Normalidade para Previsores e Variáveis Previstas, Regressões							
Teste	<i>C1</i>	<i>C2</i>	<i>C3</i>	<i>NOISE</i>	<i>NOISE<sup>UNC</sup></i>	<i>SENT<sup>BR</sup></i>	<i>INC</i>
<i>Shapiro-Wilk<sup>a</sup></i>	0,8560 (0,0000)	0,9130 (0,0000)	0,8098 (0,0000)	0,8473 (0,0000)	0,9262 (0,0000)	0,8695 (0,0000)	0,8324 (0,0000)
	<i>MKT</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>WML</i>	<i>SIZE1</i>	<i>SIZE2</i>	<i>SIZE3</i>
	0,9853 (0,1280)	0,9514 (0,0000)	0,9742 (0,0080)	0,95925 (0,0003)	0,95842 (0,0002)	0,97752 (0,0181)	0,9877 (0,2330)

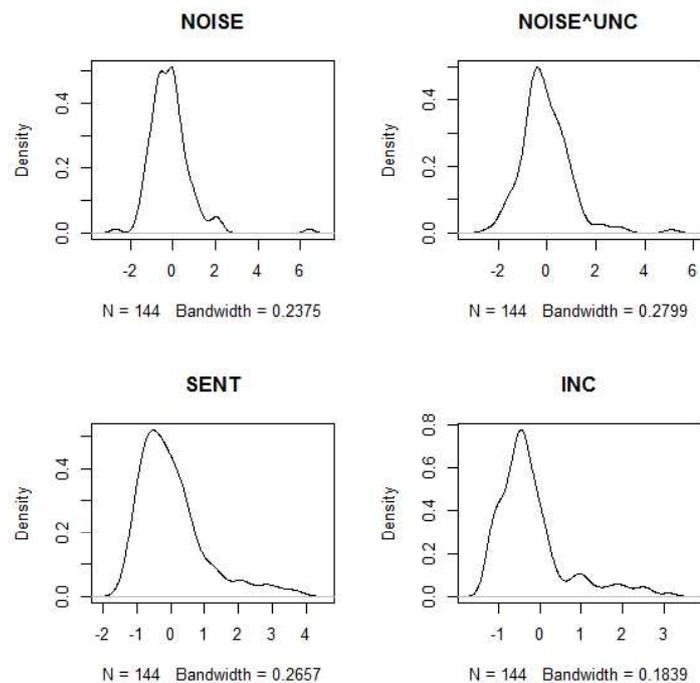
Nota: <sup>a</sup>  $H_0$ : a distribuição da amostra é normal. Testes realizados para o mesmo período empregado nas regressões: 2002:08 a 2014:06.

As figuras abaixo mostram que as séries fogem da distribuição normal padrão devido à presença de *outlier*.

Função densidade empírica: *NOISE*, *C1*, *C2* e *C3*



Função densidade empírica : *NOISE*, *SENT* e *INC*



As séries utilizadas nas regressões mostraram-se estacionárias, com excessão de  $SENT^{BR}$  e  $UNC$ . Esses resultados são robustos à aplicação do teste para todo o período disponível, dentro dos limites 2002:01 a 2017:12, e para *lags* ótimos. As séries com comportamento de raiz unitária foram estacionarizadas antes de serem regredidas, (I(1)).

Teste de estacionariedade

	<i>NOISE</i>	<i>NOISE<sup>UNC</sup></i>	<i>SENT<sup>BR</sup></i>	<i>INC</i>	<i>VOL</i>	<i>SENT<sup>US</sup></i>	<i>UNC</i>
<b>Dickey-Fuller (<math>\tau</math>)</b>	-3,4419	-4,6160	-2,4950	-3,6438	-3,8050	-2,1343	-2,0070
<b>Lags</b>	5	5	5	5	5	5	5
<b>p-valor</b>	0,0504	0,0100	0,3703	0,0318	0,0208	0,5205	0,5735

Nota: Ho: a série possui raiz unitária. Testes realizados para o mesmo período empregado nas regressões: 2002:08 a 2014:06.

A tabela que segue permite verificar a não normalidade dos resíduos para as estimações reportadas na Tabela 9, Painel B (as demais especificações geraram resultados semelhantes). Para isso, foi implementado o teste Shapiro-Wilk.

Teste de normalidade dos resíduos

Testes: Resíduos, $\epsilon_t$ :	<i>Shapiro-Wilk<sup>a</sup></i>
<i>C1</i> (Eq. <sup>a</sup> 1, Size3 <sup>b</sup> )	0,9730 (0,0057)
<i>C2</i> (Eq 2, Size 1)	0,9737 (0,0068)
<i>C3</i> (Eq 3, Size 1)	0,9661 (0,0012)
<i>NOISE</i> (Eq 4, Size1)	0,9652 (0,0010)
<i>NOISE<sup>UNC</sup></i> (Eq 5, Size 1)	0,9591 (0,0003)
<i>SENT<sup>BR</sup></i> (Eq 6, Size 1)	0,9683 (0,0019)

Nota: <sup>a</sup> Eq. = equação, <sup>b</sup> variável prevista. Período das estimações: 2002:08 a 2014:06. <sup>a</sup> H<sub>0</sub>: normalidade do resíduos. O p-valor foi reportado entre parênteses.

O teste de heterocedasticidade dos resíduos, realizado por meio do teste Breusch-Pagan (1979), permite concluir que não foi encontrado heterocedasticidade nos dados. Para resolver o problema de não normalidade na distribuição dos resíduos (Koenker, 1981), foi implementada a versão studentizada do teste.

Teste de heterocedasticidade dos resíduos

Testes: Resíduos, $\epsilon_t$ :	<i>Breusch-Pagan</i> <sup>a</sup>		
	<i>BP</i>	<i>g.l.</i>	<i>p-valor</i>
<i>CI</i> (Eq. <sup>a</sup> 1, Size3 <sup>b</sup> )	2,5355	4	0,6383
<i>C2</i> (Eq 2, Size 1)	1,9202	4	0,7504
<i>C3</i> (Eq 3, Size 1)	4,3991	4	0,3547
<i>NOISE</i> (Eq 4, Size1)	4,2734	4	0,3703
<i>NOISE</i> <sup>UNC</sup> (Eq 5, Size 1)	1,3909	4	0,8458
<i>SENT</i> <sup>BR</sup> (Eq 6, Size 1)	2,8578	4	0,5819

Nota: <sup>a</sup> Eq. = equação, <sup>b</sup> variável prevista. Período das estimações: 2002:08 a 2014:06. <sup>a</sup> H<sub>0</sub>: a série é homocedástica.

O teste de Box-Pierce para autocorrelação nos resíduos permite concluir que os modelos estão bem especificados. A hipótese nula de que não há autocorrelação não pôde ser rejeitada. Os mesmos resultados emergiram com o teste de Durbin-Watson (1950).

Teste Box-Pierce para autocorrelação dos resíduos

	$\chi^2$	<i>g.l.</i>	<i>p-valor</i>
<i>CI</i> (Eq. <sup>a</sup> 1, Size3 <sup>b</sup> )	1,5082	1	0,2194
<i>C2</i> (Eq 2, Size 1)	0,4194	1	0,5172
<i>C3</i> (Eq 3, Size 1)	1,1614	1	0,2812
<i>NOISE</i> (Eq 4, Size1)	1,0595	1	0,3033
<i>NOISE</i> (Eq 4, <i>SmB</i> )	0,20655	1	0,6495
<i>NOISE</i> <sup>UNC</sup> (Eq 5, Size 1)	1,2633	1	0,2610
<i>SENT</i> <sup>BR</sup> (Eq 6, Size 1)	0,4786	1	0,4890

Nota: <sup>a</sup> Eq. = equação da Tabela 9, <sup>b</sup> variável prevista. H<sub>0</sub>: não há autocorrelação na série.