

Sentimento do investidor, incerteza econômica e política monetária no Brasil^{*,**}

Paulo Fernando Marschner¹

 <https://orcid.org/0000-0003-0847-2638>
E-mail: paulo.marschner@acad.ufsm.br

Paulo Sergio Ceretta¹

 <https://orcid.org/0000-0001-8264-0439>
E-mail: ceretta10@gmail.com

¹ Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas, Departamento de Ciências Administrativas, Santa Maria, RS, Brasil

Recebido em 24.09.2020 – Desk aceite em 16.10.2020 – 2ª versão aprovada em 25.01.2021 – Ahead of print em 25.06.2021

Editor-Chefe: Fábio Frezatti

Editora Associada: Fernanda Finotti Cordeiro

RESUMO

O objetivo da pesquisa é analisar como a incerteza econômica e a política monetária afetam o sentimento do investidor no Brasil. O sentimento do investidor é um elemento importante na literatura financeira, econômica e contábil, e seu impacto nos mercados financeiros é expressivamente documentado. Entretanto, compreender as variáveis que o afetam ainda é um importante desafio, e essa pesquisa procura explorar essa lacuna no contexto brasileiro. A pesquisa fornece evidências iniciais sobre o impacto da incerteza econômica e da política monetária sobre o sentimento do investidor no Brasil. Os achados aqui documentados fornecem contribuições teóricas, gerenciais e sociais, com possível impacto nas áreas de finanças, economia e contabilidade. Foram utilizados dados mensais de quatro mecanismos de transmissão da incerteza econômica e da política monetária (taxa de juros, taxa de câmbio, taxa de inflação e índice de incerteza econômica) e do índice de confiança do consumidor como *proxy* para sentimento do investidor (período de janeiro de 2006 a março de 2020), e estimado um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas, capturando relações de curto e longo prazo entre as variáveis. Os resultados indicam que o sentimento do investidor é afetado pela incerteza econômica e pelos principais mecanismos de transmissão da política monetária em diferentes magnitudes e nos diferentes horizontes temporais. Essas evidências sugerem que investidores, formuladores de políticas e autoridades monetárias devem considerar o sentimento um sinal, seja para alteração em portfólios de investimentos, seja para antecipação dos rumos da economia. Ainda fornece subsídios para um maior enfoque da política econômica e monetária na Estratégia Nacional de Educação Financeira (ENEF) recentemente adotada no Brasil.

Palavras-chave: sentimento do investidor, incerteza econômica, política monetária, finanças comportamentais.

Endereço para correspondência

Paulo Fernando Marschner

Universidade Federal de Santa Maria, Departamento de Ciências Administrativas
Avenida Roraima, 1000, 74C – CEP 97105-900
Camobi – Santa Maria – RS – Brasil

* Trabalho apresentado no 7º Encontro Brasileiro de Economia e Finanças Comportamentais, São Paulo, SP, Brasil, novembro de 2020.

** Os autores agradecem a Claudia Emiko Yoshinaga, Daniel Christian Henrique e aos participantes do 7º Encontro Brasileiro de Economia e Finanças Comportamentais por seus comentários e sugestões, e a Igor Bernardi Sonza pelas valiosas sugestões de leituras. Os autores também agradecem à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível de Superior (Capes) pelo suporte financeiro e à equipe editorial e aos revisores anônimos pelas excelentes contribuições que aprimoraram a redação e a qualidade deste artigo.



1. INTRODUÇÃO

Um dos principais tópicos discutidos em finanças está na validade das premissas assumidas pela moderna teoria de finanças, em particular a da racionalidade dos agentes econômicos. O modelo comportamental de racionalidade limitada desenvolvido por Simon (1955) contribuiu significativamente para essa discussão, ao propor uma alternativa aos axiomas tradicionais de racionalidade. De acordo com o autor, a racionalidade é limitada devido a restrições à nossa capacidade de pensar, às informações disponíveis e ao tempo (Simon, 1955, 1982). Contudo, foi a partir do trabalho seminal de Kahneman e Tversky (1979) e da multiplicidade de estudos posteriores (Akerlof & Shiller, 2009; Daniel et al., 1998; De Long et al., 1990; Lee et al., 1991; Shleifer & Summers, 1990) que se constatou que alguns fenômenos são provocados pela presença de investidores que, de fato, não são totalmente racionais, pois negociam de acordo com seus sentimentos. Essa constatação provocou uma mudança de paradigma ao considerar que as pessoas nem sempre se comportam racionalmente ao tomar decisões financeiras (Baker & Wurgler, 2007).

O sentimento do investidor pode ser definido como a crença sobre fluxos de caixa futuros e riscos associados a investimentos que não são justificáveis a partir das informações disponíveis ao investidor, portanto, não são racionalmente justificáveis (Baker & Wurgler, 2007). Também é definido como o otimismo ou o pessimismo sobre as ações, e tem sido considerado um fator com potencial impacto sobre as expectativas de desempenho futuro das empresas (Bergman & Roychowdhury, 2008). A habilidade da abordagem comportamental em explicar fenômenos não totalmente elucidados pelas teorias convencionais motivou o desenvolvimento de muitos trabalhos no âmbito internacional (Akerlof & Shiller, 2009; Baker & Wurgler, 2006, 2007; Barberis et al., 1998; Brown & Cliff, 2005; Cohen & Kudryavtsev, 2012; Dhaoui & Bacha, 2017; Kumar & Lee, 2006) que vieram a estabelecer e consolidar o campo de finanças comportamentais.

No Brasil, as pesquisas nessa área ainda são recentes e incipientes. A literatura nacional tem documentado evidências sobre o sentimento do investidor e sua relação com o retorno das ações (Yoshinaga & Castro, 2012), anomalias (Xavier & Machado, 2017), risco e retorno (Piccoli et al., 2018), gerenciamento de resultados (Santana et al., 2020) e efeito disposição (Lucchesi et al., 2015; Prates et al., 2019), porém ainda não está claro o que afeta o sentimento do investidor brasileiro. De acordo com Yoshinaga e Castro (2012), estudos mais recentes tentam prover mais explicações para a influência do sentimento

nos mercados financeiros. Entretanto, essas pesquisas desconsideram que a reação do mercado de ações ao sentimento do investidor é antecedida pelo impacto da incerteza econômica e da política monetária no sentimento dos investidores. De acordo com alguns autores (Cohen & Kudryavtsev, 2012; Kurov, 2010; Menkhoff & Rebitzky, 2008; Silvia & Iqbal, 2011; Vuchelen, 2004; Zhang, 2019), as incertezas econômicas e os choques monetários são transmitidos para o mercado de ações por meio da reação dos investidores às notícias econômicas e monetárias, pois incidem diretamente no risco das ações e na aversão ao risco do investidor. Esse contexto reforça a necessidade de novos estudos que procurem explicar o sentimento do investidor brasileiro.

Considerando essa lacuna teórica, esta pesquisa tem como objetivo analisar a relação entre os principais mecanismos de transmissão da incerteza econômica e da política monetária e o sentimento do investidor no Brasil. Embora essas relações possam ser determinadas por modelos de regressão ou ainda modelos de causalidade e cointegração, sabe-se que as políticas monetárias mantêm relação de curto e longo prazo com a confiança (Silvia & Iqbal, 2011). Devido a isso, foi estimado um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas [*autoregressive distributed lag* (ARDL)] que permite obter estimativas de curto e longo prazo entre as variáveis. Ao considerar os efeitos em diferentes horizontes temporais, obtém-se um entendimento mais amplo dessa relação. Pelo exposto, é esperado que o sentimento do investidor seja afetado pelas incertezas econômicas e pela política monetária no curto e longo prazo. Os resultados documentados nessa pesquisa são consistentes e robustos com essa previsão. As estimativas de curto e longo prazo advindas do modelo ARDL sugerem que o sentimento do investidor é afetado por essas variáveis em diferentes magnitudes, nos diferentes horizontes temporais.

Os resultados documentados nesta pesquisa contribuem das seguintes formas: (i) Ampliam a literatura e ajudam na compreensão teórica dos efeitos da incerteza econômica e da política monetária sobre o sentimento do investidor, fenômeno até então inexplorado no Brasil; (ii) Com relação aos estudos anteriores, além de corroborar seus pressupostos, promovem uma melhoria metodológica nas estimativas realizadas ao usar um modelo econométrico capaz de capturar relações de curto e longo prazo. Esse controle é importante, dado que as políticas monetárias mantêm uma relação de curto e longo prazo com a confiança (Silvia & Iqbal, 2011); (iii) Em termos gerenciais, investidores devem considerar

a incerteza econômica e a política monetária um sinal para alteração no seu portfólio de investimentos, não apenas por incidir na rentabilidade de suas aplicações, mas por afetar a dinâmica contábil e a restrição financeira das firmas, o que pode repercutir no mercado de ações. Considerando o sentimento um indicador útil para antecipar os rumos da economia (Vuchelen, 2004),

formuladores de políticas e autoridades monetárias podem tomar diferentes medidas em resposta às diferentes mudanças nesse indicador; e (iv) Fornecem subsídios para um maior enfoque da política econômica e monetária na Estratégia Nacional de Educação Financeira (ENEF) (Decreto n. 10.393, de 9 de junho de 2020) recentemente adotada no Brasil.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Considerando os fenômenos não totalmente explicados pela moderna teoria de finanças, Kahneman e Tversky (1979), em trabalho seminal, elaboraram a teoria dos prospectos, considerada um modelo alternativo para compreender alguns comportamentos do mercado financeiro. Essa teoria, ao considerar a presença de emoções em decisões financeiras, procura elucidar e compreender a tomada de decisão dos indivíduos ante o risco. O trabalho de Kahneman e Tversky (1979) precedeu ampla literatura que documentou a influência dos vieses emocionais na tomada de decisão (Baker & Wurgler, 2006, 2007; Barberis et al., 1998; Daniel et al., 1998; Dhaoui & Bacha, 2017; Kumar & Lee, 2006; Lee et al., 1991). Esses estudos revelam que o sentimento do investidor é influenciado por heurísticas, vieses cognitivos e emocionais associados ao recebimento e à interpretação de informações lançadas diariamente no mercado. Esses fatores são especialmente fortes quando a informação disponível é limitada (Forgas, 1995), quando os indivíduos têm baixa experiência (Ottati & Isbell, 1996), baixa capacidade de processamento (Greifeneder & Bless, 2007) ou, ainda, quando há interferência das mídias de massa (DellaVigna & Pollet, 2009), o que pode levá-los a decisões financeiras equivocadas.

O campo de finanças comportamentais progrediu significativamente, buscando compreender o sentimento do investidor e as formas de mensurá-lo. Algumas medidas de mercado incluem a liquidez (Baker & Wurgler, 2006), o prêmio de dividendos (Baker & Wurgler, 2004), o número de ofertas públicas iniciais [*initial public offering* (IPOs)] e seu retorno médio no primeiro dia de negociação (Baker & Wurgler, 2006; Ritter & Welch, 2002) e desconto de fundos fechados (Lee et al., 1991). Ainda existem os índices de sentimento, como os criados por Baker e Wurgler (2006, 2007) e Brown e Cliff (2005), e as pesquisas de opinião, como os índices de confiança (Fernandes et al., 2013; Piccoli et al., 2018). Em geral, esses estudos não fornecem um consenso sobre qual a *proxy* mais adequada, o que se verifica é que todas parecem bem aceitas pela comunidade científica. Como destacado por Baker e

Wurgler (2006), não existem medidas de sentimento do investidor incontestáveis ou definitivas.

Entretanto, a compreensão sobre o sentimento do investidor vai além das formas de mensurá-lo. Como destacado, o sentimento é influenciado por diversos fatores, e alguns podem ser decorrentes dos mecanismos de transmissão da incerteza econômica e da política monetária. Entre os desenvolvimentos teóricos mais recentes nesse importante fluxo de literatura estão as contribuições de Kurov (2010), Silvia e Iqbal (2011) e Vuchelen (2004). Com relação ao primeiro, a principal implicação é que o sentimento é sensível às mudanças na renda esperada e às incertezas econômicas, e que grandes mudanças, principalmente quedas no sentimento, sinalizam quedas no crescimento econômico. Kurov (2010) mostra que a psicologia do investidor influencia a reação do mercado de ações às políticas monetárias. Para o autor, o sentimento do investidor é importante mecanismo de transmissão dos efeitos da política monetária para o retorno das ações. Nesse último, Silvia e Iqbal (2011) fornecem uma estrutura teórica que destaca o papel da confiança nos ciclos de negócios, bem como o efeito da política monetária e fiscal na confiança.

Outros estudos recentes relacionados incluem os de Cohen e Kudryavtsev (2012), Menkhoff e Rebitzky (2008) e Zhang (2019). O primeiro indica que o sentimento do investidor é fortemente relacionado com a taxa de câmbio, principalmente no longo prazo. O segundo, a partir de evidências experimentais, indica que os investidores são atentos às mudanças na taxa de juros e inflação em suas decisões financeiras. Zhang (2019) destaca que a incerteza econômica também afeta o sentimento do investidor, pois incide sobre as opções de investimento a sob a restrição financeira das firmas, em ambas as situações afetando a psicologia do investidor e repercutindo no mercado de ações. Portanto, a partir das implicações teóricas desenvolvidas anteriormente (Kurov, 2010; Silvia & Iqbal, 2011; Vuchelen, 2004) e das evidências empíricas e experimentais já documentadas (Cohen & Kudryavtsev, 2012; Menkhoff & Rebitzky, 2008; Zhang,

2019), a taxa de juros, o câmbio, a inflação e a incerteza econômica parecem variáveis com potencial impacto sobre o sentimento do investidor.

A inflação afeta diretamente o padrão de vida das pessoas, por isso os indivíduos atribuem alto peso às experiências de inflação quando se trata de consumo, economia e investimento (Shiller, 1997). Muitos estudos indicam que as expectativas subjetivas de inflação são moldadas pela experiência passada de inflação (Malmendier & Nagel, 2016; Marcet & Nicolini, 2003). O período de hiperinflação ocorrido no Brasil nas décadas de 1980 e 1990 fez com que os indivíduos tivessem que se adaptar com antecedência ao rápido e contínuo aumento geral dos preços, por isso as expectativas de inflação afetam a maneira como os brasileiros interagem com o dinheiro e tomam decisões financeiras (Fajardo & Dantas, 2018). As decisões de investimento são particularmente afetadas, pois os retornos dos ativos do mercado financeiro tendem a ser afetados negativamente pela inflação. No Brasil, um aumento de 1 ponto percentual na inflação já esteve associado a uma queda de 0,57 ponto percentual nos retornos reais do Índice Bovespa (Ibovespa) (Chaves & Silva, 2018). Nesse contexto, um aumento na inflação leva a um clima econômico desfavorável e a um aumento da especulação financeira, fazendo com que os investidores se tornem pessimistas e percam o interesse de aplicar seu capital em diversas modalidades de investimento, afinal sua rentabilidade poderá ser reduzida juntamente com seu poder de compra.

As expectativas sobre mudanças nas taxas de juros afetam grande variedade de decisões, desde pequenas despesas diárias dos consumidores até decisões de investimento que por sua vez afetam a estrutura econômica de um país (Omar, 2008). Um aumento na taxa de juros está negativamente associado à proporção de capital que os investidores destinam ao investimento em ações e títulos corporativos. Isso ocorre porque a taxa de juros é referência para o pagamento da remuneração de investimentos em renda fixa, ou seja, quanto maior a taxa de juros, mais atrativos são os investimentos em renda fixa e menos atrativos são os investimentos no mercado de ações (Cohen & Kudryavtsev, 2012). A relação entre a taxa de juros e o mercado de ações não é direta, pois a rentabilidade desses investimentos depende, em grande parte, do desempenho das empresas. Entretanto, um aumento na taxa de juros afeta o investimento e o consumo negativamente (Omar, 2008), podendo, assim, afetar o desempenho das empresas e o preço de suas ações. No Brasil, uma variação positiva não esperada de 1% na taxa de juros já esteve associada a uma variação negativa de 3,28% no Ibovespa (Oliveira & Costa, 2013). Como consequência, há diminuição do consumo e do investimento, fazendo com que o sentimento se deteriore.

A taxa de câmbio é um dos fatores mais discutidos pelos investidores, pois um aumento tende a elevar as expectativas de pessimismo e aversão ao risco (Heiden et al., 2013; Menkhoff & Rebitzky, 2008), exercendo, assim, grande influência em suas decisões de investimento. O câmbio também afeta a performance das firmas e o retorno do mercado ações. De acordo com Serafini e Sheng (2011), o câmbio afeta as firmas de diferentes formas. Nas importadoras, encarece o preço de insumos e produtos, reduzindo sua margem e afetando negativamente o preço de suas ações. Em contrapartida, as firmas que exportam podem ampliar suas margens recebendo uma moeda mais valorizada, o que pode elevar o desempenho de suas ações. Quando a moeda estrangeira para de subir e torna-se estável, a situação se modifica e as empresas importadoras melhoram seus resultados. Enquanto a inflação cai, com o dólar as empresas apresentam um melhor desempenho como um todo no mercado de ações. Diante desse cenário, os investidores tendem a redimensionar seus investimentos em períodos de grande elevação da taxa de câmbio, buscando, de forma defensiva, alocar seu capital em firmas nas quais há grande rendimento em dólar, ou, ainda, alocando seu capital fora do país, afetando, assim, seu sentimento.

A incerteza econômica também é crucial para os investidores. De acordo com Zhang (2019), o sentimento dos investidores é o canal pelo qual a incerteza econômica é transferida para os preços dos ativos. Esse fenômeno de transmissão pode ser explicado pela teoria das opções reais (TOR) (Bernanke, 1983a, 1983b) e por fatores relacionados à restrição financeira das firmas. A TOR é um método de análise de investimentos reais que permite ao investidor valorar as diversas opções em qualquer projeto de investimento, como as de adiar, contrair, abandonar ou promover qualquer alteração no projeto (Trigeorgis, 1996). A capacidade de adiar um investimento é valiosa, pois o investidor poderá aguardar a redução da incerteza antes de decidir fazer um investimento irreversível a fim de evitar resultados desfavoráveis. Dessa forma, quanto maior for a incerteza econômica, mais imprevisíveis se tornam os fluxos de caixa futuros esperados de um investimento, e mais propensos os investidores estão em adiar seus projetos (Bulan et al., 2009; Tran, 2014), ocasionando um sentimento negativo no investidor (Zhang, 2019).

As expectativas emocionais também são fortes o suficiente para afetar as decisões de investimento nas firmas por meio de seu impacto nas expectativas gerenciais. Esses vieses são particularmente fortes em períodos de crise e incerteza econômica, nos quais se tornam mais difíceis as previsões econômicas (Ben-David et al., 2010; Chhaochharia et al., 2019) e agravam-se os problemas causados pelas informações assimétricas sobre os projetos das firmas (Akerlof, 1970; Stiglitz, 1989). Nos períodos

de incerteza econômica, quando a confiança é mais baixa, maiores são as pressões de financiamento externo enfrentadas pelas firmas (Zhang, 2019) que se deparam com uma elevação no custo do financiamento externo (McLean & Zhao, 2014). De acordo com Zhang (2019), um ambiente desse tipo exacerba a restrição financeira por atrito financeiro, reduzindo a alocação de capital. Em outras palavras, quando a incerteza econômica aumenta, o risco operacional das empresas também aumenta, e devido à especificidade dos ativos, há forte irreversibilidade no investimento da empresa. Diante desse ambiente, as firmas tentarão adiar e reduzir o investimento para manter uma boa operação. Ainda de acordo com o autor, esses fatores, além de inibirem o investimento corporativo, tendem a inibir a proporção de capital do investidor, resultando em um sentimento negativo.

Esses estudos revelaram que o sentimento do investidor brasileiro é potencialmente afetado pela incerteza econômica e pela política monetária e, portanto, pode ser de fato um mecanismo de transmissão dessas variáveis para o mercado de ações. O mercado brasileiro é indiscutivelmente afetado pelo sentimento dos investidores. Yoshinaga e Castro (2012) descobriram uma relação significativa e negativa entre o sentimento e as taxas de retorno futuras,

indicando a existência de um padrão de reversão nos retornos das ações. Xavier e Machado (2017) encontraram importantes evidências de que o sentimento tem potencial impacto em anomalias de valor no mercado brasileiro, e Piccoli et al. (2018) destacam que a relação risco-retorno no mercado brasileiro é positiva (negativa) em períodos de sentimento baixo (alto) e que a deterioração dessa relação é resultado do forte crescimento do número de investidores menos sofisticados.

Além disso, os vieses comportamentais são fortemente pronunciados em investidores individuais (Prates et al., 2019) e em gestores de fundos de ações (Lucchesi et al., 2015), fortemente propícios à presença do efeito disposição, diferentemente dos investidores institucionais, que apresentam comportamento não condizente com esse efeito (Prates et al., 2019). Por fim, algumas evidências indicam que o sentimento do investidor também afeta o gerenciamento de resultados e, portanto, as decisões em nível de firma. Isso ocorre, pois, as escolhas contábeis são muito mais do que decisões financeiras e estão sujeitas a vieses psicológicos (Santana et al., 2020). Essas características implicam a necessidade de uma maior compreensão sobre os fatores que afetam o sentimento do investidor brasileiro.

3. DADOS E MÉTODOS

Para realização da pesquisa, foram utilizadas quatro variáveis que representam os principais e mais relatados mecanismos de transmissão da incerteza econômica e da política monetária e uma representando o sentimento do investidor. Devido à ausência de dados sobre sentimentos e emoções dos investidores, diferentemente do que ocorre

em outros países, o índice de confiança do consumidor (ICC) foi considerado *proxy* para sentimento, como em trabalhos anteriores (Fernandes et al., 2013; Zhang, 2019), incluindo o Brasil (Piccoli et al., 2018). É possível observar, na Tabela 1, a descrição de cada uma das variáveis.

Tabela 1

Descrição das variáveis

Variável	Proxy utilizada	Descrição	Unidade de medida	Fonte
Sentimento do investidor	ICC	Mede o sentimento do consumidor em relação à situação geral da economia e de suas finanças pessoais	Índice	FGV
Taxa de inflação	IPCA	Índice oficial de inflação no Brasil	% a.m	Ipea
Taxa de câmbio	Dólar	Taxas de câmbio R\$/US\$ comercial (valor de compra) média do período calculadas com base nas cotações diárias para compra	R\$	Ipea
Taxa de juros	SELIC	Taxa básica de juros da economia	% a.m	Ipea
Incerteza econômica	IIE-Br	Mede a incerteza da economia brasileira a partir de informações dos principais jornais do país, do Ibovespa e das expectativas do mercado financeiro acerca de variáveis macroeconômicas	Índice	FGV

Nota: O índice de confiança do consumidor (ICC) e o índice de incerteza da economia do Brasil (IIE-Br) estão disponíveis em <https://portalibre.fgv.br>, na seção Fundação Getúlio Vargas (FGV) Dados, e o índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA), a Selic (taxa de juros) e o câmbio em <http://www.ipeadata.gov.br>.

Ibovespa = Índice Bovespa; Ipea = Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; % a.m. = Percentual ao mês.

Fonte: Elaborada pelos autores.

As variáveis utilizadas têm frequência mensal e compreendem o período de janeiro de 2006 a março de 2020, totalizando 171 observações.

3.1 Estratégia de Estimação

Para investigar a relação entre as variáveis, este estudo utiliza a modelagem ARDL desenvolvida por Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (2001). Essa abordagem tem vantagens em relação a outros testes de cointegração e a modelos autorregressivos vetoriais. Uma vantagem é que o método pode ser aplicado em variáveis com diferentes ordens de integração ($I(0)$ ou $I(1)$), porém nenhuma variável pode ser $I(2)$. O método também se mostra mais eficiente para captar relações de longo prazo em pequenas amostras. Além disso, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo (Pesaran & Shin, 1999); quando feita adequadamente, tende a corrigir possíveis problemas de correlação serial e de regressores endógenos. Especificamente no último caso, Pesaran e Shin (1999) mostram que a endogeneidade potencial de regressores $I(1)$ pode ser tratada com o aumento apropriado do número de defasagens máximas consideradas no momento da estimação.

$$\Delta \text{SENT}_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \text{CAM}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \theta_j \Delta \text{INF}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_j \Delta \text{IE}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \omega_j \Delta \text{JUR}_{t-j} + \delta_j \text{CAM}_{t-j} + \delta_j \text{INF}_{t-j} + \delta_j \text{IE}_{t-j} + \delta_j \text{JUR}_{t-j} + \mu_t \quad (1)$$

em que SENT é o sentimento do investidor, CAM é a taxa de câmbio, INF é a taxa de inflação, IE é a incerteza econômica, JUR é a taxa de juros, Δ é o operador de primeira diferença e p é o tamanho ideal do atraso. A H_0 testada nessa fase por meio da estatística F é que

$$\text{SENT}_t = \alpha_1 + \sum_{j=1}^p \phi_1 \text{CAM}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \theta_1 \text{INF}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_1 \text{IE}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \omega_1 \text{JUR}_{t-j} + \mu_t \quad (2)$$

Posteriormente, estimam-se os coeficientes da dinâmica de curto prazo derivada da correção de erros:

$$\text{SENT}_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^p \phi_2 \Delta \text{CAM}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \theta_2 \Delta \text{INF}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_2 \Delta \text{IE}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \omega_2 \Delta \text{JUR}_{t-j} + \sigma \text{ECM}_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

em que ECM_{t-1} é o parâmetro de velocidade do ajuste e mostra quanto do desequilíbrio está sendo corrigido no longo prazo, ou seja, mostra como os erros gerados em um período são corrigidos no período subsequente. Espera-se um coeficiente negativo abaixo de 1, pois um

$$\text{ECM}_t = \text{SENT}_t - \left[\alpha_1 + \sum_{j=1}^p \phi_1 \text{CAM}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \theta_1 \text{INF}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_1 \text{IE}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \omega_1 \text{JUR}_{t-j} \right] \quad (4)$$

Após as estimativas, alguns testes de diagnóstico devem ser realizados, tais como o de normalidade, o de correlação serial, o de heterocedasticidade e o de adequação da

Previamente à estimação do modelo ARDL, é importante assegurar que as variáveis utilizadas não sejam integradas de segunda ordem ($I(2)$). Isso é feito por meio da aplicação dos testes tradicionais de raiz unitária. Após essa etapa, deve-se definir o comprimento do atraso ideal de cada variável, determinado, nesse caso, pelo critério de informações de Akaike [*Akaike information criterion* (AIC)] (Akaike, 1973). O procedimento ARDL começa com o teste da significância dos valores defasados das variáveis na forma de correção de erros do modelo ARDL por meio da estatística F . Para evitar o problema associado à natureza não padronizada da distribuição assintótica, a estatística F é calculada independentemente de os regressores serem $I(0)$ ou $I(1)$. A hipótese nula (H_0) afirma que, se a estatística F calculada ficar abaixo dos valores críticos, a H_0 não é rejeitada, ou seja, não há cointegração. No entanto, se a estatística F for maior do que a banda superior de valores críticos, a H_0 é rejeitada, sugerindo a existência de cointegração e um relacionamento de longo prazo entre as variáveis. Por fim, se a estatística F ficar no intervalo de valores críticos, os resultados são inconclusivos. O modelo ARDL de correção condicional de erros a ser estimado é o seguinte:

não existe relacionamento de longo prazo contra a hipótese alternativa (H_1), que afirma a existência de um relacionamento de longo prazo. Dada a presença de um relacionamento de longo prazo, o próximo estágio é estimar os coeficientes de longo prazo:

coeficiente negativo indica convergência, enquanto um valor positivo representa um processo de convergência explosivo e não razoável. O termo de correção de erro pode ser definido como:

fórmula funcional especificada. Além disso, deve-se verificar a estabilidade dos coeficientes dos modelos, via soma cumulativa dos resíduos [*cumulative sum* (CUSUM)]

e soma cumulativa dos resíduos ao quadrado [*cumulative sum of squares (CUSUMSQ)*] (Brown et al., 1975). A instabilidade dos parâmetros é constatada se os testes ultrapassarem a área entre as bandas críticas de 5%, indicando a influência de quebras estruturais. Esses

testes são particularmente necessários em séries que apresentam potencial existência de quebras estruturais em sua trajetória. Como o período temporal analisado inclui crises, esses testes são particularmente necessários para garantir a confiabilidade do modelo.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 2, é possível observar as estatísticas descritivas das variáveis incluídas no modelo. As variáveis relacionadas à política monetária apresentam média e desvio padrão muito próximos, semelhante ao que ocorre entre sentimento e incerteza. As estatísticas relacionadas

à curtose não apresentam valores consideráveis, com exceção do câmbio, que tem distribuição mais achatada e, portanto, leptocúrtica. A assimetria também não apresenta valores excessivos, embora todas as variáveis estejam levemente inclinadas à esquerda ou à direita da média.

Tabela 2

Estatísticas descritivas (período de janeiro de 2006 a março de 2020, dados mensais)

Estatísticas descritivas	SENT	CAM	INF	IE	JUR
Média	4,567	0,893	0,447	4,643	0,829
Mediana	4,596	0,797	0,430	4,624	0,840
Mínimo	4,175	0,444	0,010	4,443	0,290
Máximo	4,797	1,585	1,320	5,118	1,430
Desvio padrão	0,123	0,310	0,273	0,110	0,230
Assimetria	-1,238	0,392	0,868	0,736	-0,059
Curtose	1,305	-1,251	0,806	0,790	-0,591

Nota: As variáveis estão em logaritmos naturais, com exceção de JUR e INF, que já estavam em variação percentual. As estatísticas são baseadas em 171 observações.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Posteriormente, foi verificada a ordem de integração das séries para garantir que nenhuma das variáveis seja $I(2)$, pois o ARDL é baseado na condição de que as variáveis sejam $I(0)$ ou $I(1)$ ou mutuamente cointegradas. Para esse fim, foram utilizados os testes *augmented* Dickey-Fuller

(ADF) (Dickey & Fuller, 1981) e Phillips-Perron (PP) (Phillips & Perron, 1988). Os testes ADF e PP têm a H_0 de que a série é não estacionária e integrada de ordem d ($d > 0$), $I(1)$ ou $I(2)$, contra a H_1 de estacionariedade $I(0)$. A Tabela 3 mostra os resultados dos testes.

Tabela 3

Resultados dos testes de raiz unitária augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) para variáveis em nível e primeira diferença (período de janeiro de 2006 a março de 2020, dados mensais)

	ADF (t-stat)		PP (t-stat)	
	Em nível	Primeira diferença	Em nível	Primeira diferença
SENT	-1,173	-13,049	-1,145	-13,059
CAM	-1,571	-20,682	-0,939	-21,228
INF	-8,349	-	-8,365	-
IE	-2,289	-9,340	-2,289	-11,806
JUR	-2,252	-23,814	-1,591	-21,775

Nota: As variáveis estão em logaritmos naturais, com exceção de JUR e INF, que já estavam em variação percentual. As seleções de comprimento de atraso apropriadas nos testes ADF são determinadas pelo critério de informação de Akaike. Para calcular as larguras de banda para o teste PP, foi utilizado o procedimento de Andrew. Os testes são baseados em 171 observações. Os valores críticos em nível de 5% são: ADF 5%, t-calc. = -2.885, $H_0 = I(1)$ não estacionário, $H_1 = I(0)$ estacionário; PP 5%, t-calc. = -2.878, $H_0 = I(1)$ não estacionário, $H_1 = I(0)$ estacionário.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados do teste do ADF mostram que o sentimento do investidor, a taxa de juros, a taxa de câmbio e a incerteza econômica são estacionários após a primeira diferença, enquanto a taxa de inflação é estacionária em nível. O teste PP fornece resultados semelhantes ao teste ADF. Ambos, portanto, indicam a presença de variáveis $I(0)$ e $I(1)$, justificando, assim, o uso do modelo ARDL. Após essa etapa, é necessário

ajustar um modelo com número de defasagens ideal para cada variável. Considerando uma ordem máxima de defasagens $p = 4$, o modelo ARDL que minimiza o AIC é (4, 1, 3, 0, 4). Após verificar a ausência de variáveis $I(2)$ e determinar o modelo ideal, foi testada a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis por meio do ARDL *bounds test*, e os resultados são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4*ARDL bounds test*

Teste estatístico	Valor	Nível de significância (%)	Limites de valor crítico	
F-statistic	8,285		$I(0)$	$I(1)$
		1	3,290	4,370
		5	2,560	3,490
		10	2,200	3,090

Nota: Hipótese nula (não há relação de longo prazo).

Fonte: Elaborada pelos autores.

A estatística F calculada (8,285) é maior que o valor crítico do limite superior em 10, 5 e 1%. Com base nesse resultado, rejeita-se a H_0 do teste e conclui-se que os mecanismos de transmissão da incerteza econômica e da política monetária afetam o sentimento do investidor no longo prazo. A partir disso, estimam-se os coeficientes de longo prazo (equação 2) e os de curto prazo via modelo

de correção de erros (equação 3). Nesse último, além dos impactos de curto prazo, é obtido o parâmetro de velocidade do ajuste [*error correction model* (ECM₋₁)] que indica quanto do desequilíbrio está sendo corrigido no longo prazo, ou seja, como os erros gerados em um período são corrigidos nos períodos subsequentes. Na Tabela 5 é possível observar as relações de curto e longo prazo.

Tabela 5

Estimativas de curto e longo prazo e testes de diagnóstico e de estabilidade para o modelo autorregressivo de defasagens distribuídas [autoregressive distributed lag (ARDL)] (4, 1, 3, 0, 4)

Painel A	Efeitos de longo prazo			
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	p-valor
Variável dependente: Sent				
CAM	-0,139	0,042	-3,280	0,001
INF	-0,273	0,054	-5,040	0,000
IE	-0,440	0,125	-3,547	0,000
JUR	-0,244	0,047	-5,184	0,000
Constante	7,081	0,550	12,872	0,000
Painel B	Efeitos de curto prazo			
Variável dependente: ΔSent				
Δ(SENT) ₋₁	0,038	0,068	0,559	0,576
Δ(SENT) ₋₂	0,200	0,069	2,890	0,004
Δ(SENT) ₋₃	0,103	0,068	1,496	0,136
Δ(CAM)	-0,301	0,074	-4,034	0,000
Δ(INF)	-0,033	0,012	-2,701	0,007
Δ(INF) ₋₁	0,034	0,013	2,534	0,012
Δ(INF) ₋₂	0,026	0,012	2,084	0,038
Δ(JUR)	-0,110	0,042	-2,600	0,010
Δ(JUR) ₋₁	-0,098	0,045	-2,188	0,030
Δ(JUR) ₋₂	0,051	0,045	1,117	0,265
Δ(JUR) ₋₃	0,094	0,040	2,318	0,021
ECM ₋₁	-0,304	0,042	-7,167	0,000

Tabela 5

Cont.

Resumo estatístico	Estatística	p-valor
R ²	0,381	-
R ² ajustado	0,337	-
Teste de correlação serial Breusch-Godfrey (χ^2)	0,473	0,789
Teste de heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey (χ^2)	11,459	0,780
Teste de normalidade Jarque-Bera	0,152	0,926
Teste Ramsey RESET F _{1, 21}	0,107	0,947

Nota: O coeficiente error correction model (ECM_{t-1}) = (-0,304) é obtido por meio da equação 4 e indica que cerca de 30,40% dos erros gerados em cada período são corrigidos nos períodos subsequentes (ou nos meses seguintes). A equação de correção de erros é: $EC = SENT - (-0,444 * IE) - 0,139 * CAM - 0,273 * INF - 0,244 * JUR + 7,082$.

Δ = primeira diferença da respectiva variável.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados apresentados no resumo estatístico (ver Tabela 5) suportam a validade do modelo estimado. O teste Breusch-Godfrey Lagrange multiplier (LM) não rejeita a H_0 de ausência de autocorrelação. O teste Breusch-Pagan-Godfrey LM não rejeita a H_0 de ausência de heterocedasticidade. O teste de Jarque-Bera indica a normalidade dos resíduos e o regression equation specification error test (RESET) de

Ramsey não rejeita a H_0 de que os termos polinomiais não contribuem para o ajuste do modelo; portanto, não houve erro de especificação na equação de regressão. Por fim, foi verificada a estabilidade dos coeficientes do modelo usando os testes CUSUM e CUSUMSQ que permitem observar a constância dos parâmetros em um modelo. Os resultados são ilustrados na Figura 1.

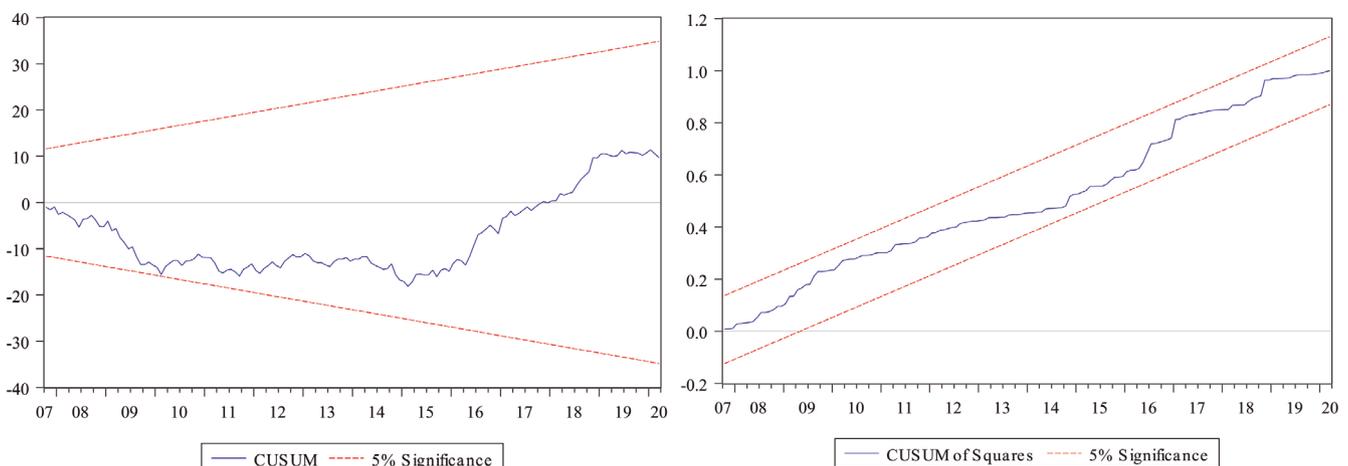


Figura 1 Resultados dos testes soma cumulativa dos resíduos [cumulative sum (CUSUM)] e soma cumulativa dos resíduos ao quadrado [cumulative sum of squares (CUSUMSQ)]

Nota: As duas linhas pontilhadas correspondem aos limites críticos dos testes em nível de significância de 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Figura 1 sugere que a H_0 de coeficientes estáveis do modelo não pode ser rejeitada em nível de significância de 5% para os testes CUSUM e CUSUMSQ, pois a soma acumulada permanece na faixa de confiança de 95% e a variação residual é estável, pois a soma cumulativa dos quadrados está em nível de significância de 5%. Isso indica que o modelo não é especificado incorretamente e sugere a ausência de alterações estruturais abruptas no modelo ao longo do tempo. A estabilidade reportada pelos testes é particularmente importante, pois no período analisado ocorreram diversos eventos, como a crise financeira

internacional e a Operação Lava Jato, cujo impacto nas variáveis poderiam causar fortes quebras estruturais que comprometeriam a validade do modelo.

A partir dos resultados do modelo estimado, é possível observar que, no longo prazo, todas as variáveis afetam o sentimento do investidor de forma negativa em nível de 1% de significância, indicando que essas variáveis criam surtos de baixo sentimento (pessimismo) nos investidores. No curto prazo, todas as variáveis, com exceção da incerteza econômica, afetam o sentimento do investidor. Esse resultado confirma que a incerteza econômica e a

política monetária mantém relação de curto e longo prazo com o sentimento, como anteriormente destacado por Silvia e Iqbal (2011). Esse resultado é, por si só, relevante. Diferentemente do investidor otimista, o pessimista tende a gastar e investir menos, logo, esse indicador atua como fator redutor ou indutor do crescimento econômico. De acordo com Vuchelen (2004), grandes mudanças, principalmente quedas no sentimento, sinalizam quedas no crescimento econômico.

A partir do modelo de correção de erros (curto prazo), é possível observar que o sentimento do investidor é afetado por si próprio em (t_{-2}) , indicando uma característica autorregressiva da série, como documentado anteriormente por Vuchelen (2004). Em termos comportamentais, isso significa que o sentimento em um dado instante de tempo (t) é resultado de uma trajetória acumulada de vieses emocionais de (t_{-2}) (meses) anteriores. Ou, ainda, que o sentimento no tempo atual terá efeito sobre os julgamentos e a tomada de decisão do investidor por até n períodos (meses) à frente.

O sentimento do investidor é afetado pela inflação no curto e longo prazo, sendo o impacto no longo prazo quase sete vezes maior que o impacto em qualquer período no curto prazo. Essa relação pode ser explicada pela forte influência da inflação no padrão de vida das pessoas (Shiller, 1997). Os brasileiros são propensos a alterar a forma como interagem com o dinheiro e tomam decisões financeiras, devido às suas experiências passadas de hiperinflação (Fajardo & Dantas, 2018). Essa característica também pode explicar a alta magnitude da relação de longo prazo, pois as expectativas subjetivas de inflação podem ser moldadas por experiências impressionáveis anteriores, como a de hiperinflação, e por isso tendem a ser persistentes no longo prazo (Fajardo & Dantas, 2018; Malmendier & Nagel, 2016; Marcet & Nicolini, 2003). Além disso, o retorno dos ativos do mercado financeiro tende a ser impactado negativamente pela inflação (Chaves & Silva, 2018), fazendo com que as decisões de investimento sejam extremamente afetadas. Essas circunstâncias elevam o pessimismo dos investidores, que tendem a reduzir o interesse em aplicar seu capital nas diversas modalidades de investimentos.

A taxa de juros afeta o sentimento do investir de forma semelhante à inflação. No curto prazo, afeta por até quatro períodos, sendo os dois primeiros de forma negativa. No longo prazo, afeta de forma negativa em magnitude maior do que em qualquer período no curto prazo. A existência dessa relação está de acordo com as expectativas teóricas. De acordo com Omar (2008), mudanças nas taxas de juros afetam grande variedade de decisões de consumo e investimento; um aumento, por exemplo, pode afetar negativamente o desempenho das empresas e, por reflexo, o preço de suas ações. No Brasil, uma variação

positiva não esperada de 1% na taxa de juros já esteve associada a uma variação negativa de 3,28% no Ibovespa (Oliveira & Costa, 2013). Além disso, um aumento na taxa de juros tende a estar negativamente associado ao sentimento do investidor, pois a taxa de juros é referência para o pagamento de remuneração de investimentos em renda fixa, e quanto maior a taxa de juros, mais atrativos são esses investimentos e menos atrativo tende a ser o mercado de ações (Cohen & Kudryavtsev, 2012). Essas circunstâncias tendem a levar os investidores a diversificar seus portfólios e a procurar retornos melhores sempre que as taxas de juros alteram. Como consequência, há diminuição do consumo e do investimento, fazendo com que as expectativas dos investidores se deterioremem.

O sentimento do investidor também é sensível às mudanças na taxa de câmbio, porém, diferentemente das taxas de inflação e de juros, os impactos negativos de curto prazo são maiores que os impactos negativos de longo prazo. Embora com diferentes magnitudes, a relação negativa está de acordo com os trabalhos anteriores (Heiden et al., 2013; Menkhoff & Rebitzky, 2008), indicando que a taxa câmbio leva à redução no sentimento do investidor. Uma possível explicação pode estar relacionada à rápida transmissão da valoração da moeda estrangeira nos bens de consumo, além de afetar a performance das firmas e o desempenho do mercado de ações. De acordo com Serafini e Sheng (2011), as mudanças provocadas pelo câmbio fazem com que os investidores tenham que redimensionar seus investimentos em períodos de grande variação da taxa de câmbio, buscando, de forma defensiva, alocar seu capital em firmas nas quais há grande rendimento em dólar, ou ainda alocando seu capital fora do país.

A incerteza econômica afeta o sentimento do investidor de forma negativa e apenas no longo prazo. Essa relação pode ser explicada pela TOR e por questões relacionadas à restrição financeira das firmas (Zhang, 2019). Sob a perspectiva da TOR (Bernanke, 1983a, 1983b), quando a economia é incerta e volátil, tornam-se mais imprevisíveis os fluxos de caixa futuros esperados de um investimento e, por isso, os investidores são propensos a adiar seus projetos (principalmente aqueles irreversíveis) a fim de evitar perdas (Bernanke, 1983a, 1983b; Bulan et al., 2009; Tran, 2014; Trigeorgis, 1996; Zhang, 2019).

Um ambiente de incertezas também afeta a dinâmica financeira das firmas. Nesses períodos a previsão de condições econômicas pelos gerentes das empresas torna-se limitada devido à elevação de informações assimétricas no mercado (Akerlof, 1970; Stiglitz, 1989), causando expectativas tendenciosas sobre decisões gerenciais (Chhaochharia et al., 2019). Os diretores financeiros também têm maior probabilidade de apresentar vieses psicológicos em suas decisões (Ben-David et al., 2013). Além disso, em períodos de incerteza, as instituições

financeiras tendem a ficar receosas em conceder crédito, elevando o custo do financiamento externo (McLean & Zhao, 2014) e diminuindo o investimento como um todo. No Brasil, a recente crise de 2015 impactou negativamente os investimentos das empresas, tendo sido esse impacto maior sobre empresas restritas financeiramente (Franzotti & Valle, 2020). Um ambiente desse tipo exacerba a restrição financeira por atrito financeiro, reduzindo a alocação de capital. Uma alocação ineficiente de capital pode levar à subestimação ou superestimação de capital. Enquanto o capital for avaliado incorretamente, o sentimento e o comportamento do investidor serão influenciados, ocasionando repercussões negativas no mercado (Zhang, 2019).

De forma geral, os impactos no longo prazo são mais elevados para a taxa de juros e de inflação, além da incerteza econômica que afeta o sentimento apenas dessa

forma. O impacto das variáveis sobre o sentimento nos diferentes horizontes temporais pode estar relacionado ao fato de os indivíduos terem informação limitada (Forgas, 1995), baixa experiência (Ottati & Isbell, 1996) ou baixa capacidade de processamento (Greifeneder & Bless, 2007), o que pode fazer com que esses impactos afetem o sentimento de forma gradual no curto e longo prazo. Outra possibilidade está relacionada à desatenção e à distração do investidor. De acordo com Vuchelen (2004), a incerteza econômica vivenciada pelos analistas é transmitida aos consumidores e investidores, especialmente quando a mídia de massa tende a destacar e reforçar as divergências entre as previsões futuras. Esse último caso tende a ter um efeito autorreforçador, já que as informações são incorporadas aos preços mais rapidamente quando cobertas com maior destaque na mídia (DellaVigna & Pollet, 2009).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo, foi verificado como os principais e mais relatados mecanismos de transmissão da incerteza econômica e da política monetária afetam o sentimento do investidor. A partir de um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas, constatou-se que os investidores são sensíveis a esses mecanismos de formas distintas no curto e longo prazo. Esse resultado está de acordo com os desenvolvimentos teóricos (Kurov, 2010; Silvia & Iqbal, 2011; Vuchelen, 2004) e com pesquisas empíricas e experimentais recentes (Cohen & Kudryavtsev, 2012; Menkhoff & Rebitzky, 2008; Zhang, 2019). Compreender essa relação é extremamente oportuno no Brasil, cujo mercado de ações é indiscutivelmente afetado pelo sentimento dos investidores (Lucchesi et al., 2015; Piccoli et al., 2018; Prates et al., 2019; Santana et al., 2020; Xavier & Machado, 2017; Yoshinaga & Castro, 2012).

A política monetária tem dois grandes objetivos: a estabilidade de preços e o crescimento econômico sustentável. No entanto, esses objetivos só podem ser alcançados pelos efeitos da política monetária nos mercados financeiros, incluindo os mercados acionários (Kurov, 2010). Além disso, choques de incerteza podem gerar impactos negativos tanto nas empresas, desmotivando investimentos e produção, quanto nas famílias, diminuindo a propensão ao consumo. Com base nos resultados obtidos, monitorar o sentimento do investidor em relação ao mercado pode sinalizar suas decisões financeiras, constituindo, assim, um indicador útil para antecipação dos rumos da economia brasileira.

A partir das relações encontradas, formuladores de políticas, governos e autoridades monetárias podem usar esses mecanismos para desenvolvimento de políticas

que objetivem restaurar o sentimento. Isso pode ser particularmente relevante em períodos de recessão, colapso ou crise, pois altos níveis de sentimento podem sinalizar recuperação econômica. Investidores devem considerar a incerteza econômica e a política monetária um sinal para alteração no seu portfólio de investimentos, não apenas por incidir na rentabilidade de suas aplicações, mas por afetar a dinâmica contábil e a restrição financeira das firmas, o que pode repercutir no mercado de ações.

Ainda que apenas uma pequena parcela da população brasileira seja, de fato, investidora, a circulação de informações econômicas e monetárias tem impacto determinante para a compreensão geral de seus efeitos decorrentes. Por isso, a ENEF (Decreto n. 10.393, de 9 de junho de 2020) pode mobilizar ações que elevem a compreensão das pessoas sobre a política monetária e seus efeitos econômicos, aumentando, assim, seu arcabouço informacional para tomada de decisões financeiras. Essas ações também podem contribuir para minimizar a distração e a desatenção dos investidores ante a incerteza econômica vivenciada pelos analistas e transmitida pelas mídias de massa (DellaVigna & Pollet, 2009).

Embora os resultados obtidos sejam consistentes teoricamente e com orientação prática, essa pesquisa tem limitações fundamentalmente vinculadas à escolha da *proxy* para sentimento do investidor. Pesquisas futuras podem explorar/criar outras medidas de sentimento. Outra limitação é decorrente das variáveis utilizadas para representar a política monetária. Embora as variáveis utilizadas sejam as mais relatadas pela literatura comportamental, essas podem representar condições econômicas maiores e, por isso, estudos futuros podem

explorar, em maior profundidade, a política monetária juntamente com outras variáveis macroeconômicas. Isso seria útil tanto para validação dos resultados aqui apresentados como para melhor compreensão dos efeitos do comportamento econômico geral sobre o sentimento dos investidores. É importante, ainda, destacar que a incipiência de trabalhos nesse fluxo de literatura pode

limitar a interpretação teórica das relações encontradas. Todavia, essa é, ainda, uma pesquisa inicial e, por isso, existe um campo promissor a ser explorado. Além da utilização de dados secundários, as abordagens experimentais podem contribuir de forma valiosa, pois ampliam o escopo de variáveis que podem ser consideradas determinantes para compreender essa relação.

REFERÊNCIAS

- Akaike, H. (1973). Maximum likelihood identification of gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, 60(2), 255-265. <https://doi.org/10.2307/2334537>
- Akerlof, G. A. (1970). The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488-500. <https://doi.org/10.2307/1879431>
- Akerlof, G. A., & Shiller, J. S. (2009). *Animal spirits: How human psychology drives the economy, and why it matters for global capitalism*. Princeton University Press.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2004). A catering theory of dividends. *The Journal of Finance*, 59(3), 1125-1165.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and cross-section of stock return. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00885.x>
- Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129-151. <https://doi.org/10.3386/w13189>
- Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343.
- Ben-David, I., Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2013). Managerial miscalibration. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4), 1547-1584. <https://doi.org/10.1093/qje/qjt023>
- Bergman, N. K., & Roychowdhury, S. (2008). Investor sentiment and corporate disclosure. *Journal of Accounting Research*, 46(5), 1057-1083. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2008.00305.x>
- Bernanke, B. S. (1983a). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106. <https://doi.org/10.2307/1885568>
- Bernanke, B. S. (1983b). Nonmonetary effects of the financial crisis in the propagation of the great depression. *The American Economic Review*, 73(3), 257-276.
- Brown, G., & Cliff, M. (2005). Investor sentiment and asset valuation. *The Journal of Business*, 78(2), 405-440. <https://doi.org/10.1086/427633>
- Brown, R., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), 149-192.
- Bulan, L., Mayer, C., & Somerville, C. T. (2009). Irreversible investment, real options, and competition: Evidence from real estate development. *Journal of Urban Economics*, 65(3), 237-251.
- Chaves, C., & Silva, A. (2018). Inflation and stock returns at B3. *Brazilian Review of Finance*, 16(4), 521-544. <https://doi.org/10.12660/rbfin.v16n4.2018.77295>
- Chhaochharia, V., Kim, D., Korniotis, G. M., & Kumar, A. (2019). Mood, firm behavior, and aggregate economic outcomes. *Journal of Financial Economics*, 132(2), 427-450. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.10.010>
- Cohen, G., & Kudryavtsev, A. (2012). Investor rationality and financial decisions. *Journal of Behavioral Finance*, 13(1), 11-16. <https://doi.org/10.1080/15427560.2012.653020>
- Daniel, K., Hirshleifer, D. A., & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under- and overreactions. *The Journal of Finance*, 53(6), 1839-1885. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00077>
- De Long, J., Shleifer, A., Summer, L., & Waldmann, R. (1990). Noise trader risk in financial markets. *The Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.
- Decreto n. 10.393. (2020, 9 de junho). Institui a nova Estratégia Nacional de Educação Financeira – ENEF e o Fórum Brasileiro de Educação Financeira – FBEF. http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2019-2022/2020/Decreto/D10393.htm
- Della Vigna, S., & Pollet, J. M. (2009). Investor inattention and Friday earnings announcements. *The Journal of Finance*, 64(2), 709-749. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01447.x>
- Dhaoui, A., & Bacha, S. (2017). Investor emotional biases and trading volume's asymmetric response: A non-linear ARDL approach tested in S&P500 stock market. *Cogent Economics & Finance*, 1(5), 1-13. <https://doi.org/10.1080/23322039.2016.1274225>
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Fajardo, J., & Dantas, M. (2018). Understanding the impact of severe hyperinflation experience on current household investment behavior. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 17, 60-67. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2017.12.008>
- Fernandes, C. A., Gonçalves, P., & Vieira, E. S. (2013). Does sentiment matter for stock market returns? Evidence from a small European market. *Journal of Behavioral Finance*, 14(4), 253-267. <https://doi.org/10.1080/15427560.2013.848867>
- Forgas, J. P. (1995). Mood and judgment: The affect infusion model (AIM). *Psychological Bulletin*, 117(1), 39-66.
- Franzotti, T. D., & Valle, M. R. (2020). The impact of crises on investments and financing of Brazilian companies: An approach in the context of financial constraints. *Brazilian Business Review*, 17(2), 233-252. <https://doi.org/10.15728/bbr.2020.17.2.6>

- Greifeneder, R., & Bless, H. (2007). Relying on accessible content versus accessibility experiences: The case of processing capacity. *Social Cognition*, 25(6), 853-881.
- Heiden, S., Klein, C., & Zwergel, B. (2013). Beyond fundamentals: Investor sentiment and exchange rate forecasting. *European Financial Management*, 19(3), 558-578. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2010.00593.x>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47(2), 263-291.
- Kumar, A., & Lee, C. (2006). Retail investor sentiment and return comovements. *The Journal of Finance*, 61(5), 2451-2486.
- Kurov, A. (2010). Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking & Finance*, 34(1), 139-149. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.07.010>
- Lee, C., Shleifer, A., & Thaler, R. (1991). Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. *Journal of Finance*, 46(1), 75-109.
- Lucchesi, E. P., Yoshinaga, C. E., & Castro, F. H., Jr. (2015). Disposition effects among Brazilian equity fund managers. *Revista de Administração de Empresas*, 55(1), 26-37. <https://doi.org/10.1590/S0034-759020150104>
- Malmendier, U., & Nagel, S. (2016). Learning from inflation experiences. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 53-87. <https://doi.org/10.1093/qje/qjv037>
- Marcet, A., & Nicolini, J. P. (2003). Recurrent hyperinflations and learning. *American Economic Review*, 93(5), 1476-1498. <https://doi.org/10.1257/00028280332265400>
- McLean, R. D., & Zhao, M. (2014). The business cycle, investor sentiment, and costly external finance. *The Journal of Finance*, 69(3), 1377-1409. <https://doi.org/10.1111/jofi.12047>
- Menkhoff, L., & Rebitzky, R. R. (2008). Investor sentiment in the US-dollar: Longer-term, non-linear orientation on PPP. *Journal of Empirical Finance*, 15(3), 455-467. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2007.09.001>
- Oliveira, F. N., & Costa, A. R. (2013). Os impactos das mudanças inesperadas da SELIC no mercado acionário brasileiro. *Brazilian Business Review*, 10(3), 54-84. <https://doi.org/10.15728/bbr.2013.10.3.3>
- Omar, J. D. (2008). Taxa de juros: comportamento, determinação e implicações para a economia brasileira. *Revista de Economia Contemporânea*, 12(3), 463-490. <https://doi.org/10.1590/S1415-98482008000300003>
- Ottati, V. C., & Isbell, L. M. (1996). Effects on mood during exposure to target information on subsequently reported judgments: An on-line model of misattribution and correction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(1), 39-53.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. In S. Strom, *Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (p. 371-413). Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(3), 335-346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Piccoli, P., Costa, N. C., Jr., Silva, W. V., & Cruz, J. A. (2018). Investor sentiment and the risk-return tradeoff in the Brazilian market. *Accounting & Finance*, 58(1), 599-618. <https://doi.org/10.1111/acfi.12342>
- Prates, W. R., Costa, N. A., Jr., & Santos, A. A. (2019). Efeito disposição: Propensão à venda de investidores individuais e institucionais. *Revista Brasileira de Economia*, 73(1), 97-119. <https://doi.org/10.5935/0034-7140.20190005>
- Ritter, J. R., & Welch, I. (2002). A review of IPO activity, pricing, and allocations. *The Journal of Finance*, 57(4), 1795-1828.
- Santana, C. V., Santos, L. P., Carvalho, C. V., Jr., & Martinez, A. L. (2020). Sentimento do investidor e gerenciamento de resultados no Brasil. *Revista de Contabilidade & Finanças*, 31(83), 283-301. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201909130>
- Serafini, D. G., & Sheng, H. H. (2011). O uso de derivativos da taxa de câmbio e o valor de mercado das empresas brasileiras listadas na Bovespa. *Revista de Administração Contemporânea*, 15(2), 283-303. <https://doi.org/10.1590/S1415-6552011000200008>
- Shiller, R. J. (1997). Why do people dislike inflation? In *Reducing inflation: Motivation and strategy* (pp. 13-70). University of Chicago Press.
- Shleifer, A., & Summers, L. (1990). The noise trader approach to finance. *Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 19-33. <https://doi.org/10.1257/jep.4.2.19>
- Simon, H. A. (1982). *Models of bounded rationality*. MIT Press.
- Simon, H. A. (1955). A behavioral model of rational choice. *Quarterly Journal of Economics*, 69(1), 99-118.
- Silvia, J., & Iqbal, A. (2011). Monetary policy, fiscal policy, and confidence. *International Journal of Economics and Finance*, 3(4), 22-35. <https://doi.org/10.5539/ijef.v3n4p22>
- Stiglitz, J. E. (1989). Markets, market failures, and development. *The American Economic Review*, 79(2), 197-203.
- Tran, T. L. (2014). Real options: Managerial flexibility and strategy in resource allocation. *Economic Record*, 90(1), 87-101.
- Trigeorgis, L. (1996). *Real options: Managerial flexibility and strategy in resource allocation*. The MIT Press.
- Vuchelen, J. (2004). Consumer sentiment and macroeconomic forecasts. *Journal of Economic Psychology*, 25(4), 493-506. [https://doi.org/10.1016/S0167-4870\(03\)00031-X](https://doi.org/10.1016/S0167-4870(03)00031-X)
- Xavier, G. C., & Machado, M. A. (2017). Anomalies and investor sentiment: Empirical evidences in the Brazilian market. *Brazilian Administration Review*, 14(3), 1-25. <https://doi.org/10.1590/1807-7692bar2017170028>
- Yoshinaga, C. E., & Castro, F. H., Jr. (2012). The relationship between market sentiment index and stock rates of return: A panel data analysis. *Brazilian Administration Review*, 9(2), 189-210. <https://doi.org/10.1590/S1807-76922012000200005>
- Zhang, B. (2019). Economic policy uncertainty and investor sentiment: Linear and nonlinear causality analysis. *Applied Economics Letters*, 26(15), 1264-1268. <https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1545073>