

Artigo Teórico-empírico

Expectativas, Incerteza Econômica e Sentimento

Expectations, Economic Uncertainty, and Sentiment



Douglas de Medeiros Franco*¹

RESUMO

Objetivo: o presente artigo pretende ajudar a desvendar se e como a incerteza econômica interage com a estrutura informacional do sentimento. **Métodos:** a estratégia empírica baseia-se em teste de causalidade não linear e não paramétrico para investigar a interação entre as variáveis enquanto distribuições. Este artigo constrói principalmente a partir da literatura sobre formação de expectativas. **Resultados:** foi encontrado que a incerteza com base na mídia (*ex-ante*) antecede o sentimento, no máximo, até o segundo momento de sua distribuição. Além disso, o sentimento ajuda a prever a estrutura informacional da incerteza dos fundamentos (*ex-post*) e momentos de ordem superior da incerteza *ex-ante*. **Conclusão:** sentimento pode ser considerado um canal para incerteza através do tom das expectativas e de expectativas errôneas. Medidas de incerteza *ex-ante* podem ainda ajudar a calibrar o cálculo racional custo-benefício da atenção ao atuar como indicador antecedente do maior valor da informação.

Palavras-chave: expectativas; incerteza econômica; sentimento; testes de causalidade não linear.

ABSTRACT

Objective: this article aims to help unravel if and how economic uncertainty interacts with the informational structure of sentiment. **Methods:** the empirical strategy is based on a non-linear and non-parametric causality test to investigate the interaction between variables as distributions. This article builds primarily on the literature on expectation formation. **Results:** it was found that uncertainty based on the media (*ex-ante*) precedes sentiment, at most, until the second moment of its distribution. In addition, sentiment helps predict the informational structure of fundamental uncertainty (*ex-post*) and higher order moments of *ex-ante* uncertainty. **Conclusion:** sentiment can be considered a channel for uncertainty through the tone of expectations and erroneous expectations. *Ex-ante* uncertainty measures can also help calibrate the rational cost-benefit calculation of attention by acting as a leading indicator of the increasing value of information.

Keywords: expectations; economic uncertainty; sentiment; causality tests.

* Autor Correspondente.

1. Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, PB, Brasil.

Como citar: Franco, D. M. (2022). Expectativas, incerteza econômica e sentimento. *Revista de Administração Contemporânea*, 26(5), e210029. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2022210029>

Publicado em Early Access: 10 de Janeiro, 2022.
Designado a essa edição: 04 de Abril, 2022.

Classificação JEL: D8, D91, G14.

Editores-chefes: Wesley Mendes-da-Silva (Fundação Getúlio Vargas, EAESP, Brasil)
Marcelo de Souza Bispo (Universidade Federal da Paraíba, PPGA, Brasil)
Editoras Convidadas: Cristiana Cerqueira Leal (Universidade do Minho, Portugal)
Benilde Oliveira (Universidade do Minho, Portugal)
Ines Branco-Illedo (University of Stirling, Reino Unido)
María Luisa Esteban Salvador (Universidad de Zaragoza, Espanha)
Pareceristas: Tiago Wickstrom Alves (Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Brasil)
Bolívar Godinho de Oliveira Filho (Universidade Federal de São Paulo, Brasil)
Dois indivíduos revisores não autorizaram a divulgação de suas identidades.

Relatório de Revisão por Pares: O Relatório de Revisão por Pares estará disponível após a atribuição a uma edição.

Recebido: 18/01/2021

Última versão recebida em: 01/11/2021

Aceite em: 22/11/2021

de revisores convidados até a decisão:

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1ª rodada	(X)		(X)	(X)		(X)		(X)	(X)		(X)	
2ª rodada				(X)	(X)	(X)	(X)	(X)	(X)	(X)	(X)	(X)

INTRODUÇÃO

O sentimento é definido como o tom otimista ou pessimista das expectativas, capaz de impactar produção, consumo, investimento, inflação e os preços das ações, em parte, sem base em fundamentos econômicos. Nesse caso, quando o sentimento não tem lastro nos fatos, as expectativas revelam-se errôneas. Portanto, sentimento é considerado uma variável de natureza expectacional (*ex-ante*) e composta, formada por um componente racional e outro irracional (Barsky & Sims, 2012; Lahiri & Zhao, 2016; Nowzohour & Stracca, 2020; Verma & Soydemir, 2009).

Sabe-se ainda que o processo de formação de expectativas ocorre em grande parte como reação às informações (*news*) (Friedman, 1979; Pearce & Roley, 1985), mas o ruído informacional (*noise*) também afeta as expectativas (Chahrour & Jurado, 2018; Nowzohour & Stracca, 2020). A maior dificuldade em distinguir informação de ruído constitui um possível mecanismo pelo qual a incerteza econômica produz expectativas errôneas e decisões ineficientes (Banerjee & Green, 2015; Black, 1986; Daniel, Hirshleifer, & Teoh, 2002; Daniel, Hirshleifer, & Subrahmanyam, 2001; Kahneman & Tversky, 1973; 1982; Kumar, 2009; Nowzohour & Stracca, 2020).

Além disso, literatura seminal relacionada à abordagem de heurísticas e vieses considera situações de incerteza como um fator que desencadela irracionalidade na formação de expectativas (Black, 1986; Kahneman & Tversky, 1973; 1979; 1982; Kahneman, 2003; Keynes, 1936; Tversky & Kahneman, 1974). Para Kahneman e Tversky (1973; 1979) e Black (1986), a incerteza estaria intimamente associada a ruído e irracionalidade na formação das expectativas. Não obstante, são raras as pesquisas empíricas que buscam elucidar explicitamente a relação entre incerteza e sentimento, de forma que essa relação permanece teoricamente e empiricamente obscura (Baker, Bloom, & Davis, 2016).

Por sua vez, a incerteza econômica é definida como situações nas quais, para um dado conjunto de linhas de ação, a probabilidade de que determinados resultados ocorram é desconhecida. Sob incerteza, traçar cenários futuros é possível, porém não é possível estimar as probabilidades de realização destes cenários (Knight, 1921). De fato, não se sabe exatamente qual medida mais se aproxima do verdadeiro processo gerador latente correspondente à incerteza econômica. Entretanto, assim como no caso do sentimento, algumas *proxies* têm sido desenvolvidas permitindo novos testes empíricos (Baker et al., 2016; Jurado, Ludvigson, & Ng, 2015), como no presente artigo.

É possível verificar que a agenda de pesquisa sobre sentimento mantém-se ativa, empenhada em desenvolver a compreensão da sua estrutura informacional, seus determinantes, efeitos e a construção de novas medidas (Alti & Tetlock, 2014; Kaplanski & Levy, 2017; Shen, Yu, & Zhao, 2017; Sibley, Wang, Xing, & Zhang, 2016).

O presente artigo tem como objetivo ajudar a esclarecer ‘se’ e ‘como’ o sentimento pode ser considerado mais um dos canais pelos quais a incerteza pode impactar os mercados. Através de uma abordagem empírica, trata explicitamente da relação entre incerteza e sentimento a partir de medidas de incerteza e sentimento para o Brasil. O objetivo proposto implica ainda a identificação de possível mecanismo para a ‘correção’ das expectativas errôneas.

A presente investigação também sugere a possível extração de *proxies* para o componente irracional do sentimento a partir de medidas de incerteza com conteúdo informacional relacionado a expectativas. Nesse contexto, torna-se plausível falar-se em construção de medidas para ruído, no sentido de Black (1986) – medida ainda não existente na literatura empírica. Empreendeu-se ainda um esforço para identificar as medidas para sentimento e incerteza mais adequadas para estudos empíricos na economia brasileira.

A partir dos resultados, é possível apontar um novo olhar sobre a utilidade prática dos indicadores de incerteza econômica *ex-ante*, visto que podem sinalizar o momento de obtenção de ganhos com a alocação de maior atenção às informações. Isso porque maior atenção pode empurrar (*nudging*) a formação de expectativas em direção à racionalidade, de forma a promover a eficiência nas decisões (Gigerenzer & Gaissmaier, 2011; Löfgren & Nordblom, 2020; Sims, 2003). Dessa forma, medidas de incerteza podem ajudar a calibrar o cálculo racional custo-benefício sobre obtenção de informação. Os achados aqui obtidos contribuem ainda para a literatura sobre princípios comportamentais e arquitetura das decisões (*nudging and choice architecture*).

Em suma, este artigo inova por (a) tratar de forma explícita as relações dinâmicas entre as estruturas informacionais da incerteza e do sentimento, bem como a interpretação econômica dessas relações; (b) atribuir uma nova função para as medidas de incerteza econômica *ex-ante*; e (c) apontar um possível caminho para a construção de medidas para ruído, no sentido de Black (1986), até o momento inexistentes na literatura e capazes de proporcionar novos testes, em especial para modelos de sentimento e *nudging*.

Para investigar a existência de relações causais dinâmicas entre incerteza e sentimento foram empregados os testes de causalidade não linear e não paramétrico

desenvolvidos por [Diks e Panchenko \(2005; 2006\)](#) e, de forma complementar, a estratégia empírica de testes em três passos, sugerida por [Bekiros e Diks \(2008a; 2008b\)](#). Os procedimentos metodológicos adotados permitiram evidenciar relações de causalidade de Granger envolvendo momentos de ordem superior das distribuições, o que revela a estrutura informacional das variáveis ([Bekiros & Diks, 2008a; 2008b; Shefrin, 2008](#)).

Além desta introdução, a seção seguinte realiza um levantamento da literatura relevante; a terceira seção expõe os procedimentos empíricos; a quarta seção reporta e discute os resultados da análise empírica; por fim, as considerações finais destacam os achados e suas implicações.

REVISÃO DA LITERATURA

Relação entre incerteza e sentimento

O processo de formação de expectativas e tomada de decisão dos agentes econômicos (consumidores, empresários, governos, especialistas e investidores de risco) depende do conjunto de informações disponível e da reação às informações. No entanto, para as expectativas e decisões serem consideradas racionais (e eficientes), o tomador de decisão precisa ter uma compreensão completa do ‘verdadeiro’ modelo econômico, acompanhar constantemente as últimas informações, e processar de forma eficiente estas informações ([Friedman, 1979; Pearce & Roley, 1985](#)).

Comumente, os agentes obtêm uma visão da economia a partir das notícias da mídia, de forma que a mídia influencia fortemente a formação e atualização de expectativas ([Alti & Tetlock, 2014; Carroll, 2003; Doms & Morin, 2004; Friedman, 1979; Pearce & Roley, 1985; Rambaccussing & Kwiatkowski, 2020; Tetlock, 2007](#)).

De forma intuitiva, as expectativas dos agentes podem ser representadas segundo a teoria das probabilidades e funções densidade de probabilidades. [Haddow, Hare, Hooley e Shakir \(2013\)](#) sugerem que o resultado percebido como mais provável é representado pelo primeiro momento da distribuição, associado ao nível de confiança dos agentes econômicos. A dispersão dos resultados percebidos pelos agentes como mais prováveis (segundo momento) está relacionada à incerteza.

Saliente-se que choques na incerteza raramente estariam dissociados de choques nos outros momentos da distribuição, principalmente durante crises ([Haddow, Hare, Hooley, & Shakir, 2013; Ilut & Schneider, 2014](#)). Mais precisamente, incerteza é definida como a incapacidade de preverem-se probabilidades associadas a certos eventos ([Keynes, 1936; Knight, 1921](#)).

É comum, ainda, distinguir-se incerteza de risco, em que risco consiste no conhecimento da distribuição de probabilidades de certos eventos, embora não se saiba o que acontecerá efetivamente ([Knight, 1921](#)). De acordo com [Rossi, Sekhposyany e Souprez \(2018\)](#), depois da crise financeira global de 2007/2008 a incerteza manteve-se em níveis elevados e passou a ser mais importante do que o risco, conforme mensurado pela volatilidade realizada.

Diante da incerteza, prevê-se teoricamente que os agentes econômicos seguem uma função utilidade esperada tipo maxmin (maximizam dentre os piores resultados esperados), ou seja, formam expectativas levando em conta o pior cenário possível. Os agentes tendem a tornarem-se mais avessos à incerteza e pessimistas à medida que a incerteza aumenta e, como resultado, tendem a sobre-reagir às más notícias e sub-reagir às boas notícias ([Bird & Yeung, 2012; Gilboa & Schmeidler, 1989](#)).

A aversão à incerteza também implica que o pessimista acredita que as más notícias são mais persistentes do que as boas notícias. Isso porque os agentes podem observar o verdadeiro estado da economia, mas não conhecem as verdadeiras probabilidades de transição entre regime de crescimento e regime de contração na atividade econômica. Sendo assim, a persistência do estado de expansão seria percebida de forma pessimista, o que resulta em expectativas distorcidas em direção a baixas taxas de crescimento da economia ([Caskey, 2009; Cecchetti, Lam, & Mark, 2000](#)).

Para o mercado de capitais, [Dicks e Fulghieri \(2021\)](#) preveem teoricamente que a aversão à incerteza causará (endogenamente) flutuações nas expectativas entre pessimismo e otimismo. Isso ocorre diante da inovação, que é um fator de formação de expectativas, a qual, por natureza, é caracterizada pelo conhecimento limitado sobre as distribuições de probabilidades para sucesso dos investimentos.

Os referidos autores utilizam uma abordagem racional para o sentimento, que passa a depender da incerteza dos fundamentos econômicos: quanto mais difusas as ondas de inovação, permitindo diversificar os investimentos em ações de empresas inovadoras, maior o otimismo. Segundo essa teoria, momentos otimistas (*hot markets*) estariam associados a avaliações elevadas e maior atividade de IPOs, fusões e aquisições envolvendo empresas de tecnologia.

A literatura teórica e empírica sobre ciclos de negócios documenta vários canais pelos quais a incerteza impacta os mercados, de forma anticíclica ([Bloom, 2014](#)). Pelo ‘efeito opções reais’, investimentos e contratações, de difícil reversão, são postergados pelas empresas, as quais passam a aguardar a chegada de informações para resolver incertezas ([Bernanke, 1983; Bloom, 2009; Pindyck, 1991](#)). O ‘efeito prêmio de risco’ é responsável por reduzir o investimento e

o consumo após elevação no prêmio de risco exigido para novos financiamentos (Bansal & Yaron, 2004; Liu & Miao, 2015). O ‘efeito poupança precaucionária’ gera adiamento do consumo em função de temores sobre a renda futura (Bansal & Yaron, 2004; Bloom, 2014). Estes canais de incerteza estão relacionados a percepções e expectativas que causam decisões de proteção, consistentes com a racionalidade.

Entretanto, pelo que se sabe, não há pesquisas indicando o sentimento como um possível canal para incerteza. Todavia, em trabalho seminal, Black (1986) associa incerteza a ruído e *animal spirits* – termo usado por Keynes (1936) para referir-se a aspectos psicológicos que afetam as decisões –, os quais são apontados como responsáveis por instabilidade e formação de bolhas nos mercados. Esse autor apontou ainda a abordagem de heurísticas e vieses como explicação para a relação entre incerteza e o componente irracional do sentimento.

Todavia, a incerteza afeta outros aspectos das expectativas, não necessariamente pessimistas. Birru e Young (2020) argumentam que, na ausência de probabilidades a serem atribuídas a potenciais resultados, os tomadores de decisão terão menos fundamentos sobre os quais basearem suas decisões. Apontam que a literatura relacionada à abordagem comportamental da tomada de decisão detalha desvios sistemáticos da racionalidade sob condições de incerteza.

Como consequência, quando uma tarefa específica, como a realização de previsões, tem um caráter vago e premissas ambíguas, os agentes tendem a seguir padrões e estereótipos em lugar de despender maiores esforços em obter e processar informações (Griffin & Tversky, 1992; Kahneman & Tversky, 1973; Kahneman, 2003). Evidências experimentais apontam que investidores excessivamente confiantes podem exibir comportamento inconsistente com a aversão à incerteza e julgamentos mais subjetivos e sujeitos a erro (Birru & Young, 2020; Heath & Tversky, 1991; Olsen & Troughton, 2000).

Foi observado 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 (Griffin & Tversky, 1992; Lichtenstein, Fischhoff, & Phillips, 1982). Além disso, especialistas conscientes de seu *know-how* em certo campo podem tornar-se excessivamente confiantes, subestimando a variância de suas previsões (viés de calibração) (Barber & Odean, 2001).

Os vieses de excesso de confiança e calibração podem também aparecer combinados com o conservadorismo cognitivo sobre sinais novos e precisos. Bloomfield, Libby e Nelson (2000) encontraram que 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, independentemente de seu real valor. Tais atitudes podem refletir-se no mercado de ações como sobre-reação a informações não confiáveis e sub-reação a sinais precisos e claros.

Com base em modelos com *noise traders*, Daniel, Hirshleifer e Subrahmanyam (2001) e Kumar (2009) obtiveram que a maior incerteza relacionada a um grupo de ações prevê efeitos mais intensos da irracionalidade do investidor. Baker e Wurgler (2006; 2007) e Stambaugh, Yu e Yuan (2012) demonstram que a irracionalidade do investidor afeta mais as ações com maior incerteza em sua avaliação, como as ações com menor tempo de listagem em bolsa, empresas de baixa capitalização e com maior volatilidade em seus retornos.

Para a economia como um todo, Barsky e Sims (2012) decompuseram as inovações no sentimento do consumidor em um componente relacionado a *animal spirits* e outro relacionado às informações recebidas pelo consumidor e verificaram que os níveis futuros da atividade econômica refletem principalmente o componente informação. Porém, Chahrouh e Jurado (2018) demonstraram que a literatura sobre ciclo de negócios tem subestimado a importância de flutuações no ciclo de negócios causadas por expectativas não explicadas por mudanças reais nos fundamentos econômicos.

Como visto, define-se o tom otimista ou pessimista das expectativas como sentimento, em parte sem base em fundamentos. Não obstante, sentimento é mais bem definido como uma distribuição e sua estrutura informacional. Shefrin (2008) sugere que se deve levar em conta ainda o segundo momento (desvio-padrão) da distribuição, relacionado à percepção de risco; o terceiro momento (assimetria), o qual capta preocupações sobre a queda da atividade econômica e recessões, mesmo em momentos de otimismo; e o quarto momento (curtose), associado à atribuição de probabilidades elevadas para ocorrência de eventos extremos, como, por exemplo, a quebra da bolsa.

Além dos efeitos de vieses e heurísticas, Rossi et al. (2018) apontam outros dois mecanismos de transmissão do sentimento para os mercados: profecias autorrealizáveis e informação e ruído (*news and noise*). Sentimento pode não só descrever perspectivas futuras sobre os desdobramentos na economia, mas também determinar estes desdobramentos, pois influenciam as decisões dos investimentos no presente. Portanto, o sentimento pode gerar ‘profecias autorrealizáveis’, com efeitos permanentes, se justificado pelos fatos, ou temporários, caso contrário (Barsky & Sims,

2012; Chahrour & Jurado, 2018; Lahiri & Zhao, 2016; Lemmon & Portniaguina, 2006; Nowzohour & Stracca, 2020; Verma & Soydemir, 2009).

Blanchard, L’Huillier e Lorenzoni (2013) e Banerjee e Green (2015) verificaram que os tomadores de decisão resolvem um problema de extração de sinal, isto é, não distinguem com facilidade entre informação ou ruído. Os agentes recebem continuamente informações a serem utilizadas na formação de expectativas, as quais podem revelar-se informação de fato ou apenas ruído. Baseados nessas informações, esses agentes escolhem os gastos e, dada a rigidez nominal de preços, os gastos afetam a produção e os preços no curto prazo. Os autores verificaram que se *ex-post* a informação for efetiva, a economia se ajusta gradualmente ao novo nível de atividade. Mas, revelando-se apenas ruído, a atividade e preços retornam ao seu estado inicial.

O componente irracional do sentimento consiste, portanto, em erros ou expectativas errôneas, envolvendo todos os referidos momentos estatísticos de sua distribuição (Shefrin, 2008), podendo ser definido como expectativas errôneas, não completamente justificadas pelos fundamentos econômicos e com efeitos reversíveis no curto prazo (Baker & Wurgler, 2006; Black, 1986; Nowzohour & Stracca, 2020).

Mesmo a mídia, um importante elemento da estrutura informacional da economia, pode induzir expectativas errôneas (Chahrour & Jurado, 2018). Doms e Morin (2004) encontraram que o sentimento do consumidor responde ao tom e volume das notícias econômicas reportadas na mídia. Além disso, segundo modelo proposto por Gennaioli, Shleifer e Vishner (2015), o viés de representatividade induz os agentes a superestimar a probabilidade de resultados que são relativamente mais prováveis à luz dos dados recentemente observados na mídia.

Consistente com o comportamento racional, Gorodnichenko (2008) mostrou que a aquisição de informação pode crescer endogenamente logo após a ocorrência de um choque agregado. Nessas situações, diante da elevação da incerteza sobre o estado corrente da economia, os agentes perceberiam como vantajoso empregar mais recursos para obter informações, reduzindo a incerteza.

Diante da incerteza, agentes com atenção limitada (e limites à racionalidade) deparam-se com situações onde a otimização das escolhas demanda considerável esforço. Para reduzir ou evitar esse esforço, os indivíduos passam a depender de intuição ou hábito, o que pode levar a erros (Gigerenzer & Gaissmaier, 2011; Löfgren & Nordblom, 2020). Nessas situações, Löfgren e Nordblom (2020) sugerem que intervenções não mandatórias na estrutura das escolhas, de forma a ‘empurrar’ as expectativas em direção

à racionalidade (também conhecidas como *nudges*), seriam eficazes.

Uma melhor compreensão da forma pela qual os agentes formam suas expectativas requer levar-se em conta que os tomadores de decisão escolhem seu grau de atenção a partir de uma análise custo-benefício: serão alocados mais atenção e esforço analítico se o custo da obtenção de mais informação for mais do que compensado pelo benefício esperado (Gigerenzer & Gaissmaier, 2011; Gorodnichenko, 2008; Löfgren & Nordblom, 2020; Sims, 2003).

Outra questão importante a ser considerada na análise da relação entre incerteza e sentimento diz respeito a não linearidades. Estas podem surgir a partir de quebras estruturais (Hiemstra & Jones, 1994); variação no padrão de reação ao fluxo de informações (Bird & Yeung, 2012; Ross, 1989); bolhas com expectativas autorrealizáveis (Blanchard & Watson, 1982; Chahrour & Jurado, 2018); políticas monetárias não lineares (Flood & Isard, 1989); e a atuação de *noise traders* (Black, 1986; Francis, Mougoué, & Panchenko, 2010; Long, Shleifer, Summers, & Waldmann, 1990). Para a incerteza no Brasil, a volatilidade elevada pode gerar não linearidades na série (Ferreira, Oliveira, Lima, & Barros, 2017), assim como a persistência de choques de diferentes sinais pode ter impacto diferente sobre a própria incerteza (Souza, Zobot, & Caetano, 2019).

Medidas para incerteza e para sentimento

Em períodos de incerteza econômica elevada, a dispersão nas expectativas aumenta (Haddow et al., 2013; Scotti, 2016), fica mais difícil prever cenários econômicos (Jurado et al., 2015), e a incerteza torna-se tema recorrente na mídia (Baker et al., 2016).

Jurado, Ludvigson e Ng (2015) sugeriram uma medida de incerteza dos fundamentos aderente à noção teórica de incerteza knightiana com o objetivo de mensurar a imprevisibilidade dos cenários econômicos. A medida foi construída a partir de um conjunto de indicadores econômicos representativos dos fundamentos econômicos. Formalmente, a incerteza de uma variável econômica foi definida segundo a identidade expressa na Equação 1:

$$Inc_{jt}^y(h) \equiv \sqrt{E \left[(y_{jt+h} - E[y_{jt+h} | \mathbb{I}_t])^2 | \mathbb{I}_t \right]} \quad (1)$$

com $j = 1, \dots, N_y$. O termo $E[y_{jt+h} | \mathbb{I}_t]$ denota as previsões h períodos à frente dos indicadores econômicos, condicionais ao conjunto de informações disponível. Já a notação y_{jt+h} refere-se aos valores dos indicadores efetivamente realizados para o período previsto. $Inc_{jt}^y(h)$ corresponde à volatilidade estocástica dos erros de previsão (componente imprevisível

de cada série y). A partir dessa definição, os autores obtiveram uma medida de incerteza econômica a partir da agregação das incertezas individuais Inc_{jt}^y .

Baker, Bloom e Davis (2016) desenvolveram uma medida de incerteza baseada na frequência de termos relacionados à incerteza econômica ou da política econômica em um grupo de jornais, conforme a Equação 2:

$$P_{k,t} = \frac{I_{k,t}}{T_{k,t}} \quad (2)$$

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 com termos relacionados à incerteza econômica.

Kahneman e Tversky (1982) observam que o aumento da incerteza percebida pelos agentes implica o aumento da probabilidade de expressão em linguagem natural de termos relacionados à incerteza percebida. Portanto, a medida de incerteza baseada na mídia também estaria apta a refletir o grau de incerteza percebida subjetivamente pelos agentes econômicos.

Rossi et al. (2018), ao investigarem a dinâmica das expectativas sobre inflação, obtiveram que medidas de incerteza *ex-ante* são apropriadas para capturar aspectos do processo de formação de expectativas. Por sua vez, medidas *ex-post* são apropriadas para balizar a política econômica, de forma que as medidas mais efetivas para reduzir a incerteza da inflação são aquelas que impactam a incerteza *ex-post*. Os autores identificaram que a medida de incerteza proposta por Baker et al. (2016) é determinada mais pela incerteza *ex-ante*, enquanto a medida proposta por Jurado et al. (2015) é afetada pela incerteza *ex-post*.

A literatura documenta que durante recessões os indicadores de sentimento do consumidor são meticulosamente observados, uma vez que qualquer mudança significativa ou a falta dela é considerada um sinal muito valioso informando sobre ponto de inflexão próximo ou prolongamento de estados de depressão na atividade econômica (Vuchelen, 2004).

As *proxies* para sentimento, compostas por um componente explicado pelos fundamentos econômicos e outro ortogonal aos fundamentos, refletem aspectos comportamentais dos agentes econômicos. Indicadores de confiança do consumidor, construídos com base em dados de questionário, a partir de uma amostra de respondentes, são frequentemente empregados em pesquisas empíricas e ajudam a prever tanto variáveis do ciclo de negócio como os retornos das ações (Baker & Wurgler, 2006; Barsky & Sims, 2012; Bird & Yeung, 2012; Chahrour & Jurado, 2018; Lahiri & Zhao, 2016; Lemmon & Portniaguina,

2006; Nowzohour & Stracca, 2020; Qiu & Welch, 2006; Stambaugh, Yu, & Yuan, 2012; Verma & Soydemir, 2009). Para o Brasil, Graminho (2015), após ortogonalizar ICC para variáveis macroeconômicas, confirmou a existência de um componente do sentimento relacionado a *animal spirits*.

Mas a literatura documenta outras metodologias de construção de *proxies* para sentimento. Para uma medida de sentimento do investidor diretamente obtida no mercado de ações, Baker e Wurgler (2006) empregaram o primeiro componente principal de um conjunto de *proxies* até então consolidadas na literatura em finanças, em especial a quantidade de IPOs. Vale destacar que no Brasil há consideráveis restrições para obtenção de uma versão do índice de sentimento de Baker e Wurgler (2006). A ausência de dados similares aos estadunidenses utilizados na medida original e séries históricas curtas têm sido as principais restrições (Yoshinaga & Castro, 2012).

Rambaccussing e Kwiatkowski (2020) mapearam as notícias da mídia, de caráter qualitativo, como as opiniões de especialistas, em índices de sentimento em bases quantitativas, capazes de prever com sucesso a atividade econômica e o retorno das ações. Afirmam que uma potencial explicação para o sucesso das previsões obtidas deve-se ao fato de que as notícias da mídia trazem conteúdo informacional relacionado a 'profecias autorrealizáveis', especialmente no caso de bolhas especulativas, corridas a bancos e crises financeiras.

A literatura sobre construção de medidas para sentimento do investidor destaca que para desvendar a natureza do sentimento é necessário identificar seus determinantes. Sibley, Wang, Xing e Zhang (2016) constataram que 65% do poder explicativo do índice de sentimento do investidor de Baker e Wurgler (2006; 2007) é determinado por variáveis macroeconômicas. Lahiri e Zhao (2016) analisaram o conteúdo informacional do sentimento do consumidor e identificaram como importantes determinantes a percepção das notícias econômicas recentes, a percepção dos consumidores sobre o desempenho da política econômica e as expectativas dos consumidores sobre o nível de emprego e da inflação.

Nesse contexto, são praticamente inexistentes trabalhos empíricos que explorem a hipótese de que a incerteza econômica opere como um determinante do sentimento. Contudo, algumas pesquisas tangenciam esse problema. Bird e Yeung (2012) verificaram que sentimento elevado prevalente no início do período pode atenuar o efeito da incerteza econômica; nesse caso, os agentes podem sobre-reagir a boas notícias mesmo com incerteza elevada, o que desafia a hipótese de aversão à incerteza.

Birru e Young (2020) evidenciaram adicionalmente que o poder preditivo do sentimento em relação ao retorno

das ações aumenta em períodos de incerteza elevada (associados aos quintis superiores da distribuição histórica dos retornos). Argumentam que a incerteza elevada está associada a avaliações mais subjetivas e sujeitas a erros em relação aos ativos.

Como visto, a literatura sugere que variações na incerteza repercutem nos demais momentos de uma função densidade de probabilidade que representa as expectativas, mas não esclarece de forma explícita ‘como’ isso ocorre (Haddow et al., 2013; Shefrin, 2008). O presente artigo contribui para suprir essa lacuna a partir da investigação empírica envolvendo *proxies* para incerteza econômica e sentimento. Em seguida, será exposta a metodologia empregada na presente investigação.

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Para atingir o objetivo proposto, foram implementados testes de causalidade linear paramétrico, desenvolvidos por Granger (1969), e o teste não linear não paramétrico proposto por Diks e Panchenko (2006), doravante teste D-P. Este teste tem como vantagem sua robustez a quebras estruturais e possuir comparabilidade com a definição de causalidade de Granger (Bekiros, Gupta, & Kyei, 2016; Diks & Panchenko, 2006).

Dados e variáveis

Foram utilizados dados em frequência mensal para o período 2002/02-2019/12, período em que a maioria das séries estudadas está disponível. As medidas para incerteza foram selecionadas segundo sua natureza, uma *ex-post* e outra *ex-ante*, bem como sua aceitação na literatura.

No primeiro caso, foi replicada a medida de incerteza fundamental sugerida por Jurado et al. (2015), doravante abreviada por INC. Foi utilizado um conjunto de indicadores econômicos representativos dos fundamentos econômicos, \mathbb{I}_t , englobando produto, preços, consumo, construção civil, moeda e crédito, câmbio e mercado de capitais (não reportado; disponível sob solicitação).

No segundo caso, foram utilizados: (a) incerteza da política econômica baseada na mídia (EPU) para o Brasil, com metodologia desenvolvida por Baker et al. (2016) (disponível em www.policyuncertainty.com recuperado em 15 de dezembro, 2019); e (b) componente mídia do indicador de incerteza econômica IIE-BR, computado pelo Instituto Brasileiro de Economia (IBRE/FGV), aqui denotado por IEM.

A principal diferença na construção de EPU e IEM consiste na quantidade de mídias incluídas na base de dados. A variável IEM foi construída a partir dos jornais

Valor Econômico, *Folha de São Paulo*, *O Globo*, *Estado de São Paulo* e *Correio Brasiliense*, bem como os canais de mídias digitais dos referidos jornais. EPU foi construída somente a partir da base de dados do jornal *Folha de São Paulo* (Ferreira et al., 2017).

É importante observar que EPU é sensível a vieses, ênfases e perspectivas da única mídia empregada na sua construção, o que gera oscilações em EPU mais intensas em relação a IEM. No caso de IEM, o maior número de mídias utilizadas promove neutralidade e oscilações mais suaves por meio da contraposição de contrários.

A medida para sentimento utilizada foi o índice de confiança do consumidor (ICC), construída a partir de dados de questionário. Uma importante vantagem é que sua estrutura informacional capta diretamente aspectos do processo de formação de expectativas. Empregou-se ICC^{FGV} , publicado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e ICC^{FEC} , publicado pela Federação do Comércio de São Paulo (Fecomércio). Há algumas diferenças que merecem registro: (a) ICC^{FGV} começou a ser computada em 2005, enquanto ICC^{FEC} iniciou em 2000; e (b) ICC^{FEC} envolve respondentes de apenas uma capital, São Paulo, e ICC^{FGV} é mais abrangente, envolvendo várias capitais, obtendo-se maior representatividade macroeconômica.

Devido à disponibilidade de séries históricas relativamente curtas, as análises não puderam ser segmentadas, o que constitui uma limitação para a presente investigação.

Teste de causalidade linear e paramétrico

Para a hipótese nula de que a variável X_t não causa Y_t , no sentido de Granger (1969), a equação do teste de causalidade de Granger tradicional pode ser escrita como

$$Y_t = \gamma + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde γ é uma constante, p e q são a extensão das defasagens suficientes para tornar o termo de distúrbio, ε , um ruído branco e t é o tempo. A hipótese nula implica que $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$.

Saliente-se que causalidade no sentido de Granger não deve ser interpretada como causalidade no seu sentido estrito, mas como a antecedência temporal de uma variável X em relação à variável Y , onde X ajuda a prever Y .

Testes de causalidade não linear e não paramétrico

Diks e Panchenko (2006) desenvolveram um método não paramétrico usado para testar a relação de causalidade não linear entre duas séries temporais estacionárias, compatível com a definição de causalidade de Granger, o qual pode ser descrito como segue:

Assuma-se que $\{X_t, Y_t, t \geq 1\}$ são duas séries temporais estritamente estacionárias, $\{X_t\}$ causa Granger estritamente $\{Y_t\}$ se os valores passados e correntes de X contiverem informação adicional sobre os valores futuros de Y , os quais não estão contidos nos valores presentes e passados de Y_t .

Considerem-se, ainda, os vetores de defasagens $X_t^{\ell_X} = (X_{t-\ell_X+1}, \dots, X_t)$ e $Y_t^{\ell_Y} = (Y_{t-\ell_Y+1}, \dots, Y_t)$, ($\ell_X, \ell_Y \geq 1$). A hipótese nula de que as observações passadas de $X_t^{\ell_X}$ não contêm informação útil para Y_{t+1} pode ser descrita pela Equação 4:

$$H_0 : Y_{t+1} | (X_t^{\ell_X}; Y_t^{\ell_Y}) \approx Y_{t+1} | Y_t^{\ell_Y} \quad (4)$$

onde \approx denota a equivalência em distribuição. Para duas séries temporais estritamente estacionárias, a Equação 4 considerará, na verdade, a distribuição no vetor de dimensão $(\ell_X + \ell_Y + 1)$, $W_t = (X_t, Y_t, Z_t)$, onde $Z_t = Y_{t+1}$. A distribuição de W_t será invariante sob a nula. Exclui-se o índice temporal e assume-se $\ell_X = \ell_Y = 1$. Então, sob a hipótese nula, a distribuição condicional de Z , dada por $(X, Y) = (x, y)$ é equivalente à distribuição condicional de Z , dada por $Y = y$. Na Equação 4, a densidade de distribuição de probabilidade conjunta $f_{X,Y,Z}(x, y, z)$ e sua marginal deve satisfazer a seguinte equação:

$$\frac{f_{X,Y,Z}(x,y,z)}{f_Y(y)} = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} \cdot \frac{f_{Y,Z}(y,z)}{f_Y(y)} \quad (5)$$

A Equação 5 implica que X e Z são condicionalmente independentes em relação a $Y = y$, para cada valor fixo de y . Então, a hipótese nula formulada por Diks e Panchenko (2006) implica a seguinte equação:

$$q = E[f_{X,Y,Z}(X, Y, Z)f_Y(Y) - f_{X,Y}(X, Y)f_{Y,Z}(Y, Z)] = 0 \quad (6)$$

Segue que $\hat{f}_W(W_i)$ denota um estimador de densidade local de um vetor aleatório W em W_i e na dimensão d_W , definido por:

$$\hat{f}_W(W_i) = \frac{(2\varepsilon_n)^{-d_W}}{n-1} \sum_{j \neq i} I_{ij}^W \quad (7)$$

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

$$T_n(\varepsilon_n) = \frac{n-1}{n(n-2)} \sum_i (\hat{f}_{X,Y,Z}(X_i, Y_i, Z_i) \hat{f}_Y(Y_i) - \hat{f}_{X,Y}(X_i, Y_i) \hat{f}_{Y,Z}(Y_i, Z_i)) \quad (8)$$

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

$$\sqrt{n} \frac{(T_n(\varepsilon_n) - q)}{S_n} \xrightarrow{d} N(0, 1) \quad (9)$$

onde \xrightarrow{d} denota convergência em distribuição e S_n é um estimador da variância assintótica σ^2 de T_n . Logo, a estatística T_{n,ε_n} terá uma distribuição normal padrão como sua distribuição limite.

Teste D-P em três passos e a estrutura informacional

Como um complemento ao teste D-P, Bekiros e Diks (2008a; 2008b) propuseram um procedimento de filtragem em três passos. Esse procedimento permite realizar inferências sobre causalidade envolvendo outros momentos das distribuições das variáveis, o que permite analisar a estrutura informacional do sentimento, como sugere Shefrin (2008). Se uma relação de causalidade Granger não linear estatisticamente significativa persistir até o terceiro passo, será possível inferir que a relação envolve momentos de ordem superior. Se a relação de antecedência for estatisticamente significativa em todos os passos, a relação de causalidade de Granger incluirá toda a estrutura de informação.

No primeiro passo do procedimento são analisadas a relação causal linear e a não linear a partir dos dados brutos (não filtrados) das variáveis. O segundo passo consiste em filtrar os dados, retirando sua estrutura linear através de modelos de vetores autorregressivos, VAR(p), bivariados, com p defasagens, como especificado nas Equações 10.1 e 10.2. Esse modelo leva em conta valores defasados da própria variável e valores atuais e defasados da outra variável. Em seguida, o teste D-B é repetido para os resíduos, u_{xt} e u_{yt} , os quais representam séries ortogonais às relações lineares entre as variáveis x e y .

$$X_t = \beta_{x0} + \beta_{x1}X_{t-1} + \dots + \beta_{xk}X_{t-k} + \alpha_{x1}Y_{t-1} + \dots + \alpha_{xk}Y_{t-k} + u_{xt} \quad (10.1)$$

$$Y_t = \beta_{y0} + \beta_{y1}Y_{t-1} + \dots + \beta_{yk}Y_{t-k} + \alpha_{y1}X_{t-1} + \dots + \alpha_{yk}X_{t-k} + u_{yt} \quad (10.2)$$

No terceiro passo, filtram-se os dados por meio de modelos autorregressivos de heterocedasticidade condicional generalizados, GARCH(p, q), com p defasagens para o quadrado do erro e q defasagens para variância condicional. Esse modelo capta os efeitos da variância na dependência temporal das séries (enquanto o modelo VAR foca apenas na média). Em seguida, os resíduos foram utilizados como inputs para novamente implementar o teste D-P.

Especificamente, foi empregada uma extensão do modelo GARCH(1,1) sensível a assimetrias na dependência temporal dos choques. Ocorre assimetria quando choques de diferentes sinais (+ ou -) e/ou magnitudes impactam diferentemente o padrão de dependência de uma série temporal (Souza et al., 2019). Os padrões de dependência refletem comportamentos humanos, de forma que assimetrias podem surgir, por exemplo, porque os agentes sobre-reagem às más notícias (Bird & Yeung, 2012; Lahiri & Zhao, 2016). Assim, foi empregado o modelo Glosten, Jagannathan e Runkle (1993), abreviado como GJR-GARCH(p, q), capaz de captar assimetria em qualquer direção. O modelo GJR-GARCH altera a especificação da função variância condicional do modelo GARCH tradicional:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma u_{t-1} I_{t-1} \quad (11)$$

onde σ_t^2 é a variância condicional no período seguinte. O termo de assimetria, γ , será positivo caso ocorram respostas assimétricas aos choques $u_{t-1} \cdot I_{t-1} = 1$ se $u_{t-1} < 0$ e $I_{t-1} = 0$ se $u_{t-1} > 0$. Por fim, neste terceiro passo, os resíduos obtidos através da estimação da Equação 11, para cada série, são novamente submetidos ao teste D-P.

ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os testes D-P utilizaram as séries históricas para sentimento em primeira diferença, dadas suas não estacionariedades. As séries para incerteza mostraram-se estacionárias. A Tabela 1 reporta os resultados para os testes de estacionariedade. Foram testadas as variáveis: incerteza com base na mídia, ou *ex-ante* (EPU, IEM), incerteza dos fundamentos, ou *ex-post* (INC) e sentimento (ICC^{FGV}, ICC^{FEC}).

A Figura 1 traz a matriz de correlação. No topo, foram reportados os valores (absolutos) das correlações. Na parte inferior, os gráficos de dispersão bivariados, com a linha ajustada. Na diagonal, as distribuições empíricas.

Tabela 1. Testes para raiz unitária.

	Período 09/2005-12/2017				
	EPU	IEM	ICC ^{FEC}	ICC ^{FGV}	INC
Apenas intercepto: ADF	4,0303**	4,7181***	1,9316	1,6410	5,7213***
Tendência e intercepto: ADF	7,6448***	5,5951***	1,8775	2,0828	5,6044***

Nota. Esta tabela reporta os resultados dos testes de estacionariedade em nível. A hipótese nula do teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) é a existência de raiz unitária (Dickey & Fuller, 1981). A defasagem ótima foi escolhida pelo critério de informação de Schwarz (SIC). Os asteriscos *, ** e *** denotam a rejeição da hipótese nula aos níveis de significância 10%, 5% e 1%, respectivamente.

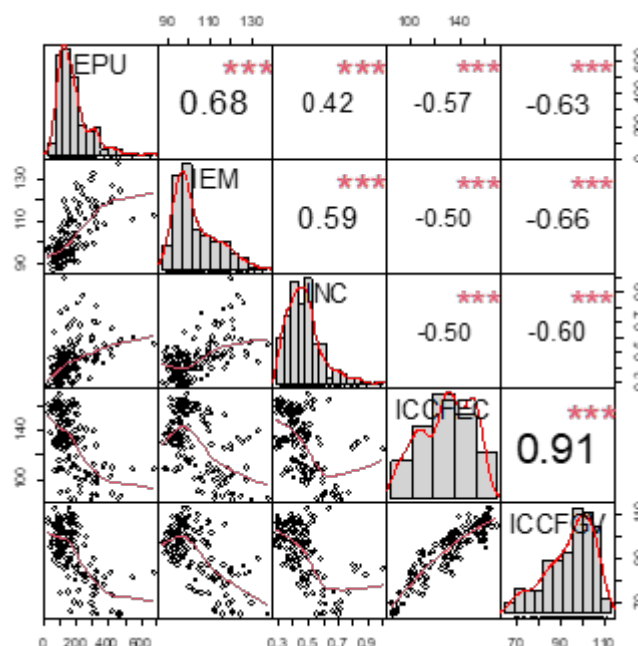


Figura 1. Correlações entre as variáveis para incerteza e sentimento.

Período 09/2005-12/2017. $\leq 1\%$ (***), $\leq 5\%$ (**), $\leq 10\%$ (*). Fonte: Elaboração própria.

É interessante perceber nos gráficos de dispersão mudanças de sinal na relação a partir de certos valores-limite; é o caso de $\text{cor}(\text{IEM}, \text{INC})$, $\text{cor}(\text{IEM}, \text{ICC}^{\text{FGV}})$ e $\text{cor}(\text{INC}, \text{ICC}^{\text{FGV}})$, indicando não linearidades, consistente com a literatura (Bird & Yeung, 2012; Chahrouh & Jurado, 2018; Francis et al., 2010).

Na diagonal, é possível perceber que medidas para incerteza e sentimento apresentam assimetrias em suas distribuições, com padrões opostos, onde todas as medidas para incerteza são assimétricas à direita.

Incerteza dos fundamentos (*ex-post*) e sentimento

Inicialmente, uma inspeção visual na Figura 2 permite uma noção da trajetória histórica das séries estudadas. As linhas verticais indicam pontos no tempo nos quais alguns eventos de incerteza relevantes ocorreram. A proxy para incerteza dos fundamentos, INC, mostra-se capaz de capturar os efeitos na imprevisibilidade da economia a partir dos eventos de incerteza. Na maior parte do tempo, o sentimento (ICC^{FGV}) segue trajetória oposta, consistente com a hipótese de aversão à incerteza.

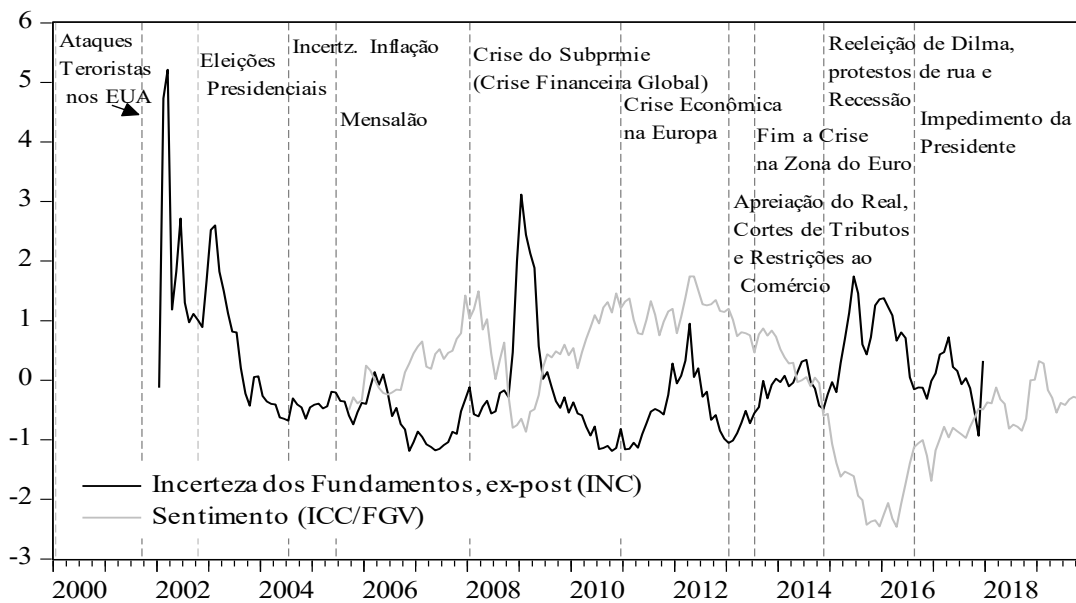


Figura 2. Incerteza dos fundamentos e sentimento no Brasil.

Dados padronizados. Fonte: Elaboração própria.

Os resultados para os testes de causalidade foram reportados nas Tabelas 2 a 4. A estatística T_{n,ϵ_n} , com o tamanho da defasagem de ordem 1 a 3, isto é, $\ell_x = \ell_y = 1, 2$ ou 3 , e largura de banda ϵ_n , teve o tamanho ótimo $\epsilon_n = 1,78$, definido em função do tamanho da amostra. Como convenção, seguindo a literatura, (***) e (**) serão interpretados como relações fortes, enquanto (*) significa uma relação de causalidade significativa, mas fraca. A significância das relações foi reportada para o número de *lags* em que apareceu pela primeira vez relação de causalidade estatisticamente significativa.

Na Tabela 2 foram reportados os resultados dos testes de causalidade linear e não linear para a série da incerteza econômica *ex-post* (INC), com base nos fundamentos, \mathbb{I}_t , e sentimento, aproximado por versões do índice de confiança do consumidor (ICC^{FGV} e ICC^{FEC}). Para os testes

de causalidade lineares o período de análise foi 11/2008-12/2017, considerando a existência de quebra estrutural para as séries em 11/2008. Para a relação $\text{INC} \rightarrow \text{ICC}^{\text{FGV}}$ (lê-se “INC causa no sentido de Granger ICC^{FGV} ”) foi utilizado o período 10/2005-12/2017 para o teste não linear, considerando que os testes não lineares e não paramétricos são robustos a quebras estruturais. Para $\text{INC} \rightarrow \text{ICC}^{\text{FEC}}$, o teste não linear compreendeu o período 02/2002-12/2017.

Da Tabela 2 depreende-se a existência da relação $\text{ICC}^{\text{FGV}} \rightarrow \text{INC}$. O fato de essa relação persistir nos testes de causalidade não linear em todos os três passos significa que ICC^{FGV} possui poder preditivo em relação à INC envolvendo momentos de ordem superior, isto é, toda a estrutura informacional do sentimento antecede a incerteza *ex-post* (Bekiros & Diks, 2008a; 2008b; Diks & Panchenko, 2006; Shefrin, 2008).

Tabela 2. Testes de causalidade linear e não linear: INC e ICC.

Pares		Causalidade linear		Causalidade não linear e não paramétrica					
X:	Y:	Dados brutos		Dados brutos		VAR		GJR-GARCH	
		$X \rightarrow Y$	$Y \rightarrow X$	$X \rightarrow Y$	$Y \rightarrow X$	$X \rightarrow Y$	$Y \rightarrow X$	$X \rightarrow Y$	$Y \rightarrow X$
INC	ICC ^{FGV} (2)		***		**		*		*
INC	ICC ^{FEC} (1)	***							

Nota. $X \rightarrow Y$ (X não causa Granger Y) é a hipótese nula. Significância estatística: $\leq 1\%$ (***), $\leq 5\%$ (**), $\leq 10\%$ (*). Fonte: Elaboração própria.

Para analisar esses resultados, considere-se inicialmente que (a) INC corresponde aos componentes não previsíveis agregados, obtidos a partir de grande número de indicadores econômicos, \mathbb{I}_t , usados como preditores (Jurado et al., 2015) e que (b) parte do sentimento é determinado pelos fundamentos (Chahrour & Jurado, 2018; Graminho, 2015; Lahiri & Zhao, 2016; Verma & Soydemir, 2009), incluídos em \mathbb{I}_t . Assim, consistente com a literatura, o sentimento (ICC^{FGV}) possui conteúdo informacional não contido nos fundamentos (Cecchetti et al., 2000; Chahrour & Jurado, 2018; Nowzohour & Stracca, 2020), bem como nos valores defasados de INC, capaz de antecipar a incerteza econômica *ex-post*.

Os achados reportados na Tabela 2 são consistentes ainda com Blanchard et al. (2013) e Chahrour e Jurado (2018), os quais afirmam que tanto o componente racional quanto o componente irracional das expectativas impactam a economia no curto prazo.

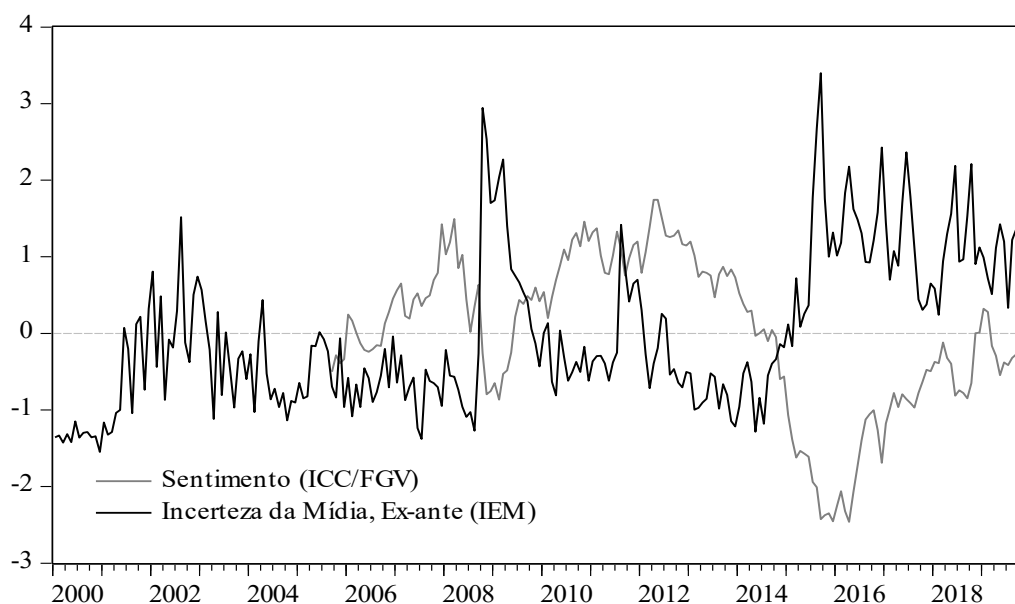
Portanto, o sentimento pode ajudar a prever a incerteza econômica fundamental dois meses à frente. Numa interpretação econômica, o nível de otimismo (média), percepção de risco (variância), preocupações com a desaceleração da atividade econômica (assimetria) e

atribuição de probabilidades elevadas para eventos extremos (curtose), bem como expectativas errôneas correspondentes a cada um desses momentos da distribuição de ICC^{FGV}, antecedem mudanças em INC (Bekiros & Diks, 2008a; 2008b; Shefrin, 2008). O mesmo não ocorre com ICC^{FEC}, o que pode ser explicado pelo fato de que ICC^{FEC} captura as percepções e expectativas de um grupo mais restrito de respondentes (São Paulo), enquanto INC tem maior riqueza informacional e maior representatividade econômica.

Incerteza com base na média (*ex-ante*) e sentimento

A Figura 3 exibe as trajetórias temporais da incerteza econômica *ex-ante*, medida por IEM, e do sentimento, medido por ICC^{FGV}. Essas são as medidas economicamente mais significativas, como justificado a seguir. Ambas as séries apresentam persistência menor do que o indicador de incerteza dos fundamentos visto na Figura 2, o que demonstra serem susceptíveis a forças de mais curto prazo.

Os resultados dos testes de causalidade linear e não linear entre as medidas de incerteza econômica *ex-ante* – IEM e EPU – e sentimento – ICC^{FGV} e ICC^{FEC} – para o período 11/2008-06/2019 foram resumidos na Tabela 3.

**Figura 3.** Incerteza com base na média e sentimento no Brasil.

Dados padronizados. Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3. Testes de causalidade linear e não linear: EPU, IEM e ICC.

Pares		Causalidade linear		Causalidade não linear e não paramétrica					
X:	Y:	Dados brutos		Dados brutos		VAR		GJR-GARCH	
		$X \rightarrow Y$	$Y \rightarrow X$	$X \rightarrow Y$	$Y \rightarrow X$	$X \rightarrow Y$	$Y \rightarrow X$	$X \rightarrow Y$	$Y \rightarrow X$
EPU	ICC ^{FGV} (3)				*	*		*	
EPU	ICC ^{FEC} (2)			*			*		*
IEM	ICC ^{FGV} (2)	***	**	*			**		**
IEM	ICC ^{FEC} (2)	*		**					

Nota. $X \nrightarrow Y$ (X não causa Granger Y) é a hipótese nula. Significância estatística: 1% (***), 5% (**), 10% (*). Fonte: Elaboração própria.

A relação $ICC^{FGV} \rightarrow EPU$ ocorre de forma não linear e fraca, mas, após filtragem dos dados pelo modelo VAR bivariado, emergiu a relação $EPU \rightarrow ICC^{FGV}$ de forma estritamente não linear e fraca. Logo, EPU apresenta poder preditivo para momentos de ordem superior de ICC^{FGV} e, seguindo Shefrin (2008), numa interpretação econômica, é possível que EPU ajude a prever mudanças na percepção de risco, preocupações com a reversão do estado da atividade e expectativas sobre a ocorrência de eventos extremos.

Quando ICC^{FGV} é substituída por ICC^{FEC} na análise acontece o contrário, o sentimento passa a anteceder a incerteza envolvendo apenas momentos de ordem superior, de forma estritamente não linear e fraca. Contudo, chama a atenção o fato de esse mesmo padrão de causalidade repetir-se na relação entre IEM e ICC^{FGV} , quando é revelada uma relação estritamente não linear e forte.

É importante perceber que esses dois últimos resultados assemelham-se ao observado na Tabela 2, para INC e ICC^{FGV} . Uma explicação plausível para o padrão apresentado consiste na homogeneidade em representatividade das variáveis. Dessa forma, é possível concluir (a) que a não homogeneidade das medidas de sentimento e incerteza enfraquece a significância estatística; e que (b) ICC^{FGV} (IEM) é informacionalmente superior a ICC^{FEC} (EPU).

Em suma, quando há homogeneidade em representatividade entre as variáveis, tornam-se mais claras as relações ‘sentimento \rightarrow incerteza *ex-post*’, para toda a estrutura informacional, e ‘sentimento \rightarrow incerteza *ex-ante*’, para momentos de ordem superior. Economicamente, mudanças na percepção de risco, preocupações com a reversão do estado da atividade, mesmo em momentos de otimismo, e probabilidades elevadas sobre a ocorrência de eventos extremos antecedem a incerteza.

A literatura indica que a incerteza também pode ser representada por funções densidade de probabilidade (Rossi, Sekhposyany, & Souprez, 2018), sendo plausível concluir que ICC^{FGV} e ICC^{FEC} possuem informação capaz de antecipar variações nos momentos de ordem superior da medida para percepção de incerteza.

É possível verificar outro padrão recorrente na Tabela 3. As relações $IEM \rightarrow ICC^{FGV}$ e $IEM \rightarrow ICC^{FEC}$ ocorrem de forma linear e não linear. Destaque-se que (a) a relação de causalidade de Granger linear $IEM \rightarrow ICC^{FGV}$ é significativamente mais forte, em que pese a homogeneidade em representatividade entre elas; e (b) a relação $IEM \rightarrow ICC^{FGV}$ não sobrevive ao segundo e ao terceiro passo do procedimento de filtragem dos dados, mostrando que IEM ajuda a prever o nível de otimismo e percepção de risco (inclusive sem base em fundamentos). Admite-se ainda, segundo a literatura, a interpretação de que a incerteza dos agentes ajuda a explicar o valor da informação, uma função direta da incerteza (Sims, 2003).

Além de IEM e ICC^{FGV} estarem no mesmo nível de agregação, leve-se em conta, conforme Rossi et al. (2018), que medidas de incerteza *ex-ante* são mais apropriadas para compreender aspectos da formação das expectativas. Assim, IEM e ICC^{FGV} mostram-se *proxies* adequadas para o estudo da relação entre incerteza e sentimento porque ambas possuem natureza expectacional.

Não menos importante, observou-se a dupla causalidade linear entre IEM e ICC^{FGV} na segunda defasagem, consistente com uma possível sobreposição de informação (Baker et al., 2016; Haddow et al., 2013). Porém, a dupla causalidade desaparece em defasagens maiores (não reportado).

Relação entre as medidas de incerteza econômica

Dada a diferença na construção das medidas para incerteza aqui empregadas, convém aprofundar a análise considerando agora a relação entre elas. Esta subseção pode ser considerada ainda um teste de robustez quanto a dois aspectos: distinção entre suas estruturas informacionais e confirmação ou refutação empírica da natureza expectacional (*ex-ante*) das medidas de incerteza baseadas na mídia. Inicialmente, convém uma inspeção visual das medidas para incerteza (homogêneas em representatividade), conforme Figura 4.

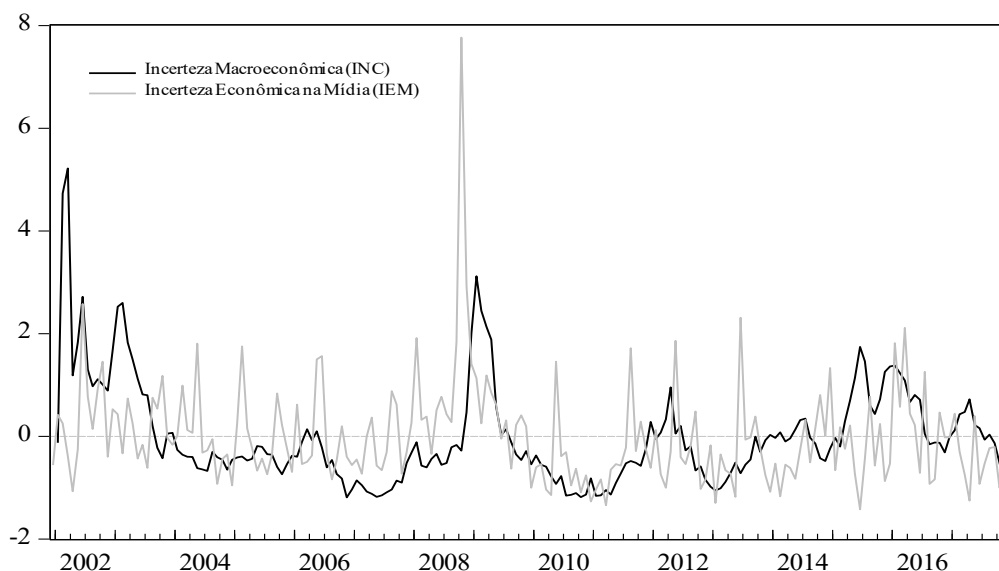


Figura 4. Incerteza dos fundamentos, *ex-post* e sentimento no Brasil.
Dados padronizados. Fonte: Elaboração própria.

INC está mais fortemente relacionada com valores defasados de IEM, o que corrobora a natureza *ex-ante* de IEM. Vê-se que a medida *ex-ante* possui uma dinâmica de mais curto prazo; nesse sentido, IEM tem persistência baixa (0,35) em relação à INC (0,83).

Como reportado na Tabela 4, alguns padrões revelam-se proeminentes: (a) há dupla causalidade na relação

entre as variáveis EPU e IEM (indicando sobreposição de informação) em toda sua estrutura de informação. Também é clara a antecedência significativamente mais forte de IEM, o que pode ser atribuído à sua maior riqueza informacional; e (b) há antecedência das medidas construídas com base na mídia (EPU e IEM) sobre a incerteza dos fundamentos (INC), em toda sua estrutura de informação, o que evidencia a natureza expectacional das primeiras.

Tabela 4. Testes de não causalidade linear e não linear para as medidas de incerteza econômica.

Pares	Causalidade linear	Causalidade não linear e não paramétrica							
		Dados brutos		Dados brutos		VAR		GJR-GARCH	
X:	Y:	X → Y	Y → X	X → Y	Y → X	X → Y	Y → X	X → Y	Y → X
EPU	IEM(1)		**	*	***	*	*	*	*
EPU	INC(2)	**	**	*	*	**		**	
IEM	INC(1)	**	***	*		*		*	

Nota. $X \rightarrow Y$ (X não causa Granger Y) é a hipótese nula. Significância estatística: 1% (***), 5% (**), 10% (*). Fonte: Elaboração própria.

A antecedência das medidas *ex-ante* em relação às *ex-post*, o que é esperado, evidencia, na verdade, não só sua natureza de expectativas, mas outra faceta dos efeitos reais das expectativas, onde medidas *ex-ante* ajudam a resolver parte da incerteza *ex-post* (Chahrour & Jurado, 2018).

A literatura (Black, 1986; Kahneman & Tversky, 1982) e os resultados aqui obtidos sugerem que há outra implicação prática: elevações nas medidas de incerteza *ex-ante* indicam maior probabilidade da ocorrência de expectativas e decisões errôneas, bem como resultados indesejados. IEM e EPU podem indicar quando o custo com um maior

sacrifício na obtenção de informação poderá ser mais do que compensado pelo benefício obtido (Gorodnichenko, 2008; Löfgren & Nordblom, 2020).

Logo, é possível concluir que IEM e EPU podem dar um ‘empurrãozinho’ em direção à formação de expectativas racionais na medida em que ajude os agentes desatentos a calibrarem o cálculo racional da relação custo-benefício da atenção diante da percepção de incerteza (Gorodnichenko, 2008; Kahneman & Tversky, 1982; Löfgren & Nordblom, 2020; Sims, 2003).

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados encontrados apontam que a incerteza econômica, quantificada a partir da mídia, consiste em um determinante econômico para sentimento. Observou-se que sentimento atua como canal para incerteza, na medida em que impacta a formação de expectativas. Logo, parte do poder preditivo das medidas de sentimento pode ser atribuído à incerteza *ex-ante*.

Destacadamente, os testes paramétricos e não paramétricos mostraram que a incerteza, medida por IEM, antecede informacionalmente o sentimento (ICC^{FGV} e ICC^{FEC}), embora a significância tenha desvanecido após aplicação do filtro linear (VAR). Esse fato implica que essa relação de causalidade de Granger ocorre no âmbito do primeiro e, no máximo, do segundo momento, ou seja, envolve aspectos relacionados ao grau de otimismo e percepção de risco, nem sempre com base em fundamentos.

Considerando que parte da incerteza percebida *ex-ante* não é confirmada pelos fundamentos *ex-post* e que notícias da mídia trazem opiniões subjetivas, sujeitas a erros, é plausível esperar que as medidas de incerteza com base na mídia estão também intimamente relacionadas a ruído (Black, 1986; Doms & Morin, 2004; Kaplanski & Levy, 2017). Por definição, o ruído, no sentido de Black (1986), é constituído por conteúdo informacional relacionado tanto a incerteza quanto a sentimento. Assim, é possível que medidas para ruído possam ser extraídas de IEM e EPU.

Como se espera, medidas para ruído são úteis para testar modelos de sentimento ou *noise traders* no mercado de capitais. Futuras pesquisas podem empenhar-se ainda em métodos para expurgar (ortogonalizar) os fundamentos econômicos, extraindo os componentes das *proxies* mais sensíveis a aspectos subjetivos e erros para a construção de uma medida para ruído.

A inserção dessas variáveis em modelos preditivos, inclusive versões expurgadas dos fundamentos, pode gerar melhores previsões, considerando que séries históricas como preços das ações, investimento, demanda, inflação, confiança do consumidor e dos empresários, *inter alia*, são manifestações do comportamento humano (Rambaccussing & Kwiatkowski, 2020).

Melhores previsões e estimação de parâmetros ajudam a reduzir erros na administração financeira, proporcionando, por exemplo, melhores decisões de investimento, com precificação de ativos mais precisa (Baker & Wurgler, 2007; 2012), e decisões quanto à proporção de ativos líquidos a serem mantidos pelas empresas frente à inflação esperada (Kumar, 2020).

Outra importante implicação prática dos achados aqui obtidos consiste no fato de que medidas para incerteza baseadas na mídia podem ser utilizadas como indicador do grau de informaticidade das informações públicas. Ou seja, informam o momento para alocar maior atenção e esforço na obtenção de informação relevante pelos agentes, com a vantagem de que esse tipo de nudge, por acionar um pensamento racional e deliberativo, é bem aceito pelas pessoas (Sunstein, 2016). Portanto, contribui para a literatura sobre *nudge and choice architecture*.

Especificamente, o custo da desatenção, que ocorre em função de resultados indesejados de expectativas e decisões errôneas, é influenciado por dois efeitos: (a) ruído informacional: maior incerteza implica maior ruído, bem como maior dificuldade em separar ruído de informação; e (b) efeito irracionalidade (ou efeito desatenção): incerteza elevada está associada ao maior peso de heurísticas e vieses no processo de formação de expectativas e decisões. Portanto, mudanças na incerteza *ex-ante* podem aumentar a probabilidade de erros na formação de expectativas e decisões. Nesse contexto, o valor da informação aumenta.

Assim, indicadores de incerteza *ex-ante* podem atuar como sinal para adequação do esforço e atenção na obtenção de informação pelos consumidores, investidores, empresas e *policy makers*. O ajuste de percepção do valor da informação ajudaria a calibrar a relação custo-benefício do esforço para obter e processar informação (Sims, 2003). Logo, os referidos indicadores podem atuar como *nudges*, promovendo maior racionalidade no processo de formação de expectativas e tomada de decisões.

Por fim, o presente artigo contribui ainda para a literatura sobre *nudge and choice architecture* de forma que medidas de incerteza *ex-ante* ou ruído podem atuar como variáveis de controle, visto que há maior eficácia de *nudges* quando as pessoas estão mais sujeitas à desatenção ou à irracionalidade (Löfgren & Nordblom, 2020).

REFERÊNCIAS

Alti, A., & Tetlock, P. C. (2014). Biased beliefs, asset prices, and investment: A structural approach. *The Journal of Finance*, 69(1), 325-361. <https://doi.org/10.1111/jofi.12089>

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>

- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *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/10.1257/jep.21.2.129>
- Baker, M., & Wurgler, J. (2012). Comovement and predictability relationships between bonds and the cross-section of stocks. *The Review of Asset Pricing Studies*, 2(1), 57-87. <https://doi.org/10.1093/rapstu/ras002>
- Banerjee, S., & Green, B. (2015). Signal or noise? Uncertainty and learning about whether other traders are informed. *Journal of Financial Economics*, 117(2), 398-423. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2015.05.003>
- Bansal, R., & Yaron, A. (2004). Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles. *The Journal of Finance*, 59(4), 1481-1509. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00670.x>
- Barber, B. M., & Odean, T. (2001). Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 261-292. <https://doi.org/10.1162/003355301556400>
- Barsky, R. B., & Sims, E. R. (2012). Information, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence. *American Economic Review*, 102(4), 1343-1377. <https://doi.org/10.1257/aer.102.4.1343>
- Bekiros, S. D., & Diks, C. (2008a). The nonlinear dynamic relationship of exchange rates: Parametric and nonparametric causality testing. *Journal of Macroeconomics*, 30(4), 1641-1650. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2008.04.001>
- Bekiros, S. D., & Diks, C. (2008b). The relationship between crude oil spot and futures prices: Cointegration, linear and nonlinear causality. *Energy Economics*, 30(5), 2673-2685. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.03.006>
- Bekiros, S., Gupta, R., & Kyei, C. (2016). On economic uncertainty, stock market predictability and nonlinear spillover effects. *The North American Journal of Economics and Finance*, 36(C), 184-191. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2016.01.003>
- Bernanke, B. S. (1983). Non-monetary effects of the financial crisis in the propagation of the great depression. *The American Economic Review*, 73(3), 257-276. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1808111>
- Bird, R., & Yeung, D. (2012). How do investors react under uncertainty? *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(2), 310-327. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2011.10.001>
- Birru, J., & Young, T. (2020). Sentiment and uncertainty [Working paper n. 2020-03-010]. *Ohio State University, Fisher College of Business*, Columbus, Ohio, USA. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3601933>
- Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, 41(3), 528-543. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb04513.x>
- Blanchard, O. J., L'Huillier, J-P., & Lorenzoni, G. (2013). News, noise, and fluctuations: An empirical exploration. *American Economic Review*, 103(7), 3045-3070. <https://doi.org/10.1257/aer.103.7.3045>
- Blanchard, O. J., & Watson, M. W. (1982). Bubbles, rational expectations and financial markets [Working Paper n. 945]. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA, USA. <https://doi.org/10.3386/w0945>
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-176. <https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153>
- Bloomfield, R., Libby, R., & Nelson, M. (2000). Underreactions, overreactions and moderated confidence. *Journal of Financial Markets*, 3(2), 113-137. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(00\)00003-3](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(00)00003-3)
- Carroll, C. D. (2003). Macroeconomic expectations of households and professional forecasters. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 269-298. <https://doi.org/10.1162/00335530360535207>
- Caskey, J. A. (2009). Information in equity markets with ambiguity averse investors. *Review of Financial Studies*, 22(9), 3595-3627. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn062>
- Cecchetti, S., Lam, P., & Mark, N. (2000). Asset pricing with distorted beliefs: Are equity returns too good to be true? *American Economic Review*, 90(4), 787-805. <https://doi.org/10.1257/aer.90.4.787>
- Chahrour, R., & Jurado, K. (2018). News or noise? The missing link. *American Economic Review*, 108(7), 1702-1736. <https://doi.org/10.1257/aer.20170792>
- Daniel, K. D., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (2001). Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset pricing. *The Journal of Finance*, 56(3), 921-965. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00350>
- Daniel, K. D., Hirshleifer, D., & Teoh, S. H. (2002). Investor psychology in capital markets: Evidence and policy implications. *Journal of Monetary Economics*, 49(1), 139-209. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00091-5](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00091-5)
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Dicks, D., & Fulghieri, P. (2021). Uncertainty, investor sentiment, and innovation. *The Review of Financial Studies*, 34(3), 1236-1279. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhaa065>
- Diks, C., & Panchenko, V. (2005). A note on the Hiemstra-Jones test for Granger noncausality. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(2). <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1234>
- Diks, C., & Panchenko, V. (2006). A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(9-10), 1647-1669. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2005.08.008>
- Doms, M., & Morin, N. (2004). Consumer sentiment, the economy, and the news media [Working Paper n. 2004-51]. *Federal Reserve Bank of San Francisco*, San Francisco, USA. Retrieved from <https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2004/200451/200451pap.pdf>

- Ferreira, P. C., Oliveira, I. C. L., Lima, L. F., & Barros, A. C. S. (2017). Medindo a incerteza econômica no Brasil [Working Paper]. *Fundação Getúlio Vargas*, Rio de Janeiro, RJ, Brazil. Retrieved from <https://hdl.handle.net/10438/29318>
- Flood, R. P., & Isard, P. (1989). Monetary policy strategies. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 36(3), 612–632. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/3867049?origin=pubexport>
- Francis, B. B., Mougoué, M., & Panchenko, V. (2010). Is there a symmetric nonlinear causal relationship between large and small firms? *Journal of Empirical Finance*, 17(1), 23–38. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2009.08.003>
- Friedman, B. M. (1979). Optimal expectations and the extreme information assumptions of 'rational expectations' macromodels. *Journal of Monetary Economics*, 5(1), 23–41. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(79\)90022-9](https://doi.org/10.1016/0304-3932(79)90022-9)
- Gennaioli, N., Shleifer, A., & Vishner, S. (2015). Neglected risks: The psychology of financial crises. *American Economic Review*, 105(5), 310–314. <https://doi.org/10.1257/aer.p20151091>
- Gigerenzer, D., & Gaissmaier, W. (2011). Heuristic decision making. *Annual Review of Psychology*, 62, 451–482. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-120709-145346>
- Gilboa, I., & Schmeidler, D. (1989). Maxmin expected utility with non-unique prior. *Journal of Mathematical Economics*, 18(2), 141–153. [https://doi.org/10.1016/0304-4068\(89\)90018-9](https://doi.org/10.1016/0304-4068(89)90018-9)
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779–1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Gorodnichenko, Y. (2008). Endogenous information, menu costs and inflation persistence [Working Paper n. 14184]. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA, USA. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w14184>
- Graminho, F. M. (2015). *Sentimento e macroeconomia: Uma análise dos índices de confiança no Brasil* [Working paper n. 408]. *Banco Central do Brasil*, Brasília, DF, Brazil. Retrieved from <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps408.pdf>
- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Griffin, D., & Tversky, A. (1992). The weighing of evidence and the determinants of confidence. *Cognitive Psychology*, 24(3), 411–435. [https://doi.org/10.1016/0010-0285\(92\)90013-R](https://doi.org/10.1016/0010-0285(92)90013-R)
- Haddow, A., Hare, C., Hooley, J., & Shakir, T. (2013). Macroeconomic uncertainty: What is it, how can we measure it and why does it matter? *Bank of England Quarterly Bulletin*, 53(2), 100–109. Retrieved from <https://econpapers.repec.org/article/boeqbullt/0101.htm>
- Heath, C., & Tversky, A. (1991). Preferences and beliefs: Ambiguity and competence in choice under uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 4(1), 5–28. <https://doi.org/10.1007/BF00057884>
- Hiemstra, C., & Jones, J. D. (1994). Testing for linear and nonlinear granger causality in the stock price-volume relation. *The Journal of Finance*, 49(5), 1639–1664. <https://doi.org/10.2307/2329266>
- Ilut, C. L., & Schneider, M. (2014). Ambiguous business cycles. *American Economic Review*, 104(8), 2368–2399. <https://doi.org/10.1257/aer.104.8.2368>
- Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177–1216. <https://doi.org/10.1257/aer.20131193>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1973). On the psychology of prediction. *Psychological Review*, 80(4), 237–251. <https://doi.org/10.1037/h0034747>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47(2), 263–292. <https://doi.org/10.2307/1914185>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1982). Variants of uncertainty. *Cognition*, 11(2), 143–157. [https://doi.org/10.1016/0010-0277\(82\)90023-3](https://doi.org/10.1016/0010-0277(82)90023-3)
- Kahneman, D. (2003). Maps of bounded rationality: Psychology for behavioral economics. *American Economic Review*, 93(5), 1449–1475. <https://doi.org/10.1257/000282803322655392>
- Kaplanski, G., & Levy, H. (2017). Analysts and sentiment: A causality study. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 63, 315–327. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.06.002>
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. London: Palgrave Macmillan.
- Knight, F. H. (1921). *Risk, uncertainty, and profit*. Boston, MA: Hart, Schaffner and Marx.
- Kumar, A. (2009). Hard-to-value stocks, behavioral biases, and informed trading. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(6), 1375–1401. <https://doi.org/10.1017/S002210900990342>
- Kumar, S. (2020). Firms' asset holdings and inflation expectations. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 170, 193–205. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2019.12.005>
- Lahiri, K., & Zhao, Y. (2016). Determinants of consumer sentiment over business cycles: Evidence from the US surveys of consumers. *Journal of Business Cycle Research*, 12, 187–215. <https://doi.org/10.1007/s41549-016-0010-5>
- Lemmon, M., & Portniaguina, E. (2006). Consumer confidence and asset prices: Some empirical evidence. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1499–1529. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhj038>
- Lichtenstein, S., Fischhoff, B., & Phillips, L. D. (1982). Calibration of probabilities: The state of the art to 1980. In D. Kahneman, P. Slovic, & A. Tversky (Eds.), *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases* (pp. 306–334). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Liu, H., & Miao, J. (2015). Growth uncertainty, generalized disappointment aversion and production-based asset pricing. *Journal of Monetary Economics*, 69, 70–89. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.12.002>

- Löfgren, A., & Nordblom, K. (2020). A theoretical framework of decision making explaining the mechanisms of nudging. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 174, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2020.03.021>
- Long, J. B. D., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2937765>
- Nowzohour, L., & Stracca, L. (2020) More than a feeling: Confidence, uncertainty and macroeconomic fluctuations. *Journal of Economic Surveys*, 34(4), 691-726. <https://doi.org/10.1111/joes.12354>
- Olsen, R. A., & Troughton, G. H. (2000). Are risk premium anomalies caused by ambiguity? *Financial Analysts Journal*, 56(2), 24-31. <https://doi.org/10.2469/faj.v56.n2.2341>
- Pearce, D. K., & Roley, V. V. (1985). Stock prices and economic news. *The Journal of Business*, 58(1), 49-67. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2352909>
- Pindyck, R. (1991). Irreversibility, uncertainty, and investment. *Journal of Economic Literature*, 29(3), 1110-1148. Retrieved from <https://econpapers.repec.org/article/aeajeclit/v3a29/3ay3a1991/3ai3a3/3ap3a1110-48.htm>
- Qiu, L., & Welch, I. (2006). Investor sentiment measures [Working Paper n. 10794]. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA, USA. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w10794.pdf>
- Rambaccussing, D., & Kwiatkowski, A. (2020). Forecasting with news sentiment: Evidence with UK newspapers. *International Journal of Forecasting*, 36(4), 1501-1516. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2020.04.002>
- Ross, S. A. (1989). Information and volatility: The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy. *The Journal of Finance*, 44(1), 1-17. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02401.x>
- Rossi, B., Sekhposyany, T., & Souprez, N. (2018). Understanding the sources of macroeconomic uncertainty [Working Paper n. 920]. *Barcelona Graduate School of Economics*, Barcelona, Spain. Retrieved from https://www.barcelonagse.eu/sites/default/files/working_paper_pdfs/920_0.pdf
- Scotti, C. (2016). Surprise and uncertainty indexes: Real-time aggregation of real-activity macro-surprises. *Journal of Monetary Economics*, 82, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2016.06.002>
- Shefrin, H. (2008). *A behavioral approach to asset pricing* (2 ed.). Burlington, ON: Academic Press.
- Shen, J., Yu, J., & Zhao, S. (2017). Investor sentiment and economic forces. *Journal of Monetary Economics*, 86, 1-21. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2017.01.001>
- Sibley, S. E., Wang, Y., Xing, Y., & Zhang, X. (2016). The information content of the sentiment index. *Journal of Banking & Finance*, 62, 164–179. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.10.001>
- Sims, C. A. (2003). Implications of rational inattention. *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 665–690. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(03\)00029-1](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(03)00029-1)
- Souza, M. C., Zabot, U. C., & Caetano, S. M. (2019). Dinâmica e transição da incerteza no Brasil: Uma investigação de autorregressão quantílica. *Estudos Econômicos*, 49(2), 305-335. <https://doi.org/10.1590/0101-41614924mus>
- Stambaugh, R. F., Yu, J., & Yuan, Y. (2012). The short of it: Investor sentiment and anomalies. *Journal of Financial Economics*, 104(2), 288-302. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.12.001>
- Sunstein, C. R. (2016). People prefer system 2 nudges (kind of). *Duke Law Journal*, 66, 121-168. Retrieved from <https://scholarship.law.duke.edu/dlj/vol66/iss1/3>
- Tetlock, P. C. (2007). Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market. *Journal of Finance*, 62(3), 1139-1168. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01232.x>
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: heuristics and biases: Biases in judgments reveal some heuristics of thinking under uncertainty. *Science*, 185(4157), 1124-1131. <https://doi.org/10.1126/science.185.4157.1124>
- Verma, R., & Soydemir, G. (2009). The impact of individual and institutional investor sentiment on the market price of risk. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(3), 1129–1145. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2008.11.001>
- 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)
- Yoshinaga, C. E., & Castro, F. H. F., Júnior. (2012). The relationship between market sentiment index and stock rates of returns: a panel data analysis. *Brazilian Administration Review*, 9(2), 189-210. <https://doi.org/10.1590/S1807-76922012000200005>

Autoria

Douglas de Medeiros Franco*

Universidade Federal da Paraíba

Campus I, Cidade Universitária, 58051-900, João Pessoa, PB, Brasil

E-mail: franco.douglas.medeiros@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-5674-5106>

* Autor Correspondente

Financiamento

O autor relatou que não houve suporte financeiro para a pesquisa deste artigo.

Conflito de Interesses

O autor informou que não há conflito de interesses.

Direitos Autorais

A RAC detém os direitos autorais deste conteúdo.

Método de Revisão por Pares

Este conteúdo foi avaliado utilizando o processo de revisão por pares duplo-cego (*double-blind peer-review*). A divulgação das informações dos pareceristas constantes na primeira página e do Relatório de Revisão por Pares (Peer Review Report) é feita somente após a conclusão do processo avaliativo, e com o consentimento voluntário dos respectivos pareceristas e autores.

Contribuições dos Autores

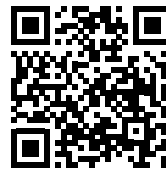
1º autor: conceituação (igual); curadoria de dados (igual); análise formal (igual); investigação (igual); administração de projeto (igual); validação (igual); escrita - rascunho original (igual); escrita - revisão e edição (igual).

Verificação de Plágio

A RAC mantém a prática de submeter todos os documentos aprovados para publicação à verificação de plágio, mediante o emprego de ferramentas específicas, e.g.: iThenticate.

Disponibilidade dos Dados

Os autores afirmam que todos os dados utilizados na pesquisa foram disponibilizados publicamente, e podem ser acessados por meio da plataforma Harvard Dataverse:



Franco, Douglas de Medeiros, 2022, "Replication Data for: "Expectations, uncertainty and sentiment" published by RAC - Revista de Administração Contemporânea", Harvard Dataverse, V1.

<https://doi.org/10.7910/DVN/LNJV3K>

A RAC incentiva o compartilhamento de dados mas, por observância a ditames éticos, não demanda a divulgação de qualquer meio de identificação de sujeitos de pesquisa, preservando a privacidade dos sujeitos de pesquisa. A prática de *open data* é viabilizar a reproducibilidade de resultados, e assegurar a irrestrita transparência dos resultados da pesquisa publicada, sem que seja demandada a identidade de sujeitos de pesquisa.

A RAC é membro e subscreve os princípios do COPE - Comitê de Ética em Publicações

