

# Dinâmica e Transição da Incerteza no Brasil: uma investigação de autorregressão quantílica

Michel Souza\*

Udilmar Zobot†

Sidney Caetano‡

## Resumo

Recentemente, o número de estudos sobre incerteza na economia têm aumentando, em parte devido às novas técnicas que permitem a construção de proxies adequadas para a incerteza, fundamentalmente não observável, com destaque à técnica de web-scraping que permite a extrair informações online e atualizadas, e que tem sido frequentemente utilizada na construção desses indicadores. Neste contexto, a partir de dois indicadores de incerteza, investiga-se a dinâmica e transição da incerteza no Brasil usando representações autoregressivas quantílicas. Os resultados revelam uma dinâmica assimétrica ao longo de diferentes quantis condicionais, corroborados pela análise de dispersão, amplitude e densidades. Ainda, sugere-se existência de baixa probabilidade, ou até mesmo nula, de migrar-se de um estado de alta incerteza para níveis baixos e vice-versa.

**Palavras-chaves:** Incerteza; Regressão Quantílica; Assimetria.

**Classificação JEL:** C22; E00.

## Abstract

Recently, the number of studies about economic uncertainty has been increasing, in part due to the new techniques that allow the construction of appropriate proxies for the fundamentally unobservable uncertainty, specially the web-scraping technique that allow to extract updated online information, and which has been frequently used in the construction of these indicators. Based on two of this uncertainty indicators, we investigate the dynamics and transition of uncertainty in Brazil using quantitative autoregressive representations. The results reveal asymmetric dynamic along different conditional quantiles, corroborated by the analysis of dispersion, amplitude and densities. Furthermore, it is suggested that there is a low or even null probability of migration from a high uncertainty condition to a low level and vice versa.

**Key-words:** Uncertainty; Quantile Regression; Asymmetry.

**JEL Classification:** C22; E00.

Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

---

\*Doutorando em Economia, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais - Cedeplar-UFMG. E-mail: mcsouza@cedeplar.ufmg.br

†Departamento de Economia, Universidade do Estado de Mato Grosso-FACISA/UNEMAT. E-mail: udi.zobot@unemat-net.br

‡Departamento de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF. Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq. E-mail: sidney.caetano@ufjf.edu.br. Os autores gostariam de deixar agradecimentos ao CNPq, CAPES e FAPEMIG pelo suporte financeiro.

# 1 Introdução

A análise dos efeitos da incerteza sobre a economia real tem recebido destaque na literatura econômica recente. Conforme ressaltam [Denis e Kannan \(2013\)](#), embora os efeitos da incerteza na atividade econômica já tenham sido destacados [ver [Bernanke \(1983\)](#), [Romer \(1990\)](#), [Dixit e Pindyck \(1994\)](#)], os eventos recentes que afetaram a economia mundial induziram maior interesse sobre esta questão. No que se seguiu ao trabalho de [Bloom \(2009\)](#), em particular, os efeitos da incerteza sobre as flutuações macroeconômicas têm sido um tema recorrente nas discussões acadêmicas, entre os formuladores de política econômica e no âmbito do mercado financeiro.

Incerteza pode ser entendida como uma situação na qual, para um dado conjunto de ações, as possibilidades de que determinados resultados ocorram é desconhecida, ou seja, diversos cenários são possíveis à partir da situação inicial, embora não seja possível estimar as probabilidades de que cada um ocorra. No caso em que estas probabilidades são conhecidas, trata-se tão somente de risco.

[Haddow e Hare \(2013\)](#) destacam que choques na incerteza afetam a atividade econômica tanto pelo lado da demanda, via decisões de consumo e investimento, quanto pelo lado da oferta, com efeitos sobre a produtividade ou provisão de crédito. De acordo com [Bernanke \(1983\)](#), choques de incertezas têm efeitos significativos sobre a tomada de decisões dos agentes econômicos quando há algum grau de irreversibilidade associado a esta decisão. Ainda, [Bloom et al. \(2013\)](#) sugerem que o grau de incerteza econômica está, aparentemente, relacionado à profundidade de recessões e à capacidade de recuperação subsequente.

Segundo [Aastveit et al. \(2013\)](#), esta hipótese levantada por [Bloom et al. \(2013\)](#) implica uma menor resposta às ações de política econômica em períodos de elevada incerteza, e oferece maiores desafios aos formuladores de política. Em um comunicado recente, por exemplo, o Banco Central do Brasil destacou a preocupação com o nível de incerteza na economia brasileira, ao ressaltar que "[A] manutenção, por tempo prolongado, de níveis de incerteza elevados sobre a evolução do processo de reformas e ajustes na economia pode ter impacto negativo sobre a atividade econômica"<sup>1</sup>. O comunicado ainda deixa claro que as projeções condicionais do Copom para aquele momento envolviam maior grau de incerteza.

Nota-se, portanto, que embora seja crescente a preocupação com os efeitos da incerteza sobre a economia real, ainda é carente de estudos que analisam a dinâmica e transição de nível da incerteza. Por outro lado, já existem diferentes *proxies* utilizadas para representar a incerteza, que variam de algum indicador do mercado financeiro à volatilidade das expectativas para alguma variável econômica, e que, naturalmente, podem estar sujeitas à um conjunto limitado de informações.

Para a economia brasileira, em particular, ainda é bastante restrito o número de trabalhos que se dedicam a investigar as características e os efeitos da incerteza econômica. Costa [Filho \(2014\)](#), por exemplo, indica que choques positivos na incerteza produzem efeitos negativos e rápidos na economia. Contudo, após as eleições presidenciais de 2014, a série de incerteza cresceu significativamente em 2015 e 2016. Assim, o cenário e os fatos recentes induzem questionamentos a respeito da persistência da incerteza de forma a verificar se a mudança de estado da economia brasileira seria lento. Outra questão interessante e carente de investigação refere-se à possibilidade da persistência de choques não serem simétricos. Ou seja, choques de diferentes sinais e magnitudes podem ter impactos diferentes sobre a incerteza.

Diante disso, o presente trabalho busca contribuir analisando a dinâmica da incerteza no Brasil por meio de modelos autorregressivos quantílicos (modelos QAR) proposto por [Koenker e Xiao \(2004\)](#) com o intuito de investigar a presença de assimetrias e persistência em diferentes quantis da série de incerteza. A grande vantagem desta abordagem é não depender de uma única medida de tendência

---

<sup>1</sup> Notas da 207ª Reunião do Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil - 30 e 31 de Maio de 2017

central; permitindo, assim, uma análise de toda a distribuição condicional da incerteza. Inicialmente, por meio de testes de raiz unitária quantílico, investiga-se as características particulares de duas *proxies* de incerteza referente à economia brasileira, a saber: i) Índice *Economic Policy Uncertainty* (EPU) proposto por Baker et al. (2015) para o Brasil; e ii) Indicador de Incerteza da Economia Brasil (IIE-Br) da Fundação Getúlio Vargas. Propõe-se a investigar se choques de sinais e magnitudes diferentes têm efeitos assimétricos na dinâmica da incerteza brasileira.

Portanto, a assimetria na incerteza é diagnosticada de uma perspectiva de respostas a choques, pois este teste de raiz unitária permite detectar diferenças na persistência de choques. Em seguida, utiliza-se da densidade condicional de forma a discutir sobre a dispersão em diferentes momentos e as probabilidades de transição quantílicas que podem fornecer informações interessantes quanto às oscilações da incerteza no Brasil tanto em períodos de tensão quanto de calma.

Os resultados apresentados visualmente, posteriormente corroborados pelos testes estatísticos, indicam uma dinâmica de incerteza com comportamento assimétrico nos diferentes quantis condicionais, isto é, seu comportamento depende da localização da incerteza na sua distribuição condicional. Esta importante característica da incerteza no Brasil não foi observada em estudos anteriores.

Além da presente introdução, o trabalho está estruturado da seguinte maneira: a Seção 2 elabora uma revisão da literatura recente sobre os efeitos da incerteza na economia; a Seção 3 apresenta os dois indicadores de incerteza considerados, bem como os aspectos metodológicos e os resultados empíricos; e a Seção 4 mostra as considerações finais.

## 2 Referencial Teórico e Empírico

É crescente a literatura que procura avaliar os efeitos da incerteza sobre as condições macroeconômicas. Conforme destacam Popp e Zhang (2016), um aumento inesperado na incerteza tem efeito adverso sobre a economia real, principalmente durante períodos de recessão. Assim, vários estudos buscaram estimar estes efeitos sobre a atividade econômica, sobre a demanda agregada, sobre o mercado financeiro ou, ainda, sobre a política econômica.

Bredin e Fountas (2007) apresentam resultados que indicam uma relação negativa entre a incerteza macroeconômica e o crescimento do produto. Denis e Kannan (2013) encontram evidências de impacto negativo de choques de incerteza sobre a produção industrial do Reino Unido, com efeitos semelhantes aos observados na economia americana.

Em relação aos efeitos da incerteza sobre a demanda agregada, Ejarque (2009) sugere que, no contexto da Grande Depressão, um aumento na incerteza provocou um aumento nos gastos com bens duráveis e uma redução no investimento em capital físico. O autor argumenta que essa substituição ocorre dado que os bens duráveis são menos irreversíveis do que o investimento, e elevam a utilidade dos agentes.

Choudhry (2003) investiga os efeitos da incerteza medida pela volatilidade do mercado de ações americano sobre o consumo, e seus resultados indicam efeitos significativos, embora pequenos. Ademais, os efeitos são negativos sobre o consumo de bens duráveis e positivos sobre consumo de não duráveis. Por sua vez, Menegatti (2006) avalia os efeitos da incerteza sobre o consumo para os países da OCDE, considerando uma medida de incerteza baseada na variabilidade do crescimento do produto, e encontra evidências de que um alto grau de incerteza reduz o consumo.

Raunig e Scharler (2011) estimam os efeitos da incerteza, medida pela volatilidade do mercado de ações, sobre as taxas de crescimento do consumo durável, consumo não durável e investimento privado para a economia americana, e seus resultados sugerem que a incerteza exerce efeito significativo e negativo sobre ambos os componentes da demanda agregada, mas o efeito é maior sobre o investimento e relativamente menor sobre o consumo não durável.

Gilchrist et al. (2014) consideram um modelo de equilíbrio geral no qual firmas heterogêneas se deparam com incerteza, irreversibilidade dos investimentos e fricções financeiras. Os autores constroem uma medida para a incerteza considerando dados de alta frequência do mercado de ações, que refletem mudanças exógenas na incerteza, e encontram evidências de que flutuações nesta última tem efeitos significativos sobre o investimento, e que este impacto ocorre através de mudanças nos *spreads* de crédito.

Em relação aos efeitos sobre os mercados financeiros, Bordo et al. (2016) apresentam resultados que indicam que a incerteza impacta negativamente o mercado de crédito e está associada ao baixo crescimento real da oferta de crédito bancário nos Estados Unidos nas últimas décadas. Ainda, os autores destacam que essa relação contribui para a demora na recuperação da atividade econômica em períodos seguintes à recessões.

Liu e Zhang (2015) e Arouri et al. (2016), com base no índice proposto por Baker et al. (2015), apresentam evidências de efeitos negativos da incerteza de política econômica sobre a volatilidade e sobre o retorno do mercado de ações americano. Dakhlaoui e Aloui (2016), por sua vez, observaram que a incerteza na política econômica americana influencia a volatilidade nos mercados de ações dos países do bloco BRIC, principalmente em períodos de instabilidade econômica global.

Bernal et al. (2016) avaliam o impacto da incerteza de política econômica sobre o *spillover* de risco na zona do Euro, e evidenciam que a incerteza cria um ambiente favorável à transmissão de riscos oriundos de desequilíbrios fiscais sobre o mercado de títulos em toda a região.

Ainda em relação ao mercado financeiro, Bekiros et al. (2016) procuraram incorporar a incerteza em modelos de previsão de retorno de ativos e, a partir de regressão quantílica, conseguiram melhora significativa na previsibilidade destes modelos. Os autores observaram que o índice de incerteza de política econômica contém informações fora da amostra significativas em torno da parte inferior para a mediana da distribuição do *equity premium*, embora não quando o comportamento de mercado é claramente otimista.

Por fim, alguns estudos avaliaram os efeitos da incerteza sobre a condução e eficácia de política econômica. Considerando diferentes medidas de incerteza, Aastveit et al. (2013) demonstram que os choques de política monetária têm efeitos relativamente menores sobre a atividade econômica quando o nível de incerteza é elevado. Por sua vez, Istrefi e Piloiu (2015) sugerem que as expectativas de inflação são sensíveis à choques de incerteza, e as de longo prazo, aumentam em resposta à estes choques. Ainda, Beckmann e Czudaj (2017) demonstram que as expectativas sobre a taxa de câmbio são afetadas não apenas pelos anuncios das autoridades monetária e fiscal, mas também pelo grau de incerteza relacionada à posição futura da política econômica, o que indica, segundo os autores, que os efeitos da incerteza não são incluídos eficientemente nas expectativas de mercado.

Para a economia brasileira, em particular, a literatura é bastante restrita. Pereira (2001) considera um modelo de custos de ajustamento para analisar a relação entre incerteza e investimento para a economia brasileira. Como medida de incerteza, o autor considera a média das variâncias condicionais das séries de taxa de juros, taxa real de câmbio e preço de bens de capital, ambas estimadas a partir de um modelo *GARCH*(1,1). Os resultados estimados para o período entre o primeiro trimestre de 1980 e o quarto trimestre de 1998, indicam que o investimento é negativamente afetado pela incerteza no longo prazo. Silva Filho (2007), por sua vez, avaliou a relação entre incerteza inflacionária e investimento para a economia brasileira no período entre 1974 e 2002, e encontrou fortes evidências de que a incerteza inflacionária tem afetado negativamente o investimento no país, no curto e no longo prazo.

Em um estudo mais recente, Costa Filho (2014) avalia a relação entre incerteza e atividade econômica considerando três medidas de incerteza distintas, a saber, a variabilidade das expectativas de crescimento econômico, a variabilidade do mercado brasileiro de ações e um índice construído

com base na frequência da palavra 'incerteza' em alguns jornais. O autor estima efeitos negativos da incerteza sobre a produção industrial, sobre a confiança do consumidor, sobre as vendas no varejo e sobre o índice de atividade econômica do Banco Central (IBC-BR), e ainda, encontra evidências de que a incerteza eleva o desemprego.

De forma a contribuir com a literatura brasileira, a próxima seção busca investigar a dinâmica e transição da incerteza na Brasil.

### 3 Dinâmica, Transição e Persistência da Incerteza

Conforme supracitado, os trabalhos apresentam diferentes *proxies* para a variável incerteza, por exemplo, utilizando alguma medida de volatilidade do mercado de ações, a variância das expectativas para alguma variável (crescimento, inflação, câmbio, etc.) ou algum indicador relacionado ao mercado financeiro. Contudo, recentemente, inúmeros estudos têm considerado como variável de incerteza, o indicador proposto por Baker et al. (2015), que consiste em uma medida mais ampla de incerteza relacionada à condução de política econômica.

O Índice *Economic Policy Uncertainty* (EPU) proposto por Baker et al. (2015) é baseado em três componentes distintos. O primeiro destes componentes quantifica a frequência e o volume de artigos dos principais jornais que discutem as questões de incerteza na política econômica. Um segundo componente reflete o número de disposições no código tributário federal previstas para expirar nos próximos anos. E um terceiro componente considera as diferenças entre as previsões dos analistas econômicos como *proxy* para a incerteza de mercado.

Os autores construíram esse índice de incerteza para vários países. Para o Brasil foram considerados arquivos apenas do jornal Folha de São Paulo para gerar uma série de incerteza desde 1991, conforme pode-se ver na Figura 1a. Em cada mês, contou-se o número de artigos que continham os termos 'incerto' ou 'incerteza', 'econômico' ou 'economia', e um ou mais dos seguintes termos: regulação, déficit, orçamento, imposto, banco central, alvorada, planalto, congresso, senado, câmara dos deputados, legislação, lei, tarifa. Para obter o índice de incerteza, estimou-se o número relativo destes artigos dentre os artigos do jornal para o mesmo mês, e por fim, a série foi padronizada para uma média 100.

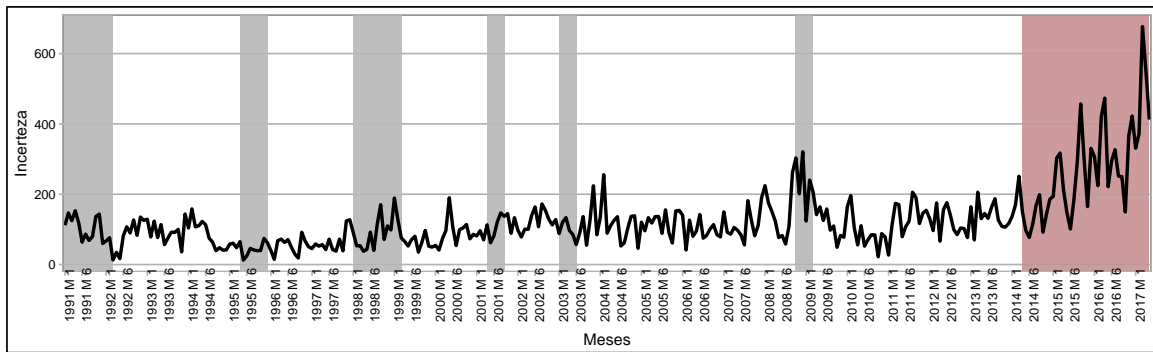
O Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da Fundação Getúlio Vargas também calcula e divulga o Indicador de Incerteza da Economia Brasil (IIE-Br), que considera o número de notícias sobre incerteza, a divergência nas expectativas e a volatilidade do mercado de ações. Especificamente, esse indicador é formado por três componentes distintos. O primeiro é o *IIE-Br Mídia*, baseado na frequência de artigos dos principais jornais do país que continham o termo 'economia' associado à pelo menos um dos termos 'incerteza', 'instabilidade' e 'crise'. O segundo é o *IIE-Br Expectativa*, baseado nas informações das séries de expectativas de mercado geradas pelo Banco Central do Brasil, e considera o coeficiente de variação das previsões 12 meses à frente para a inflação (medida pela variação percentual do Índice de Preços ao Consumidor Amplo-IPCA) e para a taxa de câmbio. O terceiro componente é o *IIE-Br Mercado*, baseado no mercado de ações e que considera a volatilidade da série de preços de fechamento diários do Ibovespa. Estas três medidas, em conjunto, minimizam os impactos que cada fator isoladamente pode ter no indicador final. Assim, o Indicador de Incerteza da Economia Brasil é calculado de acordo com a seguinte ponderação:

$$IIEBr_t = 0,7(IIEBr_t^{Mídia}) + 0,2(IIEBr_t^{Expectativa}) + 0,1(IIEBr_t^{Mercado}). \quad (1)$$

O indicador final é padronizado, tal que possui média 100 e desvio padrão 10 dentro da janela de referência. A série histórica do IIE-Br teve início em janeiro de 2000, conforme pode-se ver na

Figura 1 – Índices de Incertezas e Datação dos Ciclos Econômicos no Brasil

a) EPU/Baker et al. (2015) (amostra 1991:01 - 2017:03)



b) IIE-Br/FGV (amostra 2000:01 - 2017:06)

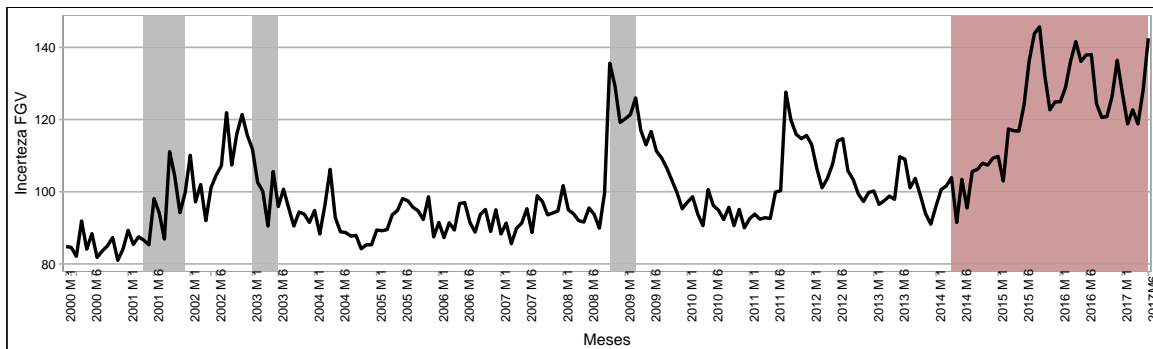


Figura 1b, e a coleta do Indicador de Incerteza da Economia é realizada do dia 26 do mês anterior ao de referência ao dia 25 do mês de referência. As duas séries de incerteza apresentam uma correlação linear de 0,68. Portanto, torna-se importante investigar a robustez dos resultados visuais. Entretanto, antes de apresentar a análise estatística, destaca-se, de forma breve, uma discussão da metodologia adotada nos exercícios empíricos.

### 3.1 Regressão Quantílica e Função Densidade

Seja um quantil  $\tau$  o valor  $q$  tal que  $100\tau\%$  dos valores amostrais são inferiores a ele, de forma que  $0 < \tau < 1$ . A definição mais rigorosa, pode ser enunciada utilizando-se a distribuição acumulada de uma variável aleatória  $X$ , em que  $F(x) = P(X \leq x)$ . Dessa forma, ao utilizar a função inversa da distribuição acumulada acima no ponto  $\tau$  tem-se que o quantil de ordem  $\tau$  da variável aleatória  $X$  é  $F^{-1}(\tau) = \inf\{x : F(x) \geq \tau\}$ . Ou seja, a função distribuição acumulada inversa gera o valor do quantil para a probabilidade escolhida a partir do ínfimo dentre os que tem somatório probabilístico maior ou igual ao do quantil.

O método de Regressão Quantílica (QR) foi inicialmente introduzido por [Koenker e Bassett \(1978\)](#). Permitindo, assim, estimar a relação entre um conjunto de variáveis explicativas,  $x$ , e o quantil,  $\tau$ , de interesse da variável dependente  $y$ . Tal método difere do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO/OLS) que atuam somente sobre a média da distribuição da variável resposta. Tal abordagem tornou-se uma técnica útil, pois os efeitos de uma variável explicativa podem depender diretamente do tamanho da resposta, isto é, da localização de determinada observação  $y_t$  na distribuição. A conclusão deste fato é que os modelos (QR) são capazes de incorporar uma possível heterocedasticidade, pois permitem verificar se o parâmetro de resposta das variáveis explicativas mudam de forma significativa (estatisticamente) para pontos diferentes da distribuição da variável dependente.

Considere um vetor de variáveis resposta contínuas  $y_t$  e outro vetor da mesma variável defasada



$x = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})$ . Um modelo padrão de regressão linear é dado por  $E(y|x) = x'\beta$ , sendo  $\beta$  um vetor de  $p + 1$  parâmetros incluindo o intercepto. Já um modelo de autorregressão quantílica,  $QAR(p)$ , pode ser compreendido como  $Q_y(\tau|x) = x'\beta(\tau)$ , onde  $\beta(\tau)$  é uma matriz de  $p+1$  parâmetros por  $\tau$  quantis. O quantil  $\tau$  é fixo entre 0 e 1 e os parâmetros de regressão, por conseguinte, dependem de  $\tau$  e representam os efeitos das variáveis dentro de  $x$  sobre o  $\tau$  quantil da distribuição de  $y$ . As estimativas de  $\beta(\tau)$  são obtidas por meio da solução de:

$$\min_{\forall \beta \in R} \sum_{i=1}^t \rho_{\tau}(y - x' \beta(\tau)) \quad (2)$$

Sendo  $\rho_{\tau}$  uma função linear de perda:

$$\rho_{\tau}(u) = \begin{cases} \tau u, u \geq 0 \\ (\tau - 1)u, u < 0 \end{cases} \quad (3)$$

Substituindo, tem-se que:

$$Q(\beta(\tau)) = \min \left[ \tau \sum_{i:y \geq x' \beta(\tau)} |y - x' \beta(\tau)| + (1 - \tau) \sum_{i:y < x' \beta(\tau)} |y - x' \beta(\tau)| \right] \quad (4)$$

A função não-diferenciável da expressão 4 requer métodos de programação linear para a sua minimização, sendo possível apresentá-lo por:

$$\min_{\beta(\tau) \in R} \tau U + (1 - \tau) V \quad (5)$$

$$\mathbf{s.a.} \quad Y = \beta(\tau)X + U - V$$

Onde o vetor de erros  $u$  é dividido nos vetores  $U$  e  $V$ , com elementos que contêm, respectivamente, as partes positivas e negativas dos resíduos.

Algumas abordagens são comumente utilizadas na resolução: como o método *Simplex* para amostras com tamanho moderado ou o método de Pontos Interiores para bancos de dados maiores, ambos garantem uma solução por meio de um número finito de iterações. A construção dos intervalos de confiança acontece por meio das estimativas de erros padrão *bootstrap* que são mais utilizados em relação aos erros padrão analíticos, mesmo nos casos em que os erros residuais são assintoticamente distribuídos de acordo com uma normal. A metodologia *bootstrap* é, em geral, preferível pois não faz nenhuma suposição sobre a distribuição da variável resposta, sendo capaz de generalizar os resultados (QAR) e estimar os intervalos em qualquer caso de distribuição residual. Em relação ao teste de raiz unitária, considerando a transformação de um processo autorregressivo baseado no teste *Aumented Dickey Fuller*, tem-se o seguinte modelo com *drift* e tendência:

$$Q_{\tau}(y_t|y_{t-1}, \dots, y_{t-q}) = \alpha(\tau)y_{t-1} + \mu(\tau) + \gamma(\tau)t + \sum_{i=1}^{q-1} \phi_i(\tau)\Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (6)$$

Basicamente, pode-se estimar a equação 6 em diferentes quantis  $\tau \in (0, 1)$ , obtendo um conjunto de coeficientes de persistência de  $y_t$ , tratados como  $\alpha(\tau)$ . Isso permite testar a hipótese nula  $\alpha(\tau) = 1$  em diferentes pontos da distribuição. Os resultados possibilitam verificar se os choques na série de incerteza têm magnitudes diferentes, bem como são persistentes ou transitórios. Por exemplo,

$\alpha(\tau) = 1$  implica na presença de raiz unitária e choques de efeitos permanentes. A rejeição da hipótese nula,  $\alpha(\tau) < 1$ , mostra tendência estacionária e choques de efeitos temporários.

Além de permitir efeitos assimétricos de choques na variável de interesse, uma vantagem importante dos testes de raiz unitária quantílicos em relação aos testes padrão é que a abordagem QAR têm maior poder conforme [Koenker e Xiao \(2004\)](#), através da inclusão de covariáveis quantílicas em todas as defasagens.

Por fim, para testar a hipótese de  $\alpha(\tau) = 1$  utiliza-se o teste *t-stat* proposto por [Koenker e Xiao\(2004\)](#):

$$t_n(\tau) = \frac{f(\widehat{F^{-1}(\tau)})}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} (Y'_{-1} M_Z Y_{-1})^{\frac{1}{2}} (\hat{\alpha}(\tau) - 1) \quad (7)$$

Onde  $f(u)$  e  $F(u)$  são as funções de probabilidade e densidade cumulativa de  $\epsilon_t$ .  $Y_{-1}$  é o vetor defasado da variável de interesse e  $M_Z$  é a matriz de projeção no espaço ortogonal para  $Z = (1, t, \Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-q+1})$ . Por fim, utiliza-se os resultados obtidos por [Koenker e Xiao \(2004\)](#) e [Galvao \(2009\)](#) para encontrar os valores críticos de  $t_n(\tau)$  e estimar  $f(F^{-1}(\tau))$  seguindo a regra dada pelos mesmos autores.

No presente trabalho, considera-se o nível de significância de 5% para os valores críticos. A regra de rejeição segue o padrão, se a estatística  $t_n$  é numericamente menor que o valor crítico, então rejeita-se a hipótese nula de  $\alpha(\tau) = 1$ .

No que diz respeito à função de densidade, o parâmetro autoregressivo  $\hat{\alpha}(\tau)$  é estimado para os quantis de interesse de acordo com a resolução de um problema de programação linear, conforme mostram [Koenker e Bassett \(1978\)](#). Assim, dado o vetor  $\hat{\alpha}(\tau)$ , a função quantílica de  $y_t$ , condicionada aos valores passados da variável, pode ser definida como:

$$\hat{Q}_{y_t}(\tau_i|x) = \hat{\alpha}(\tau)x_t^T, \quad (8)$$

enquanto a densidade condicional de  $y_t$  pode ser estimada pela razão:

$$\hat{f}_{y_t}(\tau|x_t) = \frac{(\tau_i - \tau_{i-1})}{\hat{Q}_{y_t}(\tau_i|x_t) - \hat{Q}_{y_t}(\tau_{i-1}|x_t)}. \quad (9)$$

## 3.2 Resultados Empíricos

Os resultados empíricos apresentados nesta subseção utilizam duas amostras que representam a incerteza presente na economia brasileira, a saber: i) Índice Economic Policy Uncertainty (EPU) proposto por [Baker et al. \(2015\)](#) com amostra referente ao período de 1999:01 a 2017:03; e ii) Indicador de Incerteza da Economia Brasil (IIE-Br) cuja amostra refere-se ao período 2000:01 a 2017:06. O tamanho do lag usado no teste de raiz unitária foi baseado no critério de seleção MAIC sugerido por [Ng e Perron \(2001\)](#).

As Figuras 2 e 3 mostram as estimativas da Autoregressão Quantílica (QAR), para os quantis  $\tau = \{0.05, 0.10, 0.15, \dots, 0.90, 0.95\}$ , para ambas as medidas de incerteza, índice EPU e IIE-Br/FGV, respectivamente. A região cinza mostra o intervalo de confiança *bootstrap* para as estimativas pontuais quantílicas e a linha horizontal tracejada representa a estimativa a partir de uma regressão OLS padrão (na média) com intervalos a 95% de confiança dados pelas linhas pontilhadas.

Nota-se nas Figuras 2 e 3 que os coeficientes do processo aparentam comportamento crescente ao longo dos quantis, com valores pontuais que oscilam de 0,5 até aproximadamente 1,2 na medida do índice EPU e de 0,75 até 1,00 na segunda *proxy* IIE-Br/FGV, ou seja, comportamentos bem



Figura 2 – Teste de Raiz Unitária Quantílico (Índice EPU)

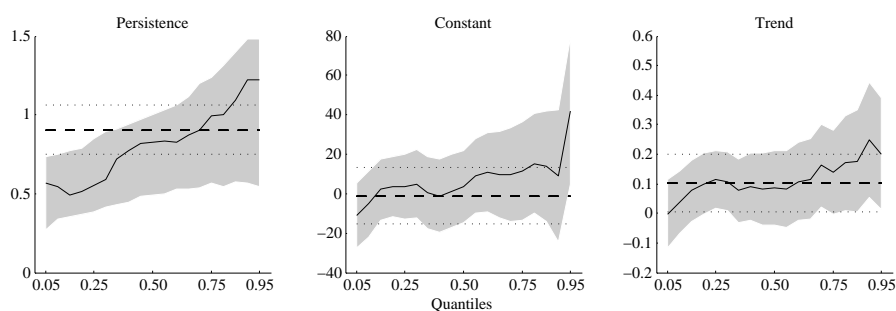
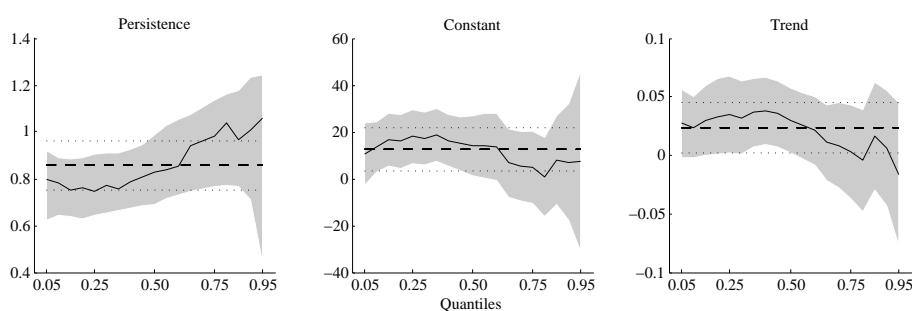


Figura 3 – Teste de Raiz Unitária Quantílico (IIE-Br/FGV)



assimétricos nas estimativas do coeficiente autorregressivo, onde os quantis condicionais mais baixos apresentam valores menores indicando tendência de reversão à média. Já para os quantis condicionais mais altos os valores estimados alcançam e até mesmo superam a unidade, proporcionando indícios de comportamento não-estacionário, explosivo inclusive. Todos os intervalos de confiança construídos não contém o valor zero, o que corrobora para significância estatística destes parâmetros. Contudo, o valor um está presente nos quantis superiores a partir de 75%, o que indica a possível presença de raiz unitária nestes pontos da distribuição e, portanto, inovações apresentam persistência. Além disso, os pontos extremos da distribuição (tanto superiores quanto inferiores) aparentam fugir do intervalo de confiança baseado na estimação média (OLS). Ainda, as constantes estimadas estão majoritariamente acima de zero, enquanto a tendência mostra que quase todas estimativas incluem zero nos intervalos de confiança construídos, sobre toda a distribuição condicional, o que está em linha com a não rejeição da hipótese de raiz unitária para maior parte dos quantis.

A maioria dos valores estimados é inferior à unidade, sugerindo estacionariedade global da incerteza. De modo geral, observa-se que a incerteza no Brasil tende a apresentar maior grau de persistência nos quantis condicionais superiores. Portanto, os resultados apresentados visualmente nas Figuras 2 e 3 indicam que a dinâmica da incerteza brasileira apresenta comportamento assimétrico nos diferentes quantis condicionais, ou seja, seu comportamento depende da localização da incerteza na distribuição condicional.

Estes resultados mostram importantes características da dinâmica da incerteza no Brasil ainda não revelada em exercícios empíricos anteriores, pois choques que tendem a aumentar a incerteza, por exemplo, como a recessão de 2008/2009, geraria maior incerteza permanentemente. No entanto, a presença de estimativas de parâmetros nas outras partes da distribuição condicional da incerteza inferiores à unidade indicam efeitos apenas transitórios.

De forma a verificar estatisticamente as evidências observadas, aplica-se o teste de raiz unitária quantílico cuja hipótese nula é  $H_0 : \alpha(\tau) = 1$ . Todavia, antes aplica-se o teste de raiz unitária ADF

convencional às séries de incerteza. O lag utilizado no teste para ajuste do modelo de regressão ADF é selecionado por meio de minimização do Akaike Information Criterion (AIC), conforme fez [Maia e Cribari-Neto \(2006\)](#), uma vez que [Agiakloglou e Newbold \(1996\)](#) recomendam sua utilização em testes de raiz unitária ADF. Os modelos de regressão ADF foram ajustados podendo chegar a 15 lags e 14 lags para as séries EPU e IIE-Br/FGV, respectivamente. Seleciona-se  $q=13$  e  $q=1$  para as respectivas regressões ADF. No índice EPU não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária nem mesmo ao nível de 10% de significância<sup>2</sup>. Já para o IIE-Br/FGV, o teste rejeita a hipótese de presença de raiz unitária ao nível de 5% de significância<sup>3</sup>. O teste DF-GLS corrobora os resultados anteriores ao não rejeitar a hipótese nula para o índice EPU e ao rejeitar a mesma ao nível de significância de 5% para o IIE-Br/FGV<sup>4</sup>. Alguma quebra estrutural pode ter influenciado os resultados. Neste caso, aplica-se o teste de raiz unitária Zivot-Andrews que rejeita a hipótese nula ao nível de 1% de significância nas três alternativas de quebra estrutural testadas<sup>5</sup> para o índice EPU. Enquanto que para a série IIE-Br/FGV rejeita a presença de raiz unitária com quebra estrutural em dois casos, exceto para o caso de quebra em ambos, constante e tendência, que apenas rejeita a hipótese nula ao nível de 11% de significância<sup>6</sup>.

Estes resultados podem gerar dúvidas quanto à dinâmica de incerteza no Brasil ser ou não um processo raiz unitária. Diante disso, busca-se investigar a dinâmica da incerteza no Brasil ao longo de sua distribuição condicional, aplicando a partir de agora testes de raiz unitária baseados em representações QAR para as duas *proxies*, índice EPU e IIE-Br/FGV. A Tabela 1 apresenta as estimativas pontuais, as estatísticas t e os valores críticos. Pode-se verificar a não rejeição da hipótese nula, nos quantis superiores a 35% na primeira *proxy* de incerteza (índice EPU) e nos quantis superiores a 55% na segunda amostra de incerteza (IIE-Br/FGV). Estes resultados corroboram os apresentados nas Figuras 2 e 3, ou seja, existem evidências de que, para as duas *proxies* analisadas, há assimetria no padrão de persistência. De modo geral, nos dois casos,  $\hat{\alpha}(\tau)$  é acrescido quando passa dos quantis mais baixos para os quantis mais altos. Esta característica é mais evidente no índice EPU. Note que não são poucos os quantis que apresentaram coeficiente estimado próximo da unidade. Assim, o teste permitiu verificar estatisticamente a possibilidade de um comportamento localmente estacionário e localmente explosivo.

Estes resultados e considerações sugerem que a dinâmica de incerteza no Brasil não apresenta um comportamento uniforme ao longo dos diferentes quantis condicionais do processo. De forma a reforçar os resultados, na próxima subseção, obtém-se outras estimativas a partir das funções densidades.

### 3.3 Funções Densidade e Probabilidade de Transição

Nesta subseção trabalha-se as estimativas de funções densidade e probabilidade de transição das *proxies* de incerteza. Entretanto, antes de caminhar nessa direção é preciso selecionar os modelos para estas finalidades. Opta-se pelos modelos autorregressivos tradicionais AR(p) com p podendo tomar valor máximo igual a 8 lags. Os valores ótimos de p para cada variável resposta de incerteza foi selecionado através da minimização do Schwarz information criterion (SC). Para o índice EPU foi

<sup>2</sup> Estatística t de 0.23 com p-valor de 0.99. Valores críticos: nível de 1% de -3.99; nível de 5% de -3.42; e nível de 10% de -3.13

<sup>3</sup> Estatística t de -3.57 com p-valor de 0.035. Valores críticos: nível de 1% de -4.00; nível de 5% de -3.43; e nível de 10% de -3.14

<sup>4</sup> EPU: Estatística t de -0.75, com os seguintes valores críticos: nível de 1% de -3.47; nível de 5% de -2.91; e nível de 10% de -2.60; IIE-Br/FGV: Estatística t de -3.24, com os seguintes valores críticos: nível de 1% de -3.46; nível de 5% de -2.93; e nível de 10% de -2.64

<sup>5</sup> EPU - Teste com quebra estrutural: i) constante: estatística t de -4.76, p-valor de 0.01; ii) tendência: estatística t de -6.90, p-valor de 0.00; constante e tendência: estatística t de -7.24, p-valor de 0.01.

<sup>6</sup> IIE-Br/FGV - Teste com quebra estrutural: i) constante: estatística t de -4.65, p-valor de 0.00; ii) tendência: estatística t de -4.58, p-valor de 0.01; constante e tendência: estatística t de -4.68, p-valor de 0.11.

Tabela 1 – Indicadores de incerteza - teste de raiz unitária quantílico

Quantil	EPU: 1991:01 - 2017:03			IIE-Br/FGV: 2000:01 - 2017:06		
	$\alpha(\tau)$	t-statistic	Valor Crítico	$\alpha(\tau)$	t-statistic	Valor Crítico
0,05	0,566*	-5,841	-2,310	0,797*	-4,397	-2,310
0,10	0,543*	-5,344	-2,310	0,781*	-4,833	-2,310
0,15	0,491*	-6,180	-2,310	0,752*	-5,523	-2,761
0,20	0,513*	-5,744	-2,324	0,762*	-4,724	-2,736
0,25	0,553*	-5,602	-2,569	0,748*	-4,841	-2,886
0,30	0,587*	-4,813	-2,564	0,772*	-4,030	-2,707
0,35	0,718*	-3,536	-2,691	0,755*	-4,268	-2,949
0,40	0,776	-2,614	-2,815	0,785*	-3,638	-2,729
0,45	0,815	-2,262	-3,012	0,809*	-3,174	-2,851
0,50	0,828	-1,756	-2,935	0,830*	-3,152	-2,923
0,55	0,830	-1,717	-2,972	0,840	-2,771	-2,949
0,60	0,827	-1,668	-3,018	0,856	-2,475	-3,038
0,65	0,874	-1,182	-3,125	0,940	-0,907	-2,856
0,70	0,904	-0,759	-3,101	0,962	-0,492	-3,066
0,75	0,994	-0,042	-3,101	0,983	-0,210	-3,038
0,80	0,999	-0,006	-3,161	1,038	0,338	-3,011
0,85	1,093	0,494	-2,984	0,966	-0,267	-2,871
0,90	1,223	1,136	-2,911	1,005	0,022	-3,276
0,95	1,219	1,638	-2,383	1,060	0,257	-3,151

Nota: Estimativas pontuais, estatísticas t e valores críticos para o nível de 5% de significância. Se a estatística t for menor que o valor crítico rejeita-se a hipótese nula de  $\alpha(\tau) = 1$  a 5%.

selecionado o modelo AR(3), enquanto para a série IIE-Br/FGV foi selecionado o modelo AR(1). Todas as autocorrelações residuais encontraram-se dentro do intervalo assintótico de 95% de confiança, sugerindo que os modelos foram suficiente para filtrar a correlação serial em ambos os casos.

A captura da assimetria presente nas funções densidade estimadas é realizada por meio de duas etapas:

- Analisa-se a dispersão das distribuições, utilizando a amplitude condicional  $\hat{R}(\hat{\pi}_t|Q_x(\tau))$  (diferença entre o maior e o menor valor da distribuição condicional) e o desvio padrão condicional  $\hat{\sigma}(\hat{\pi}_t|Q_x(\tau))$ ; e
- Calcula-se as probabilidades de transição quantílica da série de incerteza e verifica sua disposição.

Como estima-se a densidade condicional aos quantis de  $y_{t-1}$ , pode-se calcular as probabilidades de transição para os demais intervalos quantílicos no período  $t$ . Basicamente, verifica-se se a densidade condicional ao quantil  $\tau_k$  contem os valores dos demais intervalos quantílicos de interesse. Este cálculo permite analisar com maior profundidade a persistência das distribuições e a possibilidade de transição em casos de choques. Os resultados já encontrados sinalizam uma considerável assimetria em ambas as *proxies* de incerteza brasileira.

Conforme seção 2, a literatura sugere que a partir de aumentos na incerteza, empresas e consumidores postergam suas decisões, o que reduz a atividade econômica. Já quando a incerteza diminui, a atividade econômica se recupera devido a execução das decisões planejadas dos agentes econômicos.

Contudo, os resultados aqui obtidos sugerem que a incerteza apresenta comportamento assimétrico e localmente persistente. Esta característica desempenha papel fundamental na análise das políticas públicas, já que as ações governamentais baseadas em valores médios podem levar a resultados divergentes dos esperados e recuperações mais lentas do que podem ser esperados. Por exemplo, conforme [Aastveit et al. \(2013\)](#), choques de política monetária têm efeitos relativamente menores sobre a atividade econômica quando o nível de incerteza é elevado.

### 3.3.1 Índice EPU – Modelo AR(3)

A partir do modelo AR(3) selecionado, estima-se as funções densidade condicionais utilizando os valores quantílicos da incerteza em  $t - 1$  e fixando os demais lags na mediana. Observe que quando seleciona-se quantis específicos em  $t - 1$  pode-se analisar a assimetria da distribuição condicional ao longo desses valores, mas também inferir sobre a probabilidade da incerteza se deslocar no próximo período, compreendendo melhor sua persistência em situações distintas.

Ainda, a intuição de fixar os lags anteriores na mediana pode ser interpretado como a economia em uma situação de incerteza padrão em  $t - 3$  e  $t - 2$ , mas que ao ser impactada por uma inovação em  $t - 1$  resulta nas probabilidades previstas para o estado em  $t$ .

Inicialmente, na Tabela 2, analisa-se a dispersão das distribuições em termos de desvio padrão condicional e amplitude condicional. Os resultados mostram que a dispersão e a amplitude são diferentes para períodos de baixa e alta incertezas. Além disso, o desvio padrão e a amplitude parecem dobrar do quantil 10% até o 90%.

Tabela 2 – Modelo AR(3) - dispersão e amplitude

$Q_{y_{t-1}}(\tau)$	$\hat{\sigma}(\hat{y}_t Q_{y_{t-1}}(\tau))$	$\hat{R}(\hat{y}_t Q_{y_{t-1}}(\tau))$
47.90 $_{\tau=0.10}$	32.96	198.87
63.36 $_{\tau=0.20}$	36.01	208.90
78.31 $_{\tau=0.30}$	39.03	218.66
89.67 $_{\tau=0.40}$	41.30	226.18
103.99 $_{\tau=0.50}$	44.18	235.55
118.91 $_{\tau=0.60}$	47.26	245.52
135.19 $_{\tau=0.70}$	50.54	256.26
154.30 $_{\tau=0.80}$	54.52	272.82
200.47 $_{\tau=0.90}$	64.07	312.46

Buscando respostas mais robustas, na Tabela 3, investiga-se em termos preditivos as possibilidades de mudanças quantílicas da incerteza<sup>7</sup>. Pode-se observar que a probabilidade da incerteza se mover do quantil 10% para o intervalo entre (90%-100%) é nula. O mesmo ocorre no sentido oposto, a probabilidade de que a incerteza se mova do quantil 90% para o intervalo entre (0%-10%), repentinamente, é nula.

Portanto, os resultados sugerem que na economia brasileira choques na incerteza não geram deslocamentos de estados extremos, isto é, de um estado de baixa incerteza para o estado de alta incerteza e vice-versa.

Porém, pode-se notar que quando a incerteza se encontra acima da mediana em  $t - 1$ , a probabilidade deste estado continuar nesta faixa superior (ou a soma dos intervalos de 50% até 100%)

<sup>7</sup> Note que os elementos de cada linha somam 1, pois divide-se as distribuições condicionais em termos quantílicos

é sempre maior que 50%. Além disso, quando a incerteza está no quantil 10%, a probabilidade deste estado permanecer neste valor no período seguinte é inferior a probabilidade de que no quantil 90% a incerteza continue nessa faixa no período seguinte.

Logo, esses cálculos reforçam os resultados assimétricos do teste de raiz unitária quantílico, quanto a persistência da incerteza nos quantis superiores.

Tabela 3 – Modelo AR(3) - transição

$Q_{y_{t-1}}(\tau)$	$P(0/10)$	$P(10/20)$	$P(20/30)$	$P(30/40)$	$P(40/50)$	$P(50/60)$	$P(60/70)$	$P(70/80)$	$P(80/90)$	$P(90/100)$
$\tau = 0.10$	0,158	0,182	0,187	0,160	0,114	0,077	0,051	0,035	0,034	0,000
$\tau = 0.20$	0,114	0,159	0,165	0,147	0,146	0,094	0,068	0,049	0,053	0,004
$\tau = 0.30$	0,082	0,132	0,155	0,124	0,159	0,113	0,081	0,066	0,07	0,015
$\tau = 0.40$	0,064	0,112	0,146	0,115	0,153	0,127	0,09	0,077	0,086	0,026
$\tau = 0.50$	0,046	0,091	0,132	0,109	0,141	0,137	0,102	0,088	0,109	0,042
$\tau = 0.60$	0,03	0,073	0,114	0,102	0,131	0,139	0,112	0,099	0,135	0,061
$\tau = 0.70$	0,017	0,058	0,097	0,092	0,123	0,134	0,121	0,107	0,159	0,087
$\tau = 0.80$	0,007	0,044	0,078	0,079	0,113	0,126	0,126	0,115	0,181	0,126
$\tau = 0.90$	0,000	0,015	0,0465	0,053	0,082	0,103	0,117	0,134	0,210	0,235

Por fim, as Figuras 4 e 5 reforçam toda a análise de desvios, amplitudes e probabilidades condicionais. Sugere que a distribuição condicional da incerteza vai se deslocando para direita, tornando-se cada vez mais assimétrica positiva, engrossando a cauda direita e concentrando à esquerda.

Ainda, conforme a Figura 5, a sobreposição mostra que as distribuições se tornam cada vez mais achatadas e com grande amplitude, logo o crescimento da própria incerteza faz com que a variabilidade para os valores no período seguinte sejam significativos e a frequência de valores baixos diminua.

Figura 4 – Modelo AR(3) - densidades

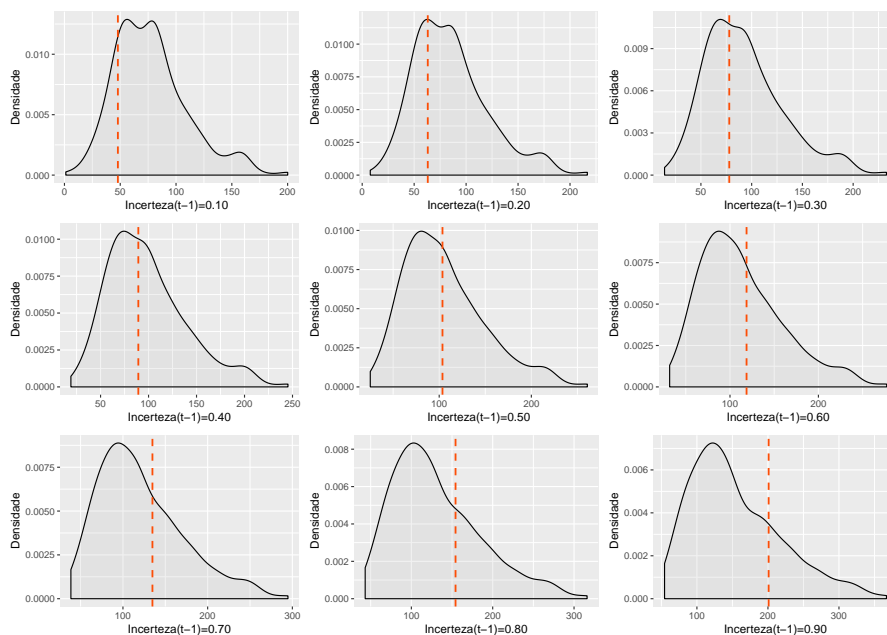
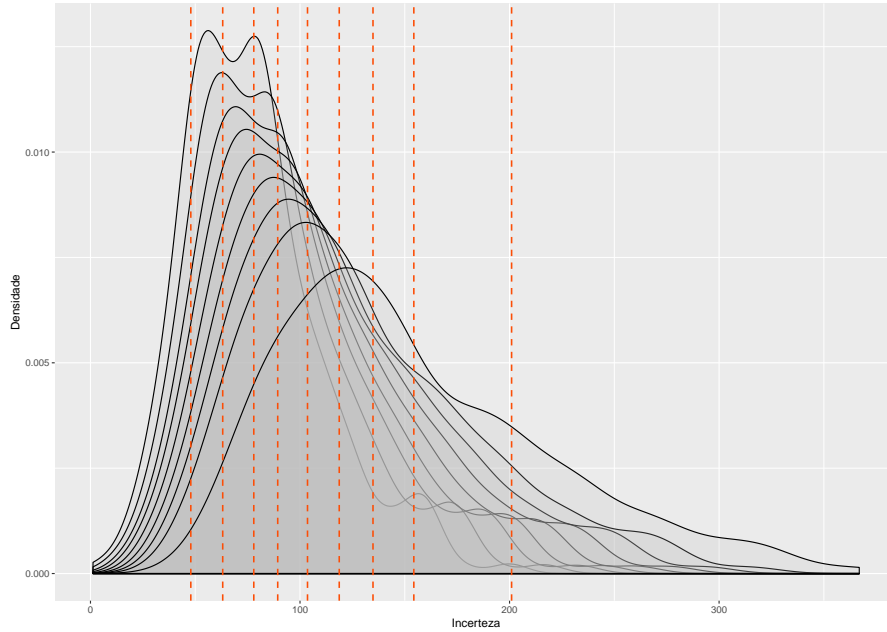


Figura 5 – Modelo AR(3) - densidades sobrepostas



### 3.3.2 IIE-Br/FGV – Modelo AR(1)

Como simples critério de comparação e robustez de resultados, repete-se os exercícios para a outra *proxy* de incerteza (IIE-Br/FGV) cujo modelo selecionado foi AR(1). A Tabela 4 também mostra que a dispersão e a amplitude são diferentes para períodos de baixa incerteza e períodos de grande incerteza, corroborando a presença de assimetria.

Contudo, nesta série de incerteza o desvio padrão aumenta, enquanto a amplitude diminui significativamente. Tais resultados apontam indícios de persistência nos momentos de fortes níveis de incerteza.

Tabela 4 – Modelo AR(1) - dispersão e amplitude

$Q_{y_{t-1}}(\tau)$	$\hat{\sigma}(\hat{y}_t Q_{y_{t-1}}(\tau))$	$\hat{R}(\hat{y}_t Q_{y_{t-1}}(\tau))$
47.90 $_{\tau=0.10}$	33.73	174.04
63.36 $_{\tau=0.20}$	38.15	189.92
78.31 $_{\tau=0.30}$	42.45	212.86
89.67 $_{\tau=0.40}$	45.72	230.28
103.99 $_{\tau=0.50}$	49.87	252.24
118.91 $_{\tau=0.60}$	54.19	275.13
135.19 $_{\tau=0.70}$	58.93	300.10
154.30 $_{\tau=0.80}$	64.50	329.42
200.47 $_{\tau=0.90}$	77.98	400.23

Já na Tabela 5 investiga-se em termos preditivos as possibilidades de mudanças quantílicas de nível de incerteza. Pode-se observar que a probabilidade da incerteza se mover do quantil 90% para o intervalo entre (0%-10%) é nula.

Contudo, a probabilidade que a incerteza se desloque do quantil 10% para o intervalo entre (90%-100%) é existente, de aproximadamente 1%. Ou seja, segundo a *proxy* IIE-Br/FGV aparente-



mente na economia brasileira choques positivos na incerteza podem deslocar, mesmo a uma baixa probabilidade, de um extremo ao outro. Ainda, observa-se que quando a incerteza se encontra acima da mediana em  $t - 1$ , a probabilidade desta situação continuar nesta faixa é ainda maior, sempre superior a 70%, corroborando também os resultados assimétricos e de persistência superior do teste de raiz unitária.

Por fim, as Figuras 6 e 7 também reforçam toda a análise de desvios, amplitudes e probabilidades condicionais para a *proxy* IIE-Br/FGV. A distribuição condicional da incerteza vai se deslocando para direita, engrossando cada vez mais a cauda direita.

Entretanto, neste caso, a sobreposição mostra que as distribuições se tornam cada vez mais concentradas e achatadas o que está de acordo com as evidências de persistência em choques positivos.

Tabela 5 – Modelo AR(1) - transição

$Q_{y_{t-1}}(\tau)$	$P(0/10)$	$P(10/20)$	$P(20/30)$	$P(30/40)$	$P(40/50)$	$P(50/60)$	$P(60/70)$	$P(70/80)$	$P(80/90)$	$P(90/100)$
$\tau = 0.10$	0,372	0,273	0,185	0,036	0,050	0,040	0,020	0,005	0,005	0,010
$\tau = 0.20$	0,173	0,238	0,252	0,105	0,097	0,058	0,047	0,011	0,004	0,010
$\tau = 0.30$	0,063	0,144	0,240	0,124	0,190	0,111	0,083	0,027	0,005	0,010
$\tau = 0.40$	0,031	0,105	0,201	0,126	0,204	0,168	0,104	0,042	0,006	0,010
$\tau = 0.50$	0,000	0,051	0,127	0,101	0,208	0,219	0,190	0,080	0,009	0,010
$\tau = 0.60$	0,000	0,008	0,055	0,058	0,165	0,224	0,311	0,146	0,018	0,011
$\tau = 0.70$	0,000	0,000	0,003	0,012	0,047	0,142	0,340	0,369	0,067	0,016
$\tau = 0.80$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,010	0,092	0,486	0,320	0,090
$\tau = 0.90$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007	0,201	0,413	0,377

Figura 6 – Modelo AR(1) - densidades

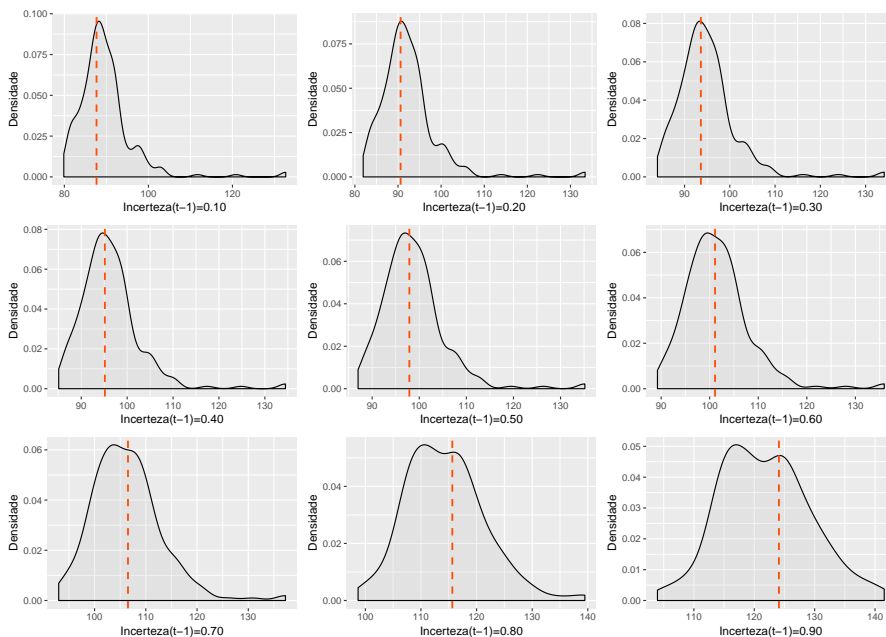
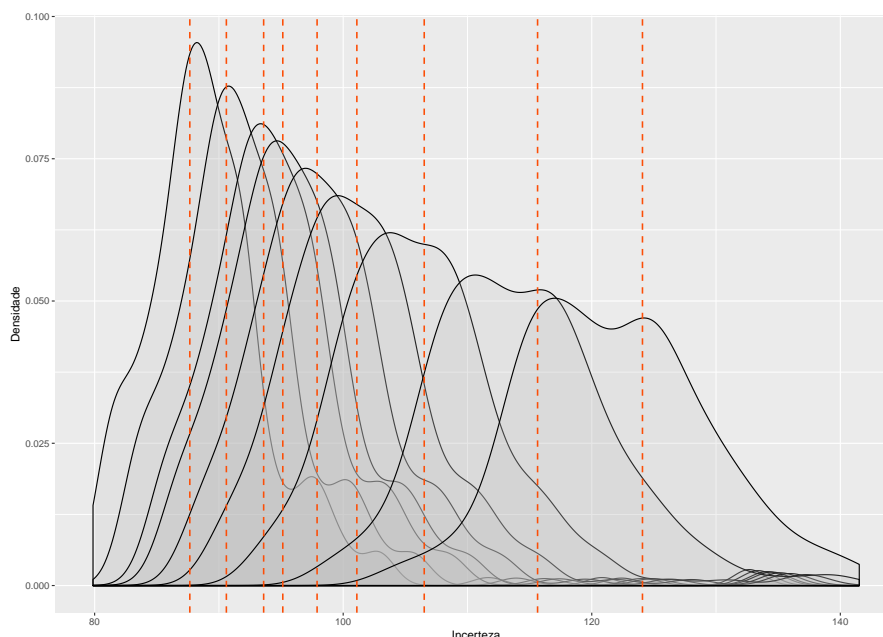


Figura 7 – Modelo AR(1) - densidades sobrepostas



## 4 Considerações finais

O número de estudos sobre incerteza na economia têm aumentando, em parte devido às novas técnicas que permitem a construção de proxies adequadas para a incerteza, fundamentalmente não observável, com destaque à técnica de web-scraping que permite a extrair informações online e atualizadas, e que tem sido frequentemente utilizada na construção desses indicadores.

Neste contexto, o presente estudo investigou a presença de efeitos assimétricos de choques na dinâmica da incerteza usando autoregressão quantílica no teste de raiz unitária, o que permite efeitos heterogêneos de choques de sinais e magnitudes diferentes. Para os dois indicadores de incerteza considerados para a economia brasileira, foi possível observar um comportamento assimétrico nas estimativas do coeficiente autoregressivo, onde que, para quantis condicionais mais baixos, ocorre uma tendência de reversão para a média, enquanto que, para quantis condicionais mais altos, observa-se um comportamento não estacionário, por vezes, explosivo.

Portanto, choques que tendem a elevar o nível de incerteza, por exemplo, como a recessão de 2008/2009, podem ter efeitos permanentes na economia. Por outro lado, nas outras partes da distribuição condicional da incerteza, os resultados indicam que os choques apresentam efeitos transitórios. Resultados corroborados pela análise de dispersão, amplitude e densidades. Desse modo, os resultados empíricos demonstram uma importante característica da dinâmica da incerteza no Brasil, ainda não explorada.

Em termos econômicos, em níveis altos de incerteza, um choque adverso e significativo tende a dificultar ainda mais ações políticas de recuperação econômica. Por exemplo, choques de política monetária podem ter efeitos relativamente menores sobre a atividade econômica quando o nível de incerteza é elevado, conforme observado por [Aastveit et al. \(2013\)](#).

## Referências

- AASTVEIT, K. A.; NATVIK, G. J.; SOLA, S. Economic uncertainty and the effectiveness of monetary policy. *Norges Bank Working Paper Series*, n. 17, 2013.
- AGIAKLOGLOU, C.; NEWBOLD, P. The balance between size and power in dickey-fuller tests with data-dependent rules for the choice of truncation lag. *Economics Letters*, v. 52, n. 3, p. 229–234, 1996.
- AROURI, M.; ESTAY, C.; RAULT C. ROUBAUD, D. Economic policy uncertainty and stock markets: Long-run evidence from the us. *Finance Research Letters*, v. 18, p. 136–141, 2016.
- BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. *NBER Working Paper Series*, n. 21633, 2015.
- BECKMANN, J.; CZUDAJ, R. Exchange rate expectations and economic policy uncertainty. *European Journal of Political Economy*, v. 47, p. 148–162, 2017.
- BEKIROU, S.; GUPTA, R.; MAJUMDAR, A. Incorporating economic policy uncertainty in us equity premium models: A nonlinear predictability analysis. *Finance Research Letters*, n. 18, p. 291–296, 2016.
- BERNAL, O.; GNABO, J.; GUILMIN, G. Economic policy uncertainty and risk spillovers in the eurozone. *Journal of International Money and Finance*, n. 65, p. 24–45, 2016.
- BERNANKE, B. S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 98, n. 1, p. 85–106, 1983.
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 623–685, 2009.
- BLOOM, N.; KOSE, M. A.; TERRONES, M. E. Held back by uncertainty. *Finance and Development*, p. 38–41, 2013.
- BORDO, M. D.; DUCA, J. V.; KOCH, C. Economic policy uncertainty and the credit channel: Agregate and bank level u.s. evidence over several decades. *Journal of Financial Stability*, v. 26, p. 90–106, 2016.
- BREDIN, D.; FOUNTAS, S. Is macroeconomic uncertainty bad for macroeconomic performance? evidence from five asian countries. *Centre for Financial Markets Working Paper Series*, n. 04, 2007.
- CHOUDHRY, T. Stock market volatility and the us consumer expenditure. *Journal of Macroeconomics*, v. 25, p. 367–385, 2003.
- DAKHLAOU, I.; ALOUI, C. The interactive relationship between the u.s. economic policy uncertainty and bric stock markets. *International Economics*, v. 146, p. 141–157, 2016.
- DENIS, S.; KANNAN, P. The impact of uncertainty shocks on the uk economy. *IMF Working Paper*, n. 66, 2013.
- DIXIT, A. K.; PINDYCK, R. S. *Investment under Uncertainty*. [S.l.]: Princeton University Press, 1994.
- EJARQUE, J. Uncertainty, irreversibility, durable consumption and the great depression. *Economica*, v. 76, n. 303, p. 574–587, 2009.

- FILHO, A. E. d. C. Incerteza e atividade econômica no brasil. *Economia Aplicada*, n. 18, p. 421–453, 2014.
- FILHO, T. N. T. S. Is the investment-uncertainty link really elusive? the harmful effects of inflation uncertainty in brazil. *Banco Central do Brasil, Working Paper Series*, n. 157, 2007.
- GALVAO, A. F. Unit root quantile autoregression testing using covariates. *Journal of Econometrics*, v. 152, n. 2, p. 165–178, 2009.
- GILCHRIST, S.; SIM, J. W.; ZAKRAJSEK, E. Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics. *NBER Working Paper Series*, n. 20038, 2014.
- HADDOW, A.; HARE, C. Macroeconomic uncertainty: what is it, how can we measure it and why does it matter? *Quarterly Bulletin*, n. Q2, p. 100–109, 2013.
- ISTREFI, K.; PILOIU, A. Economic policy uncertainty and inflation expectations. *Banque de France Working Paper*, n. 511, 2015.
- KOENKER, R.; XIAO, Z. Unit root quantile autoregression inference. *Journal of the American Statistical Association*, v. 99, p. 775–787, 2004.
- KOENKER, R. W.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978.
- LIU, L.; ZHANG, T. Economic policy uncertainty and stock market volatility. *Finance Research Letters*, v. 15, p. 99–105, 2015.
- MAIA, A. L. S.; CRIBARI-NETO, F. Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto-regressão quantílica. *Revista Brasileira de Economia*, 2006.
- MENEGATTI, M. Uncertainty and consumption: New evidence in ocde countries. *Università di Parma Working Paper Series*, n. 8, 2006.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519–1554, 2001.
- PEREIRA, R. M. Investment and uncertainty in a quadratic adjustment cost model: Evidence from brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 55, n. 2, p. 283–311, 2001.
- POPP, A.; ZHANG, F. The macroeconomics effects of uncertainty shocks: The role of the financial chanel. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 69, p. 319–349, 2016.
- RAUNIG, B.; SCHARLER, J. Stock market volatility, consumption and investment: An evaluation of the uncertainty hypothesis using post-war u.s. data. *Austrian Central Bank Working Paper Series*, n. 168, 2011.
- ROMER, C. D. The great crash and the onset of the great depression. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 105, n. 3, p. 597–624, 1990.