

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SOCIOECONÔMICO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES
INTERNACIONAIS
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Gabriel Vicente Boschi Toscani

Assimetria e Persistência de Choques nos Preços da Gasolina:
Um estudo dos Municípios Brasileiros

FLORIANOPOLIS
2020

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SOCIOECONÔMICO
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DISCIPLINA: MONOGRAFIA - CNM 5420

Assimetria e Persistência de Choques nos Preços da Gasolina: Um estudo
dos Municípios Brasileiros

Aluno (a): Gabriel Vicente Boschi Toscani

Assinatura:

Matrícula: 15101362

Telefone e e-mail:

Orientador: Prof.(a): Guilherme de Oliveira

De acordo:

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA

GABRIEL VICENTE BOSCHI TOSCANI

Esta Monografia foi julgada adequada para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas, sendo aprovada em sua forma final pela banca examinadora:

Orientador(a): Prof. Dr. Guilherme de
Oliveira
Universidade Federal de Santa Catarina -
UFSC

Professor
Helberte João França Almeida
Universidade Federal de Santa Catarina -
UFSC

Professor
Cassiano Ricardo Dalberto
Universidade Federal de Santa Catarina -
UFSC

Florianópolis, 26 de fevereiro de 2020

Agradecimentos

Acredito que tenho uma longa lista de pessoas para agradecer, pessoas que fizeram com que este trabalho fosse possível direta ou indiretamente. A todos os citados, gostaria que soubessem que sem vocês eu seria menos do que sou hoje.

Dizem que a família é a base de tudo, aos que duvidam teremos que concordar em discordar. Meu primeiro e provavelmente mais especial agradecimento pertence aos meus pais, Salete Boschi e Marcelo Toscani. Se sem meus colegas eu seria menos, sem eles eu não seria nada, muito obrigado por tudo, por acreditarem, me aguentarem, pelos momentos bons e ruins, por estarem sempre lá. Meus tios Denise e Darwin possuem um lugar especial nos meus agradecimentos também, o empenho de vocês em manter a família unida e próxima é algo que sempre serei grato e certamente contribuiu pro resultado de hoje.

Seria quase injusto abrir os agradecimentos falando de família e não citar as pessoas mais próximas de uma família não consanguínea que eu tenho. Luísa, André, Pedro, Allison, Daniel e Dana, que frequentemente estiveram mais tempo comigo que meus pais, não é nenhum exagero afirmar que eu sou o que sou hoje por causa de vocês, qualquer conquista pessoal é em parte de vocês e este trabalho não é exceção. De coração, obrigado por tudo.

Aos que entraram no curso comigo e fizeram da faculdade um lugar que eu queria estar, responsáveis por muitas memórias e frequentemente pela falta delas, Felipe, Leandrão, Fabio, Zanco, Lacombe, Diego, Jean, Santa Rosa, tudo teria sido mais difícil sem vocês. Aos amigos feitos durante o curso, principalmente nas matérias do responsável por orientar este TCC, Thales, Edu, Mari, Alessandra, Sheep, Gabi Kluge, Akauã e Emily, obrigado pelos momentos, pelas conversas e pelo sofrimento compartilhado em algumas matérias (no bom sentido).

Aos meus colegas de trabalho, por darem sentido à frase trabalhe com o que(m) gosta e não terá que trabalhar um dia sequer. Quadros, Matheus, Daniel, Vítor, Doug, Fernanda, Pedro, Rafaela, Tuka, sabemos que a frase ali em cima não é exatamente verdade, mas vocês diariamente fazem o meu dia melhor e por isso sou muito grato a todos.

Um agradecimento especial ao André Marques pela solicitude no início do projeto. Com certeza, tanto como referência de literatura quanto como consultor no caso de eventuais dúvidas, sua participação foi fundamental na viabilidade e desenvolvimento do projeto.

Gostaria de deixar este parágrafo para agradecer às pessoas que conheci na graduação e efetivamente me inspiraram e me motivaram a ser uma versão melhor de mim mesmo.

Ao professor Guilherme Valle Moura pelas frequentes indicações de livros, artigos e pela ajuda no processo seletivo do meu primeiro estágio, que virou meu primeiro emprego e no qual estou até hoje. À Aisha, pessoa que contribuiu mais pra minha formação do que a maioria dos professores, que nunca se negou a me ajudar no que podia, responsável pelo meu primeiro contato com o R, sem o qual eu não teria nem emprego nem TCC, e por quem eu sempre estarei torcendo. À Stella, por ir além do campo profissional e acadêmico e ser a maior responsável pelo meu desenvolvimento e amadurecimento como pessoa, em tantos aspectos que não caberiam aqui. À Agustina, por ser a melhor surpresa que tive na graduação, minha professora de alemão que se tornou minha melhor amiga e alguém que posso contar irrestritamente e espero que saiba que pode contar comigo também.

Por fim, dentre todos os citados certamente o maior responsável por este trabalho ter saído do papel. Guilherme, muito obrigado por ter sido o melhor professor da graduação, por ter sido um orientador incrível e comprometido e, mais que ambos, obrigado por ter se tornado um amigo com quem posso contar.

*“Now, bring me that horizon,
and really bad eggs.”*

(Jack Sparrow, Pirates of the Caribbean: The Curse of the Black Pearl)

Resumo

Transmissão assimétrica de preços é um tema frequentemente debatido, tanto pelo consumidor médio quanto pela literatura econômica, devido aos seus impactos negativos sobre o nível de bem estar. Neste contexto, o presente trabalho se propõe a realizar um estudo acerca da transmissão dos preços no mercado de varejo de gasolina comum nos municípios brasileiros e da persistência de choques sobre o nível destes preços. A técnica de autoregressão quantílica foi utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária ao longo de diferentes quantis da variável de resposta. Para a realização do teste de hipóteses foram construídos erros padrão utilizando um método de *bootstrap*. Foi encontrada evidência de transmissão assimétrica para 77 dos 169 municípios analisados, correspondendo a 45,56% da amostra. Com relação à persistência dos choques, foi verificado que variações no nível de preços dentro dos três primeiros decis tem maior tendência a serem temporárias, enquanto variações no quarto decil e acima apresentam evidência robusta de persistência.

Palavras-chave: Transmissão Assimétrica de Preços. Persistência. Mercado de Combustíveis. Auto-Regressão Quantílica. Bootstrap.

Abstract

Asymmetric price transmission is an often debated subject, both by the average consumer and the economic literature, due to its negative impacts on the overall level of welfare. Within this context, this work aims to conduct a study over the asymmetric price transmission for the gasoline retail market on the Brazilian cities and the persistence of the shocks on the overall level of these prices. The quantile autoregression technique was used to test the null hypothesis of unit root at different quantiles of the response variable. For the hypothesis test the standard errors were calculated using a bootstrap procedure. Evidence of asymmetric price transmission was found for 77 of 169 studied cities, corresponding to 45.56% of the sample. Concerning price shocks persistence, it was verified that variations on the level of prices within the first three deciles have greater tendency of being temporary, while variations above the fourth decile present strong evidence of persistence.

Keywords: Asymmetric Price Transmission. Persistence. Fuel Retail Market. Quantile Auto Regression. Bootstrap

Lista de ilustrações

| | |
|---|----|
| Figura 1 – Diagrama da Cadeia Produtiva da Gasolina | 25 |
| Figura 2 – Curva de Oferta de curto prazo para uma firma tomadora de preços . . | 28 |
| Figura 3 – Preços e Quantidades sob competição imperfeita | 29 |
| Figura 4 – Total de Postos de Gasolina pesquisados, por Estado | 39 |
| Figura 5 – Preço médio Belo Horizonte, Teresina, Manaus, São Luís - Maior Coeficiente de Variação | 41 |
| Figura 6 – Preço médio Macapá, Boa Vista, Florianópolis, Belém - Menor Coeficiente de Variação | 41 |
| Figura 7 – Máximo coeficiente AR por Quantil | 43 |
| Figura 8 – Total de cidades onde se rejeitou a hipótese nula $\alpha = 1$ - Por quantil . | 44 |
| Figura 9 – Máximo coeficiente AR por Quantil - Municípios selecionados | 45 |

Lista de tabelas

| | |
|--|----|
| Tabela 1 – Estatísticas descritivas para as capitais brasileiras. | 40 |
| Tabela 2 – Coeficiente AR e estatísticas t estimados para cada decil do preço da gasolina | 46 |
| Tabela 3 – Total de municípios, municípios com evidência de assimetria e razão percentual. | 47 |
| Tabela 4 – Total de municípios, municípios com evidência de assimetria e razão percentual. Agregado por Região | 47 |
| Tabela 5 – Tabela de Resultados Completa | 58 |
| Tabela 6 – Tabela de Resultados Completa - Continuação | 59 |
| Tabela 7 – Tabela de Resultados Completa - Continuação | 60 |
| Tabela 8 – Tabela de Resultados Completa - Continuação | 61 |
| Tabela 9 – Tabela de Resultados Completa - Continuação | 62 |

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

Toscani, Gabriel Vicente Boschi
Assimetria e Persistência de Choques nos Preços da
Gasolina:Um estudo dos Municípios Brasileiros / Gabriel
Vicente Boschi Toscani ; orientador, Guilherme de
Oliveira, 2020.
72 p.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) -
Universidade Federal de Santa Catarina, Centro Sócio
Econômico, Graduação em Ciências Econômicas, Florianópolis,
2020.

Inclui referências.

1. Ciências Econômicas. 2. Transmissão Assimétrica de
Preços. 3. Mercado de Combustíveis. 4. Auto-Regressão
Quantílica. 5. Bootstrap. I. de Oliveira, Guilherme. II.
Universidade Federal de Santa Catarina. Graduação em
Ciências Econômicas. III. Título.

Sumário

| | | |
|------------|---|-----------|
| 1 | INTRODUÇÃO | 19 |
| 1.1 | OBJETIVOS | 22 |
| 1.1.1 | Objetivo geral | 22 |
| 1.1.2 | Objetivos específicos | 22 |
| 1.2 | Estrutura da Monografia | 22 |
| 2 | REVISÃO DE LITERATURA | 23 |
| 2.1 | Mercado de combustíveis: Contexto geral | 23 |
| 2.2 | Transmissão assimétrica de preços | 25 |
| 2.3 | Evidências para o mercado de combustíveis | 30 |
| 3 | PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS | 33 |
| 3.1 | O modelo de Auto-Regressão Quantílica | 34 |
| 3.2 | Coleta e tratamento dos dados | 37 |
| 4 | RESULTADOS E DISCUSSÃO | 39 |
| 4.1 | Resultados | 42 |
| 5 | CONSIDERAÇÕES FINAIS | 49 |
| | REFERÊNCIAS | 51 |
| | APÊNDICES | 55 |
| | APÊNDICE A – TABELA COMPLETA | 57 |
| | APÊNDICE B – CÓDIGO UTILIZADO | 63 |

1 INTRODUÇÃO

De maneira geral, consumidores têm a percepção de que os produtores são mais propensos a aumentar do que diminuir o preço de seus bens e serviços no mercado. Por um lado, esta percepção pode ser interpretada como um comportamento típico de aversão à perda, como amplamente documentado por Kahneman e Tversky (1979) e objeto central de estudo na área de economia comportamental. Por outro lado, pode ser sintoma de um fenômeno conhecido como Transmissão Assimétrica de Preços (TAP) o qual implica que uma redução no preço de um bem situado no começo da cadeia produtiva pode não se refletir integralmente no preço do bem no final desta cadeia.

Para além de sua importância como crítica à teoria econômica convencional de formação de preços, o conceito de TAP desempenha também importante papel no desenho de políticas públicas, tanto como fator a ser considerado quanto motivo principal da aplicação da política.¹ Por um lado, se uma política pública tem o objetivo de ajustar o preço de um bem final através da intervenção sobre preços do início da cadeia produtiva, cenários de transmissão assimétrica entre os setores envolvidos na cadeia devem ser considerados para que seja alcançado o objetivo inicial. Em políticas com objetivo de distribuição de renda, por exemplo, preços transmitidos assimetricamente acabam por fazer com que um dos grupos não se beneficie de maneira eficiente de uma queda (consumidores) ou aumento (produtores) nos preços como o fariam em um contexto de simetria. Por outro lado, altos níveis de assimetria de transmissão podem ser indicativos de competição imperfeita e/ou falhas de mercado, sendo necessária uma ação do governo para minimizar os efeitos adversos deste tipo de situação.

De fato, diversos estudos investigaram empiricamente este fenômeno para os mais diversos mercados, sendo o artigo de Peltzman (2000) frequentemente citado. Nele, o autor retoma a discussão da transmissão assimétrica de preços ao afirmar, em estudo analisando o comportamento dos preços de 77 bens de consumo e 165 bens intermediários que os preços de bens finais respondem mais rapidamente a aumentos do que a reduções nos preços dos bens primários. Apesar de não tão abrangente quanto o artigo de Peltzman, o trabalho de Bacon (1991) pode ser considerado como o pontapé inicial na literatura empírica de transmissão assimétrica de preços, trazendo consigo o foco em um dos mercados onde este tipo de fenômeno é mais observado e estudado: o mercado de combustíveis. Em seu estudo, Bacon (1991) utiliza dados de 1982 a 1989 do mercado do Reino Unido, modelados através de uma função quadrática de ajuste de quantidade, para estimar uma velocidade de ajuste do preço da gasolina cerca de 8% maior para choques positivos no preço do petróleo. Ainda

¹ Para uma revisão da hipótese de transmissão assimétrica e sua crítica à teoria convencional de formação de preços ver, por exemplo, Meyer e Cramon-Taubadel (2004).

segundo o autor, há evidência de que o ajuste para choques positivos tende a ser mais brusco do que para choques negativos, mais uniforme durante o tempo.

O fato do mercado de combustíveis ser um exemplo canônico de mercado altamente suscetível à oligopolização, juntamente com o fato de que o preço dos combustíveis tem grande impacto na atividade econômica como um todo, justifica o grande interesse acadêmico na dinâmica de transmissão de preços neste mercado. Primeiramente, em situações em que o preço é transmitido assimetricamente devido à firma possuir poder de mercado - por exemplo, um posto de gasolina monopolista não transmitir inteiramente um choque negativo no preço - há uma perda de bem estar do consumidor causada pela elevação do preço acima do preço de equilíbrio para aquele mercado. Seguindo esta mesma linha de análise, dado que a gasolina é um bem essencial em diversas cadeias produtivas, uma ineficiência suficientemente grande neste mercado pode ter impactos diretos sobre a inflação.

No contexto brasileiro, onde a maior produtora e distribuidora de combustíveis do país é estatal (Petrobras), torna-se ainda mais imperativo o mapeamento dos mecanismos de transmissão de preços dentro da cadeia produtiva de combustíveis no Brasil. Quatro principais etapas compõem a cadeia produtiva de combustíveis: extração, refino, distribuição e comercialização. Por ser uma cadeia complexa, a formação do preço depende de diversas etapas, todas sendo sujeitas a choques que podem não ser transmitidos de maneira simétrica. Um exemplo pode ser encontrado na etapa de refino, onde a Petrobras, até 2017, detinha mais de 90% da participação no mercado brasileiro (ROSA; ORDOÑEZ, 2017). Dado que as refinarias definem o preço que cobram das distribuidoras, responsáveis por repassar os combustíveis para os postos de comercialização, a ausência de competição nesta etapa do processo e uma possível assimetria na transmissão de preços decorrente desta ausência pode ter severos impactos sobre a cadeia produtiva. O mesmo fenômeno, de ausência de competição causando assimetria na transmissão de preços, pode ser frequentemente observado no varejo, onde denúncias de formação de cartel e preços abusivos são relativamente comuns.

Silva et al. (2014) e Cardoso, Bittencourt e Irwin (2016) encontraram, através de diferentes metodologias, evidências de assimetria para o mercado brasileiro de gasolina, o que se alinha com as evidências empíricas para outros países como por exemplo Holanda (ver Bettendorf, Geest e Varkevisser (2003)) e Reino Unido (Wlazłowski (2003)).

Contudo, existem problemas metodológicos no procedimento de estimação da TAP. Meyer e Cramon-Taubadel (2004) mapeiam cinco principais limitações metodológicas na literatura empírica. Primeiramente, problemas de multicolinearidade podem surgir ao segmentar variáveis em componentes crescentes e decrescentes conforme feito em diversos métodos baseados em pré-cointegração baseados em somas recursivas de choques positivos e negativos nos preços. Anomalias e/ou quebras estruturais nas séries de preços, principal-

mente em metodologias baseadas em séries de tempo, mostram-se também problemáticas pois podem levar a uma rejeição excessiva da hipótese nula de simetria na transmissão de preços. Outra limitação relevante vem da frequência dos dados. Conforme apontado pelos autores, dados em frequência menor - por exemplo mensal - tendem a simplificar os modelos conforme as variáveis defasadas perdem significância, fazendo com que os coeficientes restantes tendam à unidade. Outra questão relevante ao se falar sobre transmissão assimétrica é a diferenciação entre TAP estatisticamente e economicamente significativa. Os autores apontam que muito pouco se discute se o fenômeno de TAP é, por exemplo, advindo de custos de ajustamento, um caso economicamente negligenciável, ou se é um sintoma de uma falha de mercado mais severa como informação assimétrica. Relacionado ao ponto anterior, Meyer e Cramon-Taubadel (2004) criticam a tendência de muitos estudos não se proporem a verificar empiricamente se a presença de TAP está de fato relacionada com as possíveis causas para este fenômeno, como os custos de ajustamento acima citados, falhas de concorrência ou informação assimétrica, limitando-se a um diagnóstico estatístico se há ou não evidência de TAP.

Como evidência deste fenômeno derivado da falta de consenso metodológico, podemos tomar como exemplo o Reino Unido: enquanto Wlazłowski (2003) encontra evidência de assimetria positiva, Bermingham e Brien (2010), através de uma metodologia distinta, não encontraram resultados significantes para a presença de assimetrias.

Desta forma, o presente trabalho propõe-se a testar a hipótese de assimetria de preços sob o formato de um teste de raiz unitária baseado num modelo de auto-regressão quantílica, identificando desta forma se o impacto de um choque no preço da gasolina varia de acordo com a magnitude do choque, caracterizando uma possível evidência de transmissão assimétrica. A metodologia utilizada baseia-se no método proposto por Koenker e Xiao (2006), possuindo como principal vantagem a utilização de distribuições condicionais ao quantil da amostra - ao contrário de modelos de regressão padrão, baseados exclusivamente na média condicional -, permitindo assim uma captura mais ampla dos efeitos da variável condicional, principalmente para realizações próximas às caudas da distribuição.

O teste de raiz unitária foi aplicado a uma amostra de 169 municípios brasileiros no período de 01/01/2016 a 27/10/2019. Tal período foi escolhido por maximizar a quantidade de municípios com a série de dados completa, além de contemplar eventos potencialmente determinantes na formação dos preços de combustíveis no Brasil, como as mudanças nas políticas de preços da Petrobrás em Outubro de 2016 e Julho de 2017 e a greve dos caminhoneiros, em Maio de 2018. Por ser um procedimento distinto das abordagens tradicionais baseadas em cointegração e utilizar dados de alta frequência (semanais), os resultados não incorrem em alguns dos problemas metodológicos citados acima. Nesse sentido, este trabalho contribui para o debate em torno da hipótese de

transmissão assimétrica de preços no mercado brasileiro de gasolina ao apresentar novos resultados acerca da dinâmica dos preços do mesmo.

1.1 OBJETIVOS

Com relação aos objetivos do presente trabalho, estes foram divididos em gerais e específicos.

1.1.1 Objetivo geral

Verificar empiricamente se existe evidência de assimetria na transmissão de preços no mercado brasileiro de gasolina a nível municipal.

1.1.2 Objetivos específicos

- Revisar a literatura de economia de energia no que tange transmissão assimétrica de preços no mercado de combustíveis, assim como a literatura acerca de regressão quantílica e suas aplicações para a identificação de transmissões assimétricas de preços.
- Realizar um levantamento de dados secundários acerca do preço médio de revenda de gasolina para os municípios brasileiros para o período de 03/01/2016 até 27/10/2019.
- Verificar se existem evidências de transmissão assimétrica de preços dentro do mercado de combustíveis brasileiro e se há relação entre a magnitude do choque e a maneira como o preço é transmitido.

1.2 ESTRUTURA DA MONOGRAFIA

De modo a facilitar o cumprimento dos objetivos elencados e a compreensão dos leitores e avaliadores, esta monografia foi dividida em cinco capítulos, contemplando assim além desta introdução no capítulo 1, uma revisão da literatura empírica e teórica acerca do fenômeno de transmissão assimétrica de preços no capítulo 2, apresentando assim os principais conceitos e estudos consolidados sobre o tema; uma seção dedicada à importância do método científico dentro da ciência econômica e revisão teórica da metodologia de auto-regressão quantílica; a apresentação e discussão dos resultados obtidos. O capítulo final conclui a monografia com as considerações finais acerca do estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Antes de analisar a fundo a metodologia e os resultados encontrados, é necessária uma contextualização do fenômeno de transmissão assimétrica de preços, quais são suas características que podem apresentar-se nocivas ao funcionamento ótimo do sistema econômico e como este é documentado em estudos empíricos dentro do mercado de combustíveis brasileiro e mundial.

Desta forma, nesta seção é proposta inicialmente uma contextualização do mercado de combustíveis no Brasil. Posteriormente, é feita uma revisão de literatura sob uma ótica microeconômica do fenômeno de transmissão assimétrica de preços, assim como uma compilação dos principais estudos e metodologias utilizadas para documentar e mensurar este fenômeno.

2.1 Mercado de combustíveis: Contexto geral

O mercado de combustíveis é um exemplo comum, tanto em livros texto de economia quanto no conhecimento popular, de um mercado suscetível a oligopolização e cartelização. Alguns dos principais motivos para este fenômeno são as altas barreiras à entrada no mercado de produção de combustíveis, assim como a relativa estabilidade da tecnologia de produção, dificultando o acesso de novos players via métodos de produção disruptivos. Um dos casos mais estudados nesse sentido é o da Organização dos Países Produtores de Petróleo (OPEP), no qual há uma ampla discussão dentro da literatura econômica se a instituição constitui ou não um cartel. Griffin (1985) e Alhajji e Huettner (2000), por exemplo, encontraram evidências para um comportamento de cartel para a OPEP ao utilizarem diferentes aplicações de um modelo de firma dominante.

No mercado brasileiro a discussão torna-se ainda mais complexa devido ao fato de grande parte da extração, refino e distribuição de combustíveis ser de responsabilidade de uma empresa estatal. É necessário notar, contudo, que o mercado de combustíveis no Brasil sofreu diversas mudanças em prol da descentralização nos anos recentes. Até o começo dos anos 1990, a Petrobrás detinha o monopólio das atividades de prospecção e distribuição de combustíveis no solo brasileiro e os preços dos combustíveis eram rigorosamente controlados pelo Estado. Somente com a onda de privatizações e a criação da Agência Nacional de Petróleo na década de 90 que o cenário começou a mudar no Brasil, principalmente após a conclusão da Lei do Petróleo (Lei nº 9.478/1997), concluída em 2001. Visando liberalizar o mercado de combustíveis, a partir da data de promulgação da lei os reajustes nos preços dos combustíveis passaram a caber exclusivamente a cada agente econômico, fomentando

assim um cenário de livre concorrência (ANP, 2016).

Ainda na linha de liberalizar o mercado, em Outubro de 2016 a Petrobras mudou sua política de formação de preços, permitindo que decisões acerca dos reajustes de preços pudessem ser tomadas mensalmente, baseadas na paridade com o mercado internacional e nos custos internos de transporte e taxas portuárias. Em movimento ainda mais agressivo nesta direção, em Julho de 2017 a política de preços foi novamente revisada, permitindo aumentos diários dentro de um intervalo de 7% para mais ou para menos nos preços dos combustíveis.

Quando se fala de participação de mercado, em 2019, a estatal foi responsável por 81% da produção nacional de gasolina e 84% da produção de diesel, o que demonstra claramente o tamanho da sua participação no mercado nacional. Na cadeia produtiva de combustíveis, a Petrobrás atua majoritariamente nas duas primeiras etapas: extração do petróleo bruto e refino. Na etapa de refino são produzidos os combustíveis brutos, no caso da gasolina a “Gasolina A”. Na etapa seguinte, de distribuição, a Gasolina A é misturada com Etanol Anidro de modo a formular a “Gasolina C”, que é a gasolina destinada aos postos de combustíveis. Nesta etapa, as distribuidoras podem optar por comprar a Gasolina A da Petrobrás, outros refinadores domésticos ou importar de produtores internacionais, valendo o mesmo para o Etanol Anidro. A etapa final é a comercialização do produto final no varejo, especificamente nos postos de gasolina. Um diagrama simplificado da cadeia de combustíveis é apresentado abaixo.

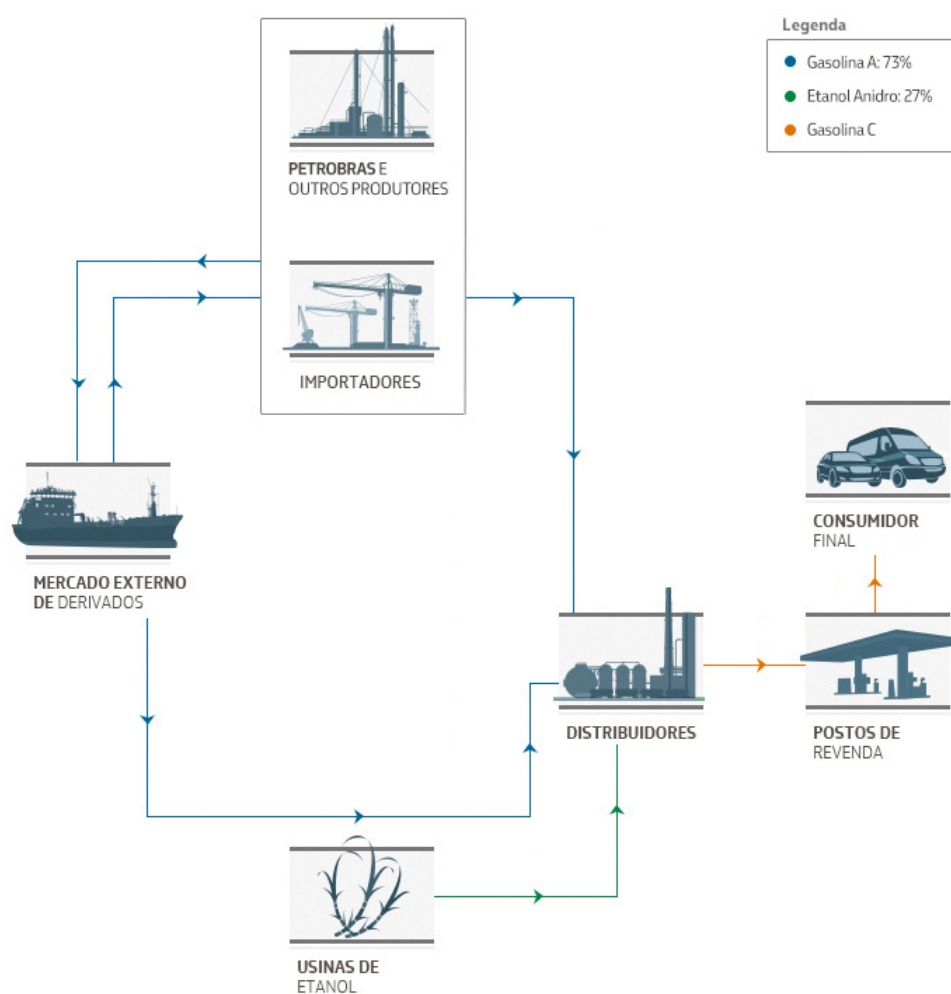


Figura 1 – Diagrama da Cadeia Produtiva da Gasolina

Fonte: Petrobrás

Apresentadas as principais características do mercado brasileiro de combustíveis, a próxima seção trará uma revisão teórica acerca da transmissão assimétrica de preços, quais as consequências deste fenômeno e quais são as evidências de sua ocorrência, para o mercado de combustíveis e outros exemplos.

2.2 Transmissão assimétrica de preços

De maneira geral, existe um senso comum de que os preços dos bens tendem a aumentar mais rápido do que diminuem. Motivo frequente da indignação de consumidores, este fenômeno é chamado Transmissão Assimétrica de Preços (TAP) e representa um debate importante dentro da Teoria Econômica.

A teoria de preços é a base que sustenta o núcleo da teoria neoclássica, em que o

sistema de preços é responsável pela alocação eficiente de recursos e a transmissão destes integra os mercados horizontal e verticalmente (MEYER; CRAMON-TAUBADEL, 2004). Em um contexto de custos de transação iguais a zero e informação perfeita, os preços de um bem obedecerão à Lei do Preço Único. Isso significa que bens homogêneos sempre terão o mesmo preço, pois caso estes variassem, consumidores comprariam onde o bem é mais barato e produtores venderiam onde o bem é mais caro, bastando esse movimento para equalizar o nível de preços. Assumindo um mercado com dois bens x e y e consumidores com preferências idênticas sobre esses bens, um aumento no preço de x significa uma diminuição no preço relativo de y . Esta diminuição gera um aumento na demanda por y , conseqüentemente aumentando seu preço e trazendo o preço relativo de y de volta ao estado inicial (NICHOLSON, 2011).

Contudo, Peltzman (2000) em um extenso estudo sobre variados mercados concluiu que existem aproximadamente duas chances em três de que o preço de um bem reagirá mais rápido a um aumento que a uma diminuição do preço de seus insumos. Nesta seção então pretende-se abordar os tipos de assimetria, motivos que levam à transmissão assimétrica e quais os impactos desta sobre o sistema econômico.

Segundo Meyer e Cramon-Taubadel (2004) a TAP pode ser classificada segundo três critérios: vertical ou espacial, velocidade e magnitude e direção da assimetria (positiva ou negativa). A transmissão vertical de preços diz respeito a como o preço de um bem responde a um choque no preço de outro bem dentro de sua cadeia produtiva (LISTORTI; ESPOSTI, 2012). Evidências de TAP vertical são vastamente discutidas na literatura de *Energy Economics*, tais quais os resultados encontrados por Karrenbrock (1991) e Borenstein, Cameron e Gilbert (1997) dentro do mercado de combustíveis e petróleo cru respectivamente. Por outro lado, preços são transmitidos horizontalmente - ou espacialmente - quando ocorrem variações sobre o preço no mesmo mercado porém em diferentes regiões, resultando em uma movimentação conjunta do nível de preços de um mesmo produto em diferentes localizações, conforme discutido por Asche, Jaffry e Hartmann (2007), onde os autores encontram evidências de transmissão horizontal de choques no preço do salmão entre a Noruega e o Reino Unido.

Ainda segundo Meyer e Cramon-Taubadel (2004), a maneira como os preços são transmitidos no mercado pode se mostrar assimétrica em termos de magnitude e velocidade de transmissão. Assimetria de transmissão em termos de magnitude implica que, por exemplo, uma variação de 10% no preço de um bem primário pode representar um impacto menor que 10% no preço do bem final da cadeia produtiva. Por outro lado, assimetria em velocidade de transmissão diz respeito a tempos de resposta diferentes do preço do bem a choques positivos ou negativos.

Por fim, o conceito de TAP positiva e negativa derivado de Peltzman (2000) explicita a ideia de que se os preços reagem mais rapidamente à um choque positivo do que negativo

existe uma TAP positiva. Da mesma forma, um bem cujo preço reage mais rapidamente a um choque negativo possui TAP negativa.

Como explicitado anteriormente, a teoria econômica convencional depende fundamentalmente de que os preços sejam transmitidos homoganeamente entre os mercados para que os recursos sejam alocados de maneira eficiente. Neste contexto, distorções na transmissão de preços têm sérias implicações para a teoria econômica, que atualmente trata estas como exceções dentro de contextos específicos. Caso a TAP seja de fato a regra e não a exceção dentro de mercados, isso pode significar que a teoria econômica falha em explicar este processo, conforme apontado por Meyer e Cramon-Taubadel (2004) e Peltzman (2000).

Distorções na transmissão de preços possuem também grande impacto sobre a formulação de políticas públicas e no bem estar da sociedade como um todo, pois este fenômeno implica que uma parcela da população pode não estar se beneficiando da queda (consumidores) ou alta (produtores) no nível de preços na velocidade ou magnitude esperada. Desta maneira, a própria redistribuição de bem estar torna-se assimétrica, pois o *timing* e/ou a magnitude das mudanças no bem estar associadas com a mudança no nível de preços não corresponderá com as mudanças esperadas em caso de simetria na transmissão dos preços. Além dos impactos sobre distribuição de renda/bem estar, a TAP pode se mostrar um *driver* de política pública.

De maneira geral, existem dois possíveis canais de explicação para a TAP na literatura econômica: baixo nível de competição nos mercados e custos de ajustamento, popularmente conhecidos como custos de menu. Outras explicações surgem com menos frequência, tais quais gerenciamento de estoque, intervenção governamental e informação assimétrica (MEYER; CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Para compreender o problema gerado pela falta de competição em um mercado é necessário antes revisar como os mercados se comportam sob regime de concorrência perfeita. Segundo Nicholson (2011), as firmas sempre maximizarão lucro de acordo com a relação

$$\frac{dR}{dq} = \frac{dC}{dq}, \quad (2.1)$$

ou seja, a firma produz apenas até o ponto onde o custo de produzir uma unidade a mais é igual à receita gerada por esta unidade. Em um mercado competitivo onde as firmas são *price takers* e o preço é determinado pela demanda, a firma terá receita marginal RMg e produzirá a quantidade de bens necessária para igualar a receita marginal ao custo marginal, conforme demonstrado na Figura 1. Esta relação pode ser verificada também utilizando o conceito de elasticidade. Primeiramente, se tomarmos a receita marginal como

uma função do preço e das quantidades produzidas, chegamos na seguinte relação:

$$RMg(q) = \frac{dR}{dq} = \frac{d[p(q) \cdot q]}{dq} = p + q \cdot \frac{dp}{dq}. \quad (2.2)$$

Paralelamente, Nicholson (2011) define a elasticidade como sendo

$$e_{q,p} = \frac{dq/q}{dp/p} = \frac{dq}{dp} \cdot \frac{p}{q}, \quad (2.3)$$

representando a mudança percentual na demanda por um bem face um aumento de 1% no preço deste. Substituindo 2.3 em 2.2, obtém-se a seguinte relação

$$RMg = p + q \cdot \frac{dp}{dq} = p \left(1 + \frac{q}{p} \cdot \frac{dp}{dq} \right) = p \left(1 + \frac{1}{e_{q,p}} \right), \quad (2.4)$$

onde a receita marginal passa a ser uma função diretamente proporcional ao preço e inversamente proporcional à elasticidade. O conceito de que as firmas são *price takers* vem do fato de que em um mercado perfeitamente competitivo, a demanda é perfeitamente elástica, então um aumento no preço faz com que a demanda por este bem torne-se zero.

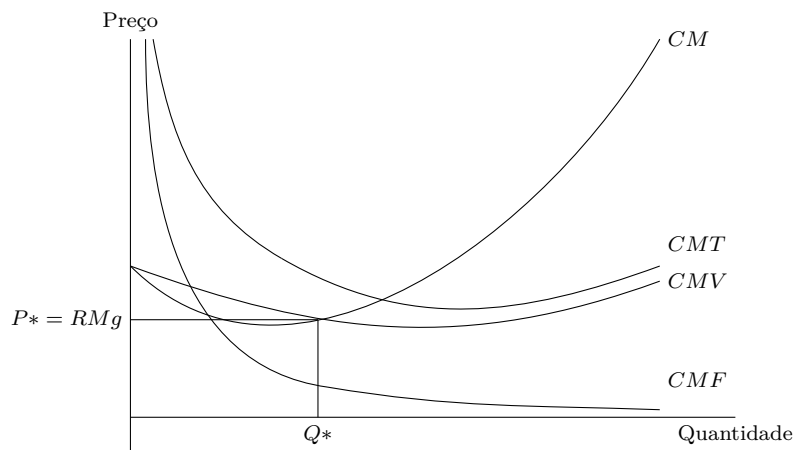


Figura 2 – Curva de Oferta de curto prazo para uma firma tomadora de preços

Em situações onde a firma possui poder de mercado e a demanda não é perfeitamente elástica, contudo, estas deixam de ser *price takers* e tornam-se *price makers*, ou seja, tem poder sobre qual preço será cobrado no mercado. Neste contexto, múltiplos equilíbrios podem surgir. A Figura 2 mostra um caso genérico para qualquer estrutura de competição imperfeita, excetuando-se monopsonio. Para esta situação, o equilíbrio ocorre no mesmo ponto de competição perfeita B. Ainda assim, é possível que as firmas cooperem perfeitamente e atinjam o mesmo preço cobrado por um monopolista no ponto A. Qualquer ponto no segmento AB é um possível equilíbrio para este mercado sob competição imperfeita.

A presença de competição perfeita implica na existência de um lucro econômico positivo no curto prazo. Em estruturas oligopolistas, o lucro econômico será positivo

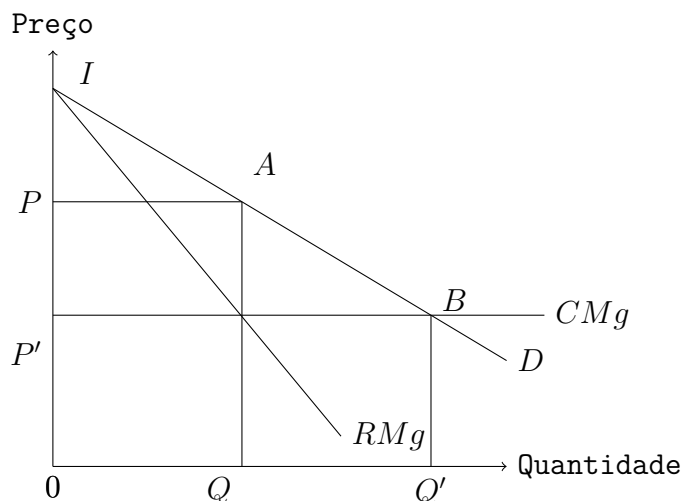


Figura 3 – Preços e Quantidades sob competição imperfeita

também no longo prazo. Esse lucro é obtido por meio da redução do excedente do consumidor, que em situações de concorrência perfeita seria determinado pela área do triângulo IBP' , mas em concorrência imperfeita passa a ser determinado pela área do triângulo IAP . Em termos de bem-estar geral, essa transferência de excedentes não é um problema. Contudo, a ineficiência ocorre pela emergência de uma área de bem estar não realizável, o chamado peso morto. Quanto mais distante estiver o preço de mercado do preço de competição perfeita, maior será o peso morto. Assim, a presença de transmissão assimétrica e persistência na formação de preços amplia a região de ineficiência econômica.

O termo "Custos de Menu" foi originalmente cunhado por Sheshinski e Weiss (1977) para descrever os custos que uma firma pode incorrer ao reajustar os preços de seus bens de acordo com a inflação. Com custo de menu os autores referem-se literalmente ao exemplo onde um restaurante é forçado a imprimir um novo menu toda vez que um ajuste de preços se faz necessário. A ideia central é então demonstrar que mesmo que os agentes antecipem completamente a inflação, estes incorrerão em custos reais ao ter que adaptar seu negócio ao novo preço, custos esses que são tão maiores conforme a frequência de ajustes gerados pela inflação. É coerente então supor que o conceito de custos de menu possa se mostrar uma explicação para possíveis assimetrias na transmissão de preços, visto que o agente não irá alterar o preço do bem caso a receita gerada por esse aumento seja menor que o custo de adaptar seu negócio ao novo nível de preços.

Hamilton e Davis (2004) investigaram este caso para o mercado de combustíveis, concluindo que os custos de menu possuem influência não desprezível sobre a probabilidade de variação no preço, não aceitando contudo o modelo de custos de menu como uma descrição literal do comportamento de precificação das empresas. Ao invés, os autores descrevem o comportamento de precificação das firmas como um *trade-off* entre cobrar o preço ótimo e incorrer em custos ao aumentá-lo, sendo este custo não necessariamente

administrativo mas sim um reflexo da estratégia do produtor baseando-se na resposta do consumidor ou dos concorrentes frente a um aumento de preços.

2.3 Evidências para o mercado de combustíveis

Ao revisar a literatura transmissão assimétrica de preços no escopo de mercado de combustíveis, nota-se uma variedade de metodologias por diversos autores, tanto para o mercado brasileiro quanto para mercados internacionais. Nesta seção serão destacadas algumas referências no estudo da dinâmica de preços de combustíveis, dividindo-as em dois blocos: evidências para o mercado brasileiro e para mercados internacionais.

Partindo das evidências referentes a mercados internacionais, o artigo mais citado é o de Borenstein, Cameron e Gilbert (1997). No artigo, os autores assumem um mecanismo de ajuste parcial de preços e aplicam a metodologia de Mecanismo de Correção de Erros (ECM) para comparar a resposta do preço da gasolina a choques no preço do petróleo bruto, utilizando dados semi-mensais do mercado estadunidense de gasolina no período referente a Março de 1986 a Dezembro de 1992. Os autores então concluem que há evidência de assimetria positiva para o mercado de combustíveis estadunidense. Contudo, cinco anos após a publicação do artigo, Bachmeier e Griffin (2003) reproduziram a metodologia de Borenstein, Cameron e Gilbert (1997) juntamente com algumas contribuições, principalmente no que tange o método de estimação dos parâmetros (Borenstein, Cameron e Gilbert (1997) utilizaram o método 2 Steps Least Squares enquanto Bachmeier e Griffin (2003) também incluíram o método Ordinary Least Squares no estudo). Utilizando dados diários de preço de gasolina e petróleo bruto, para o período de Fevereiro de 1985 a Novembro de 1998, Bachmeier e Griffin (2003) não encontraram evidências de assimetria em nenhum dos dois casos. Em um estudo mais amplo, abrangendo os mercados de gasolina de França, Alemanha, Itália, Espanha e Reino Unido, Grasso e Manera (2007) utilizam dados mensais de 1985 a 2003 analisados sob uma variedade de modelos da família ECM, sendo estes: modelo de correção de erros assimétrico, modelo de correção de erros com limiar autorregressivo e modelo de correção de erros com cointegração limiar). Para todos os modelos testados foram encontradas evidências de Bacon (1991) também encontra evidência favorável à assimetria positiva para o mercado de gasolina do Reino Unido. Bacon (1991) testa esta hipótese, a qual denominou "*Rockets and Feathers Hypothesis*", através do desenvolvimento de um modelo de ajustamento quadrático de quantidades, aplicando-o para dados quinzenais do período de 1982 a 1989. Empregando outra metodologia conhecida do estudo de transmissão de preços, Al-Gudhea, Kenc e Dibooglu (2007) utilizam modelos de threshold auto-regression (TAR) e momentum threshold auto-regression (M-TAR) para dados diários do mercado americano no período de Dezembro de 1998 a Janeiro de 2004. Novamente, os resultados encontrados sugerem evidência de assimetria positiva para a transmissão de choques no preço do petróleo sobre o preço da gasolina. Ainda

segundo Al-Gudhea, Kenc e Dibooglu (2007), a assimetria apresenta-se mais acentuada para choques de menor do que maior magnitude. Os autores atribuem este fenômeno ao custo de procura dos consumidores, popularmente denominados "custo de sola de sapato". Ou seja, caso o impacto não seja grande o suficiente não há incentivo para o consumidor procurar novos locais, dando à firma um poder de mercado temporário.

Especificamente no mercado brasileiro existem algumas evidências relevantes. Uchôa (2008) utilizando dados mensais de preço médio da gasolina no Brasil, preço do petróleo no mercado internacional e taxa de câmbio (compreendendo o período de Julho de 2001 a Maio de 2006), através da metodologia VAR e um modelo TAR para a correção de erros, conclui que existe assimetria positiva para o mercado brasileiro, com choques negativos no preço sendo ajustados de volta ao equilíbrio cerca de 18 vezes mais depressa do que o ajuste para choques positivos. Diferentemente de Uchôa (2008), que se propõe a estimar o impacto da variação no preço internacional do petróleo sobre o preço final pago pelo consumidor no Brasil, Canêdo-Pinheiro (2012) investiga a transmissão de choques no preço no atacado para o preço final nos postos de combustíveis. Ao estimar um modelo de correção de erros, baseando-se nos trabalhos de Meyer e Cramon-Taubadel (2004) e Frey e Manera (2007), o autor encontra evidências de que choques positivos no preço do atacado são repassados mais rapidamente do que choques negativos. O autor ainda estima que, para choques de 1% no preço do atacado, há uma transferência de pelo menos R\$2.1 Bilhões do consumidor para o produtor devido à assimetria.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Desde Francis Bacon, passando por Karl Popper, Imre Lakatos, Thomas Kuhn e demais pensadores da epistemologia da ciência, se debate o que torna um pensamento ou uma ideia genuinamente científica. A resposta encontra-se no método científico. A Economia, enquanto Ciência Econômica, não é tratada de maneira diferente, sendo necessária a elaboração de um método sólido, documentado e reproduzível para que o conhecimento adquirido através de um projeto de pesquisa possa ser considerado científico (GIL, 1999).

O objetivo deste trabalho é determinar, através de ferramentas quantitativas se existem evidências de formação assimétrica de preços no mercado de gasolina brasileiro. Para tal, o trabalho será realizado sob a forma de uma pesquisa com caráter descritivo e partindo do método indutivo. A pesquisa caracteriza-se como descritiva, pois Gil (1999), em sua descrição dos níveis de pesquisa, define a Pesquisa Descritiva como tendo por objetivo maior a descrição das características de uma população ou fenômeno ou estabelecer relações entre variáveis, valendo-se de técnicas de coleta de dados para tal. Com relação ao caráter indutivo do método empregado no trabalho, é caracterizado ainda desta maneira pois assim como posto por Gil (1999), parte da observação de fatos e fenômenos para chegar à uma conclusão sobre as causas e relações entre estes. Desta maneira, serão coletados dados relacionados ao preço médio de revenda de gasolina para os municípios brasileiros, consolidando-os no formato de uma série histórica para que se possa ter uma análise detalhada e de amostra significativa.

Como já indicado acima, a pesquisa terá uma abordagem quantitativa, valendo-se de técnicas de estatística para gerar conclusões a partir dos dados supracitados. Como parte qualitativa do trabalho, será feita uma extensa revisão de literatura acerca de estudos já conhecidos de assimetrias de transmissão de preços entre mercados, assim como uma revisão de regressão quantílica, que será a ferramenta base da busca por conclusões a partir dos dados coletados.

O primeiro objetivo diz respeito à revisão de literatura. Neste campo, as principais áreas da economia a serem analisadas são Economia Rural e Economia de Energia. Por tratarem geralmente de mercados com longas cadeias produtivas e com tendência à oligopolização, como são os mercados de alimentos e combustíveis, há uma vasta literatura disponível sobre como se dão estas dinâmicas de preços dentro dos mercados e como testar empiricamente qualquer anomalia relacionada à transmissão dos preços dentro das diferentes etapas da cadeia.

O segundo objetivo diz respeito à coleta de dados do setor de combustíveis. Neste aspecto, a Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) disponibi-

liza semanalmente uma pesquisa, a nível municipal, dos preços, custos e margens média de revenda de combustíveis. Através desta pesquisa é possível consolidar uma base de dados sólida acerca das variações no preço de revenda dos combustíveis, sendo a característica de alta frequência dos dados extremamente relevante com relação à confiabilidade e robustez das conclusões retiradas através do estudo.

Por fim, o terceiro objetivo é a proposta de uma análise nova dentro do mercado brasileiro de combustíveis, a verificação da existência de TAP através da metodologia de auto-regressão quantílica proposta por Koenker e Xiao (2006).

Após a definição das metodologias de coleta, tratamento e análise de dados, faz-se necessária, para fins de reprodutibilidade, a descrição da operacionalização de ambas as etapas.

3.1 O modelo de Auto-Regressão Quantílica

Na econometria de séries de tempo, são denominados modelos ou processos auto-regressivos aqueles em que o valor de uma variável de resposta Y_t , depende linearmente dos valores realizados anteriormente para esta variável e de um termo de erro estocástico. Em outros termos, Hamilton (1994) define que um processo auto-regressivo AR(1) satisfaz a seguinte equação:

$$Y_t = c + \phi Y_{t-1} + \epsilon_t, \quad (3.1)$$

onde c é uma constante, ϕ é o parâmetro auto-regressivo, Y_{t-1} é a variável defasada e ϵ o termo de erro (HAMILTON, 1994). É fácil perceber que no caso de $|\phi| \geq 1$ o processo torna-se cumulativo ao invés de extinguir-se com o tempo. Neste caso, diz-se que não há um processo estacionário para Y_t que satisfaz (3.1).

A forma funcional acima refere-se a um processo onde a variável de resposta depende linearmente apenas da sua realização imediatamente anterior. Porém, a depender da persistência do processo, ou seja, o tempo que uma realização da variável continua a afetar as realizações futuras, pode-se ter mais parâmetros auto-regressivos no modelo. O número de parâmetros utilizados para explicar a variável Y_t é denominado ordem do processo auto-regressivo e, conforme demonstrado por Hamilton (1994), um processo auto-regressivo de ordem p pode ser escrito como:

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \epsilon_t. \quad (3.2)$$

Conforme abordado na seção anterior, as metodologias mais utilizadas para a identificação de TAP são baseadas em modelos de correção de erros, como modelos TAR e MTAR. Contudo, modelos de séries de tempo com coeficientes constantes, baseados apenas na média condicional da variável dependente podem fornecer conclusões incompletas

caso a magnitude do choque na variável dependente possua relevância para a variação desta no período seguinte. Neste caso, o modelo de Auto-Regressão Quantílica pode ser visto como um modelo de séries de tempo com coeficientes variáveis, onde o parâmetro auto-regressivo é dependente do quantil especificado $\tau \in [0, 1]$, conforme mostrado abaixo.

Em um trabalho escrito em 2004, Roger Koenker e Zhijie Xiao formalizaram o modelo de Auto-Regressão Quantílica. Segundo os autores, este modelo pode ser expresso como modelos nos quais os coeficientes auto-regressivos podem ser considerados como funções monotônicas de uma única variável escalar aleatória. Para a demonstração, podemos começar considerando as seguintes hipóteses.

Hipótese 1. $\{U_t\}$ é uma sequência de variáveis iid uniformes e aleatórias.

Hipótese 2. $\alpha_i(U_t), i = 0, \dots, p$ são variáveis aleatórias comonotônicas.

Adaptando a Equação (3.2), onde y_{t-1} é o nível semanal de preços da gasolina e ϵ_t um termo de erro não correlacionado, temos um processo $AR(p)$ dado por:

$$y_t = \mu + \beta t + \sum_{i=1}^t \gamma y_{t-1} + \epsilon_t. \quad (3.3)$$

A persistência dos choques de preços se dará através da soma $\sum_{i=1}^t \gamma y_{t-1} = \alpha$. Reescrevendo a Equação (3.3) em termos de α , temos

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \beta t + \sum_{i=1}^{q-1} \phi \Delta y_{t-i} + \epsilon_t. \quad (3.4)$$

Baseado na Equação (3.4) podemos utilizar métodos tradicionais de inferência para testar a hipótese $\alpha = 1$. Caso a hipótese não seja rejeitada, temos que um choque aleatório no nível de preços da gasolina causa efeitos permanentes, do contrário, caso $\alpha < 1$ conclui-se que os choques são temporários. Existe uma limitação intrínseca a este processo, contudo, que é a hipótese de que o parâmetro α mantém-se constante independente da magnitude do choque, em outras palavras independente do quantil $\tau \in [0, 1]$ da distribuição condicional da variável de resposta.

De modo a prover um melhor entendimento sobre o impacto dos choques de preços nos combustíveis é necessário estimar o parâmetro de persistência ao longo de toda a distribuição condicional. Fazendo esta estimativa para cada quantil $\tau \in [0, 1]$ temos duas informações principais a serem retiradas do modelo: primeiro, se a magnitude do choque afeta a persistência deste sobre o nível de preços ou, mais intuitivamente, se choques mais altos tendem a afetar os preços permanentemente; e segundo, se há evidência transmissão assimétrica de preços baseado no nível dos coeficientes para cada quantil, em

outras palavras, se choques de diferentes magnitudes, mesmo que não persistentes, geram impactos diferentes sobre o nível de preços.

O τ -ésimo quantil condicional é definido como o valor de $Q_t(y_t|y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-q})$ tal que a probabilidade que o preço da gasolina, condicional aos seus valores defasados, será menor que $Q_t(y_t|y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-q})$ é τ . O processo QAR(p) para o quantil τ pode então ser definido como:

$$Q_t(y_t|y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-q}) = \alpha(\tau)y_{t-1} + \mu(\tau) + \beta t + \sum_{i=1}^{q-1} \phi(\tau)\Delta y_{t-i} + \epsilon_t. \quad (3.5)$$

O método de estimativa seguido foi proposto por Koenker e Bassett (1978) e aplicado por Koenker e Xiao (2006) em estudos sobre assimetrias de transmissão de preços no mercado de combustíveis americano. A hipótese $\alpha = 1$ foi testada para diferentes valores de τ através de um teste ADF segundo a metodologia proposta por Furno e Vistocco (2018) para a construção de intervalos de confiança. Nela, as estatísticas t para o quantil .1 por exemplo são dadas por

$$\frac{\widehat{\alpha_1(.1)} - 1}{\widehat{se}(\widehat{\alpha_1(.1)})}, \quad (3.6)$$

sendo então necessária a obtenção dos erros padrão referentes a cada parâmetro.

Para a estimação dos erros padrão foi utilizada a metodologia *xy-pairs bootstrap* proposta por Koenker (1994). Por simplicidade, consideremos o modelo QR em sua versão mais simples

$$Q_\theta(\hat{\mathbf{y}}|\mathbf{x}) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1(\theta)\mathbf{x}. \quad (3.7)$$

O método *xy-pairs bootstrap* consiste na construção de um dado número de amostras (B) onde cada nova amostra vem de um procedimento de amostragem aleatório. Este processo de reamostragem é simultaneamente aplicado para os vetores \mathbf{x} e \mathbf{y} . B QRs são estimados sobre as amostras do bootstrap e um vetor dos parâmetros é mantido para cada um dos quantis de interesse. O erro padrão resultante deste vetor de parâmetros é então utilizado para a construção da estatística de teste (DAVINO; FURNO; VISTOCCO, 2013).

Como vantagens sobre os modelos tradicionais de regressão baseados na média condicional da variável de resposta, os modelos baseados em regressão quantílica apresentam performance superior em casos onde os erros não seguem uma distribuição Gaussiana, sem comprometer a eficiência no caso de erros normalmente distribuídos Koenker e Bassett (1978). Deste modo, é possível descrever de maneira mais completa a dinâmica

de transmissão dos choques de preço, dado que o modelo descreve toda a distribuição condicional da variável de resposta (KOENKER; XIAO, 2006). Por fim, testes de raiz unitária baseados em regressão quantílica possuem mais poder do que testes convencionais, conforme demonstrado por Koenker e Xiao (2006), o que contribui para a robustez dos resultados obtidos.

Metodologias de regressão quantílica tem sido amplamente aplicadas no estudo de choques em variáveis macroeconômicas, conforme proposto por Koenker e Xiao (2006) ao estudar a dinâmica de choques na taxa de desemprego americano ou por Lima, Gaglianone e Sampaio (2008) em estudo sobre a dívida pública e sustentabilidade fiscal brasileira.

3.2 Coleta e tratamento dos dados

Os dados foram coletados a partir do portal online da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP), na seção denominada “Preços e defesa da concorrência”. De forma a adequar a base coletada para uma análise de séries de tempo, alguns procedimentos de tratamento de dados foram adotados. O intervalo de tempo foi escolhido com base em dois critérios: maximizar o número de municípios onde a série de dados apresenta-se completa e compreender o período pós outubro de 2016, onde começaram as mudanças na política de preços da Petrobras. Deste modo, a amostra final consiste de dados semanais abrangendo o período de 03/01/2016 até 27/10/2019, totalizando 200 observações.

Pelo fato de a análise ser realizada sob o escopo de séries de tempo, alguns cuidados foram tomados de modo a manter o tamanho e a frequência da amostra o mais uniforme possível: foram mantidas apenas cidades onde a amostra compreendeu pelo menos 95% do período de tempo definido (190 semanas) e não havia intervalos maiores que duas semanas entre as amostras. Ao final deste procedimento, foram mantidos 169 municípios. Para a manipulação, modelagem e visualização dos resultados obtidos foi utilizado o *Software R*. Os códigos usados para a construção dos modelos e dos gráficos está disponível no apêndice B.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Antes mesmo de realizar uma análise econométrica mais profunda, é possível extrair informações relevantes acerca do mercado brasileiro de combustíveis baseando-se em uma análise exploratória das principais estatísticas descritivas.

Uma das análises mais intuitivas a se realizar neste tipo de estudo diz respeito à abrangência regional da amostra. A Figura 3 mostra um mapa de calor utilizando como base a média de postos de gasolina pesquisados por estado, dividindo-os em 9 quantis conforme a legenda. Para a obtenção deste total, foram somados por estado todos os postos pesquisados ao longo de todas as semanas, dividindo este valor pelo total de semanas dentro do período estipulado. Deste modo, se na semana 1 foram pesquisados 8 postos e na semana 2 foram pesquisados 12 postos, o número médio de postos pesquisados será 10.

Como esperado, os estados da região Sudeste, principalmente São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais destacam-se em números absolutos de postos de gasolina. Por outro lado, os estados de Tocantins, Amapá e Roraima encontram-se no quantil mais baixo.

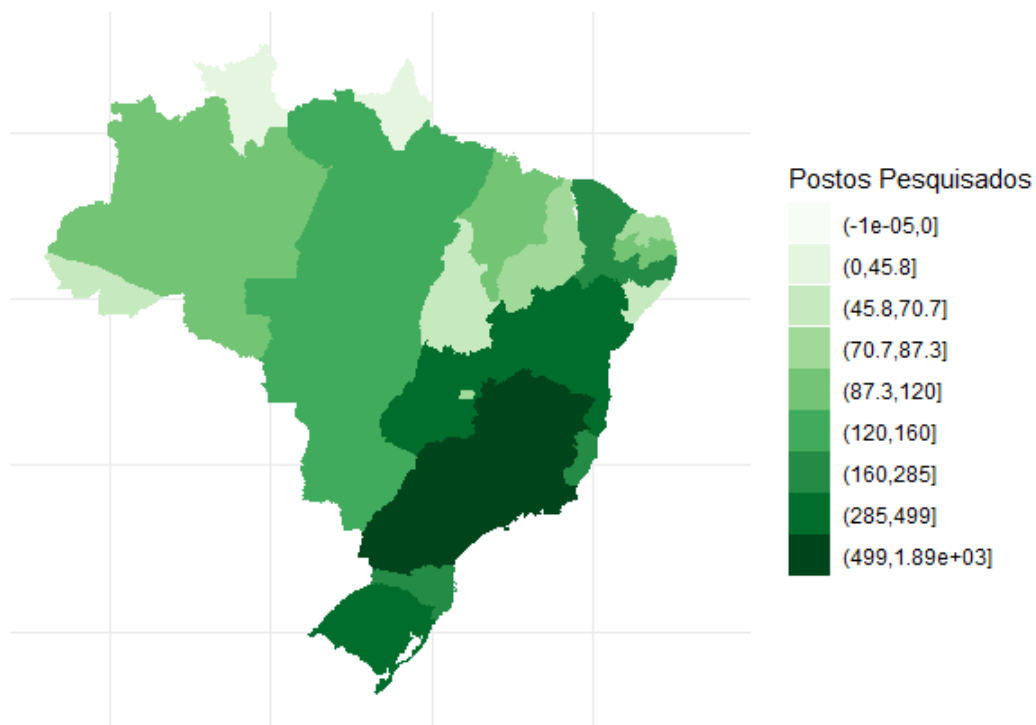


Figura 4 – Total de Postos de Gasolina pesquisados, por Estado

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em seguida, foram computados os preços máximo, mínimo e médio de revenda, seu desvio-padrão e coeficiente de variação, $(\frac{S^2}{\bar{X}})$, para todo o intervalo de tempo selecionado.

A Tabela 1 apresenta esses dados para as capitais dos estados. O Apêndice A.1 detalha essas informações para todos os municípios da amostra.

Algumas informações relevantes podem ser facilmente extraídas desta tabela. Primeiramente, os maiores preços de revenda registrados foram nos municípios de Rio Branco, Palmas e Rio de Janeiro, os únicos a apresentar valores acima de R\$5,00. Por outro lado, os menores preços médios do período foram nos municípios de Manaus, São Paulo e Curitiba. É interessante notar que, apesar de apresentar o menor preço médio, Manaus também teve o 4º maior preço máximo registrado, enquanto São Paulo, juntamente com o preço mínimo baixo registrou o menor preço máximo observado. Em média, as cidades que apresentaram os menores preços foram Campo Grande, São Luís e São Paulo, enquanto os maiores preços médios, foram encontrados nos municípios de Rio Branco, Rio de Janeiro e Palmas. Em termos de variabilidade dos dados, os municípios com o menor coeficiente de variação observado foram Macapá, Boa Vista e Florianópolis, enquanto as cidades com maior coeficiente de variação foram Belo Horizonte, Teresina e Manaus.

| | Município | Preço Máximo | Preço Mínimo | Preço Médio | Desvio Padrão (S^2) | Coeficiente de Variação |
|----|----------------|--------------|--------------|-------------|-------------------------|-------------------------|
| 1 | ARACAJU | 4.92 | 3.38 | 4.05 | 0.41 | 0.10 |
| 2 | BELEM | 4.70 | 3.51 | 4.07 | 0.30 | 0.07 |
| 3 | BELO HORIZONTE | 4.89 | 3.44 | 4.09 | 0.48 | 0.12 |
| 4 | BOA VISTA | 4.66 | 3.36 | 3.99 | 0.24 | 0.06 |
| 5 | BRASILIA | 4.88 | 3.24 | 4.03 | 0.39 | 0.10 |
| 6 | CAMPO GRANDE | 4.37 | 3.18 | 3.77 | 0.35 | 0.09 |
| 7 | CUIABA | 4.79 | 3.40 | 4.06 | 0.38 | 0.09 |
| 8 | CURITIBA | 4.41 | 3.15 | 3.81 | 0.32 | 0.08 |
| 9 | FLORIANOPOLIS | 4.41 | 3.38 | 3.92 | 0.28 | 0.07 |
| 10 | FORTALEZA | 4.88 | 3.52 | 4.18 | 0.33 | 0.08 |
| 11 | GOIANIA | 4.97 | 3.57 | 4.22 | 0.41 | 0.10 |
| 12 | JOAO PESSOA | 4.58 | 3.35 | 3.88 | 0.35 | 0.09 |
| 13 | MACAPA | 4.42 | 3.48 | 3.84 | 0.21 | 0.05 |
| 14 | MACEIO | 4.87 | 3.54 | 4.16 | 0.38 | 0.09 |
| 15 | MANAUS | 4.99 | 3.04 | 4.02 | 0.43 | 0.11 |
| 16 | NATAL | 4.91 | 3.35 | 4.11 | 0.34 | 0.08 |
| 17 | PALMAS | 5.18 | 3.44 | 4.25 | 0.42 | 0.10 |
| 18 | PORTO ALEGRE | 4.93 | 3.60 | 4.19 | 0.37 | 0.09 |
| 19 | PORTO VELHO | 4.79 | 3.58 | 4.11 | 0.34 | 0.08 |
| 20 | RECIFE | 4.60 | 3.21 | 3.93 | 0.36 | 0.09 |
| 21 | RIO BRANCO | 5.30 | 3.86 | 4.50 | 0.40 | 0.09 |
| 22 | RIO DE JANEIRO | 5.14 | 3.79 | 4.40 | 0.44 | 0.10 |
| 23 | SALVADOR | 4.87 | 3.21 | 4.09 | 0.42 | 0.10 |
| 24 | SAO LUIS | 4.68 | 3.21 | 3.78 | 0.39 | 0.10 |
| 25 | SAO PAULO | 4.60 | 3.15 | 3.79 | 0.35 | 0.09 |
| 26 | TERESINA | 4.98 | 3.23 | 4.00 | 0.45 | 0.11 |
| 27 | VITORIA | 4.68 | 3.44 | 3.99 | 0.39 | 0.10 |

Tabela 1 – Estatísticas descritivas para as capitais brasileiras.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Após uma análise de caráter estático, é também interessante visualizar o comportamento das variáveis ao longo do tempo. As Figuras 4 e 5 apresentam a evolução do preço médio de revenda para 8 municípios, escolhidos com base nos maiores e menores coeficientes de variação médio.

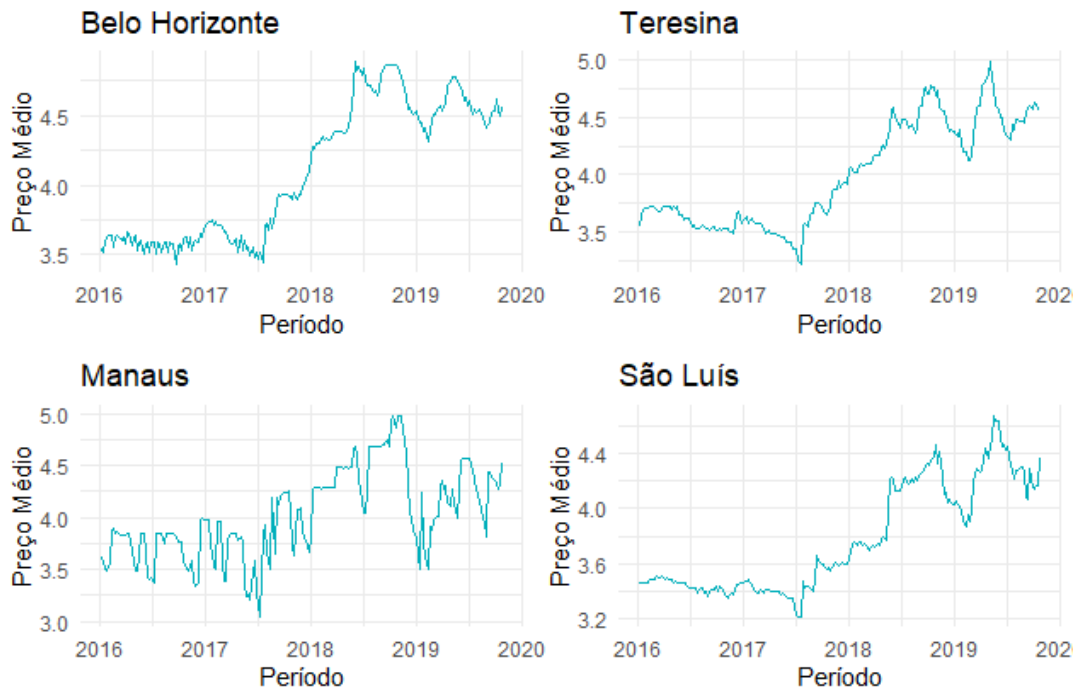


Figura 5 – Preço médio Belo Horizonte, Teresina, Manaus, São Luís - Maior Coeficiente de Variação

Fonte: Elaborado pelo autor.

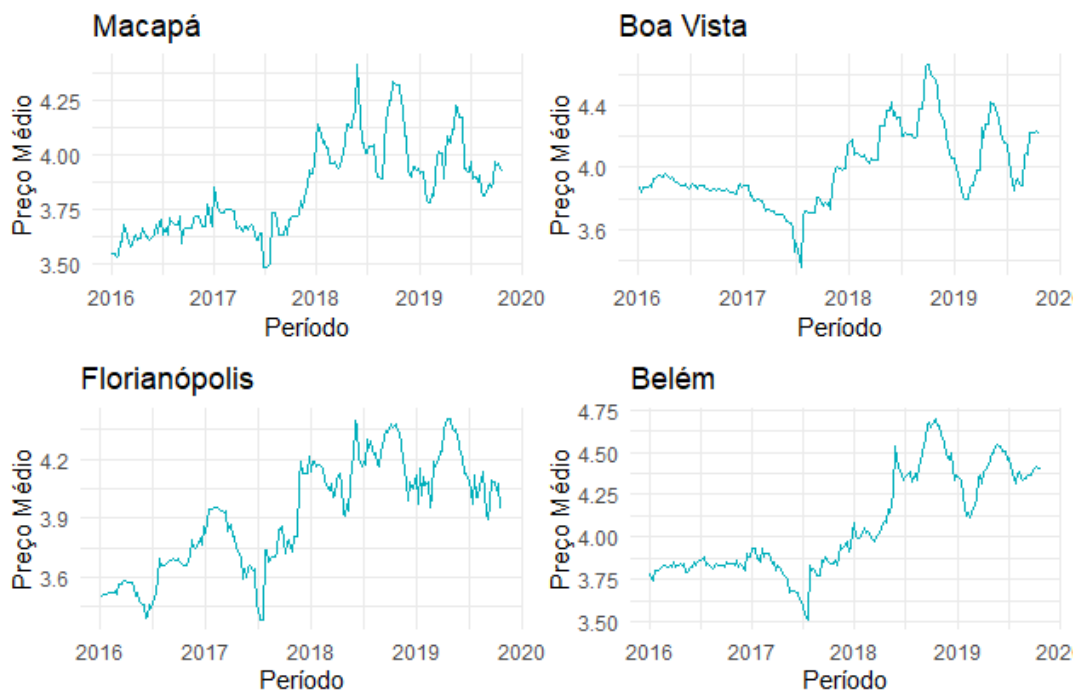


Figura 6 – Preço médio Macapá, Boa Vista, Florianópolis, Belém - Menor Coeficiente de Variação

Fonte: Elaborado pelo autor.

Uma análise preliminar dos gráficos revela alguns padrões comuns à todas as cidades presentes nos gráficos e alguns padrões regionais. Destaca-se o fato de, apesar de a nova política de preços da Petrobras, destinada a dar mais flexibilidade no ajuste de preços dos combustíveis por parte das refinarias de acordo com o preço internacional do petróleo, ter sido implementada em Outubro de 2016, o efeito mais claro sobre os preços parece surgir após sua revisão, em Julho de 2017, cujo intuito era aumentar ainda mais a frequência nos reajustes de preço através da possibilidade de reajustes diários.

Outro ponto comum a todos os municípios acima é o aumento considerável do nível de preços próximo a metade do ano de 2018, causado pelo advento da greve dos caminhoneiros, iniciada em 21 de Maio de 2018. De maneira geral, os preços parecem variar em sentido uniformemente entre as capitais analisadas, com poucos padrões ou choques regionais aparecendo nos gráficos. Com relação aos padrões regionais, destaca-se o município de Manaus, que apesar de figurar entre as cidades com maior variação nos preços, apresenta diversos momentos de longa estabilidade no nível de preços. De fato, concomitantemente a um dos períodos de maior uniformidade nos preços, em 2018, o Procon do Amazonas encaminhou uma denúncia à Polícia Federal alegando suspeita de formação de cartel nos postos de combustíveis de Manaus (SEVERIANO, 2018).

4.1 Resultados

Após a análise exploratória, foi realizado o procedimento de Auto-Regressão Quantílica. Conforme explicitado na seção sobre o procedimento metodológico, foram mantidos 169 municípios na amostra. A ordem de truncagem de defasagens foi escolhida baseando-se no critério de Schwarz ou Critério de Informação de Bayes (BIC). Para a construção das estatísticas de teste, foi utilizado o Teste Aumentado de Dickey-Fuller estimado via MQO. Os erros-padrão foram calculados por meio da metodologia de *xy-pairs bootstrap*.

A Figura 6 apresenta um gráfico dos coeficientes AR para cada quantil de cada município. Nota-se, inicialmente, um aumento na variância dos parâmetros pertencentes aos quantis mais próximos à cauda da distribuição, enquanto os quantis do centro apresentam-se relativamente mais uniformes. Também é possível observar que, em média, os parâmetros tendem a aumentar conforme deslocam-se para os quantis mais altos. Essa evidência corrobora com a hipótese de transmissão assimétrica de preços e está em conformidade com os resultados obtidos por Koenker e Xiao (2006) para o mercado americano de combustíveis. A magnitude média dos coeficientes, acima de 0.9 e frequentemente superiores à unidade para os quantis mais elevados se assemelha aos valores obtidos por Koenker e Xiao (2006).

Outra evidência relevante apontada na Figura (7) é que o choque médio nos preços, ou seja os parâmetros pertencentes aos quantis 0.4 a 0.6, são muito próximos ou maiores que a unidade, apresentando evidência de que em média os choques no preço dos combustíveis

são persistentes ao longo do tempo. Em contrapartida, a maior parte das evidências de choques não persistentes encontra-se entre o quantil 0.1 e 0.3. Este padrão indica que, para variações suficientemente pequenas, as firmas optam por não incorporar completamente os choques na sua estratégia de formação de preços.

Em se tratando de postos de gasolina, pode ser levantada uma hipótese alternativa à hipótese de que as variações não são incorporadas devido a custos de menu, visto que não há, ou há muito pouco, custo administrativo intrínseco ao aumento de preços para este tipo de firma. Possivelmente, uma explicação mais coerente pode ser a encontrada por Hamilton e Davis (2004), onde preços dos postos de combustíveis são formados com base em uma estratégia tácita acerca de como os consumidores e concorrentes irão reagir face uma alteração no preço.

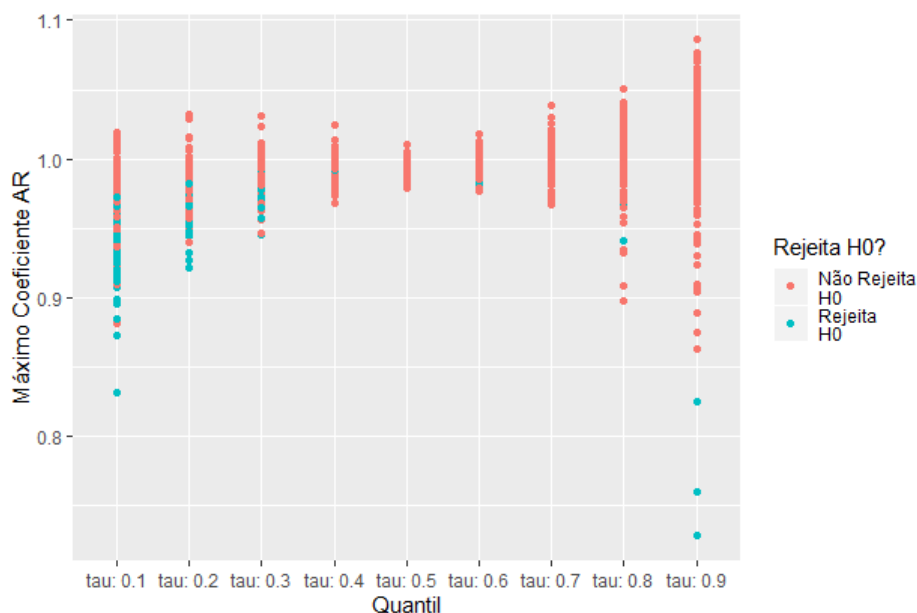


Figura 7 – Máximo coeficiente AR por Quantil

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para visualizar melhor este resultado, a Figura (8) apresenta o número de cidades em que foi possível rejeitar a hipótese nula $\alpha = 1$ - e portanto não persistência dos choques - para cada quantil. Observa-se que em nenhum município foi rejeitada a hipótese nula de persistência para choques dentro do quantil 0.5 e apenas em 4 municípios foi rejeitada a hipótese para choques nos quantis 0.4 e 0.6. Por outro lado, conforme já indicado na Figura (7), 91.38% dos choques não persistentes encontram-se entre os quantis 0.1 e 0.3.

É interessante notar como essa evidência contrasta com uma das justificativas para a mudança de política de preços da Petrobrás. A previsão era a de que a nova política suavizaria a trajetória temporal dos preços. Os resultados mostram, entretanto, que essa mudança de política está correlacionada com o prevailecimento de choques persistentes, e

não transitórios, como previsto. A Tabela 2 mostra que existem evidências desse padrão de comportamento em todas as capitais do país.

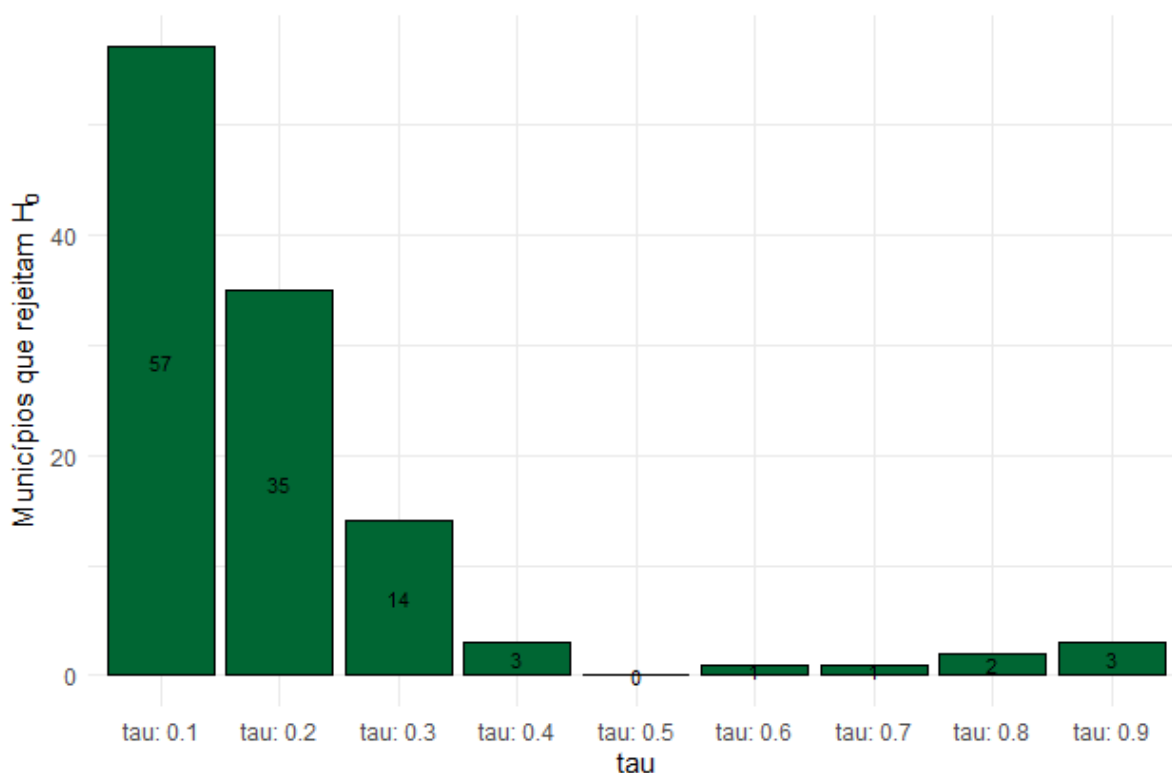


Figura 8 – Total de cidades onde se rejeitou a hipótese nula $\alpha = 1$ - Por quantil

Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura (7) mostra o comportamento de todos os municípios. Contudo, o comportamento dos municípios não é homogêneo. Assim, a Figura (9) apresenta o comportamento assimétrico de quatro municípios que apresentaram evidências robustas de transmissão assimétrica na formação de preços da gasolina. Dentre as cidades ilustradas na Figura (9) Belo Horizonte se destaca pelo comportamento divergente das demais cidades presentes na amostra. Dentre todos os municípios da amostra, Belo Horizonte é o único onde a hipótese de persistência é rejeitada nos quantis 0.6 e 0.7. A hipótese também é rejeitada no quantil 0.8, em conjunto com outras duas cidades da amostra, mas ainda sendo a única capital a apresentar esta característica. O resultado é um padrão de assimetria inverso em relação às outras capitais, no qual os choques maiores tendem a ser temporários enquanto choques menores afetam o nível de preço permanentemente.

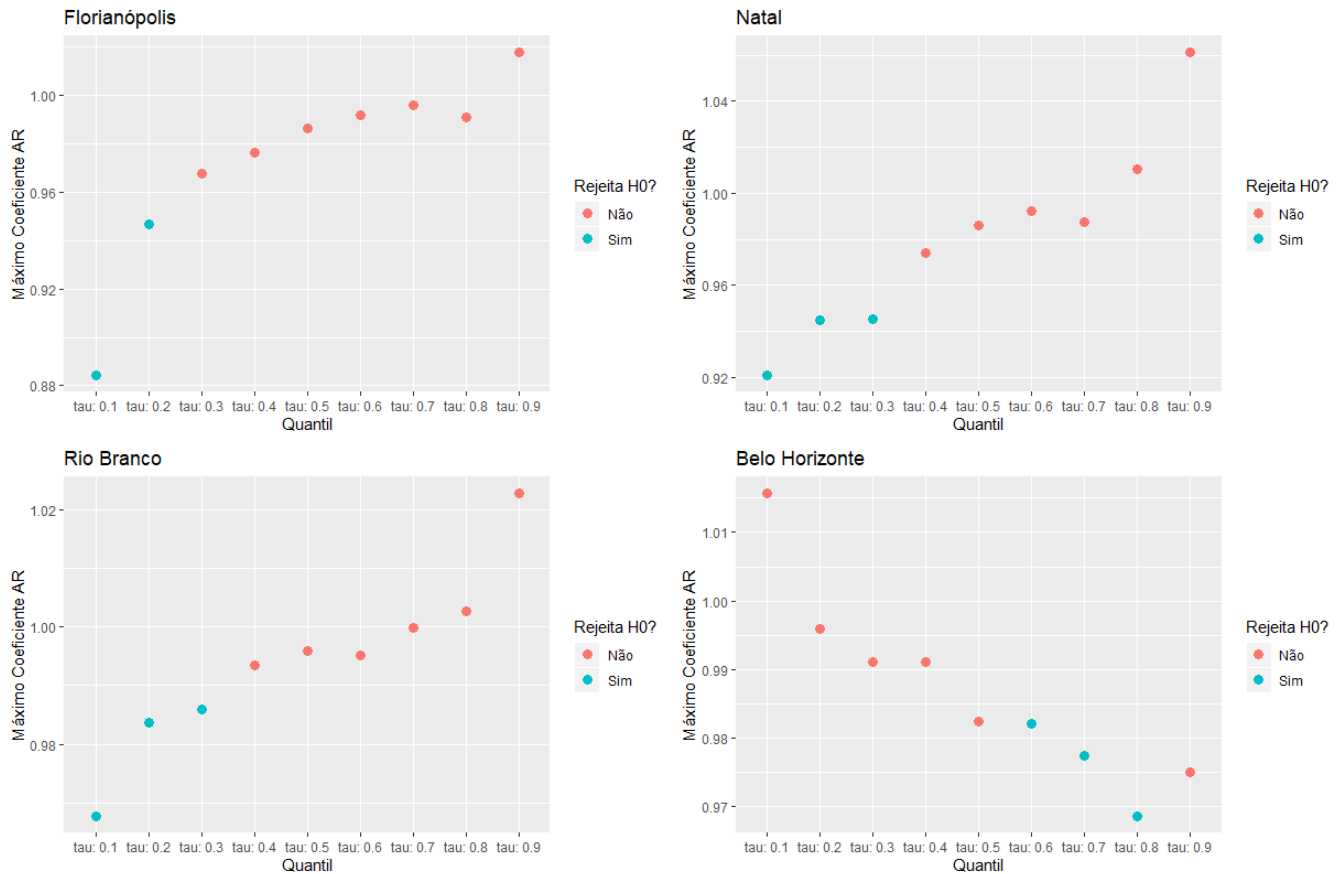


Figura 9 – Máximo coeficiente AR por Quantil - Municípios selecionados

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por sua vez a Tabela 2 indica os valores dos parâmetros e suas respectivas estatísticas de teste apenas para as capitais. Em termos de inferência, em 13 das 27 capitais analisadas foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária - a 5% de confiança - para alguns quantis e não para outros, novamente apresentando evidência de que a persistência e a transmissão do choque de preços depende do quantil em que este ocorre. Das capitais que apresentaram este comportamento, 6 localizam-se na região nordeste, 2 na região sudeste, 2 na região sul e 3 na região norte.

| | Município | Parâmetro | tau: 0.1 | tau: 0.2 | tau: 0.3 | tau: 0.4 | tau: 0.5 | tau: 0.6 | tau: 0.7 | tau: 0.8 | tau: 0.9 |
|----|----------------|-----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | ARACAJU | Value | 0.9585 | 0.9793 | 0.9754 | 0.99 | 0.99 | 1.0042 | 1.0152 | 1.0207 | 1.0471 |
| 2 | | t value | -3.6647* | -2.105 | -3.94* | -2.04 | -0.75 | 0.4869 | 1.2435 | 1.1361 | 1.7364 |
| 3 | BELEM | Value | 0.9758 | 0.9767 | 0.9763 | 1.00 | 1.00 | 1.0103 | 1.0124 | 1.0138 | 1.0271 |
| 4 | | t value | -1.4637 | -1.6577 | -1.9778 | -0.28 | 0.45 | 1.0693 | 0.9948 | 0.9667 | 0.6256 |
| 5 | BELO HORIZONTE | Value | 1.0157 | 0.9959 | 0.9911 | 0.99 | 0.98 | 0.9821 | 0.9773 | 0.9685 | 0.9749 |
| 6 | | t value | 1.2761 | -0.2908 | -0.6024 | -0.81 | -2.27 | -3.2023* | -2.8811* | -3.2458* | -1.3509 |
| 7 | BOA VISTA | Value | 0.9586 | 0.9562 | 0.9697 | 0.98 | 0.99 | 0.9958 | 0.9949 | 0.9881 | 1.0034 |
| 8 | | t value | -1.286 | -2.3056* | -1.8506 | -1.47 | -0.92 | -0.5045 | -0.5214 | -0.5421 | 0.0401 |
| 9 | BRASILIA | Value | 0.9567 | 0.9714 | 0.9845 | 0.99 | 1.00 | 0.992 | 1.003 | 1.0159 | 1.0041 |
| 10 | | t value | -1.97 | -1.5913 | -1.0246 | -0.64 | -0.35 | -0.5554 | 0.1591 | 0.5262 | 0.0717 |
| 11 | CAMPO GRANDE | Value | 0.9843 | 0.9866 | 0.9964 | 0.99 | 1.00 | 0.9959 | 1.0021 | 1.0084 | 0.995 |
| 12 | | t value | -1.1404 | -1.1108 | -1.03711 | -0.47 | -0.02 | -0.4509 | 0.2457 | 0.6236 | -0.2469 |
| 13 | CUIABA | Value | 0.9833 | 1.0003 | 1.0022 | 1.01 | 1.01 | 1.0053 | 1.0033 | 1.0045 | 1.009 |
| 14 | | t value | -1.3424 | 0.0632 | 0.3198 | 1.31 | 1.48 | 0.9766 | 0.5619 | 0.5062 | 0.3587 |
| 15 | CURITIBA | Value | 0.9875 | 1.0056 | 1.011 | 1.00 | 1.00 | 0.9868 | 0.9846 | 0.9768 | 0.9636 |
| 16 | | t value | -0.676 | 0.315 | 0.6782 | 0.05 | -0.03 | -1.0395 | -1.0348 | -1.3121 | -1.4594 |
| 17 | FLORIANOPOLIS | Value | 0.8842 | 0.9468 | 0.9678 | 0.98 | 0.99 | 0.9918 | 0.9959 | 0.9907 | 1.0177 |
| 18 | | t value | -2.8599* | -2.9212* | -1.8475 | -2.20 | -1.72 | -0.6653 | -0.2063 | -0.3418 | 0.329 |
| 19 | FORTALEZA | Value | 0.9593 | 0.9676 | 0.969 | 0.98 | 0.99 | 0.9907 | 0.9976 | 0.9865 | 0.9036 |
| 20 | | t value | -1.4496 | -1.2157 | -1.7211 | -1.52 | -0.99 | -1.3559 | -0.266 | -0.7756 | -1.3845 |
| 21 | GOIANIA | Value | 0.9875 | 0.999 | 0.9951 | 0.99 | 1.00 | 0.9964 | 0.99 | 0.9751 | 0.8893 |
| 22 | | t value | -0.3286 | -0.0411 | -0.4398 | -1.29 | -0.35 | -0.7042 | -1.1086 | -1.4692 | -2.1233 |
| 23 | JOAO PESSOA | Value | 0.9939 | 0.987 | 0.9854 | 0.99 | 0.99 | 0.9913 | 0.9842 | 0.981 | 0.9898 |
| 24 | | t value | -0.397 | -1.1227 | -1.746 | -1.40 | -2.22 | -1.3789 | -1.8033 | -1.1865 | -0.2674 |
| 25 | MACAPA | Value | 0.8317 | 0.9396 | 0.946 | 0.99 | 1.00 | 0.9888 | 0.9833 | 0.9697 | 1.0164 |
| 26 | | t value | -3.1772* | -1.6226 | -2.1312 | -0.77 | 0.00 | -1.207 | -1.0169 | -0.6727 | 0.2835 |
| 27 | MACEIO | Value | 0.9506 | 0.9674 | 0.9762 | 0.98 | 0.99 | 0.9978 | 0.9946 | 0.983 | 0.9621 |
| 28 | | t value | -1.6168 | -1.7078 | -1.8545 | -1.71 | -1.20 | -0.1724 | -0.3766 | -0.6582 | -1.272 |
| 29 | MANAUS | Value | 0.9348 | 0.9627 | 1.0006 | 1.01 | 1.00 | 0.99 | 0.9738 | 0.9086 | 0.7279 |
| 30 | | t value | -1.0322 | -1.0732 | 0.0229 | 0.59 | 0.22 | -0.8443 | -1.2725 | -1.4936 | -3.3487* |
| 31 | NATAL | Value | 0.9208 | 0.945 | 0.9452 | 0.97 | 0.99 | 0.9924 | 0.9877 | 1.0105 | 1.0614 |
| 32 | | t value | -3.741* | -2.5737* | -2.6434* | -1.56 | -0.84 | -0.3793 | -0.4734 | 0.3482 | 1.086 |
| 33 | PALMAS | Value | 0.9685 | 0.9911 | 0.9923 | 1.00 | 1.00 | 1.0031 | 1.011 | 1.0304 | 1.0423 |
| 34 | | t value | -1.3159 | -0.6273 | -1.2436 | -0.15 | 0.00 | 0.8994 | 1.8957 | 1.8378 | 0.8755 |
| 35 | PORTO ALEGRE | Value | 0.9331 | 0.9703 | 0.9822 | 0.99 | 0.99 | 0.9959 | 1.0006 | 1.0097 | 1.0719 |
| 36 | | t value | -3.275* | -1.5658 | -1.7792 | -0.84 | -1.37 | -0.7224 | 0.0581 | 0.6503 | 1.3661 |
| 37 | PORTO VELHO | Value | 0.979 | 0.988 | 0.9821 | 0.99 | 0.99 | 0.9912 | 0.9855 | 0.9944 | 1.052 |
| 38 | | t value | -0.7928 | -1.0269 | -1.7749 | -1.64 | -1.42 | -0.8907 | -1.4182 | -0.2813 | 1.263 |
| 39 | RECIFE | Value | 1.0186 | 1.0163 | 0.9942 | 0.99 | 0.98 | 0.9764 | 0.973 | 0.9743 | 0.9071 |
| 40 | | t value | 0.7557 | 0.912 | -0.4276 | -0.44 | -1.54 | -1.3934 | -1.5224 | -1.0687 | -1.4731 |
| 41 | RIO BRANCO | Value | 0.9676 | 0.9837 | 0.9859 | 0.99 | 1.00 | 0.9951 | 0.9999 | 1.0027 | 1.0229 |
| 42 | | t value | -2.8611* | -2.3767* | -2.5213* | -1.19 | -1.01 | -1.2188 | -0.0183 | 0.3449 | 0.9249 |
| 43 | RIO DE JANEIRO | Value | 0.964 | 0.9732 | 0.98 | 0.98 | 1.00 | 1.001 | 0.9996 | 1.0043 | 0.9951 |
| 44 | | t value | -2.244* | -1.811 | -1.4623 | -1.57 | -0.44 | 0.0882 | -0.0314 | 0.2813 | -0.1732 |
| 45 | SALVADOR | Value | 1.0004 | 0.9921 | 0.9879 | 0.99 | 1.00 | 0.9932 | 0.9899 | 0.8974 | 0.76 |
| 46 | | t value | 0.0157 | -0.4983 | -0.9173 | -0.34 | 0.24 | -0.503 | -0.4082 | -2.1492 | -3.8178* |
| 47 | SAO LUIS | Value | 0.9248 | 0.9655 | 0.9812 | 0.99 | 1.00 | 1.0182 | 1.0215 | 1.028 | 1.07 |
| 48 | | t value | -3.3686* | -2.4102* | -1.4059 | -1.02 | 0.06 | 1.8307 | 2.3937 | 1.4794 | 2.5681 |
| 49 | SAO PAULO | Value | 0.9682 | 0.9886 | 0.9865 | 0.99 | 1.00 | 0.9917 | 1.0002 | 0.9929 | 1.0228 |
| 50 | | t value | -1.5338 | -0.6203 | -0.9618 | -0.65 | -0.29 | -0.6845 | 0.0111 | -0.3151 | 0.7867 |
| 51 | TERESINA | Value | 0.9552 | 0.9663 | 0.9871 | 0.99 | 0.99 | 0.9991 | 1.0109 | 1.0361 | 1.0545 |
| 52 | | t value | -2.508* | -2.3921* | -1.5531 | -1.49 | -0.85 | -0.0973 | 0.7626 | 2.0404 | 1.6548 |
| 53 | VITORIA | Value | 0.969 | 0.9828 | 0.995 | 1.00 | 0.99 | 0.9953 | 0.9718 | 0.9823 | 0.9776 |
| 54 | | t value | -1.7614 | -1.1702 | -0.3936 | -0.36 | -0.84 | -0.5091 | -2.1723 | -1.1193 | -0.6176 |

Tabela 2 – Coeficiente AR e estatísticas t estimados para cada decil do preço da gasolina

Fonte: Elaborado pelo autor.

Desagregando para todos os 169 municípios analisados, foi verificado que 77 - correspondendo a 45,56% da amostra - apresentaram alguma evidência de assimetria. Uma análise da representatividade estadual destes municípios é apresentada na Tabela 3. Nesta, foram contabilizados o total de municípios analisados, total de municípios onde foi encontrada evidência de transmissão assimétrica e a razão, em percentual, entre os dois itens anteriores. Dos estados com pelo menos 5 municípios analisados, destacam-se com a

maior presença de assimetria Paraná e Santa Catarina com 60% e 66.67% dos municípios indicando a ocorrência deste fenômeno. No outro espectro, os estados que demonstraram menor presença percentual de municípios com assimetria foram Mato Grosso, Minas Gerais e Rio de Janeiro, 20%, 36.36% e 36.84% respectivamente.

| ESTADO | Total de Municípios | Municípios com evidência de assimetria | Percentual |
|------------------------|---------------------|--|------------|
| 1 ACRE | 2 | 2 | 100 |
| 2 ALAGOAS | 4 | 1 | 25 |
| 3 AMAPA | 1 | 1 | 100 |
| 4 AMAZONAS | 3 | 2 | 66.67 |
| 5 BAHIA | 5 | 2 | 40 |
| 6 CEARA | 10 | 5 | 50 |
| 7 DISTRITO FEDERAL | 1 | 0 | 0 |
| 8 ESPIRITO SANTO | 7 | 3 | 42.86 |
| 9 GOIAS | 3 | 1 | 33.33 |
| 10 MARANHAO | 5 | 3 | 60 |
| 11 MATO GROSSO | 5 | 1 | 20 |
| 12 MATO GROSSO DO SUL | 1 | 0 | 0 |
| 13 MINAS GERAIS | 11 | 4 | 36.36 |
| 14 PARA | 10 | 5 | 50 |
| 15 PARAIBA | 3 | 1 | 33.33 |
| 16 PARANA | 5 | 3 | 60 |
| 17 PERNAMBUCO | 1 | 0 | 0 |
| 18 PIAUI | 3 | 1 | 33.33 |
| 19 RIO DE JANEIRO | 19 | 7 | 36.84 |
| 20 RIO GRANDE DO NORTE | 4 | 1 | 25 |
| 21 RIO GRANDE DO SUL | 15 | 8 | 53.33 |
| 22 RONDONIA | 3 | 2 | 66.67 |
| 23 RORAIMA | 1 | 1 | 100 |
| 24 SANTA CATARINA | 6 | 4 | 66.67 |
| 25 SAO PAULO | 38 | 17 | 44.74 |
| 26 SERGIPE | 2 | 2 | 100 |
| 27 TOCANTINS | 1 | 0 | 0 |
| 28 Total | 169 | 77 | 45.56 |

Tabela 3 – Total de municípios, municípios com evidência de assimetria e razão percentual.

Para uma análise de caráter regional, a Tabela (3) foi agregada sob a forma da Tabela (4).

| Região | Total de Municípios | Municípios com evidência de assimetria | Percentual |
|----------------|---------------------|--|------------|
| 1 CENTRO OESTE | 10 | 2.00 | 20.00 |
| 2 NORDESTE | 37 | 16.00 | 43.24 |
| 3 NORTE | 21 | 13.00 | 61.90 |
| 4 SUDESTE | 75 | 31.00 | 41.33 |
| 5 SUL | 26 | 15.00 | 57.69 |

Tabela 4 – Total de municípios, municípios com evidência de assimetria e razão percentual. Agregado por Região

É interessante notar que, apesar de possuir o maior número de capitais com evidência de transmissão assimétrica, a região Nordeste é a região com a segunda menor razão entre municípios com evidência de assimetria e municípios totais. Nesta análise,

destacam-se também as regiões Sul e Norte por apresentarem evidência de assimetria em mais da metade dos municípios analisados. Neste aspecto, os resultados divergem dos resultados encontrados por Silva et al. (2014), que encontraram pouca evidência de assimetria no mercado de combustíveis da região Sul enquanto o Nordeste apresentou a maior tendência à assimetria dentre todas as regiões.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Preços aumentam mais rápido do que diminuem. Esta é uma percepção amplamente documentada e observada tanto pelo consumidor médio quanto dentro da literatura econômica, denominada dentro desta última como Transmissão Assimétrica de Preços. A identificação e estudo deste fenômeno é essencial visto os seus impactos sobre o funcionamento do sistema econômico, notavelmente sobre o nível de bem estar agregado.

O presente trabalho teve como objetivo verificar empiricamente, a nível municipal, possíveis evidências de transmissão assimétrica de preços dentro do mercado de gasolina brasileiro para o período compreendido entre 01/01/2016 a 27/10/2019. Conjuntamente, foi testada para os mesmos municípios a hipótese de persistência dos choques sobre o nível de preços da gasolina, indicando se estes choques tem efeito permanente ou não sobre o nível de preços. Todas as análises foram realizadas sob um *framework* de Auto-Regressão Quantílica.

A partir da revisão bibliográfica construída no capítulo 2, foi possível compreender melhor quais os impactos reais da assimetria na transmissão de preços sobre o sistema econômico, porque estes são problemáticos e quais as possíveis causas e explicações teóricas para este fenômeno, esta última parte sendo essencial para a discussão dos resultados obtidos empiricamente. Dentro da mesma seção, a compilação e revisão de estudos empíricos acerca do tema de transmissão assimétrica foi vital para a compreensão das metodologias consolidadas, quais suas vantagens e limitações e como este trabalho pode contribuir dentro desta literatura.

A revisão da metodologia empregada, incluindo a derivação do modelo de Auto-Regressão Quantílica e uma breve introdução a métodos de reamostragem, foi fundamental para a compreensão dos resultados obtidos, assim como entender quais suas limitações.

Dentre os resultados obtidos, 77 dos 169 municípios analisados - totalizando 45,56% - apresentaram algum indício de transmissão assimétrica nos preços da gasolina. Analisando sob uma ótica regional, o Sul e o Norte do país destacaram-se com maior presença de assimetria, enquanto o Sudeste e o Centro Oeste apresentaram o menor nível relativo de municípios com evidência de assimetria.

Em termos persistência dos choques no nível de preços, o resultado encontrado foi coerente com estudos encontrados na literatura de regressão quantílica. Choques menores nos preços tem maior tendência a serem temporários, enquanto choques acima do 4º decil em sua maioria apresentam efeitos persistentes.

Como sugestão para trabalhos futuros recomenda-se aumentar o alcance do estudo

de modo a abranger metodologias de testes de raiz unitária para além do teste ADF tradicional, tais quais o teste Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) e o teste Zivot & Andrews. Além disso, é interessante aprofundar a investigação sobre os possíveis determinantes da transmissão assimétrica de preços no mercado de gasolina comum brasileiro.

Referências

- AL-GUDHEA, S.; KENC, T.; DIBOGLU, S. Do retail gasoline prices rise more readily than they fall?: A threshold cointegration approach. *Journal of Economics and Business*, v. 59, n. 6, p. 560 – 574, 2007. ISSN 0148-6195. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0148619507000604>>.
- ALHAJJI, A.; HUETTNER, D. Opec and world crude oil markets from 1973 to 1994: Cartel, oligopoly, or competitive? *The Energy Journal*, International Association for Energy Economics, v. 21, n. 3, p. 31–60, 2000. ISSN 01956574, 19449089. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/41322890>>.
- ANP. Histórico da liberação dos preços de combustíveis no mercado brasileiro. *Portal Online ANP*, September 2016. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/component/content/article?id=866>>.
- ASCHE, F.; JAFFRY, S.; HARTMANN, J. Price transmission and market integration: vertical and horizontal price linkages for salmon. *Applied Economics*, Routledge, v. 39, n. 19, p. 2535–2545, 2007. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/00036840500486524>>.
- BACHMEIER, L. J.; GRIFFIN, J. M. New evidence on asymmetric gasoline price responses. *The Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 3, p. 772–776, 2003. Disponível em: <<https://doi.org/10.1162/003465303322369902>>.
- BACON, R. W. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of uk retail gasoline prices to cost changes. *Energy Economics*, v. 13, n. 3, p. 211 – 218, 1991. ISSN 0140-9883. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/014098839190022R>>.
- BERMINGHAM, C.; BRIEN, D. O. *Testing for Asymmetric Pricing Behaviour in Irish and UK Petrol and Diesel Markets*. [S.l.], 2010. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/cbi/wpaper/3-rt-10.html>>.
- BETTENDORF, L.; GEEST, S. A. van der; VARKEVISSER, M. Price asymmetry in the dutch retail gasoline market. *Energy Economics*, v. 25, n. 6, p. 669 – 689, 2003. ISSN 0140-9883. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988303000355>>.
- BORENSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 112, n. 1, p. 305–339, 1997. ISSN 00335533, 15314650. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2951284>>.
- CANÊDO-PINHEIRO, M. Assimetrias na transmissão dos preços dos combustíveis: o caso do óleo diesel no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, scielo, v. 66, p. 469 – 490, 12 2012. ISSN 0034-7140. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402012000400005&nrm=iso>.

- CARDOSO, L.; BITTENCOURT, M.; IRWIN, E. *Price asymmetry and retailers heterogeneity in Brazilian gas stations*. [S.l.], 2016. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/wiw/wiwsa/ersa16p796.html>>.
- DAVINO, C.; FURNO, M.; VISTOCCO, D. *Quantile Regression: Theory and Applications*. Wiley, 2013. (Wiley Series in Probability and Statistics). ISBN 9781119975281. Disponível em: <<https://books.google.com.br/books?id=PaMLAQAAQBAJ>>.
- FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economic Surveys*, v. 21, n. 2, p. 349–415, 2007. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x>>.
- FURNO, M.; VISTOCCO, D. *Quantile regression: Estimation and simulation*. [S.l.: s.n.], 2018. 1-287 p.
- GIL, A. *Métodos e técnicas de pesquisa social*. Atlas, 1999. ISBN 9788522422708. Disponível em: <<https://books.google.com.br/books?id=waD8PAAACAAJ>>.
- GRASSO, M.; MANERA, M. Asymmetric error correction models for the oil–gasoline price relationship. *Energy Policy*, v. 35, n. 1, p. 156 – 177, 2007. ISSN 0301-4215. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421505002971>>.
- GRIFFIN, J. M. Opec behavior: A test of alternative hypotheses. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 75, n. 5, p. 954–963, 1985. ISSN 00028282. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1818638>>.
- HAMILTON, J. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994. ISBN 9780691042893. Disponível em: <https://books.google.com.br/books?id=B8_1UBmqVUoC>.
- HAMILTON, J.; DAVIS, M. Why are prices sticky? the dynamics of wholesale gasoline prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 36, p. 17–37, 02 2004.
- KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 47, n. 2, p. 263–291, 1979. ISSN 00129682, 14680262. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1914185>>.
- KARRENBROCK, J. D. The behavior of retail gasoline prices: symmetric or not? *Review*, n. Jul, p. 19–29, 1991. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/fip/fedlr/y1991ijulp19-29.html>>.
- KOENKER, R. Confidence intervals for regression quantiles. Physica-Verlag HD, Heidelberg, p. 349–359, 1994.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978. ISSN 00129682, 14680262. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1913643>>.
- KOENKER, R.; XIAO, Z. Quantile autoregression. *Journal of the American Statistical Association*, Taylor and Francis, v. 101, n. 475, p. 980–990, 2006. Disponível em: <<https://doi.org/10.1198/016214506000000672>>.

- LIMA, L. R.; GAGLIANONE, W. P.; SAMPAIO, R. M. Debt ceiling and fiscal sustainability in brazil: A quantile autoregression approach. *Journal of Development Economics*, v. 86, n. 2, p. 313 – 335, 2008. ISSN 0304-3878. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030438780700096X>>.
- LISTORTI, G.; ESPOSTI, R. Horizontal price transmission in agricultural markets: Fundamental concepts and open empirical issues. *Bio-based and Applied Economics*, v. 1, n. 1, 2012. ISSN 2280-6172. Disponível em: <<http://www.fupress.net/index.php/bae/article/view/10769>>.
- MEYER, J.; CRAMON-TAUBADEL, S. von. Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics*, v. 55, n. 3, p. 581–611, 2004. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>>.
- NICHOLSON, W. Microeconomic theory: Basic principles and extensions. 01 2011.
- PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 108, n. 3, p. 466–502, 2000. ISSN 00223808, 1537534X. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/10.1086/262126>>.
- ROSA, B.; ORDOÑEZ, R. Volume de petróleo processado na petrobras é o menor desde 2010. *O globo*, January 2017. Disponível em: <<https://oglobo.globo.com/economia/volume-de-petroleo-processado-na-petrobras-o-menor-desde-2010-20827366>>.
- SEVERIANO, A. Procon solicita que pf investigue suspeita de cartel em postos de combustíveis em manaus. *G1 AM*, September 2018. Disponível em: <<https://g1.globo.com/am/amazonas/noticia/2018/09/17/proncon-solicita-que-pf-investigue-suspeita-de-cartel-em-postos-de-combustiveis-em-manaus.ghtml>>.
- SHESHINSKI, E.; WEISS, Y. Inflation and Costs of Price Adjustment. *The Review of Economic Studies*, v. 44, n. 2, p. 287–303, 06 1977. ISSN 0034-6527. Disponível em: <<https://doi.org/10.2307/2297067>>.
- SILVA, A. S. da et al. Symmetric transmission of prices in the retail gasoline market in brazil. *Energy Economics*, v. 43, p. 11 – 21, 2014. ISSN 0140-9883. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988314000176>>.
- UCHÔA, C. F. A. Testando a assimetria nos preços da gasolina brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, scielo, v. 62, p. 103 – 117, 03 2008. ISSN 0034-7140. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402008000100006&nrm=iso>.
- WLAZŁOWSKI, S. Petrol and Crude Oil Prices: Asymmetric Price Transmission. *Ekonomia journal*, v. 11, 2003. Disponível em: <https://ideas.repec.org/a/eko/ekoeko/11_64.html>.

Apêndices

APÊNDICE A – Resultados Completos

| Município | Parâmetro | tau: 0.1 | tau: 0.2 | tau: 0.3 | tau: 0.4 | tau: 0.5 | tau: 0.6 | tau: 0.7 | tau: 0.8 | tau: 0.9 |
|--------------------------|-----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1 ABAETETUBA | Value | 0.9373 | 0.986 | 1 | 1 | 1.00 | 1 | 1 | 1.0144 | 1.033 |
| 2 ABAETETUBA | t value | -2.7644* | -1.3363 | 0 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 1.2962 | 1.1564 |
| 3 ALAGOINHAS | Value | 0.9516 | 0.9907 | 1.0042 | 0.9967 | 1.00 | 1.0012 | 1.0055 | 0.9882 | 0.9734 |
| 4 ALAGOINHAS | t value | -1.9927 | -0.5262 | 0.3452 | -0.3188 | 0.00 | 0.1457 | 0.4267 | -0.4771 | -0.7637 |
| 5 ALEGRETE | Value | 0.956 | 0.9749 | 0.9842 | 0.9953 | 1.00 | 1.0062 | 1.0119 | 1.0226 | 1.0497 |
| 6 ALEGRETE | t value | -2.1187 | -2.2115 | -2.3622 | -1.1665 | 0.17 | 1.3813 | 2.4894 | 1.9716 | 1.7307 |
| 7 ALENQUER | Value | 0.9699 | 0.9754 | 1 | 1 | 1.00 | 1 | 1.0018 | 1.0048 | 1.0029 |
| 8 ALENQUER | t value | -1.6759 | -2.1426 | 0 | 0 | 0.00 | 0 | 0.7252 | 0.4865 | 0.1091 |
| 9 ALTA FLORESTA | Value | 0.9758 | 0.9857 | 0.9977 | 0.9992 | 1.00 | 1.0009 | 1.0033 | 1.004 | 1.0286 |
| 10 ALTA FLORESTA | t value | -0.8203 | -1.5191 | -0.3992 | -0.3606 | 0.00 | 0.4605 | 0.7937 | 0.5256 | 1.0238 |
| 11 ANANINDEUA | Value | 0.9639 | 0.9697 | 0.976 | 0.9775 | 0.98 | 0.9983 | 0.9895 | 1.0215 | 1.0167 |
| 12 ANANINDEUA | t value | -1.1388 | -1.4574 | -1.7003 | -1.8001 | -1.56 | -0.1292 | -0.5933 | 0.9246 | 0.4583 |
| 13 ANGRA DOS REIS | Value | 0.9564 | 0.9867 | 0.9879 | 0.9975 | 1.00 | 0.9989 | 1.0001 | 1.0099 | 1.0341 |
| 14 ANGRA DOS REIS | t value | -1.5492 | -1.309 | -2.1974 | -0.5867 | 0.00 | -0.3066 | 0.0146 | 0.4892 | 1.4177 |
| 15 APARECIDA DE GOIANIA | Value | 0.9866 | 0.992 | 0.9998 | 0.9989 | 1.00 | 0.9944 | 0.9859 | 0.9411 | 0.8629 |
| 16 APARECIDA DE GOIANIA | t value | -0.3649 | -0.3434 | -0.0195 | -0.2271 | -1.01 | -1.2104 | -1.3064 | -3.0044* | -2.2438 |
| 17 ARACAJU | Value | 0.9585 | 0.9793 | 0.9754 | 0.9859 | 0.99 | 1.0042 | 1.0152 | 1.0207 | 1.0471 |
| 18 ARACAJU | t value | -3.6647* | -2.105 | -3.94* | -2.0437 | -0.75 | 0.4869 | 1.2435 | 1.1361 | 1.7364 |
| 19 ARACATUBA | Value | 0.9669 | 0.9786 | 0.9913 | 0.9949 | 0.98 | 0.9985 | 1.0006 | 1.0044 | 0.9407 |
| 20 ARACATUBA | t value | -0.7755 | -1.411 | -0.6189 | -0.4233 | -1.12 | -0.1335 | 0.0408 | 0.254 | -1.1984 |
| 21 ARACRUZ | Value | 0.9212 | 0.9556 | 0.9818 | 0.9975 | 1.00 | 1 | 1.0261 | 1.0338 | 1.0295 |
| 22 ARACRUZ | t value | -3.7498* | -3.0043* | -1.6436 | -0.3986 | 0.00 | 0 | 2.3215 | 1.8103 | 0.8675 |
| 23 ARARAS | Value | 1.0086 | 0.9952 | 0.9959 | 0.9982 | 1.00 | 0.9899 | 0.9857 | 0.9869 | 0.9934 |
| 24 ARARAS | t value | 0.4223 | -0.3747 | -0.5704 | -0.3818 | -0.52 | -1.6785 | -1.7503 | -0.6301 | -0.1733 |
| 25 ARAUCARIA | Value | 0.9687 | 0.9825 | 0.9829 | 0.9903 | 1.00 | 1.0058 | 1.0127 | 1.0187 | 1.0202 |
| 26 ARAUCARIA | t value | -2.0571 | -1.2471 | -1.3309 | -1.0267 | -0.12 | 0.5996 | 1.1948 | 1.2358 | 0.8647 |
| 27 ARIQUEMES | Value | 0.9567 | 0.9716 | 0.9746 | 0.9868 | 0.99 | 0.9996 | 1.0092 | 1.0265 | 1.0075 |
| 28 ARIQUEMES | t value | -2.1456* | -2.2161 | -2.4635 | -2.3344 | -2.29 | -0.0703 | 0.8859 | 1.5141 | 0.1726 |
| 29 ASSIS | Value | 0.9909 | 1.0064 | 1.0042 | 1.0045 | 1.00 | 0.9994 | 0.9947 | 0.9912 | 1.0255 |
| 30 ASSIS | t value | -0.425 | 0.6692 | 0.8574 | 1.4312 | 0.12 | -0.1192 | -0.7413 | -0.4547 | 1.1315 |
| 31 AVARE | Value | 0.9282 | 0.9604 | 0.9777 | 0.9966 | 1.00 | 1 | 1.016 | 1.035 | 1.0658 |
| 32 AVARE | t value | -3.2147* | -2.9185* | -2.0711 | -0.5382 | 0.00 | 0 | 2.1502 | 2.3693 | 2.3596 |
| 33 BAGE | Value | 0.9771 | 0.9913 | 0.9972 | 0.9986 | 1.00 | 0.9992 | 1.0021 | 1.0018 | 1.0504 |
| 34 BAGE | t value | -1.462 | -1.3536 | -0.5447 | -0.6243 | -0.02 | -0.3237 | 0.3932 | 0.1161 | 2.4203 |
| 35 BARRETOS | Value | 0.9843 | 1.0142 | 1.0072 | 0.9995 | 0.99 | 0.9885 | 0.976 | 0.9824 | 0.9984 |
| 36 BARRETOS | t value | -0.4771 | 0.5532 | 0.5298 | -0.0466 | -0.90 | -1.1359 | -1.282 | -0.8585 | -0.0541 |
| 37 BAURU | Value | 0.9738 | 0.9924 | 0.9997 | 1.0037 | 1.00 | 1.0028 | 0.9971 | 0.9919 | 0.9808 |
| 38 BAURU | t value | -1.6172 | -0.5127 | -0.0268 | 0.301 | 0.10 | 0.1881 | -0.2262 | -0.465 | -0.7262 |
| 39 BAYEUX | Value | 0.9437 | 0.9513 | 0.9804 | 0.9946 | 1.00 | 1 | 0.9982 | 0.9852 | 0.9772 |
| 40 BAYEUX | t value | -2.7683* | -2.3312* | -1.8436 | -0.859 | 0.00 | 0 | -0.3771 | -1.2277 | -0.5908 |
| 41 BEBEDOURO | Value | 0.9646 | 0.9814 | 0.9942 | 1 | 1.00 | 1.0029 | 1.0062 | 1.01 | 1.0322 |
| 42 BEBEDOURO | t value | -2.3295* | -1.824 | -1.0391 | 0 | 0.00 | 0.9117 | 1.0647 | 1.1869 | 1.662 |
| 43 BELEM | Value | 0.9758 | 0.9767 | 0.9763 | 0.9966 | 1.00 | 1.0103 | 1.0124 | 1.0138 | 1.0271 |
| 44 BELEM | t value | -1.4637 | -1.6577 | -1.9778 | -0.2799 | 0.45 | 1.0693 | 0.9948 | 0.9667 | 0.6256 |
| 45 BELO HORIZONTE | Value | 1.0157 | 0.9959 | 0.9911 | 0.991 | 0.98 | 0.9821 | 0.9773 | 0.9685 | 0.9749 |
| 46 BELO HORIZONTE | t value | 1.2761 | -0.2908 | -0.6024 | -0.8095 | -2.27 | -3.2023* | -2.8811* | -3.2458* | -1.3509 |
| 47 BOA VISTA | Value | 0.9586 | 0.9562 | 0.9697 | 0.9825 | 0.99 | 0.9958 | 0.9949 | 0.9881 | 1.0034 |
| 48 BOA VISTA | t value | -1.286 | -2.3056* | -1.8506 | -1.4659 | -0.92 | -0.5045 | -0.5214 | -0.5421 | 0.0401 |
| 49 BOTUCATU | Value | 0.9442 | 0.9809 | 0.9923 | 0.9977 | 1.00 | 1.0025 | 1.0077 | 1.0251 | 1.0333 |
| 50 BOTUCATU | t value | -2.474* | -1.6404 | -1.5936 | -0.9515 | 0.00 | 0.8404 | 0.8617 | 2.002 | 1.5225 |
| 51 BRASILIA | Value | 0.9567 | 0.9714 | 0.9845 | 0.9919 | 1.00 | 0.992 | 1.003 | 1.0159 | 1.0041 |
| 52 BRASILIA | t value | -1.97 | -1.5913 | -1.0246 | -0.636 | -0.35 | -0.5554 | 0.1591 | 0.5262 | 0.0717 |
| 53 CABEDELO | Value | 0.9831 | 0.9803 | 0.9912 | 0.9915 | 1.00 | 0.9951 | 0.9871 | 0.9739 | 0.9707 |
| 54 CABEDELO | t value | -0.6861 | -1.1052 | -0.8392 | -1.2888 | -0.67 | -0.6721 | -1.2299 | -1.3299 | -0.7857 |
| 55 CACHOEIRINHA | Value | 0.9618 | 0.9668 | 0.9729 | 0.9882 | 0.99 | 0.9955 | 0.9982 | 1.01 | 0.9847 |
| 56 CACHOEIRINHA | t value | -1.4532 | -2.6651* | -3.0709* | -1.7323 | -1.61 | -0.5197 | -0.1398 | 0.5069 | -0.5058 |
| 57 CACOAL | Value | 0.9584 | 0.9659 | 0.9911 | 0.9959 | 1.00 | 1.0002 | 1.0051 | 1.0102 | 0.9637 |
| 58 CACOAL | t value | -1.5086 | -2.663* | -1.0875 | -1.7109 | -0.43 | 0.0929 | 0.6914 | 0.5286 | -0.9257 |
| 59 CAICO | Value | 0.9392 | 0.9886 | 0.9982 | 0.9962 | 1.00 | 1 | 1.0018 | 0.982 | 1.0091 |
| 60 CAICO | t value | -1.2688 | -0.4462 | -0.1507 | -0.5304 | 0.00 | 0 | 0.1348 | -1.0354 | 0.1383 |
| 61 CAMACARI | Value | 1.0057 | 1.0284 | 1.0307 | 1.0243 | 1.01 | 0.9855 | 0.9696 | 0.9345 | 0.9242 |
| 62 CAMACARI | t value | 0.2025 | 1.5851 | 1.9394 | 1.6778 | 0.42 | -1.0858 | -1.9033 | -2.0396 | -1.2169 |
| 63 CAMPO GRANDE | Value | 0.9843 | 0.9866 | 0.9964 | 0.9945 | 1.00 | 0.9959 | 1.0021 | 1.0084 | 0.995 |
| 64 CAMPO GRANDE | t value | -1.1404 | -1.1108 | -0.3711 | -0.469 | -0.02 | -0.4509 | 0.2457 | 0.6236 | -0.2469 |
| 65 CAMPOS DOS GOYTACAZES | Value | 0.977 | 0.9998 | 0.9943 | 0.9877 | 0.99 | 0.9891 | 0.9935 | 0.9977 | 1.0245 |
| 66 CAMPOS DOS GOYTACAZES | t value | -2.0786 | -0.0155 | -0.7875 | -1.933 | -1.35 | -1.305 | -0.6001 | -0.1545 | 0.9372 |
| 67 CANINDE | Value | 0.9354 | 0.9617 | 0.9841 | 0.9981 | 1.00 | 1.0001 | 0.9924 | 0.9921 | 0.9936 |
| 68 CANINDE | t value | -2.0603 | -1.6765 | -1.4431 | -0.2876 | 0.00 | 0.0245 | -0.7948 | -0.5167 | -0.1254 |
| 69 CANOAS | Value | 0.8992 | 0.9583 | 0.9726 | 0.9922 | 1.00 | 1.003 | 1.0063 | 1.0039 | 1.0347 |
| 70 CANOAS | t value | -3.5772* | -2.1644 | -1.868 | -1.0641 | -0.88 | 0.6412 | 0.7237 | 0.227 | 0.7189 |
| 71 CARIACICA | Value | 0.9682 | 0.9814 | 0.996 | 0.9877 | 0.99 | 0.9873 | 0.9816 | 0.9837 | 1.0046 |
| 72 CARIACICA | t value | -2.5085* | -1.5081 | -0.3296 | -1.6372 | -0.92 | -1.1647 | -1.3646 | -1.1658 | 0.2215 |
| 73 CASTANHAL | Value | 0.9452 | 0.9867 | 0.9908 | 0.9998 | 1.00 | 1.0037 | 1.0193 | 1.0279 | 1.0515 |
| 74 CASTANHAL | t value | -1.8847 | -0.7763 | -1.1048 | -0.062 | 0.17 | 0.684 | 2.6778 | 2.8089 | 1.3987 |
| 75 CAUCAIA | Value | 0.9421 | 0.9518 | 0.9668 | 0.9822 | 0.99 | 0.993 | 1.0015 | 0.9888 | 0.945 |
| 76 CAUCAIA | t value | -1.9746 | -1.7839 | -2.3606 | -1.8671 | -1.61 | -0.883 | 0.135 | -0.7045 | -1.502 |
| 77 CODO | Value | 0.9843 | 0.9941 | 1 | 1 | 1.00 | 1 | 1 | 1.0071 | 1.0631 |
| 78 CODO | t value | -0.8421 | -1.3864 | 0 | 0 | 0.00 | 0 | 0 | 0.791 | 1.8935 |

Tabela 5 – Tabela de Resultados Completa

Fonte: Elaborado pelo autor.

| | Município | Parâmetro | tau: 0.1 | tau: 0.2 | tau: 0.3 | tau: 0.4 | tau: 0.5 | tau: 0.6 | tau: 0.7 | tau: 0.8 | tau: 0.9 |
|-----|------------------|-----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 79 | COLATINA | Value | 0.9706 | 0.9712 | 0.9852 | 0.9939 | 1.00 | 1.0018 | 1.0164 | 1.027 | 1.0587 |
| 80 | COLATINA | t value | -1.6314 | -3.4025* | -1.6364 | -1.0258 | -0.62 | 0.4688 | 2.3162 | 3.0016 | 2.1716 |
| 81 | CRATEUS | Value | 0.9235 | 0.9821 | 0.9969 | 0.9996 | 1.00 | 1.0007 | 1.0044 | 1.0175 | 1.0375 |
| 82 | CRATEUS | t value | -1.8971 | -0.6918 | -0.4096 | -0.1749 | 0.02 | 0.1111 | 0.3875 | 0.802 | 1.2875 |
| 83 | CRATO | Value | 0.9708 | 0.9812 | 0.9953 | 0.9976 | 1.00 | 1.0004 | 0.9947 | 0.9844 | 1.0101 |
| 84 | CRATO | t value | -2.2058* | -1.4849 | -0.4756 | -0.4169 | 0.00 | 0.1113 | -0.5737 | -0.8811 | 0.2676 |
| 85 | CRUZEIRO DO SUL | Value | 0.9454 | 0.9801 | 0.9969 | 1 | 1.00 | 1 | 1.0011 | 1.0044 | 1.0078 |
| 86 | CRUZEIRO DO SUL | t value | -3.7209* | -1.6627 | -0.523 | 0 | 0.00 | 0 | 0.5765 | 0.5972 | 0.3903 |
| 87 | CUIABA | Value | 0.9833 | 1.0003 | 1.0022 | 1.0081 | 1.01 | 1.0053 | 1.0033 | 1.0045 | 1.009 |
| 88 | CUIABA | t value | -1.3424 | 0.0632 | 0.3198 | 1.307 | 1.48 | 0.9766 | 0.5619 | 0.5062 | 0.3587 |
| 89 | CURITIBA | Value | 0.9875 | 1.0056 | 1.011 | 1.0008 | 1.00 | 0.9868 | 0.9846 | 0.9768 | 0.9636 |
| 90 | CURITIBA | t value | -0.676 | 0.315 | 0.6782 | 0.0549 | -0.03 | -1.0395 | -1.0348 | -1.3121 | -1.4594 |
| 91 | DELMIRO GOUVEIA | Value | 0.9431 | 0.9581 | 0.9925 | 1 | 1.00 | 1 | 1.0088 | 1.0173 | 0.9856 |
| 92 | DELMIRO GOUVEIA | t value | -2.5702* | -2.6643* | -0.4515 | 0 | 0.00 | 0 | 1.083 | 0.7614 | -0.3908 |
| 93 | DUQUE DE CAXIAS | Value | 0.9871 | 0.9915 | 0.9895 | 0.9983 | 1.00 | 1.0016 | 1.0033 | 1.0018 | 1.021 |
| 94 | DUQUE DE CAXIAS | t value | -0.9469 | -1.0429 | -1.8365 | -0.3431 | -0.38 | 0.3203 | 0.4699 | 0.1624 | 1.0016 |
| 95 | ESTEIO | Value | 0.9587 | 0.9813 | 0.9863 | 0.9928 | 1.00 | 1.0049 | 1.0097 | 1.0129 | 1.0124 |
| 96 | ESTEIO | t value | -1.4927 | -1.197 | -1.1924 | -0.8203 | 0.00 | 0.9347 | 1.4485 | 0.9445 | 0.427 |
| 97 | FEIRA DE SANTANA | Value | 0.9703 | 0.9978 | 0.9561 | 0.9681 | 0.98 | 0.9787 | 0.9809 | 0.9322 | 0.8246 |
| 98 | FEIRA DE SANTANA | t value | -0.8356 | -0.0664 | -1.8142 | -1.874 | -1.50 | -1.7289 | -1.0451 | -1.6431 | -2.9464* |
| 99 | FLORIANOPOLIS | Value | 0.8842 | 0.9468 | 0.9678 | 0.9761 | 0.99 | 0.9918 | 0.9959 | 0.9970 | 1.0177 |
| 100 | FLORIANOPOLIS | t value | -2.8599* | -2.9212* | -1.8475 | -2.1961 | -1.72 | -0.6653 | -0.2063 | -0.3418 | 0.329 |
| 101 | FORTALEZA | Value | 0.9593 | 0.9676 | 0.969 | 0.9788 | 0.99 | 0.9907 | 0.9976 | 0.9865 | 0.9036 |
| 102 | FORTALEZA | t value | -1.4496 | -1.2157 | -1.7211 | -1.5158 | -0.99 | -1.3559 | -0.266 | -0.7756 | -1.3845 |
| 103 | GOIANIA | Value | 0.9875 | 0.999 | 0.9951 | 0.9927 | 1.00 | 0.9964 | 0.99 | 0.9751 | 0.8893 |
| 104 | GOIANIA | t value | -0.3286 | -0.0411 | -0.4398 | -1.2888 | -0.35 | -0.7042 | -1.1086 | -1.4692 | -2.1233 |
| 105 | GUARATINGUETA | Value | 0.9669 | 0.968 | 0.9791 | 0.9952 | 1.00 | 1 | 1.0149 | 1.0106 | 1.0545 |
| 106 | GUARATINGUETA | t value | -1.5562 | -2.6031* | -1.9448 | -0.7048 | 0.00 | 0 | 1.0573 | 0.5564 | 1.8687 |
| 107 | GUARUJA | Value | 0.9635 | 0.9933 | 1.0007 | 0.9983 | 0.99 | 0.9916 | 0.9973 | 0.9928 | 1.0209 |
| 108 | GUARUJA | t value | -1.1737 | -0.4165 | 0.0531 | -0.1559 | -0.77 | -0.9194 | -0.2771 | -0.3882 | 0.6281 |
| 109 | IBITINGA | Value | 0.9396 | 0.9662 | 0.9846 | 0.9984 | 1.00 | 1.0018 | 1.0159 | 1.0228 | 1.0358 |
| 110 | IBITINGA | t value | -1.7057 | -2.8281* | -1.9958 | -0.386 | -0.32 | 0.2647 | 1.6077 | 1.9569 | 1.0187 |
| 111 | ICO | Value | 0.9739 | 0.9903 | 0.9873 | 0.9981 | 1.00 | 1.0091 | 1.015 | 0.9977 | 0.9728 |
| 112 | ICO | t value | -0.545 | -1.4071 | -1.9758 | -0.4505 | 0.27 | 1.4814 | 1.5685 | -0.1382 | -1.1963 |
| 113 | IGUATU | Value | 0.9098 | 0.9727 | 0.9968 | 0.999 | 1.00 | 0.9996 | 1.0088 | 1.0268 | 1.075 |
| 114 | IGUATU | t value | -3.1919* | -1.3811 | -0.403 | -0.6796 | 0.00 | -0.1534 | 1.191 | 1.3293 | 1.7102 |
| 115 | IMPERATRIZ | Value | 0.9716 | 0.9923 | 0.9935 | 1.0013 | 1.00 | 1.0025 | 1.0005 | 1.0006 | 1.0073 |
| 116 | IMPERATRIZ | t value | -2.3835* | -0.9778 | -0.9088 | 0.1779 | -0.02 | 0.5258 | 0.0895 | 0.0528 | 0.2898 |
| 117 | ITABAIANA | Value | 0.9253 | 0.9767 | 0.9936 | 1 | 1.00 | 1 | 1.0145 | 1.0217 | 1.0199 |
| 118 | ITABAIANA | t value | -3.4539* | -1.2744 | -0.8098 | 0 | 0.00 | 0 | 1.6022 | 1.387 | 0.7337 |
| 119 | ITABORAI | Value | 0.991 | 0.9966 | 0.9959 | 1 | 1.00 | 0.9958 | 0.9945 | 1.002 | 1.0095 |
| 120 | ITABORAI | t value | -0.7335 | -0.3666 | -0.6242 | 0 | 0.00 | -0.8317 | -0.9473 | 0.2033 | 0.4616 |
| 121 | ITACOATIARA | Value | 0.8818 | 0.9959 | 0.9906 | 0.9959 | 1.00 | 1.0009 | 0.9896 | 0.9708 | 0.9529 |
| 122 | ITACOATIARA | t value | -1.8394 | -0.1539 | -1.1294 | -1.2225 | 0.00 | 0.1688 | -0.9541 | -1.8265 | -0.6833 |
| 123 | ITAITUBA | Value | 0.9932 | 0.9778 | 0.9878 | 1 | 1.00 | 1 | 1.0006 | 0.9996 | 1.0101 |
| 124 | ITAITUBA | t value | -0.3204 | -1.7805 | -1.3962 | 0 | 0 | 0.0561 | -0.0198 | 0.223 | |
| 125 | ITAPEVA | Value | 0.9581 | 0.9755 | 0.992 | 1 | 1.00 | 1.0091 | 1.0115 | 1.018 | 1.0265 |
| 126 | ITAPEVA | t value | -2.086 | -2.1886 | -0.9824 | 0 | 0.00 | 2.1215 | 2.383 | 1.9318 | 1.3995 |
| 127 | ITAPIPOCA | Value | 0.9608 | 0.9719 | 0.9915 | 0.9963 | 1.00 | 0.9984 | 1.006 | 1.0056 | 1.0125 |
| 128 | ITAPIPOCA | t value | -2.236* | -1.5006 | -1.0612 | -0.8912 | -0.16 | -0.3102 | 0.5451 | 0.4662 | 0.4708 |
| 129 | ITAPOLIS | Value | 0.9859 | 0.9856 | 0.9882 | 0.9971 | 1.00 | 0.9961 | 1.0005 | 1.009 | 1.0042 |
| 130 | ITAPOLIS | t value | -0.6461 | -2.0436 | -1.7045 | -0.6799 | 0.00 | -0.8361 | 0.0787 | 0.8896 | 0.2059 |
| 131 | ITUIUTABA | Value | 0.9864 | 0.9925 | 0.9945 | 0.9979 | 1.00 | 0.9983 | 0.9994 | 1.0045 | 1.0065 |
| 132 | ITUIUTABA | t value | -1.0445 | -1.1164 | -1.1504 | -0.6161 | -0.40 | -0.6571 | -0.1177 | 0.5092 | 0.3365 |
| 133 | JABOTICABAL | Value | 0.9697 | 0.9648 | 0.9797 | 0.9869 | 1.00 | 1.0052 | 1.0146 | 1.0189 | 1.0172 |
| 134 | JABOTICABAL | t value | -0.9777 | -1.8112 | -2.4077 | -2.0817 | -0.07 | 0.9511 | 1.5826 | 1.1555 | 0.562 |
| 135 | JACAREI | Value | 0.9749 | 0.9719 | 0.9846 | 0.9958 | 1.00 | 1.0001 | 1.0005 | 1.0165 | 1.026 |
| 136 | JACAREI | t value | -0.9265 | -2.2998* | -2.3802 | -1.0521 | -0.41 | 0.0285 | 0.0728 | 1.0959 | 0.8152 |
| 137 | JANUARIA | Value | 0.9803 | 0.9932 | 0.9993 | 0.9987 | 1.00 | 0.998 | 0.9951 | 0.9934 | 1.0143 |
| 138 | JANUARIA | t value | -1.6284 | -0.7672 | -0.1513 | -0.465 | -0.47 | -0.9792 | -1.0073 | -0.5561 | 0.666 |
| 139 | JARAGUA DO SUL | Value | 1.0137 | 0.9702 | 0.969 | 0.985 | 1.00 | 0.9978 | 0.9866 | 0.9542 | 0.9093 |
| 140 | JARAGUA DO SUL | t value | 0.2878 | -1.1272 | -2.2012 | -1.2605 | -0.23 | -0.223 | -0.761 | -1.4622 | -1.9597 |
| 141 | JOAO MONLEVADE | Value | 0.9644 | 0.9698 | 0.9825 | 0.9916 | 1.00 | 1.0017 | 1.0061 | 1.0174 | 1.0327 |
| 142 | JOAO MONLEVADE | t value | -2.6419* | -2.7485* | -1.9949 | -1.2746 | 0.34 | 0.4365 | 0.8984 | 1.4814 | 1.1152 |
| 143 | JOAO PESSOA | Value | 0.9939 | 0.987 | 0.9854 | 0.9909 | 0.99 | 0.9913 | 0.9842 | 0.981 | 0.9898 |
| 144 | JOAO PESSOA | t value | -0.397 | -1.1227 | -1.746 | -1.3951 | -2.22 | -1.3789 | -1.8033 | -1.1865 | -0.2674 |
| 145 | JUIZ DE FORA | Value | 0.9798 | 0.9899 | 0.9872 | 0.9834 | 0.98 | 0.9874 | 0.9953 | 0.9888 | 1.039 |
| 146 | JUIZ DE FORA | t value | -0.856 | -0.8186 | -1.3972 | -2.0483 | -2.07 | -1.0242 | -0.3878 | -0.6225 | 1.1338 |
| 147 | JUNDIAI | Value | 0.9615 | 0.9803 | 0.9987 | 0.9995 | 1.00 | 0.9974 | 0.997 | 1.0016 | 1.0383 |
| 148 | JUNDIAI | t value | -3.0063* | -2.0349 | -0.1668 | -0.1014 | -0.40 | -0.7609 | -0.5406 | 0.1518 | 1.2943 |
| 149 | LINHARES | Value | 0.9918 | 0.9878 | 0.9907 | 0.9935 | 1.00 | 0.9995 | 1.0047 | 1.0094 | 1.0094 |
| 150 | LINHARES | t value | -0.3831 | -1.1748 | -1.6637 | -1.6237 | 0.00 | -0.1279 | 0.7116 | 1.0675 | 0.3736 |

Tabela 6 – Tabela de Resultados Completa - Continuação

Fonte: Elaborado pelo autor.

| Município | Parâmetro | tau: 0.1 | tau: 0.2 | tau: 0.3 | tau: 0.4 | tau: 0.5 | tau: 0.6 | tau: 0.7 | tau: 0.8 | tau: 0.9 | |
|-----------|---------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 151 | MACAPA | Value | 0.8317 | 0.9396 | 0.946 | 0.9892 | 1.00 | 0.9888 | 0.9833 | 0.9697 | 1.0164 |
| 152 | MACAPA | t value | -3.1772* | -1.6226 | -2.1312 | -0.772 | 0.00 | -1.207 | -1.0169 | -0.6727 | 0.2835 |
| 153 | MACEIO | Value | 0.9506 | 0.9674 | 0.9762 | 0.9821 | 0.99 | 0.9978 | 0.9946 | 0.983 | 0.9621 |
| 154 | MACEIO | t value | -1.6168 | -1.7078 | -1.8545 | -1.7116 | -1.20 | -0.1724 | -0.3766 | -0.6582 | -1.272 |
| 155 | MAGE | Value | 0.9877 | 0.9859 | 0.9881 | 0.997 | 1.00 | 0.9991 | 0.9941 | 0.9968 | 0.9749 |
| 156 | MAGE | t value | -1.1693 | -2.1717 | -2.3772 | -0.7988 | -0.60 | -0.2655 | -1.0575 | -0.2799 | -0.9552 |
| 157 | MANAUS | Value | 0.9348 | 0.9627 | 1.0006 | 1.0137 | 1.00 | 0.99 | 0.9738 | 0.9086 | 0.7279 |
| 158 | MANAUS | t value | -1.0322 | -1.0732 | 0.0229 | 0.5858 | 0.22 | -0.8443 | -1.2725 | -1.4936 | -3.3487* |
| 159 | MARABA | Value | 0.9714 | 0.9874 | 0.9891 | 0.9936 | 1.00 | 1.0034 | 1.0056 | 1.0099 | 1.0057 |
| 160 | MARABA | t value | -2.1426* | -1.5888 | -1.4223 | -1.4435 | 0.00 | 0.7901 | 0.9408 | 1.1903 | 0.3659 |
| 161 | MARACANAU | Value | 0.9265 | 0.9271 | 0.9697 | 0.984 | 0.99 | 0.9966 | 0.9888 | 0.9717 | 0.8744 |
| 162 | MARACANAU | t value | -1.7471 | -3.696* | -1.7574 | -1.5122 | -1.85 | -0.5334 | -1.277 | -1.2537 | -2.3192 |
| 163 | MARINGA | Value | 0.9286 | 0.9443 | 0.9575 | 0.9735 | 0.99 | 0.9959 | 0.9931 | 1.0139 | 1.0511 |
| 164 | MARINGA | t value | -1.3318 | -2.2913* | -2.5547* | -1.7227 | -0.65 | -0.3288 | -0.3539 | 0.3848 | 0.5946 |
| 165 | MATAO | Value | 0.9537 | 0.9923 | 0.9928 | 1 | 1.00 | 1 | 1.0069 | 1.0047 | 1.0273 |
| 166 | MATAO | t value | -2.8381* | -1.3596 | -1.4675 | 0 | 0.00 | 0 | 1.3303 | 0.4606 | 0.7677 |
| 167 | MIRASSOL | Value | 0.9424 | 0.973 | 0.9816 | 0.9901 | 1.00 | 1 | 1.0007 | 1.0139 | 1.0268 |
| 168 | MIRASSOL | t value | -2.1275* | -2.3143* | -3.2421* | -2.5288* | 0.00 | 0 | 0.1126 | 1.0429 | 0.7826 |
| 169 | MOCOCA | Value | 0.9807 | 1 | 0.9696 | 1 | 1.00 | 1 | 1.0055 | 1.0173 | 1.086 |
| 170 | MOCOCA | t value | -0.682 | 0 | -0.7215 | 0 | 0.00 | 0 | 0.9786 | 1.114 | 2.2536 |
| 171 | MOGI DAS CRUZES | Value | 0.9347 | 0.9535 | 0.9773 | 0.9912 | 1.00 | 1.0126 | 1.0135 | 1.0121 | 1.0286 |
| 172 | MOGI DAS CRUZES | t value | -2.7225* | -2.6252* | -1.4949 | -0.642 | 0.30 | 0.9885 | 0.9316 | 0.6451 | 1.0889 |
| 173 | MONTE ALTO | Value | 0.9561 | 0.9923 | 0.9954 | 1 | 1.00 | 1.0012 | 1.0029 | 1.006 | 1.0095 |
| 174 | MONTE ALTO | t value | -1.487 | -0.5996 | -0.5658 | 0 | 0.00 | 0.2099 | 0.2948 | 0.4471 | 0.3188 |
| 175 | MOSSORO | Value | 0.9588 | 0.9839 | 1.0014 | 1.0014 | 1.00 | 0.996 | 0.9961 | 0.9914 | 1.0144 |
| 176 | MOSSORO | t value | -1.6999 | -1.0634 | 0.126 | 0.3189 | -1.05 | -1.3546 | -0.6565 | -0.7622 | 0.3241 |
| 177 | NATAL | Value | 0.9208 | 0.945 | 0.9452 | 0.9741 | 0.99 | 0.9924 | 0.9877 | 1.0105 | 1.0614 |
| 178 | NATAL | t value | -3.741* | -2.5737* | -2.6434* | -1.5588 | -0.84 | -0.3793 | -0.4734 | 0.3482 | 1.086 |
| 179 | NITEROI | Value | 0.9776 | 0.9847 | 0.9926 | 0.9945 | 0.99 | 0.9924 | 1.0018 | 1.009 | 1.0102 |
| 180 | NITEROI | t value | -2.0292 | -2.1124 | -1.1536 | -0.9084 | -1.09 | -0.9907 | 0.2174 | 0.8921 | 0.7937 |
| 181 | NOVA FRIBURGO | Value | 0.9932 | 0.9965 | 0.9939 | 0.9932 | 1.00 | 0.9996 | 0.9989 | 1.0034 | 1.0081 |
| 182 | NOVA FRIBURGO | t value | -0.5861 | -0.3719 | -1.4219 | -1.7156 | -1.26 | -0.0602 | -0.1258 | 0.3837 | 0.4834 |
| 183 | NOVA IGUACU | Value | 0.9676 | 0.9764 | 0.978 | 0.9788 | 0.99 | 0.991 | 1.001 | 1.0074 | 1.005 |
| 184 | NOVA IGUACU | t value | -1.5165 | -1.9863 | -2.2461 | -2.1793 | -0.88 | -0.9509 | 0.0949 | 0.4543 | 0.1782 |
| 185 | NOVO HAMBURGO | Value | 0.9663 | 0.9844 | 0.9938 | 0.9978 | 1.00 | 1 | 1.0007 | 0.9995 | 1.0009 |
| 186 | NOVO HAMBURGO | t value | -1.2353 | -1.2417 | -0.6255 | -0.3824 | -0.40 | 0 | 0.0659 | -0.0339 | 0.0228 |
| 187 | OLIMPIA | Value | 0.9146 | 0.9498 | 0.9861 | 0.9966 | 1.00 | 1.0119 | 1.0136 | 1.0334 | 1.0123 |
| 188 | OLIMPIA | t value | -2.5558* | -2.5174* | -1.3065 | -0.5572 | 0.34 | 2.0033 | 1.2461 | 1.9406 | 0.3292 |
| 189 | OSASCO | Value | 1.0117 | 1.0073 | 1.0039 | 1.0015 | 1.00 | 0.9913 | 0.9928 | 0.9854 | 0.9714 |
| 190 | OSASCO | t value | 0.5457 | 0.6965 | 0.5121 | 0.161 | 0.00 | -0.8799 | -0.6372 | -1.0202 | -1.4567 |
| 191 | OSORIO | Value | 0.9421 | 0.9759 | 0.9761 | 0.9847 | 0.99 | 0.9937 | 0.9862 | 0.9912 | 0.9912 |
| 192 | OSORIO | t value | -2.412* | -1.5294 | -2.1881 | -2.0015 | -1.70 | -0.8085 | -1.305 | -0.6447 | -0.204 |
| 193 | PALHOCA | Value | 0.8844 | 0.9505 | 0.9717 | 0.9859 | 0.99 | 1.0081 | 1.0301 | 1.0196 | 1.0256 |
| 194 | PALHOCA | t value | -3.0248* | -2.1877 | -2.6183* | -1.9264 | -0.78 | 0.6848 | 2.145 | 1.1683 | 0.4271 |
| 195 | PALMAS | Value | 0.9685 | 0.9911 | 0.9923 | 0.9995 | 1.00 | 1.0031 | 1.011 | 1.0304 | 1.0423 |
| 196 | PALMAS | t value | -1.3159 | -0.6273 | -1.2436 | -0.1471 | 0.00 | 0.8994 | 1.8957 | 1.8378 | 0.8755 |
| 197 | PALMEIRA DOS INDIOS | Value | 0.9724 | 0.9834 | 0.9904 | 0.9972 | 1.00 | 1 | 1.0075 | 1.0328 | 1.0511 |
| 198 | PALMEIRA DOS INDIOS | t value | -1.9165 | -1.914 | -1.47 | -0.8518 | 0.00 | 0 | 0.8895 | 2.7842 | 1.8979 |
| 199 | PARAGOMINAS | Value | 0.9074 | 0.9649 | 0.9867 | 1 | 1.00 | 1 | 1.0146 | 1.0358 | 1.0549 |
| 200 | PARAGOMINAS | t value | -2.7776* | -1.7448 | -1.1584 | 0 | 0.00 | 0 | 1.4446 | 1.9001 | 1.3878 |
| 201 | PARNAIBA | Value | 0.9838 | 0.9846 | 0.9941 | 1 | 1.00 | 1.0034 | 1.0124 | 1.012 | 1.0207 |
| 202 | PARNAIBA | t value | -1.6037 | -2.1388 | -0.8781 | -0.0154 | 0.00 | 0.9796 | 2.6821 | 1.8292 | 1.3466 |
| 203 | PARNAMIRIM | Value | 0.9095 | 0.9941 | 0.9916 | 0.9954 | 0.99 | 0.9853 | 0.9765 | 0.9887 | 1.036 |
| 204 | PARNAMIRIM | t value | -1.9075 | -0.2034 | -0.5259 | -0.3829 | -1.15 | -2.1568 | -2.2386 | -0.4849 | 0.4467 |
| 205 | PASSO FUNDO | Value | 0.9299 | 0.9401 | 0.9783 | 0.9798 | 0.99 | 0.9942 | 0.9927 | 0.9968 | 1.0039 |
| 206 | PASSO FUNDO | t value | -2.1589* | -2.044 | -1.1096 | -2.1139 | -1.18 | -0.6726 | -0.4833 | -0.0863 | 0.0557 |
| 207 | PAULINIA | Value | 0.9751 | 0.9838 | 0.9896 | 0.9954 | 1.00 | 0.997 | 0.9999 | 0.9971 | 0.9838 |
| 208 | PAULINIA | t value | -0.9008 | -0.9973 | -1.02 | -0.8762 | -0.60 | -0.6531 | -0.0051 | -0.1651 | -0.3981 |
| 209 | PELOTAS | Value | 0.9346 | 0.9744 | 1.0009 | 0.9997 | 1.00 | 0.9889 | 0.9858 | 1.0076 | 1.0771 |
| 210 | PELOTAS | t value | -2.9052* | -0.9996 | 0.0866 | -0.0405 | 0.00 | -1.2812 | -1.0651 | 0.2657 | 2.1095 |
| 211 | PETROPOLIS | Value | 0.9859 | 0.9902 | 0.9912 | 0.9979 | 1.00 | 0.9993 | 0.9981 | 1.0039 | 1.0086 |
| 212 | PETROPOLIS | t value | -1.1799 | -2.0563 | -2.3576 | -0.8667 | 0.00 | -0.3225 | -0.415 | 0.4251 | 0.5424 |
| 213 | PICOS | Value | 0.9716 | 0.9865 | 0.991 | 0.9925 | 1.00 | 1.005 | 1.0094 | 1.0126 | 1.0274 |
| 214 | PICOS | t value | -1.7306 | -1.5332 | -1.6948 | -1.7671 | -0.36 | 1.6103 | 2.0815 | 1.1213 | 1.1181 |
| 215 | PINDAMONHANGABA | Value | 1.0099 | 0.9885 | 0.9852 | 0.9943 | 1.00 | 0.9999 | 1.0031 | 0.9747 | 0.9944 |
| 216 | PINDAMONHANGABA | t value | 0.4273 | -0.7486 | -1.5764 | -0.8402 | 0.00 | -0.0091 | 0.2145 | -1.0452 | -0.2325 |
| 217 | PINHAIS | Value | 0.9501 | 0.9759 | 0.9796 | 0.9871 | 1.00 | 1.0042 | 1.0084 | 1.0116 | 1.0123 |
| 218 | PINHAIS | t value | -2.3177* | -1.535 | -2.1014 | -2.03 | -0.20 | 0.753 | 0.9718 | 1.1736 | 0.5099 |
| 219 | PIRACICABA | Value | 0.9771 | 0.9866 | 0.9954 | 0.9947 | 1.00 | 1.0039 | 1.0175 | 1.0202 | 1.0238 |
| 220 | PIRACICABA | t value | -1.6808 | -1.263 | -0.5524 | -0.5627 | -0.34 | 0.4053 | 1.4414 | 2.1581 | 1.1325 |

Tabela 7 – Tabela de Resultados Completa - Continuação

Fonte: Elaborado pelo autor.

| Município | Parâmetro | tau: 0.1 | tau: 0.2 | tau: 0.3 | tau: 0.4 | tau: 0.5 | tau: 0.6 | tau: 0.7 | tau: 0.8 | tau: 0.9 | |
|-----------|-----------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 221 | PIRASSUNUNGA | Value | 0.9589 | 0.9797 | 0.993 | 0.9948 | 1.00 | 1.0018 | 1.0062 | 1.0334 | 1.0325 |
| 222 | PIRASSUNUNGA | t value | -1.9766 | -2.0406 | -1.1527 | -1.0905 | -0.34 | 0.3685 | 0.5384 | 2.1446 | 1.3425 |
| 223 | PORTO ALEGRE | Value | 0.9331 | 0.9703 | 0.9822 | 0.9929 | 0.99 | 0.9959 | 1.0006 | 1.0097 | 1.0719 |
| 224 | PORTO ALEGRE | t value | -3.275* | -1.5658 | -1.7792 | -0.8406 | -1.37 | -0.7224 | 0.0581 | 0.6503 | 1.3661 |
| 225 | PORTO VELHO | Value | 0.979 | 0.988 | 0.9821 | 0.9865 | 0.99 | 0.9912 | 0.9855 | 0.9944 | 1.052 |
| 226 | PORTO VELHO | t value | -0.7928 | -1.0269 | -1.7749 | -1.6399 | -1.42 | -0.8907 | -1.4182 | -0.2813 | 1.263 |
| 227 | PRESIDENTE DUTRA | Value | 0.9727 | 0.9828 | 1 | 1 | 1.00 | 1 | 1 | 1.0131 | 1.0285 |
| 228 | PRESIDENTE DUTRA | t value | -1.9422 | -1.936 | 0 | 0 | | | | 1.0697 | 1.048 |
| 229 | RECIFE | Value | 1.0186 | 1.0163 | 0.9942 | 0.9943 | 0.98 | 0.9764 | 0.973 | 0.9743 | 0.9071 |
| 230 | RECIFE | t value | 0.7557 | 0.912 | -0.4276 | -0.4355 | -1.54 | -1.3934 | -1.5224 | -1.0687 | -1.4731 |
| 231 | RIBEIRAO PRETO | Value | 0.9293 | 0.9464 | 0.963 | 0.9949 | 1.00 | 1.0045 | 1.0021 | 1.0064 | 1.0083 |
| 232 | RIBEIRAO PRETO | t value | -3.2639* | -3.6805* | -2.0394 | -0.2718 | -0.14 | 0.3381 | 0.1318 | 0.2866 | 0.1789 |
| 233 | RIO BRANCO | Value | 0.9676 | 0.9837 | 0.9859 | 0.9935 | 1.00 | 0.9951 | 0.9999 | 1.0027 | 1.0229 |
| 234 | RIO BRANCO | t value | -2.8611* | -2.3767* | -2.5213* | -1.1906 | -1.01 | -1.2188 | -0.0183 | 0.3449 | 0.9249 |
| 235 | RIO DE JANEIRO | Value | 0.964 | 0.9732 | 0.98 | 0.983 | 1.00 | 1.001 | 0.9996 | 1.0043 | 0.9951 |
| 236 | RIO DE JANEIRO | t value | -2.244* | -1.811 | -1.4623 | -1.5742 | -0.44 | 0.0882 | -0.0314 | 0.2813 | -0.1732 |
| 237 | RIO GRANDE | Value | 0.9167 | 0.9644 | 0.9726 | 0.9898 | 1.00 | 1.0005 | 0.999 | 0.9882 | 0.974 |
| 238 | RIO GRANDE | t value | -1.9745 | -2.002 | -2.2882 | -1.5939 | 0.00 | 0.0901 | -0.0967 | -0.4923 | -0.3367 |
| 239 | RIO LARGO | Value | 0.9819 | 0.9882 | 0.9967 | 1 | 1.00 | 1 | 0.9967 | 1.0045 | 1.0225 |
| 240 | RIO LARGO | t value | -0.8386 | -1.2156 | -0.3243 | 0 | 0.00 | 0 | -0.4408 | 0.2379 | 0.6891 |
| 241 | RONDONOPOLIS | Value | 0.9858 | 0.9935 | 0.993 | 0.998 | 1.00 | 0.9983 | 1.0008 | 0.9962 | 1.0138 |
| 242 | RONDONOPOLIS | t value | -1.2349 | -0.9902 | -1.5631 | -0.8173 | -0.40 | -0.8344 | 0.2521 | -0.6953 | 0.5959 |
| 243 | SABARA | Value | 0.9883 | 0.9905 | 0.9882 | 1 | 1.00 | 1.002 | 1.0009 | 1.0007 | 0.9971 |
| 244 | SABARA | t value | -1.2157 | -1.5474 | -1.7502 | 0 | 0.00 | 0.8106 | 0.1775 | 0.0937 | -0.1452 |
| 245 | SALVADOR | Value | 1.0004 | 0.9921 | 0.9879 | 0.9941 | 1.00 | 0.9932 | 0.9899 | 0.8974 | 0.76 |
| 246 | SALVADOR | t value | 0.0157 | -0.4983 | -0.9173 | -0.3443 | 0.24 | -0.503 | -0.4082 | -2.1492 | -3.8178* |
| 247 | SANTA CRUZ DO SUL | Value | 0.9795 | 0.9792 | 0.9813 | 0.9821 | 0.99 | 1 | 1.0003 | 1.0078 | 0.9916 |
| 248 | SANTA CRUZ DO SUL | t value | -0.6828 | -1.9233 | -3.3078* | -3.6404* | -1.31 | 0 | 0.0408 | 0.4196 | -0.1949 |
| 249 | SANTA MARIA | Value | 0.9481 | 0.9628 | 0.968 | 0.98 | 0.98 | 1.0029 | 1.0152 | 1.0321 | 1.0568 |
| 250 | SANTA MARIA | t value | -2.016 | -2.1707 | -2.3581 | -1.7427 | -1.35 | 0.169 | 0.7849 | 1.3904 | 2.0587 |
| 251 | SANTA ROSA | Value | 0.8723 | 0.9674 | 0.9675 | 0.9895 | 1.00 | 1.0008 | 1.0086 | 1.0397 | 1.0386 |
| 252 | SANTA ROSA | t value | -2.3417* | -1.1392 | -2.1731 | -0.9111 | -0.77 | 0.0746 | 0.5147 | 1.4785 | 0.8135 |
| 253 | SANTAREM | Value | 0.9119 | 0.9571 | 0.9874 | 0.9907 | 1.00 | 1.0018 | 1.0089 | 1.0228 | 0.9885 |
| 254 | SANTAREM | t value | -2.5254* | -2.0499 | -1.1617 | -1.9015 | -1.01 | 0.3864 | 0.9998 | 1.4985 | -0.2832 |
| 255 | SANTO ANDRE | Value | 0.9546 | 0.9779 | 0.9725 | 0.9754 | 0.98 | 0.9937 | 0.992 | 1.0129 | 1.053 |
| 256 | SANTO ANDRE | t value | -2.3109* | -0.9083 | -1.5174 | -1.3292 | -1.10 | -0.4243 | -0.4857 | 0.5831 | 1.5399 |
| 257 | SANTO ANTONIO DE PADUA | Value | 0.9555 | 0.9688 | 0.9915 | 1 | 1.00 | 1 | 0.9994 | 1.0078 | 1.0387 |
| 258 | SANTO ANTONIO DE PADUA | t value | -1.529 | -2.1538 | -1.3498 | 0 | 0.00 | 0 | -0.0671 | 0.5212 | 1.6187 |
| 259 | SAO BERNARDO DO CAMPO | Value | 0.966 | 1.008 | 1.0094 | 1.0098 | 1.00 | 0.9863 | 0.9672 | 0.9653 | 0.9686 |
| 260 | SAO BERNARDO DO CAMPO | t value | -1.0509 | 0.5073 | 0.8926 | 1.2951 | 0.00 | -1.1875 | -2.0092 | -1.3876 | -1.336 |
| 261 | SAO FRANCISCO DE ITABAPOANA | Value | 0.9623 | 0.978 | 0.9913 | 0.9993 | 1.00 | 1.0047 | 1.0113 | 1.0134 | 1.0264 |
| 262 | SAO FRANCISCO DE ITABAPOANA | t value | -2.8137* | -2.7141* | -1.6731 | -0.2591 | 0.00 | 1.4013 | 1.9617 | 1.5692 | 1.7622 |
| 263 | SAO GONCALO | Value | 0.985 | 1.0013 | 0.9958 | 0.9937 | 1.00 | 0.993 | 0.9865 | 0.9817 | 0.9997 |
| 264 | SAO GONCALO | t value | -0.6881 | 0.1154 | -0.5653 | -1.035 | -0.97 | -1.6821 | -1.8409 | -1.6845 | -0.0121 |
| 265 | SAO JOAO DE MERITI | Value | 0.9296 | 0.9609 | 0.9895 | 0.9985 | 1.00 | 1.0025 | 0.9986 | 1.0004 | 1.0395 |
| 266 | SAO JOAO DE MERITI | t value | -2.9061* | -2.1077 | -1.0437 | -0.318 | 0.00 | 0.6637 | -0.1106 | 0.02 | 1.2149 |
| 267 | SAO JOAO DEL REI | Value | 0.9414 | 0.9523 | 0.9725 | 0.9904 | 1.00 | 1 | 1.0077 | 0.9975 | 1.035 |
| 268 | SAO JOAO DEL REI | t value | -3.3845* | -5.4162* | -4.0346* | -1.1267 | 0.00 | 0 | 1.3489 | -0.2056 | 0.6943 |
| 269 | SAO JOSE | Value | 0.9175 | 0.9326 | 0.9679 | 0.9821 | 0.98 | 0.996 | 1.0019 | 1.0035 | 1.0116 |
| 270 | SAO JOSE | t value | -2.919* | -4.7667* | -2.1939 | -2.4549 | -2.13 | -0.4402 | 0.1327 | 0.2044 | 0.1542 |
| 271 | SAO JOSE DE RIBAMAR | Value | 0.9631 | 0.9665 | 0.9778 | 0.9831 | 1.00 | 1 | 1.0173 | 1.041 | 1.0459 |
| 272 | SAO JOSE DE RIBAMAR | t value | -1.3304 | -3.613* | -3.2303* | -2.4626 | -0.50 | 0 | 1.1926 | 2.4448 | 1.2917 |
| 273 | SAO JOSE DO RIO PRETO | Value | 0.8956 | 0.922 | 0.9467 | 0.9754 | 0.99 | 1.0058 | 1.0387 | 1.0503 | 1.0328 |
| 274 | SAO JOSE DO RIO PRETO | t value | -3.7798* | -3.1367* | -2.1458 | -1.3909 | -0.51 | 0.3121 | 1.845 | 1.4122 | 0.5914 |
| 275 | SAO JOSE DOS CAMPOS | Value | 0.9969 | 0.9928 | 0.9897 | 0.99 | 1.00 | 0.9918 | 0.9918 | 0.9961 | 1.0307 |
| 276 | SAO JOSE DOS CAMPOS | t value | -0.1627 | -0.7368 | -1.3221 | -1.5125 | -0.42 | -0.7329 | -0.7249 | -0.234 | 1.0441 |
| 277 | SAO JOSE DOS PINHAIS | Value | 0.9748 | 0.9791 | 0.984 | 0.9914 | 1.00 | 1.0021 | 1.0094 | 1.0157 | 1.0231 |
| 278 | SAO JOSE DOS PINHAIS | t value | -1.3536 | -2.9999* | -2.4004 | -1.8588 | -0.71 | 0.2801 | 0.7281 | 1.1885 | 0.9615 |
| 279 | SAO LEOPOLDO | Value | 0.9804 | 0.9913 | 0.9924 | 0.9982 | 0.99 | 1.0007 | 1.008 | 1.0081 | 1.0047 |
| 280 | SAO LEOPOLDO | t value | -0.6386 | -0.5194 | -0.8104 | -0.2641 | -0.95 | 0.0886 | 0.7741 | 0.684 | 0.1025 |
| 281 | SAO LUIS | Value | 0.9248 | 0.9655 | 0.9812 | 0.9883 | 1.00 | 1.0182 | 1.0215 | 1.028 | 1.07 |
| 282 | SAO LUIS | t value | -3.3686* | -2.4102* | -1.4059 | -1.0168 | 0.06 | 1.8307 | 2.3937 | 1.4794 | 2.5681 |
| 283 | SAO PAULO | Value | 0.9682 | 0.9886 | 0.9865 | 0.9914 | 1.00 | 0.9917 | 1.0002 | 0.9929 | 1.0228 |
| 284 | SAO PAULO | t value | -1.5338 | -0.6203 | -0.9618 | -0.6488 | -0.29 | -0.6845 | 0.0111 | -0.3151 | 0.7867 |
| 285 | SAPUCAIA | Value | 1.005 | 0.9881 | 0.999 | 1 | 1.00 | 1 | 1.0047 | 1.0058 | 0.9434 |
| 286 | SAPUCAIA | t value | 0.2496 | -1.2976 | -0.2641 | 0 | 0.00 | 0 | 0.7769 | 0.2764 | -1.7399 |
| 287 | SERRA | Value | 0.9758 | 0.9915 | 0.9999 | 1.0076 | 1.00 | 0.9855 | 0.9865 | 0.9937 | 0.9846 |
| 288 | SERRA | t value | -1.6219 | -0.4982 | -0.012 | 0.7024 | -0.51 | -1.724 | -1.3366 | -0.4817 | -0.4153 |
| 289 | SIMOES FILHO | Value | 1.0055 | 1.0323 | 1.0237 | 1.0022 | 1.00 | 0.9946 | 0.9765 | 0.9579 | 0.9073 |
| 290 | SIMOES FILHO | t value | 0.1993 | 2.0804 | 1.9969 | 0.2027 | -0.43 | -0.6427 | -2.1438 | -2.3261 | -2.1734 |
| 291 | SINOP | Value | 0.9683 | 0.9863 | 0.9918 | 1 | 1.00 | 1.0025 | 1.01 | 1.0109 | 1.0219 |
| 292 | SINOP | t value | -2.3095* | -1.67 | -1.5334 | 0 | 0.00 | 1.0083 | 2.9354 | 2.1901 | 1.1913 |
| 293 | SOBRAL | Value | 0.9338 | 0.9893 | 0.9965 | 0.9979 | 1.00 | 1.0062 | 1.0073 | 1.0049 | 1.0258 |
| 294 | SOBRAL | t value | -2.8035* | -0.6144 | -0.915 | -0.9026 | 0.00 | 1.6778 | 1.2457 | 0.3572 | 1.4937 |
| 295 | SUMARE | Value | 0.9683 | 0.9941 | 0.9922 | 0.9933 | 1.00 | 0.9991 | 0.9998 | 0.9986 | 1.0183 |
| 296 | SUMARE | t value | -1.8881 | -0.577 | -1.0536 | -1.0389 | -0.88 | -0.1906 | -0.023 | -0.1221 | 0.6331 |
| 297 | TABOAO DA SERRA | Value | 0.9757 | 0.9848 | 0.9872 | 0.9926 | 1.00 | 1.0029 | 1.0018 | 1.0133 | 1.0233 |
| 298 | TABOAO DA SERRA | t value | -1.8334 | -2.21 | -3.1772* | -2.0687 | -0.55 | 0.687 | 0.2942 | 1.1727 | 0.9953 |
| 299 | TATUI | Value | 0.9746 | 0.9849 | 0.9916 | 0.9974 | 1.00 | 1.003 | 1.0051 | 1.008 | 1.0404 |
| 300 | TATUI | t value | -1.1498 | -1.1289 | -0.913 | -0.6329 | -0.20 | 0.7343 | 0.7415 | 0.6016 | 1.3205 |

Tabela 8 – Tabela de Resultados Completa - Continuação

Fonte: Elaborado pelo autor.

| | Município | Parâmetro | tau: 0.1 | tau: 0.2 | tau: 0.3 | tau: 0.4 | tau: 0.5 | tau: 0.6 | tau: 0.7 | tau: 0.8 | tau: 0.9 |
|-----|---------------|-----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 301 | TAUBATE | Value | 0.9558 | 1 | 0.9945 | 0.9958 | 1.00 | 1 | 0.9971 | 0.9992 | 1.0347 |
| 302 | TAUBATE | t value | -2.4744* | -0.0011 | -0.6411 | -0.6235 | -0.09 | 0 | -0.3756 | -0.0608 | 2.0046 |
| 303 | TEFE | Value | 0.93 | 0.9858 | 1 | 1 | 1.00 | 1 | 1 | 1 | 1.0477 |
| 304 | TEFE | t value | -2.6484* | -1.0765 | 0 | | | 0 | 0 | | 1.5161 |
| 305 | TERESINA | Value | 0.9552 | 0.9663 | 0.9871 | 0.9903 | 0.99 | 0.9991 | 1.0109 | 1.0361 | 1.0545 |
| 306 | TERESINA | t value | -2.508* | -2.3921* | -1.5531 | -1.4869 | -0.85 | -0.0973 | 0.7626 | 2.0404 | 1.6548 |
| 307 | TERESOPOLIS | Value | 0.9655 | 0.9827 | 0.9897 | 0.9965 | 1.00 | 0.9948 | 0.9948 | 0.9993 | 1.0126 |
| 308 | TERESOPOLIS | t value | -3.2978* | -2.3249* | -2.5337* | -0.7528 | 0.00 | -1.387 | -0.9076 | -0.1079 | 0.7152 |
| 309 | TRES CORACOES | Value | 0.988 | 0.9934 | 1.0003 | 0.9967 | 1.00 | 0.9957 | 0.9953 | 1.0065 | 1.0212 |
| 310 | TRES CORACOES | t value | -0.8286 | -0.535 | 0.0308 | -0.4889 | -0.60 | -0.7029 | -0.563 | 0.5399 | 1.1229 |
| 311 | TRES RIOS | Value | 0.9687 | 0.9799 | 0.9892 | 0.9961 | 1.00 | 1.0035 | 1.0036 | 1.0111 | 1.0408 |
| 312 | TRES RIOS | t value | -2.5886* | -2.9738* | -2.0485 | -0.9829 | 0.00 | 1.311 | 0.6227 | 0.7814 | 1.7177 |
| 313 | TRINDADE | Value | 0.968 | 0.9796 | 0.9824 | 0.9854 | 0.99 | 0.9938 | 0.9825 | 0.9723 | 0.9306 |
| 314 | TRINDADE | t value | -1.9513 | -1.1149 | -1.1204 | -1.0308 | -0.69 | -0.5398 | -1.561 | -1.7543 | -1.5589 |
| 315 | TUBARAO | Value | 0.9447 | 0.9736 | 0.9839 | 0.989 | 1.00 | 1 | 1.0079 | 1.015 | 1.0651 |
| 316 | TUBARAO | t value | -1.9059 | -1.7127 | -1.6873 | -1.49 | 0.00 | 0 | 0.9038 | 0.7357 | 1.1587 |
| 317 | UBERABA | Value | 0.9512 | 1.0007 | 1.0044 | 1.0034 | 1.00 | 0.9977 | 0.9956 | 0.9966 | 0.9592 |
| 318 | UBERABA | t value | -1.4644 | 0.0389 | 0.5008 | 0.5994 | 0.09 | -0.5388 | -0.6223 | -0.1498 | -0.4957 |
| 319 | UBERLANDIA | Value | 0.9742 | 0.9738 | 0.9841 | 0.9765 | 0.99 | 0.996 | 0.9928 | 0.998 | 0.9386 |
| 320 | UBERLANDIA | t value | -1.3806 | -1.8084 | -1.0608 | -1.448 | -0.47 | -0.6185 | -0.6866 | -0.0447 | -0.9104 |
| 321 | VALENCA | Value | 0.9682 | 0.9735 | 0.9893 | 0.9925 | 1.00 | 0.9991 | 1.0029 | 1.01 | 1.0377 |
| 322 | VALENCA | t value | -3.3679* | -3.762* | -1.945 | -1.8856 | -0.69 | -0.2847 | 0.544 | 0.8747 | 1.8975 |
| 323 | VALINHOS | Value | 0.9269 | 0.9712 | 0.9935 | 0.9969 | 1.00 | 1.0014 | 1.0028 | 1.0086 | 1.0328 |
| 324 | VALINHOS | t value | -2.3366* | -1.1424 | -0.6504 | -0.7359 | 0.00 | 0.3171 | 0.2721 | 0.5936 | 1.2144 |
| 325 | VARGINHA | Value | 0.9788 | 0.9824 | 0.9845 | 0.9917 | 1.00 | 1 | 1.0026 | 1.0017 | 1.0075 |
| 326 | VARGINHA | t value | -1.4411 | -2.5074* | -2.7275* | -2.7822* | 0.00 | 0.0109 | 0.3333 | 0.1217 | 0.2809 |
| 327 | VARZEA GRANDE | Value | 0.9748 | 0.9821 | 0.9849 | 0.9931 | 0.99 | 1.0027 | 1.006 | 1.0171 | 0.988 |
| 328 | VARZEA GRANDE | t value | -1.4213 | -2.1426 | -1.7053 | -0.7938 | -0.71 | 0.2411 | 0.5129 | 1.3661 | -0.4602 |
| 329 | VILA VELHA | Value | 0.9585 | 0.9834 | 0.9996 | 1.0006 | 1.00 | 1.006 | 0.9992 | 0.9898 | 0.9954 |
| 330 | VILA VELHA | t value | -1.9278 | -1.2122 | -0.0486 | 0.126 | -0.12 | 0.9151 | -0.0935 | -0.724 | -0.1294 |
| 331 | VITORIA | Value | 0.969 | 0.9828 | 0.995 | 0.9976 | 0.99 | 0.9953 | 0.9718 | 0.9823 | 0.9776 |
| 332 | VITORIA | t value | -1.7614 | -1.1702 | -0.3936 | -0.3601 | -0.84 | -0.5091 | -2.1723 | -1.1193 | -0.6176 |
| 333 | VOLTA REDONDA | Value | 0.9722 | 0.982 | 0.9945 | 0.9975 | 1.00 | 1.0016 | 1.0034 | 1.0188 | 1.0337 |
| 334 | VOLTA REDONDA | t value | -2.4635* | -2.6098* | -0.8779 | -0.7702 | -0.20 | 0.5455 | 0.5378 | 2.2718 | 1.63 |
| 335 | XANXERE | Value | 0.9364 | 0.9523 | 0.9647 | 0.9935 | 1.00 | 1 | 1.0124 | 1.0161 | 1.0148 |
| 336 | XANXERE | t value | -1.7472 | -2.6258* | -2.66* | -0.7355 | 0.00 | 0 | 0.8238 | 0.8177 | 0.4504 |
| 337 | XINGUARA | Value | 0.944 | 0.977 | 1 | 1 | 1.00 | 1 | 1.0045 | 1.0203 | 1.045 |
| 338 | XINGUARA | t value | -3.284* | -1.7094 | 0 | | | 0 | 0.5305 | 1.7455 | 1.6875 |

Tabela 9 – Tabela de Resultados Completa - Continuação

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE B – Código Utilizado

TCC

Preparação do Ambiente

Primeiramente são instalados os pacotes necessários para que o script rode sem falhas

```
list.of.packages <- c("gridExtra", "classInt", "geobr", "ggplot2",
  "xtable", "quantreg", "xts", "dplyr", "tidyr", "deflateBR",
  "lubridate", "dynlm")

new.packages <- list.of.packages[!(list.of.packages %in% installed.packages()[,
  "Package"])]

if (length(new.packages)) install.packages(new.packages) # Download uninstalled packages

# Load Packages

library(gridExtra, quietly = T)
library(classInt, quietly = T)
library(geobr, quietly = T)
library(ggplot2, quietly = T)
library(xtable, quietly = T)
library(quantreg, quietly = T)
library(xts, quietly = T)
library(dplyr, quietly = T)
library(tidyr, quietly = T)
library(deflateBR, quietly = T)
library(lubridate, quietly = T)
library(dynlm, quietly = T)
```

Definição de funções e geração de dataframes base

Aqui são geradas os dataframes dos valores críticos assintóticos para o teste de hipóteses e um dataframe indicando as capitais. São também definidas funções que serão úteis no decorrer do código.

```
capitais <- c("BELO HORIZONTE", "RIO BRANCO", "MACEIO", "MACAPA",
  "MANAUS", "SALVADOR", "FORTALEZA", "BRASILIA", "VITORIA",
  "GOIANIA", "SAO LUIS", "CUIABA", "CAMPO GRANDE", "BELO HORIZONTE",
  "BELEM", "JOAO PESSOA", "CURITIBA", "RECIFE", "TERESINA",
  "RIO DE JANEIRO", "NATAL", "PORTO ALEGRE", "PORTO VELHO",
  "BOA VISTA", "FLORIANOPOLIS", "SAO PAULO", "ARACAJU", "PALMAS")

# Valores criticos apresentados pelo Koenker
critvalues <- data.frame(tau = paste("tau:", seq(0.1, 0.9, 0.1)),
  critvalues = c(-2.12, -2.28, -2.5, -2.51, -2.58, -2.64, -2.72,
  -2.75, -2.81))

## Define function to import and bind multiple files

import_data <- function(path = "./") {
  files <- list.files(path, pattern = ".csv")
  # Object with filenames for a given system path
```



```

print("Importando os seguintes arquivos:")
print(files)
n_files <- length(files) # total number of files
filelist <- rep(list(list()), n_files)
for (i in 1:n_files) {
  filelist[[i]] <- read.csv(paste(path, files[[i]], sep = "/"),
    stringsAsFactors = FALSE, na.strings = c("-", " "),
    dec = ",",)
  print(files[i])
}
final_df <- do.call("rbind", filelist)
return(final_df)
}

## Define function to select lag length based on BIC (Schwarz)
## Criteria

select_model <- function(ts_object, max_order) {
  coef_matrix <- data.frame(n_param = NA, BIC = NA)
  for (i in 1:max_order) {
    model <- dynlm(ts_object ~ L(ts_object, 1:i))
    coef_matrix[i, 1] <- i

    # Indicates to which orders p the information criteria
    # belongs
    coef_matrix[i, 2] <- log(qpcR::RSS(model)/length(model$effects)) +
      (i + 1) * (log(length(model$effects))/length(model$effects))
    # Calculates BIC for the given order p
  }
  return(coef_matrix[which.min(coef_matrix$BIC), 1])
}

```

Tratamento dos dados

Aqui os dados são importados, tratados e convertidos no formato adequado para análises de séries de tempo

```

y_ <- import_data(path = "./")

y_raw <- y_ %>%
  mutate(DATA.INICIAL = as.Date(DATA.INICIAL, format = "%d/%m/%Y")) %>%
  #Fixes dates to a standard coding format
  filter(grepl("GASOLINA", PRODUTO),
    DATA.INICIAL >= "2016-01-01",
    DATA.INICIAL <= "2019-10-27") %>%
  group_by(`MUNICIPIO`, ESTADO) %>%
  mutate(total_appearances = n(),
    # Counts the number of times a city appears in the dataset
    total_weeks = difftime(max(DATA.INICIAL), min(DATA.INICIAL), units = "weeks"),
    # Computes time frame in weeks
    day_diff = DATA.INICIAL - lag(DATA.INICIAL),
    # Days interval between observations
    check_interval = ifelse(any(day_diff > 14, na.rm = T), 1, 0)) %>%
  ungroup() %>%

```

```

filter(total_appearances >= max(total_weeks)-10, check_interval == 0) %>%
# Secures that sample has at least 159 weeks and
# no more than 14 days between observation (1 week missing)
select(DATA.INICIAL, `MUNICIPIO`, ESTADO, `PRECO.MEDIO.REVENDA`, day_diff)

y <- split(y_raw, y_raw$`MUNICIPIO`)
# Creates a nested list, where each element corresponds to the data from a specific city

a <- lapply(y, function(x) x %>% select(-`MUNICIPIO`))
# Removes column MUNICIPIO so we can convert to time series format

z <- lapply(a, function(x) ts(x$PRECO.MEDIO.REVENDA))
# Actually converts to time series

```

Estatísticas descritivas

Esta seção computa algumas das principais estatísticas descritivas da amostra, agrupadas a nível de município e estado

```

## Descriptive statistics for each state

## Average gas stations count by city

gas_stations_by_state <- y %>%
  group_by(MUNICIPIO) %>%
  mutate(obs_number = n()) %>% # Number of observations per city
  group_by(ESTADO) %>%
  summarise(total_gas_stations =
    round(sum(NUMERO.DE.POSTOS.PESQUISADOS)/mean(obs_number), 0))

general_variations_df_state <- y_raw %>% group_by(ESTADO) %>%
  summarise(preco_max = max(PRECO.MEDIO.REVENDA),
    preco_min = min(PRECO.MEDIO.REVENDA),
    preco_MEDIO = mean(PRECO.MEDIO.REVENDA),
    preco_sd = sd(PRECO.MEDIO.REVENDA),
    preco_cv = sd(PRECO.MEDIO.REVENDA)/mean(PRECO.MEDIO.REVENDA))

## Descriptive statistics for each capital

general_variations_df <- y_raw %>%
  group_by(`MUNICIPIO`) %>%
  summarise(
    preco_max = max(PRECO.MEDIO.REVENDA),
    preco_min = min(PRECO.MEDIO.REVENDA),
    preco_MEDIO = mean(PRECO.MEDIO.REVENDA),
    preco_sd = sd(PRECO.MEDIO.REVENDA),
    preco_cv = sd(PRECO.MEDIO.REVENDA) / mean(PRECO.MEDIO.REVENDA)
  )

## Generate LaTeX table

xtable(general_variations_df, caption = "Estatísticas descritivas")

```

Modelagem

Aqui são construídos os modelos de QAR. A ideia por trás do loop aplicado é ajustar um modelo para cada quantil (j) para cada cidade (i) da amostra

```
df_matrix <- data.frame(city = NA, order = NA)
model_list <- rep(list(list()), length(z))

tau <- seq(0.1, 0.9, 0.1)

options(scipen = 999)

for (i in 1:length(z)) {
  ## Create dataframe indicating city and AR order
  ## (clarification purposes only)
  print(paste("Fitting for", names(z[i])))
  df_matrix[i, "city"] <- names(z[i])
  df_matrix[i, "order"] <- select_model(z[[i]], 30)
  coefs_df <- data.frame(values = 1:3)
  ## First step: run the Quantile ADF Testing
  for (j in 1:length(tau)) {
    qar_adf_model <- dynrq(z[[i]] ~ L(z[[i]], 1) + L(diff(z[[i]]),
      1:df_matrix[i, "order"]), tau = tau[j])
    ## Runs the quantile regression for city i quantile j and its
    ## respective order

    set.seed(1234)
    # Seeding grants that resampling methods, such as bootstrap,
    # return the same results

    ## Computing Standard Errors via bootstrap and appending the
    ## output to a dataframe

    coefs_df[, j] <- as.data.frame(summary.rq(qar_adf_model,
      se = "boot")$coefficients[2, 1:3])

    coefs_df[3, j] <- (coefs_df[1, j] - 1)/coefs_df[2, j] # Z statistic
  }

  ## Pretty much making the output table readable

  names(coefs_df) <- paste("tau:", tau)
  coefs_df$city <- names(z[i])
  coefs_df$param <- names(summary.rq(qar_adf_model, se = "boot")$coefficients[2,
    1:3])

  ## Stores output table in a list of lists

  model_list[[i]] <- coefs_df
}
```

Formatação das tabelas de resultado

Apesar de um pouco longa essa seção basicamente converte as tabelas para um formato mais compreensível

```

## Collapsing list of lists into dataframe and cavemanwise
## formatting it. This is actually so ugly wtf

results_table <- do.call("rbind", model_list)

results_table <- results_table[, c(10:11, 1:9)]

final_results_table <- results_table %>% filter(param %in% c("Value",
  "t value"))

final_results_table[, 3:11] <- round(final_results_table[, 3:11],
  4)

names(final_results_table)[1:2] <- c("MUNICIPIO", "Parâmetro")
final_results_table$`tau: 0.1` <- ifelse(final_results_table$`tau: 0.1` <
  critvalues$critvalues[1], paste0(final_results_table$`tau: 0.1`,
  "*"), final_results_table$`tau: 0.1`)
final_results_table$`tau: 0.2` <- ifelse(final_results_table$`tau: 0.2` <
  critvalues$critvalues[2], paste0(final_results_table$`tau: 0.2`,
  "*"), final_results_table$`tau: 0.2`)
final_results_table$`tau: 0.3` <- ifelse(final_results_table$`tau: 0.3` <
  critvalues$critvalues[3], paste0(final_results_table$`tau: 0.3`,
  "*"), final_results_table$`tau: 0.3`)
final_results_table$`tau: 0.4` <- ifelse(final_results_table$`tau: 0.4` <
  critvalues$critvalues[4], paste0(final_results_table$`tau: 0.4`,
  "*"), final_results_table$`tau: 0.4`)
final_results_table$`tau: 0.5` <- ifelse(final_results_table$`tau: 0.5` <
  critvalues$critvalues[5], paste0(final_results_table$`tau: 0.5`,
  "*"), final_results_table$`tau: 0.5`)
final_results_table$`tau: 0.6` <- ifelse(final_results_table$`tau: 0.6` <
  critvalues$critvalues[6], paste0(final_results_table$`tau: 0.6`,
  "*"), final_results_table$`tau: 0.6`)
final_results_table$`tau: 0.7` <- ifelse(final_results_table$`tau: 0.7` <
  critvalues$critvalues[7], paste0(final_results_table$`tau: 0.7`,
  "*"), final_results_table$`tau: 0.7`)
final_results_table$`tau: 0.8` <- ifelse(final_results_table$`tau: 0.8` <
  critvalues$critvalues[8], paste0(final_results_table$`tau: 0.8`,
  "*"), final_results_table$`tau: 0.8`)
final_results_table$`tau: 0.9` <- ifelse(final_results_table$`tau: 0.9` <
  critvalues$critvalues[9], paste0(final_results_table$`tau: 0.9`,
  "*"), final_results_table$`tau: 0.9`)

## Creates column to indicate wether city has or hasnt
## asymmetry

for (i in 1:length(final_results_table$MUNICIPIO)) {
  final_results_table$check[i] <- ifelse(grepl("\\\\*", paste(final_results_table[i,
    ], collapse = "")), 1, 0)
}

## Summarise by Region

```

```

results_by_region <- final_results_table %>% left_join(., y_ %>%
  select(MUNICIPIO, ESTADO, REGIAO) %>% .[!duplicated(.$MUNICIPIO),
], by = c(Municipio = "MUNICIPIO")) %>% group_by(REGIAO) %>%
  summarise(`Total de Municípios` = n_distinct(Municipio),
            `Municípios com evidência de assimetria` = sum(check),
            Percentual = (`Municípios com evidência de assimetria`/`Total de municípios`) *
              100)

xtable(results_by_region, caption = "Table caption")

## Summarise by state

results_by_state <- final_results_table %>% left_join(., y_ %>%
  select(MUNICIPIO, ESTADO, REGIAO) %>% .[!duplicated(.$MUNICIPIO),
], by = c(Municipio = "MUNICIPIO")) %>% group_by(ESTADO) %>%
  summarise(`Total de Municípios` = n_distinct(MUNICIPIO),
            `Municípios com evidência de assimetria` = sum(check),
            Percentual = round(`Municípios com evidência de assimetria`/`Total de Municípios`) *
              100, 2))

xtable(results_by_state, caption = "Table caption")

```

Figuras

Geração de todas as figuras utilizadas no trabalho

```

## plots total cities with asymmetry evidence by quantile

tau_asymmetry <- data.frame(tau = paste("tau:", seq(0.1, 0.9,
  0.1)), n_cities = NA)

for (i in 1:length(tau_asymmetry$tau)) {
  tau_asymmetry[i, 2] <- sum(grepl("\\*", results_table_final[,
    i + 2]))
}

ggplot(tau_asymmetry, aes(x = tau, y = n_cities), label = n_cities) +
  geom_bar(stat = "identity", fill = "#006633", colour = "Black") +
  geom_text(aes(label = n_cities), size = 3, position = position_stack(vjust = 0.5)) +
  theme_minimal() + labs(y = expression(paste("Municípios que rejeitam",
    " ", H[0])), x = "Quantil")

### Plotting time series for high variance cities

ts_plot1 <- ggplot(y[["BELO HORIZONTE"]], aes(x = DATA.INICIAL,
  y = PRECO.MEDIO.REVENDA)) + geom_line(color = "#00AFBB") +
  labs(x = "Periodo", y = "PRECO MEDIO", title = "Belo Horizonte") +
  theme_minimal()

ts_plot2 <- ggplot(y[["TERESINA"]], aes(x = DATA.INICIAL, y = PRECO.MEDIO.REVENDA)) +
  geom_line(color = "#00AFBB") + labs(x = "Periodo", y = "PRECO MEDIO",

```

```

    title = "Teresina") + theme_minimal()

ts_plot3 <- ggplot(y[["MANAUS"]], aes(x = DATA.INICIAL, y = PRECO.MEDIO.REVENDA)) +
  geom_line(color = "#00AFBB") + labs(x = "Periodo", y = "PRECO MEDIO",
  title = "Manaus") + theme_minimal()

ts_plot4 <- ggplot(y[["SAO LUIS"]], aes(x = DATA.INICIAL, y = PRECO.MEDIO.REVENDA)) +
  geom_line(color = "#00AFBB") + labs(x = "Periodo", y = "PRECO MEDIO",
  title = "Sao Luis") + theme_minimal()

grid.arrange(ts_plot1, ts_plot2, ts_plot3, ts_plot4, ncol = 2)

### Plotting time series for low variance cities

ts_plot5 <- ggplot(y[["MACAPA"]], aes(x = DATA.INICIAL, y = PRECO.MEDIO.REVENDA)) +
  geom_line(color = "#00AFBB") + labs(x = "Periodo", y = "PRECO MEDIO",
  title = "Macapa") + theme_minimal()

ts_plot6 <- ggplot(y[["BOA VISTA"]], aes(x = DATA.INICIAL, y = PRECO.MEDIO.REVENDA)) +
  geom_line(color = "#00AFBB") + labs(x = "Periodo", y = "PRECO MEDIO",
  title = "Boa Vista") + theme_minimal()

ts_plot7 <- ggplot(y[["FLORIANOPOLIS"]], aes(x = DATA.INICIAL,
  y = PRECO.MEDIO.REVENDA)) + geom_line(color = "#00AFBB") +
  labs(x = "Periodo", y = "PRECO MEDIO", title = "Florianopolis") +
  theme_minimal()

ts_plot8 <- ggplot(y[["BELEM"]], aes(x = DATA.INICIAL, y = PRECO.MEDIO.REVENDA)) +
  geom_line(color = "#00AFBB") + labs(x = "Periodo", y = "PRECO MEDIO",
  title = "Belem") + theme_minimal()

grid.arrange(ts_plot5, ts_plot6, ts_plot7, ts_plot8, ncol = 2)

results_table_long <- pivot_longer(results_table, names(results_table[,
  3:11]), "Tau") %>% filter(param == "Value") %>% select(MUNICIPIO = city,
  Tau, value)

results_table_long_tstat <- pivot_longer(results_table, names(results_table[,
  3:11]), "Tau") %>% filter(param == "t value") %>% select(MUNICIPIO = city,
  Tau, t_stat = value)

results_table_long_final <- left_join(results_table_long, results_table_long_tstat,
  by = c("MUNICIPIO", "Tau")) %>% left_join(., critvalues,
  by = c(Tau = "tau")) %>% mutate(t_stat = ifelse(t_stat <=
  critvalues, paste0(t_stat, "*"), t_stat), `Rejeita H0?` = as.factor(ifelse(grepl("\\*",
  t_stat), "Sim", "Nao")))

ggplot(results_table_long_final, aes(x = Tau, y = value, color = `Rejeita H0?`)) +
  geom_point() + xlab("Quantil") + ylab("Maximo Coeficiente AR")

plot1_data <- filter(results_table_long_final, MUNICIPIO == "FLORIANOPOLIS")
plot2_data <- filter(results_table_long_final, MUNICIPIO == "NATAL")
plot3_data <- filter(results_table_long_final, MUNICIPIO == "RIO BRANCO")

```

```

plot4_data <- filter(results_table_long_final, MUNICIPIO == "BELO HORIZONTE")

plot1 <- ggplot(plot1_data, aes(x = Tau, y = value, color = `Rejeita H0?`)) +
  geom_point(size = 3) + xlab("Quantil") + ylab("Máximo Coeficiente AR") +
  ggtitle("Florianopolis")

plot2 <- ggplot(plot2_data, aes(x = Tau, y = value, color = `Rejeita H0?`)) +
  geom_point(size = 3) + xlab("Quantil") + ylab("Máximo Coeficiente AR") +
  ggtitle("Natal")

plot3 <- ggplot(plot3_data, aes(x = Tau, y = value, color = `Rejeita H0?`)) +
  geom_point(size = 3) + xlab("Quantil") + ylab("Máximo Coeficiente AR") +
  ggtitle("Rio Branco")

plot4 <- ggplot(plot4_data, aes(x = Tau, y = value, color = `Rejeita H0?`)) +
  geom_point(size = 3) + xlab("Quantil") + ylab("Máximo Coeficiente AR") +
  ggtitle("Belo Horizonte")

grid.arrange(plot1, plot2, plot3, plot4, ncol = 2)

## Map plotting

# download data

state <- read_state(code_state = "all", year = 1991)

state$name_state <- toupper(state$name_state)

state$name_state <- iconv(state$name_state, from = "latin1",
  to = "ASCII//TRANSLIT")

state <- left_join(state, gas_stations_by_state, by = c(name_state = "ESTADO"))
state[is.na(state$total_gas_stations), "total_gas_stations"] <- 0

options(scipen = 999)
breaks <- classIntervals(c(min(state$total_gas_stations) - 1e-05,
  state$total_gas_stations), n = 9, style = "quantile")

state <- state %>% mutate(total_gas_stations = cut(total_gas_stations,
  breaks$brks))

meso <- read_meso_region(code_meso = "all", year = 2001) # Meso region

# No plot axis
no_axis <- theme(axis.title = element_blank(), axis.text = element_blank(),
  axis.ticks = element_blank())

```

```
# Plot all Brazilian states
ggplot() + geom_sf(data = state, aes(fill = total_gas_stations,
  color = NA, size = 0.15) + # labs(subtitle='Postos de Gasolina pesquisados, Estados
# Brasileiros', size=8) +
scale_fill_brewer(palette = "Greens", name = "Postos Pesquisados") +
  theme_minimal() + no_axis
```