

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS
Instituto de Ciências Humanas
Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados



Dissertação

**SENSIBILIDADE DA INFLAÇÃO EM RELAÇÃO AO PREÇO DA GASOLINA: UMA
ABORDAGEM CROSS-COUNTRY.**

Ronaldo Torres

Pelotas, 2022

Ronaldo Torres

**SENSIBILIDADE DA INFLAÇÃO EM RELAÇÃO AO PREÇO DA GASOLINA: UMA
ABORDAGEM CROSS-COUNTRY.**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados do Instituto de Ciências Humanas da Universidade Federal de Pelotas, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Prof.Dr. Regis Augusto Ely

Pelotas, 2022

Universidade Federal de Pelotas / Sistema de Bibliotecas
Catalogação na Publicação

T693s Torres, Ronaldo

Sensibilidade da inflação em relação ao preço da
gasolina : uma abordagem cross-country / Ronaldo Torres ;
Regis Augusto Ely, orientador. — Pelotas, 2022.

62 f. : il.

Dissertação (Mestrado) — Programa de Pós-Graduação
em Organizações e Mercados, Instituto de Ciências
Humanas, Universidade Federal de Pelotas, 2022.

1. Assimetria. 2. Gasolina. 3. Índice de preços do
consumidor. I. Ely, Regis Augusto, orient. II. Título.

CDD : 330

Elaborada por Maria Inez Figueiredo Figas Machado CRB: 10/1612

Ronaldo Torres

**SENSIBILIDADE DA INFLAÇÃO EM RELAÇÃO AO PREÇO DA GASOLINA: UMA
ABORDAGEM CROSS-COUNTRY.**

Dissertação aprovada, como requisito parcial, para obtenção do grau de Mestre em Economia Aplicada, Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados, Instituto de Ciências Humanas, Universidade Federal de Pelotas.

Data da Defesa: 03 de fevereiro 2022

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Regis Augusto Ely (orientador)
Doutor em Economia pela Universidade de Brasília.

Prof. Dr. Rodrigo Nobre Fernandez
Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul .

Prof. Dr. Reginaldo Pinto Nogueira Júnior
PhD em Economia pela University of Kent

RESUMO

TORRES, Ronaldo. **SENSIBILIDADE DA INFLAÇÃO EM RELAÇÃO AO PREÇO DA GASOLINA: UMA ABORDAGEM CROSS-COUNTRY..** Orientador: Regis Augusto Ely. 2022. 61 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Instituto de Ciências Humanas, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2022.

Esta dissertação analisou se e como as variações nos preços da gasolina exercem influência sobre os choques no índice de preços do consumidor (IPC) de um conjunto de países emergentes e desenvolvidos para o período de 2005 a 2020. Para isso, foram utilizados modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), de Vetores Autorregressivos com *Threshold* (TVAR), *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM), de Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos e um modelo de Painel Autorregressivo Vetorial (PVAR), que possibilitaram avaliar: i) o efeito médio dos choques dos preços dos combustíveis no IPC; ii) identificar se há assimetria entre choques positivos e negativos; e iii) se o nível de renda do país afetaria os efeitos da gasolina sobre o IPC. Os resultados mostram que as variações nos preços dos combustíveis possuem participação significativa sobre o IPC, especialmente para países desenvolvidos, a qual se teve um impacto com maior grau e persistência do que quando comparado com os emergentes. Além disso, obteve-se evidências de que os repasses dos preços da gasolina impactam o IPC com maior grau de intensidade em regimes de elevação dos preços do combustível, de modo que há grandes indícios de transmissão assimétrica dos preços da gasolina no IPC.

Palavras-chave: Assimetria. Gasolina. Índice de Preços do Consumidor.

ABSTRACT

TORRES, Ronaldo. **INFLATION SENSITIVITY IN RELATION TO THE PRICE OF GASOLINE: A CROSS-COUNTRY APPROACH**. Advisor: Regis Augusto Ely. 2022. 61 f. Dissertation (Masters in) – , Federal University of Pelotas, Pelotas, 2022.

This dissertation looked at whether and how changes in gasoline prices influence consumer price index (CPI) shocks in a number of emerging and developed countries, for the period 2005 to 2020. For this, the Vectors Autoregressive model (VAR), Vectors Autoregressive with Threshold (TVAR), Threshold Vector Error Correction Model (TVECM), Dynamic Panel Threshold with Endogenous Returns and a Panel Vector Autoregression model (PVAR), which made it possible to evaluate: (i) the average effect of fuel price shocks on CPI; ii) identify whether there is asymmetry between positive and negative shocks; and iii) whether the country's income level would affect the effects of gasoline on the CPI. The results show that the variations in fuel prices have a significant participation in the CPI, especially for developed countries, which had a greater degree and persistence impact than when compared to the emerging. In addition, evidence was obtained that the transfers of gasoline prices impact CPI with a higher degree of intensity in regimes of increase in fuel prices, so that there are great indications of asymmetric transmission of gasoline prices in the CPI.

Keywords: Asymmetry. Gasoline. Consumer Price Index.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Consumo anual per capita de gasolina nos países para o ano de 2019	15
Figura 2	Resultados do PVAR para os choques da gasolina no índice de preços do consumidor	46

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Consumo por fonte de energia para o ano de 2020	14
Tabela 2	Veículos por habitante para o ano de 2014	14
Tabela 3	Pesos dos gastos com combustível para a inflação no ano de 2020	16
Tabela 4	Estatísticas descritivas dos dados para o período de 2005 a 2020 .	32
Tabela 5	Resultados do teste de estacionariedade Dickey Fuller Aumentado (ADF)	33
Tabela 6	Estatísticas obtidas do teste de Cointegração Johansen	35
Tabela 7	Resultados do VAR para o impactos dos preços da gasolina na in- flação	36
Tabela 8	Modelo TVECM para o impacto da gasolina na inflação	38
Tabela 9	Resultados do TVAR para o impactos das variáveis na inflação com a inclusão de variáveis explicativas.	40
Tabela 10	Testes de Estacionariedade para os Painéis	42
Tabela 11	Resultados do teste de cointegração de KAO	43
Tabela 12	Resultados do Painel Dinâmico <i>Threshold</i> com Regressores Endó- genos	44
Tabela B.1	Resultados do TVAR para o impactos dos preços da gasolina na inflação	59
Tabela B.2	Resultados do Painel Dinâmico <i>Threshold</i> com Regressores Endó- genos para os efeitos da gasolina no índice de preços do consumi- dor com inclusão da taxa de juros	60
Tabela B.3	Resultados do Painel Dinâmico <i>Threshold</i> com Regressores Endó- genos para os efeitos da gasolina no índice de preços do consumi- dor para amostra completa	60
Tabela B.4	Resultados do Painel Dinâmico <i>Threshold</i> com Regressores Endó- genos para os efeitos da gasolina no índice de preços do consumi- dor para Países desenvolvidos	61

Tabela B.5	Resultados do Painel Dinâmico <i>Threshold</i> com Regressores Endógenos para os efeitos da gasolina no índice de preços do consumidor para Países Emergentes	61
------------	---	----

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	MERCADO MUNDIAL DOS COMBUSTÍVEIS	13
3	REFERENCIAL TEÓRICO	17
3.1	Influência dos Preços do Petróleo nas Variáveis Macroeconômicas	17
3.2	Características do mercado da gasolina e efeitos na economia . . .	20
4	DADOS E METODOLOGIA	24
4.1	Dados	24
4.2	Metodologia	25
5	RESULTADOS	32
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	48
	REFERÊNCIAS	50
	APÊNDICE A INFORMAÇÕES SOBRE OS DADOS	56
	APÊNDICE B ESTIMAÇÕES COMPLEMENTARES	58

1 INTRODUÇÃO

Mesmo com o surgimento de fontes energéticas renováveis, os combustíveis fósseis ainda desempenham papel importante quanto ao fornecimento de energia, são responsáveis por uma parcela de 84% do fornecimento da energia mundial. Considerando apenas aqueles que são derivados do petróleo, o percentual de participação fica em torno de 31,21% para o ano de 2020 (BRITISH PETROLEUM, 2020). Com esses elevados percentuais, fica evidente a dependência mundial por combustíveis fósseis, mesmo com os recentes avanços em energias renováveis.

O pressuposto de que os aumentos dos preços dos combustíveis venham a desencadear aumentos dos preços de todos os produtos do mercado é intuitivo pelos agentes (BLENDON; BENSON, 2008), e é resultado de uma grande parcela dos custos dos produtos estar associada a custos com transporte, mas o quanto dessa parcela de repasses dos preços dos bens pode ser associada a custos com combustível? e poderia o fato de os combustíveis por terem características mais visíveis e de difícil diferenciação de preços, terem uma atenção especial por parte de seus consumidores, a ponto de influenciar na formação de expectativas de inflação?

Na literatura há diversos estudos que se dedicam a compreender aspectos relacionados a transmissão dos preços dos combustíveis, grande parte destes estudos encontra uma relação assimétrica entre cotação mundial do petróleo e os preços dos combustíveis (BAKHAT; ROSSELLÓ; SANSÓ, 2021; SUN et al., 2019; BAGNAI; OSPINA, 2018; RAHMAN, 2016; CHEN; SUN, 2021; BUMPASS et al., 2019; KANG; GRACIA; RATTI, 2019), em contraposição também são encontrados na literatura estudos que relatam simetria dos preços dos combustíveis a alterações no mercado internacional (BUMPASS; GINN; TUTTLE, 2015; KRISTOUFEK; LUNACKOVA, 2015). Esses resultados controversos estão atrelados as diferenças de projetos e dos recursos de dados, Deltas; Polemis (2020) apontam que a extensão da variação da estimativa que surge da escolha da estrutura de dados, da heterogeneidade temporal do país bem como características específicas de dados e metodologias econométricas poderiam afetar as estimativas de transmissão e assimetria. Desta maneira, uma alternativa seria a aplicação de diversas abordagens, a fim de verificar a consistência dos resultados obtidos.

Estudos que buscaram identificar os efeitos das oscilações dos preços do petróleo em variáveis macroeconômicas (CHOI et al., 2018; SHAHEEN, 2021), encontraram resultados de que as alterações dos preços do petróleo são significativas para alterar os níveis de preços de uma economia, esses resultados são encontrados tanto para modelos lineares como para estimações que envolvem métodos não lineares. Enquanto, que para os preços dos combustíveis tais estudos são limitados, lembrando que Coibion; Gorodnichenko (2015) elucidou a ideia de que os preços do petróleo

não seriam a melhor variável para captar as percepções dos agentes a respeito de movimentos nos mercados de combustíveis, e que se encontram na literatura apenas trabalhos que envolvam métodos com estimações lineares (ABDALLAH; KPODAR, 2020), e partindo da ideia de diversificação dos modelos para propor uma análise da consistência dos resultados para o mercados dos combustíveis (DELTAS; POLEMIS, 2020), foi analisado como os preços dos combustíveis vem a influenciar o índice de preços do consumidor (IPC), adotando um conjunto amplo de abordagens que inclui métodos lineares e não lineares.

Desta maneira, nesta dissertação é realizada uma análise de como as variações dos preços da gasolina impactam no IPC. Para isso, foram coletados informações de 31 países para o período de 2005 a 2020 na frequência mensal. Será realizado uma análise individual para cada país, com a utilização da abordagem de séries temporais, contando com modelos lineares como Vetor Autorregressivo (VAR), bem como modelos não lineares, conhecidos como a classe dos modelos autorregressivos com *threshold*, métodos estes amplamente utilizados para identificar diferenças entre os regimes de baixas e altas dos preços (SHAHEEN, 2021).

Para a análise conjunta dos países que apresentam a mesma classificação de nível de renda, é empregue o Painel Autorregressivo Vetorial (PVAR) responsável por identificar a permanência dos choques. Para identificar diferenças em ambos os regimes de preços foi empregue um modelo de painel dinâmico *threshold* com regressores endógenos, modelo este que de acordo com Chen; Polemis; Stengos (2019) obteria resultados mais adequados para análise do que o modelo de ajuste linear, que não captura os efeitos não lineares.

O objetivo de empregar estas abordagens foi responder as seguintes perguntas: i) Os choques dos preços da gasolina possuem efeitos significativos sobre o IPC? ii) Seriam assimétricos os efeitos das oscilações dos preços da gasolina sobre o IPC? iii) O nível de renda do país afetaria a os efeitos da gasolina sobre o IPC?

A importância desse estudo em estudar um dos possíveis canais de transmissão para a inflação, tendo relevância no âmbito da política monetária a fim de identificar qual é o efeito das variações nos preços de um insumo tão importante como a gasolina. E ainda, estudos vinculados aos combustíveis são necessários para se conhecer os impactos gerados nas variáveis macroeconômicas, principalmente na inflação, pois se as oscilações possuem um efeito permanente, as autoridades monetárias podem incorporar a informação de choques de preços de combustíveis para definição da política monetária; já, do ponto de vista mais prático, pode contribuir para o cálculo econômico de projetos de investimento por parte da iniciativa privada, estes essenciais ao desenvolvimento das economias.

Além dessa introdução, esse estudo conta ainda com mais cinco seções. Na segunda seção são apresentados as características do mercado mundial de combustí-

veis. Na terceira seção é apresentado uma revisão de literatura, a qual esta dividida em dois tópicos, o primeiro trata da influência dos preços do petróleo na inflação, enquanto que o segundo aprofunda para as características do mercado da gasolina e efeitos na economia. Na quarta seção é apresentado a base de dados e a metodologia utilizada. Na quinta seção são apresentadas as análises e os resultados das estimativas. Por fim, na sexta seção apresenta as considerações finais a respeito dos resultados obtidos neste trabalho.

2 MERCADO MUNDIAL DOS COMBUSTÍVEIS

Na economia, o aumento generalizado dos preços, mais conhecido por inflação, pode-se originar dos custos de produção, que estão relacionados a mudanças nos custos de mão de obra, matérias-primas e fontes de energia. Sendo os combustíveis fósseis a principal fonte para geração de energia, o aumento dos preços do petróleo pode vir a contribuir para um aumento generalizado dos preços. Fato este ocorrido entre as décadas de 1970 a 1980 na economia mundial, em que os preços do petróleo tiveram aumentos neste período de 650% (KNITTEL, 2014), com essa elevação dos preços, as empresas que dependiam desse insumo, ou aquelas que tinham custos relacionados a energia, ao qual o petróleo tem participação na geração, foram obrigadas a repassar esses acréscimos dos preços dos insumos aos preços dos bens, impactando quase todos os vendedores, grandes ou pequenos, da economia (WELCH; WELCH, 2016).

Atualmente a demanda por energia de combustíveis fósseis ainda tem uma participação significativa na economia em todos os continentes do mundo, como pode ser visualizado na Tabela 1. A média mundial da dependência do petróleo como fonte de energia é em torno de 31,21%, há regiões como a África que essa dependência chega a 41%. Comparando os três tipos de combustíveis fósseis, petróleo, gás natural e o carvão, a participação conjunta é de 83,13% na produção da energia mundial, mostrando uma forte dependência por fontes não renováveis de energia.

Martins et al. (2019) obtiveram para Países Europeus resultados de que a dependência de energia de combustíveis fósseis ultrapassaria os 60%, incluindo até aqueles países como Alemanha e Reino Unido que são considerados líderes na mudança para energias renováveis. Outro aspecto abordado foi o fato de os países não possuírem reservas suficientes para autossuficiência energética na maioria dos países Europeus, dessa forma, há uma grande dependência da importação, logo, boa parte dos países é vulnerável a altas no mercado internacional dos combustíveis.

Tabela 1 – Consumo por fonte de energia para o ano de 2020

Região	Petróleo	Gás Natural	Carvão	Energia Nuclear	Hidroeletricidade	Energias Renováveis
América do Norte	36,39 %	34,39 %	9,18%	7,74%	5,76%	6,52%
América Central e do Sul	40,55 %	20,00%	5,65%	0,88 %	22,42%	10,05%
Europa	33,79%	25,25%	12,18%	9,64%	7,54%	11,59%
África	41,62%	46,15 %	8,16 %	0,38 %	2,73%	1,00%
Ásia e Oceania	26,33 %	12,25%	47,77 %	2,30%	6,48%	4,88%
Mundo	31,21%	24,72 %	27,20 %	4,31%	6,85%	5,69%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da *British Petroleum*¹

Nos países em que foi realizada essa análise o numero de veículos automotores por mil habitantes (Veí/Hab), expostos na Tabela 2, tem-se que a média de 495 veículos para cada mil habitantes, quando realizada a média para apenas aqueles países desenvolvidos temos que para cada mil habitantes se tem em média 562 veículos, enquanto que para países emergentes este valor é de 264 veículos. Mostra-se que em países desenvolvidos há uma presença do dobro de veículos por habitante quando comparado com países emergentes.

Tabela 2 – Veículos por habitante para o ano de 2014

País	Veí/Hab	País	Veí/Hab
Africa do Sul	165	França	578
Alemanha	572	Holanda	528
Áustria	578	Hungria	345
Bélgica	559	Irlanda	745
Brasil	249	Itália	679
Canadá	607	Letônia	319
Chile	184	Lituânia	560
Colômbia	71	Luxemburgo	739
Coreia do Sul	376	Malta	693
Dinamarca	480	Polônia	537
Eslováquia	364	Portugal	548
Eslovênia	567	Reino Unido	519
Espanha	593	República Tcheca	485
Estados Unidos	797	Rússia	293
Estônia	476	Suécia	520
Finlândia	612		

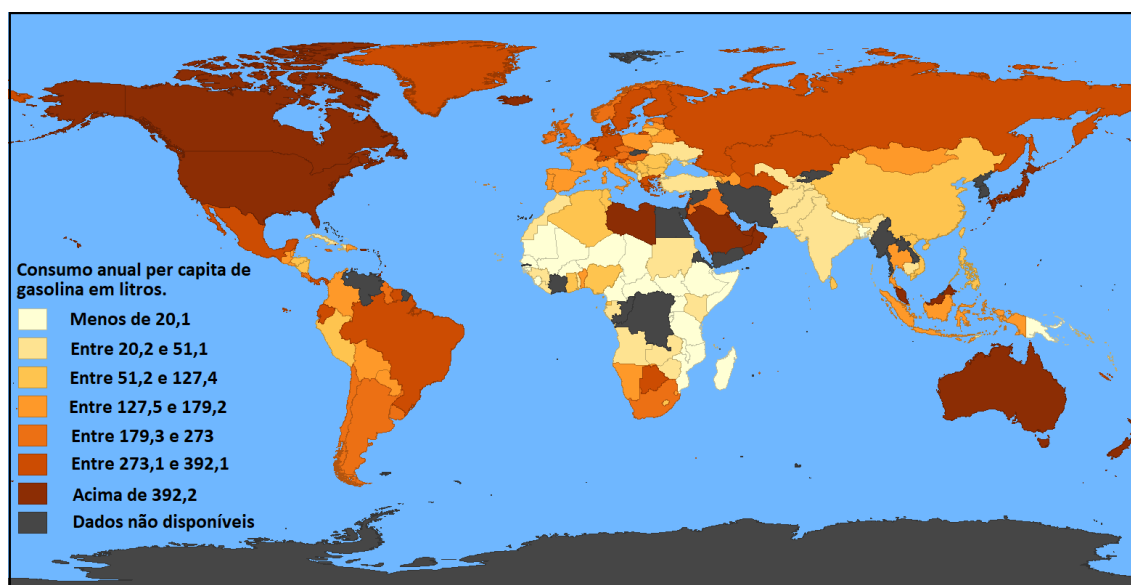
Fonte: Dados são recolhidos na NationMaster.²

¹ Retirados do site: <https://www.bp.com/en>

² Retirados do site: <https://www.nationmaster.com>

Como para automóveis tem-se os principais combustíveis derivados do petróleo, realiza-se a representação do consumo per capita de gasolina para os países, expostos na Figura 1. Encontra-se que a África é a região que tem menor consumo per capita de gasolina quando comparado com os demais continentes. A região da América do Norte é a região que possui maior predisposição ao consumo da gasolina, levando em consideração que os Estados Unidos possuem a maior relação veículos por mil habitantes (ver Tabela 2), para Cheon; Urpelainen; Lackner (2013) a justificativa para tal concentração do consumo em determinadas regiões é que países com grande parte do petróleo produzido dentro de suas fronteiras são mais suscetíveis a interferências nos preços de modo a manter artificialmente baixos os preços da gasolina. Outro ponto, países desenvolvidos apresentam um consumo mais elevado de gasolina per capita, bem como são mais propensos a terem uma maior relação veículos por habitante.

Figura 1 – Consumo anual per capita de gasolina nos países para o ano de 2019



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da *Energy Information Administration* (EIA)³

Como os combustíveis podem exercer um impacto significativo no orçamento das famílias, muitos países utilizam como variável para ponderação dos índices de preços ao consumidor, como pode ser visualizado na Tabela 3 que disponibiliza o percentual de ponderação que os preços dos combustíveis podem ter na inflação. Percebe-se que os países na média tem uma ponderação dos combustíveis na inflação correspondente a 3,83%, sendo o Japão o país com menor participação da ponderação dos combustíveis na inflação de 2,19%, já com o maior peso para a ponderação é a Hungria com 6,70%. Há trabalhos que exploraram os pesos do combustível para justificar alterações na inflação, por exemplo, Choi et al. (2018) que chegaram a uma relação

de que o impacto dos preços do petróleo na inflação seriam proporcionalmente correspondente ao peso da participação dos transportes na cesta da inflação.

Tabela 3 – Pesos dos gastos com combustível para a inflação no ano de 2020

Países	Peso em (%)	Países	Peso em (%)
Austrália	3,97	Coreia do Sul	4,58
Áustria	3,57	Letônia	5,41
Bélgica	3,62	Lituânia	5,95
Canadá	3,64	Luxemburgo	3,64
Chile	3,56	México	4,51
Colômbia	2,57	Holanda	3,65
Costa Rica	4,98	Nova Zelândia	5,64
República Tcheca	3,53	Noruega	2,70
Dinamarca	2,83	Polônia	4,90
Estônia	5,61	Portugal	4,91
Finlândia	3,69	Rússia	2,90
França	3,68	Eslováquia	2,75
Alemanha	3,65	Eslovênia	4,90
Grécia	4,76	África do Sul	4,53
Hungria	6,70	Espanha	6,07
Islândia	4,34	Suécia	3,51
Irlanda	4,26	Suíça	2,41
Israel	3,73	Turquia	2,88
Itália	3,85	Reino Unido	2,83
Japão	2,19	Estados Unidos	4,38

Fonte: Dados são recolhidos na *Organisation for Economic Co-operation and Development* (OCDE)⁴

Recentemente os mercados automobilísticos vem adotando novas tecnologias que permitem a redução ou substituição do consumo de combustíveis fósseis. A redução do consumo dos combustíveis derivados do petróleo se dá através da utilização de veículos híbridos (gasolina-elétrico) que de acordo com Sun; Delgado; Khanna (2019) mostram que a performance de veículos híbridos possibilitam a redução do consumo de combustível em 34 a 46 por cento ao ano em comparação aos veículos movidos somente a gasolina.

Já para a substituição dos combustíveis fósseis é o desenvolvimento da indústria de veículos elétricos, para Wu; Zhang (2017) seria uma forma eficaz de amenizar o desequilíbrio entre a oferta e a demanda de petróleo e, além disso, a pressão para reduzir a poluição ambiental. Embora, possa ocorrer distorções devido ao fato de países

³Retirados do site: <https://www.eia.gov/international>

⁴Retirados do site: <https://stats.oecd.org>

em desenvolvimento ou aqueles que ainda dependem proporções maiores de energia térmica que são muitas vezes de origem dos combustíveis fósseis, contribuindo para a emissão de poluentes, bem como ainda mantendo a dependência por combustíveis fósseis.

Nesta caracterização dos mercados dos combustíveis, mostrou-se a importância que eles tem para o fornecimento de energia primária, tanto pelo fato de a maioria da estrutura ainda não ter capacidade de utilização de energias renováveis, bem como é recente o desenvolvimento de veículos que possam utilizar fontes menos poluentes ou a otimização do consumo. Outro aspecto importante deste mercado é sua forte influência nos demais custos da cadeia produtiva, chegando a ser considerado na construção de índice de preços de diversos países. Desta forma, o estudo dos impactos dos preços da gasolina se torna uma importante ferramenta para definições de políticas monetárias em momentos de oscilações do mercado de combustíveis.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 Influência dos Preços do Petróleo nas Variáveis Macroeconômicas

Nesta seção será fornecida evidências a respeito de estudos que avaliam os impactos dos preços do petróleo sobre a inflação. Cabe-se destacar que a literatura apresenta aspectos estruturais mistos para a explicação da magnitude dos efeitos dos choques do preço do petróleo na inflação.

Nas últimas décadas, uma grande literatura se formou a respeito da influência dos repasses dos preços do petróleo a variáveis macroeconômicas. Debate esse iniciado por Hamilton (1983) que explorou os efeitos dos preços do petróleo nos Estados Unidos, encontrando efeitos significativos dos preços do petróleo sobre variáveis macroeconômicas, as quais seriam responsáveis pela recessão econômica nos EUA após a segunda guerra mundial. Em uma análise semelhante, Hooker (1999) analisou os efeitos dos preços do petróleo sobre variáveis macroeconômicas nos Estados Unidos, encontrou efeitos significativos que o preço do petróleo são transferidos por meio da inflação e das taxas de juros.

Chen (2009), analisou 19 economias avançadas no período de 1970 a 2006, utilizando um modelo de correção de erros, obteve que mudanças nos preços do petróleo têm um repasse mais baixo para a inflação agregada na década de 2000 do que na década de 1970, as explicações para esse repasse dos preços decrescente para os países estaria associado a melhorias na condução da política monetária e maior abertura comercial.

Já para Tang; Wu; Zhang (2010), que analisaram a China, demonstram que os choques positivos nos preços do petróleo teriam efeitos de curto e longo prazo sobre o desempenho econômico, bem como choques positivos nos preços do petróleo

impactariam negativamente a produção e o investimento. Isso está atrelado ao fato de que os produtores reduziram seu lucro para assimilar o aumento dos preços do petróleo, causando uma diminuição dos recursos para posterior investimento, mas em contrapartida levaria ao aumento na taxa de inflação e na taxa de juros.

Dedeoğlu; Kaya (2014) investigaram as mudanças sobre os preços mundiais de petróleo sobre o IPC e ao produtor na Turquia, para o período de 1990 a 2012. Utilizando um modelo vetorial autorregressivo (VAR), obtiveram resultados que sugerem que os impactos dos preços do petróleo são duas vezes maiores sobre os preços do produtor do que os preços do consumidor, estes resultados estão associados a grande dependência das importações em termos de petróleo e derivados do petróleo na Turquia, à medida que os preços internacionais aumentam, as empresas, que de modo geral tem uma participação significativa do petróleo como insumo, são mais suscetíveis a impactos das oscilações do petróleo. Assim, as empresas são mais responsivas às mudanças dos preços mundiais do petróleo.

Com o uso de um painel de dados contendo 72 países, composto por economias avançadas e em desenvolvimento, no período de 1970 a 2015, Choi et al. (2018) chegaram a resultados que o aumento em 10% na inflação global do petróleo aumenta a inflação doméstica em 0,4 pontos percentuais, efeito esse desaparecendo somente após dois anos e sendo semelhante para economias avançadas e em desenvolvimento. Para um segundo conjunto de dados, que consiste em informações mensais da composição do IPC para 34 economias avançadas e 37 em desenvolvimento, obtiveram resultados de que os choques globais mais recentes nos preços do petróleo (um aumento de 10%) têm efeitos instantâneos semelhantes de cerca de 0,1 pontos percentuais nas economias emergentes e avançadas. Logo, isso seria reflexo da participação semelhante do gastos com transporte na composição do IPC dessas economias. Desta maneira, a participação do transporte na cesta do IPC é o determinante mais robusto da resposta da inflação entre os países.

Em uma análise proposta para quatro principais países produtores de petróleo de diferentes regiões: Arábia Saudita, Rússia, Canadá e Nigéria, para o período de 1991 a 2019, Shaheen (2021) buscou identificar como a política fiscal se comportaria nos regimes de alta e baixa dos preços do petróleo, para isso, utilizou um modelo *threshold vetor autoregressivo* (TVAR). Os resultados revelam que o regime de alta dos preços do petróleo são caracterizados por uma alta da inflação, isso é em decorrência de uma maior receita por parte desses países, fazendo com que os governos passem a dispor de maiores receitas os incentivando ao aumento dos gastos públicos. Em contra-partida no regime de queda dos preços do petróleo também é associado a uma alta das taxas de inflação, isso é relacionado a aumento do déficit fiscal, pois nestes países parte das receitas do governo advém da exportação do petróleo.

Em uma abordagem que buscava desenvolver um novo método para classificar

as mudanças nos preços do petróleo impulsionadas pela oferta ou demanda, Ready (2018) baseando-se em um modelo *structural vetor autoregressive model* (SVAR) com a utilização de preços de ativos e com base nos diferentes impactos desses choques nas empresas de petróleo e gás, identificou os choques de demanda como retornos a um índice de empresas produtoras de petróleo ortogonais a mudanças inesperadas no índice de volatilidade (VIX) da *Chicago Board Options Exchange* (CBOE), que serve como proxy para mudanças nas taxas de desconto de mercado. Os choques de oferta representam a variação residual dos preços do petróleo após os choques de demanda e as inovações no índice VIX, permitiam extrair choques de oferta e demanda de petróleo. Obteve resultados de que tanto os choques de oferta quanto os choques de demanda têm um efeito significativo sobre os preços das ações dos EUA e mundiais, e que os setores que produzem bens de consumo são mais afetados por choques de oferta, enquanto os setores intensivos no uso de petróleo como insumo são mais afetados por choques de demanda.

Partindo do método proposto por Ready (2018), os autores Wen; Zhang; Gong (2021) conduziram estudos para os efeitos dos preços do petróleo sobre a inflação dos países do G7 no período de 1997 a 2019, com a utilização SVAR, encontraram que os choques nos preços do petróleo influenciam a inflação principalmente durante eventos de crise, como a crise financeira global e a crise da dívida europeia. Também, obtiveram evidências de que os choques no preço do petróleo têm diferentes efeitos sobre a inflação nos países do G7, o que sugere que os formuladores de políticas devem considerar o ambiente do mercado global de petróleo, usando políticas monetárias e fiscais flexíveis para eliminar os efeitos negativos dos choques nos preços do petróleo.

No estudo realizado por Li; Guo (2021), investigaram os impactos assimétricos do preço do petróleo e dos choques de seus componentes sobre a inflação no contexto dos países do BRICS. Para o preço do petróleo utilizou a estratégia de Ready (2018) para decompor a variação dos preços do petróleo em choques de oferta, demanda e risco, posteriormente, a obtenção dos resultados seria do *Multiple Threshold Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model* (MTNARDL). Obtiveram resultados de que as assimetrias significativas entre o preço do petróleo e a inflação só ocorreram na China e no curto prazo. Efeito inflacionário é mais dramático quando o preço do petróleo diminui, pois reduz significativamente o custo operacional e estimula o consumo. Para os choques de oferta, fortes assimetrias são encontradas na Rússia e na China no curto prazo e na África do Sul no longo prazo, exportador de petróleo, como a Rússia, terá mais lucros com um preço mais alto devido à redução da produção no curto e no longo prazo, o que levará à valorização e à deflação da moeda. Já para o choque de demanda e o choque de risco mantêm assimetria fraca, na maioria dos casos os choques de risco têm o efeito mais fraco sobre a inflação e desaparecem no curto

prazo.

3.2 Características do mercado da gasolina e efeitos na economia

Estudos relacionados a transmissão dos preços dos combustíveis fizeram com que a literatura avançasse nas justificativas das causas de assimetrias nos combustíveis, como também a ampliação dos métodos usados para identificar a ocorrência de assimetria. Um dos primeiros autores a tratar dos problemas que incorriam sobre a transmissão dos preços da gasolina no mercado foi Bacon (1991), que cunhou o termo "*Rockets and feathers*" que significa que aumentos nos preços dos combustíveis seriam repassados pelos postos de combustíveis na velocidade de um "Foguete", enquanto que as reduções seriam repassados lentamente, como a queda de uma "Pena".

O avanço da literatura sobre os modelos que identificam a transmissão assimétrica tem ampla utilização dos modelos de defasagem distribuída autorregressiva (ARDL) e os modelos de correção de erro (ECM), modelos estes enfocam diferentes aspectos da relação entre preços de insumos e produtos ou, de forma equivalente, diferentes tipos de assimetrias (FREY; MANERA, 2007). Atualmente outros modelos vem sendo aplicados para identificar características das transmissões de preços, modelos estes caracterizados por terem um limiar para separar regimes de alta e baixa dos preços, conhecidos por modelos de ajustes *Threshold* (SUN et al., 2019; BAGNAI; OSPINA, 2018; BUMPASS; GINN; TUTTLE, 2015; CHEN; POLEMIS; STENGOS, 2019).

Na maioria dos estudos feitos sobre as transmissões dos preços da gasolina são afetados com maior intensidade quando há aumentos nas cotações do petróleo (*Rockets and feathers*). Para os Estados Unidos (EUA), estudos com a utilização dos modelos *Threshold* Autorregressivo com Valor de Intervalo (TARI), tiveram resultados de que o nível e a volatilidade dos preços do petróleo impactam positivamente o preço da gasolina, chegando a resultados com assimetrias na transmissão dos choques no preço do petróleo (SUN et al., 2019). Outros estudos como o de Rahman (2016) que usou um modelo de Heteroscedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada (GARCH); Bumpass et al. (2019) com a utilização de Modelos de correção de erros (ECM), e Kang; Gracia; Ratti (2019) com um *structural vector autoregressive model* (SVAR), chegaram a resultados que continham evidências que a transmissão dos preços do petróleo para a gasolina apresentava assimetria.

Em estudos para outros países, com a utilização do modelo *nonlinear Autoregressive Distributed Lag* (NARDL), Bakhat; Rosselló; Sansó (2021) para um conjunto de 12 países da OCDE, e Apergis; Vouzavalis (2018) para cinco países desenvolvidos, encontraram uma relação assimétrica para a maioria dos países entre a transmissão dos preços do petróleo para a gasolina. Relação de assimetria também é encontrada por Chen; Sun (2021) em um estudo para a China com uma abordagem ECM, tem-se

que o preço da gasolina apresenta uma resposta assimétrica ao preço internacional do petróleo bruto, com uma resposta forte e rápida aos aumentos do preço do petróleo bruto, mas uma resposta tardia e duradoura às quedas.

As justificativas para a presença de assimetria em diferentes estudos são amplas, e vão desde uma interferência governamental, em que refinarias estatais interfeririam no mercado a fim de mitigar os efeitos das altas do preço do petróleo, como também incertezas sobre as expectativas de expiração da legislação tributária afetam o mercado de gasolina. Outra justificativa é o comportamento oportunista dos agentes responsáveis pela comercialização final em repassarem com maior intensidade e frequência as elevações dos combustíveis do que as reduções nos preços, levando a resultados assimétricos na transmissão.

Em contrapartida, na literatura também são encontrados resultados que apontam para transmissões simétricas dos preços da gasolina, a alterações nas cotações do petróleo. Em três estudos realizados com a utilização de modelos de correção de erro, em que dois tinham como país de análise os EUA, Bumpass; Ginn; Tuttle (2015) e Bremmer; Kesselring (2016), e outro estudo Kristoufek; Lunackova (2015) que além dos EUA continha mais 6 países desenvolvidos, chegaram a resultados que não se podiam confirmar comportamento assimétrico nos preços da gasolina. Esses resultados são escassos na literatura de transmissão dos preços dos combustíveis, embora estes resultados possam ter a influência do período de análise, em que se encontra a grande Recessão, bem como os resultados podem refletir o baixo poder de mercado por parte dos postos de gasolina e atacadistas.

Diferenças entre os modelos que confirmam ou não a assimetria dos repasses dos preços do petróleo a gasolina, pode ser originada da diferença dos recursos de dados, da heterogeneidade temporal do país bem como de características específicas de dados e metodologias econométricas que afetam as estimativas de transmissão como apontado por Deltas; Polemis (2020). Desta maneira, um recurso a ser utilizado é ampliação das análises para diferentes abordagens, a fim de verificar a consistência dos resultados obtidos.

Outro ponto a ser levado em consideração são os efeitos do câmbio sobre os preços da gasolina, Chen; Polemis; Stengos (2019) que analisaram um conjunto de países da União Europeia (UE) utilizaram um modelo de painel *threshold*, pois permite a utilização da variável de limite endógena, que de acordo com os autores obteria resultado mais adequados para à análise do que o modelo de ajuste linear, que não captura os efeitos não lineares. Resultados confirmam que flutuações na taxa de câmbio afetam o nível dos preços da gasolina no varejo, prevalecendo um mecanismo de ajuste assimétrico da gasolina.

Há também autores que buscaram evidências em relação ao impacto dos preços dos combustíveis sobre variáveis macroeconômicas, uma das justificativas para a uti-

lização dos preços dos combustíveis ao invés do preços do petróleo, deve-se ao fato dos consumidores serem confrontados diariamente com esses preços ao abastecerem nos postos de combustíveis (COIBION; GORODNICHENKO, 2015). Blendon; Benson (2008) nos EUA indicam que, quando dada uma lista de cinco opções, os americanos de todas as rendas citam o aumento dos preços da gasolina como a questão econômica que mais os preocupava sobre a situação financeira de suas famílias. Desta forma, as famílias provavelmente prestarão uma atenção maior aos preços dos combustíveis ao formular suas expectativas de inflação futura.

A análise realizada por Coibion; Gorodnichenko (2015) a respeito da sensibilidade dos consumidores as variações dos preços dos combustíveis levantava duas possibilidades: a primeira é que a sensibilidade aos preços dos combustíveis aumenta a medida que o indivíduo tende a ter uma maior parcela de sua renda destinada a gastos com combustível; segunda, é que quanto mais os indivíduos gastam com gasolina, mais frequentemente vão aos postos de combustíveis ajudando-os a ter uma percepção melhor dos preços da gasolina, dessa forma, podem tomar as variações positivas nos preços como parâmetro para sobreponderar suas percepções sobre a elevação da inflação. Desta maneira, com a utilização dos dados da Pesquisa de Despesas do Consumidor de Michigan nos Estados Unidos do *Bureau of Labor Statistics* que é caracterizada por atribuir níveis e parcelas de gastos com gasolina, aplica a estrutura de dados em painel para analisar as revisões nas previsões de inflação individuais ao longo de períodos de 6 meses. Os resultados obtidos pelos autores demonstram que as famílias com renda mais alta, tendem a ajustar suas expectativas de inflação mais do que famílias de baixa renda a alterações nos preços da gasolina, e como o gastos das famílias de alta renda tem uma fração menor de sua renda destinada a gastos com gasolina quando comparado com as famílias de baixa renda, isso apoia a ideia de que a sensibilidade das previsões de inflação das famílias de alta renda é consequência da maior visibilidade dos preços da gasolina.

Outro autor que analisou a sensibilidade dos consumidores a variações nos preços é Binder (2018), que também usa um conjunto de microdados de painel da Pesquisa de Consumidores de Michigan para estudar a dinâmica do preço da gasolina e as expectativas de inflação. Os resultados foram que a inflação esperada está correlacionada com as variações dos preços dos combustíveis, mas isso ainda não forneceria evidências de viés, de certa forma as expectativas de inflação do consumidor às flutuações do preços da gasolina, depende tanto de quão fortemente os consumidores ponderam as mudanças nos preços da gasolina em sua percepção da inflação, quanto do que os consumidores acreditam sobre a dinâmica do preços da gasolina e da inflação não relacionada a gasolina.

No estudo de Gelman et al. (2016) para dados de gastos dos consumidores Americanos disponível em um aplicativo de pagamentos de um banco. Os autores utilizaram

Machine Learning para classificar os gastos conforme o tipo de bens para o período de 2014 a 2015, período esse marcado por uma redução dos preços dos combustíveis em 50%, tinham o objetivo de analisar se o aumento da renda temporária causada pela diminuição dos gastos com combustíveis em decorrência da queda nos preços levariam ao aumento dos gastos com outros bens. O resultado desse estudo apontou que as propensões marginais a consumir em decorrência das economias inesperadas dos preços mais baixos dos combustíveis são próximas a 1, fenecendo evidências de que o aumento dos gastos com consumo naquele período seria em decorrência de preços mais baixos dos combustíveis.

Em uma análise com o objetivo de identificar como os preços da gasolina influenciam a perspectiva econômica dos consumidores Baghestani (2016) explora a relação dinâmica entre as perspectivas econômicas dos consumidores dos EUA e os preços reais da gasolina, usando os dados das Pesquisas de Consumidores de Michigan, chega a resultados de que o Índice de Expectativas do Consumidor (ICE) responde assimetricamente aos movimentos nos preços reais da gasolina. As expectativas dos consumidores sobre as condições econômicas futuras permanecem inalteradas quando os preços reais da gasolina caem, mas se deterioram quando os preços reais da gasolina aumentam. A resposta assimétrica do ICE aos movimentos dos preços da gasolina é justificada pelo autor com o fenômeno conhecido como "viés de negatividade", pelo qual as pessoas tendem a dar mais peso aos eventos negativos do que aos positivos.

Em uma abordagem que utilizava a intuição subjacente de Coibion; Gorodnichenko (2015) de que o preço da gasolina seria mais saliente para explicar as variações da inflação do que a cotação dos preços do petróleo pelo fato de os consumidores serem confrontados diariamente, partindo desse pressuposto Kilian; Zhou (2020) aplicaram um modelo de regressão vetorial estrutural, de acordo com os autores seria mais sofisticado a ponto de obter evidências claras da transmissão dos choques nominais dos preços da gasolina para as expectativas de inflação das famílias. Em suas estimativas um choque que aumenta o preço nominal da gasolina em 1% aumentaria as expectativas de inflação das famílias em 0,05 pontos percentuais no impacto que para eles é considerado excessivo quando comparado à participação da gasolina nos gastos do consumidor que era cerca de 3%, em média.

Na escala de comparação dos efeitos dos preços dos gasolina para diferentes grupos de países tem-se Abdallah; Kpodar (2020), estes autores abordaram para um conjunto de 110 países, classificando-os em países com alta renda, emergentes e baixa renda, com o objetivo de estimar um modelo vetorial autorregressivo (VAR) para mensurar o efeito das variações nos preços da gasolina sobre o IPC. Encontraram um impacto da variação dos preços dos combustíveis para o curto prazo e, dependendo do grupo de renda a relação se mostra significativa, sendo que aqueles países que se

encontram no grupo de emergentes e de baixa renda são os que possuem choques mais significativos.

Ainda no trabalho de Abdallah; Kpodar (2020) foi adicionado também outros três tipos de classificações ao conjunto de países: por uso intensivo de energia, flexibilidade dos salários e pela credibilidade da política monetária exercida pelo país. Parcialmente os resultados para a análise da classificação que levava em consideração o uso intensivo em energia, a resposta da inflação às variações dos preços dos combustíveis é significativamente maior no grupo que é classificado como mais intensivo em energia; já para a classificação que levava em consideração a flexibilidade dos salários, teve resultados que a inflação é significativamente maior no grupo classificado como tendo salários menos flexíveis, e para a classificação que envolve a credibilidade da política monetária, a resposta da inflação é significativamente maior no grupo caracterizado por políticas monetárias menos credíveis.

Com base na revisão de literatura há indícios de que os formuladores de política monetária devem a certa medida estar cientes de que choques nos preços da gasolina podem mascarar as tendências subjacentes nas expectativas de inflação ao consumidor a um curto prazo. Desta maneira há uma grande lacuna a ser estudada a respeito da influência dos preços da gasolina nas expectativas de inflação.

4 DADOS E METODOLOGIA

4.1 Dados

A base de dados se constitui de uma amostra de 31 países, como pode ser observado no Quadro 1, estão dispostos conforme a classificação do Fundo Monetário Internacional (FMI) para economias desenvolvidas e emergentes. Os dados foram coletados na frequência mensal de 2005 a 2020 para quatro variáveis: Índice de Preços ao Consumidor, Índice de Produção Industrial, Taxa Percentual de Desempregados, Taxa de Juros e Preços da gasolina. Esses dados foram coletados juntos aos sites disponibilizados no Quadro 2, contido no Apêndice A.

Para a variável do IPC se adotará a seguinte sigla IPC_t e os dados coletados terão como Índice base o ano de 2015 para uma melhor comparação deste índice no período; o mesmo processo é realizado para variável do Índice de Produção Industrial que será utilizado o ano base o período de 2015 e a sigla que representará essa variável é IPI_t , já para a variável Taxa Percentual de Desempregados será empregue a sigla TPD e para a Taxa de Juros TJ .

Por fim, temos a variável que relaciona os preços da gasolina por país, para esta variável será usado a sigla GAS_t , os dados referentes a estes preços são convertidos em dólares norte-americanos para garantir uma uniformidade contábil entre os os diferentes países.

Quadro 1 – Países da análise classificados por desenvolvidos e emergentes

Países	Países
Desenvolvidos	Letônia
Alemanha	Lituânia
Áustria	Luxemburgo
Bélgica	Malta
Canadá	Portugal
Coreia do Sul	Reino Unido
Dinamarca	República Tcheca
Eslováquia	Suécia
Eslovênia	Emergentes
Espanha	Africa do sul
Estados Unidos	Brasil
Estônia	Chile
Finlândia	Colômbia
França	Hungria
Holanda	Polônia
Irlanda	Russia
Itália	

Fonte: Elaboração Própria, com base na classificação do FMI

4.2 Metodologia

Para atender aos objetivos desta pesquisa foi empregado um conjunto de metodologias, que partem da análise individual de cada país com a utilização de uma abordagem de séries de tempo, e posteriormente com a análise conjunta conforme classificação dos países em relação ao nível de desenvolvimento, para isso se fará uso da abordagem de dados de painel, na busca de encontrar diferenças dos efeitos entre os níveis de renda.

A primeira etapa inicia-se com a aplicação de um Modelo Vetor Autorregressivo (VAR) para cada país, sendo que este modelo é uma regressão por mínimos quadrados ordinários de um conjunto de variáveis que são regredidas contra suas defasagens (HAMILTON, 1994), como exposto pela equação 1:

$$X_t = \phi C_t + A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu_t \quad (1)$$

Em que, X_t é definido com um vetor de variáveis potencialmente endógenas, C_t um vetor dos termos de intercepto, $A_1, \dots, A_k$ são matrizes $N \times N$ de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis endógenas, e o μ_t é o vetor de erros. Ainda, para a escolha da defasagem " k ", se usará os critério de defasagens de *Bayesian information criterion* (BIC). O modelo VAR que será estimado contará com a utilização dos preços do gasolina (GAS_t) e do IPC (IPC_t), logo, o vetor das variáveis potencialmente endógenas será $X_t = [IPC_t, GAS_t]$, em que se buscou analisar qual é o impacto das flutuações dos preços da gasolina na inflação do conjunto de países.

Posteriormente foi usado um modelo Vetor Autorregressivo *Threshold* (TVAR), abordagem caracterizada por ser uma ferramenta útil para utilização em processos não lineares de uma série, indicada para modelos que tem a presença de assimetrias, mudança de regimes e equilíbrio múltiplos (TONG; LIM, 1980). Como a abordagem considera a variável *threshold* endógena, permite observar a mudança de regime resultante de choque da variável *threshold* para outras variáveis do sistema. O método é estimado de acordo com a equação 2:

$$X_t = \begin{cases} C_1 + \Psi_1 1(L)X_{t-1} + \dots + \Psi_{1k}(L)X_{t-k} + \varepsilon_{1t}, & \text{se } Q_t \leq \delta \\ C_2 + \Psi_2 1(L)X_{t-1} + \dots + \Psi_{2k}(L)X_{t-k} + \varepsilon_{2t}, & \text{se } Q_t > \delta \end{cases} \quad (2)$$

Em que X_t refere-se ao vetor das variáveis endógenas, Q_t é a variável *threshold*, δ é o valor para o *threshold* em que definirá se o ciclo é de alta ou de baixa, já $\Psi_i(L)$ são matrizes $N \times N$ de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis endógenas e ε_{it} é o vetor de erro.

Para o modelo TVAR foi empregue um vetor de variáveis endógenas composto pelos preços da gasolina e índice de preços do consumidor $X_t = [IPC_t, GAS_t]$, em que o modelo terá a variável *threshold* como preços da gasolina, a escolha das defasagens é com base nos critérios de defasagens de *Bayesian information criterion* (BIC).

A análise TVAR pode não ser a melhor estimativa a ser realizada nas séries por problemas decorrentes das séries apresentarem efeitos de longo prazo. Para identificar se as séries possuem esses efeitos, serão realizados testes de cointegração.

Caso seja confirmado a presença de cointegração, será realizada uma análise para os efeitos das oscilações dos preços da gasolina no IPC com a metodologia *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM) que examinará o ajustes das variáveis ao equilíbrio de longo prazo, esse modelo permite apenas a estimação de forma bivariada, metodologia esta proposta por Hansen; Seo (2002) em que são gerados dois regimes, como exposto abaixo:

$$\begin{aligned} \text{Regime 1} \quad \begin{bmatrix} \Delta GAS_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{GAS,GAS} & \beta_i^{GAS,IPC} \\ \beta_i^{IPC,GAS} & \beta_i^{IPC,IPC} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta GAS_{t-i} \\ \Delta IPC_{t-i} \end{bmatrix} + \\ \begin{bmatrix} \phi_1^{GAS} \\ \phi_1^{IPC} \end{bmatrix} [ECT_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}, & \text{se } ECT_{T-1} \leq \gamma \\ \text{Regime 2} \quad \begin{bmatrix} \Delta GAS_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{GAS,GAS} & \beta_i^{GAS,IPC} \\ \beta_i^{IPC,GAS} & \beta_i^{IPC,IPC} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta GAS_{t-i} \\ \Delta GAS_{t-i} \end{bmatrix} + \\ \begin{bmatrix} \phi_2^{GAS} \\ \phi_2^{IPC} \end{bmatrix} [ECT_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}, & \text{se } ECT_{T-1} > \gamma \end{aligned}$$

(3)

O modelo exposto na equação 3 mostra uma divisão em dois regimes, definidos conforme o limiar que ajusta as mudanças de longo e curto prazo. Em que se o desvio de equilíbrio de longo prazo é maior do que o limite γ o processo será estimado pelo regime 2; no caso para para o desvio de equilíbrio de longo prazo menor que o limite γ .

Uma das condições básicas para aplicação dos modelos de Vetores Auto-regressivos (VAR) e dos modelos TVAR é a das séries serem estacionárias. Para verificar se as variáveis utilizadas são estacionárias, empregou-se o teste Dickey-Fuller Aumentado (SAID; DICKEY, 1984). Teste esse, que possui a Hipótese nula (H_0) de que a série testada apresenta raiz unitária, logo, não apresenta estacionariedade, caso isso ocorra é necessário a aplicação de testes de cointegração a fim de identificar relações de longo prazo, se existir estas relações de longo prazo, foi utilizado a abordagem de TVECM, caso contrario será necessário a aplicação de diferenças para deixar a série estacionária a fim de estimar o TVAR.

O teste utilizado para identificar se há relações de longo prazo é o teste de cointegração de Johansen, que é realizando a partir das variáveis determinísticas X_t que são representadas pelo modelo exposto na equação 4.

$$X_t = \Phi_1 X_{(t-1)} + \Phi_1 X_{(t-2)} + \dots + \Phi_1 X_{(t-p)} + \delta' d_t + e_t \quad (4)$$

sendo que d_t remete a variáveis determinísticas que poderiam incluir dummies sazonais entre outras variáveis e pode ser reescrito na forma exposta na equação 5:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t \quad (5)$$

Maximizando essa especificação com restrições sobre a matriz de covariância, é possível obter os autovalores da matriz Φ ; a partir desse ponto é possível desenvolver dois testes para a cointegração de Johansen (BUENO, 2008). O primeiro é o teste do traço que assume como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração contra a hipótese alternativa $r > r^*$ vetores, sendo a estatística dada exposto na equação 6:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

O posto da matriz Φ é igual ao número de suas raízes características diferentes de zero. Se não existe cointegração, os autovalores obtidos serão próximos a zero,

denotando não estacionaridade ou instabilidade da matriz Φ , e $\ln(1 - \hat{\lambda}_l) \rightarrow 0$. Se isso acontece, a estatística do traço resulta em valores pequenos, de tal modo que não se pode rejeitar a nula.

O segundo teste é o de máximo autovalor, considerado mais robusto que o anterior de acordo com Bueno (2008). A hipótese nula deste teste é que existem r^* vetores de cointegração, sendo a estatística obtida conforme Equação 7:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (7)$$

Este teste verifica qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração, sendo que o autovalor máximo correspondente ao vetor de cointegração r^* e indica quantos r^* vetores de cointegração podem ser considerados. Como o teste anterior, é um teste crescente. Analiticamente, rejeitar a hipótese nula significa que há mais um vetor de cointegração e não rejeitá-la significa que há r^* vetores de cointegração.

Para fim de diagnóstico de falha de ajuste de um modelos VAR, TVAR e TVECM, foi usado o teste de Ljung-Box, teste esse para as autocorrelações dos resíduos estimados, que pode indicar se os valores são muito altos para as autocorrelações (LJUNG; BOX, 1978). O teste de Ljung-Box avalia a hipótese de independência de um série temporal, é baseado na estatística:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{r}_k^2}{n-k} \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (8)$$

Em que $Q \sim \chi^2$, e n representa a quantidade de observação da série, r_k é o h -ésimo coeficiente de autocorrelação, m é o intervalo entre as observações. Grandes valores para Q indicam a presença de autocorrelação, sendo assim, a hipótese nula H_0 aponta para não autocorrelação nos resíduos do modelo.

Após a análise individual dos países, serão agrupados os países em dois painéis, levando em consideração a classificação de países emergentes e desenvolvidos do FMI. Posteriormente será aplicado duas abordagens de dados em painéis para analisar os efeitos preços da gasolina no IPC: primeiro foi empregado Painel Dinâmico com efeito *Threshold* com Regressores Endógenos; e a segunda abordagem foi um Painel Autorregressivo vetorial (PVAR).

Na aplicação do Painel Dinâmico com Efeito *Threshold*, foi usado um modelo que fora baseado na abordagem proposta por Hansen (1999), em que abordagem inicial faz a divisão em diferentes regimes, de forma a analisar os efeitos dos regimes da variável *Threshold*, que sua estrutura é representada pela equação 9, que apresenta um modelo simples, composto por dois regimes para variável *threshold*:

$$y_{it} = \mu_i + X_{it}I(q_{it} < \gamma)\beta_1 + X_{it}I(q_{it} \geq \gamma)\beta_2 + e_{it} \quad (9)$$

Na equação $i = 1, \dots, N$ representa os países e $t = 1, \dots, T$ indexa o tempo. Neste modelo o y_{it} é referente a variável dependente; μ_i refere-se ao efeito fixo específico de cada país e e_{it} é o termo de erro, que é independente identicamente distribuído com média zero e variância σ^2 . De forma que as observações de X_{it} são divididas em dois regimes por meio de uma função indicadora que controla se a variável limite q_{it} é maior ou menor que o valor *threshold* γ .

Para obter o *threshold* é estimado um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) expresso pela equação 10:

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' Y^* \quad (10)$$

Em que a soma dos quadrados é alcançada pelas equações 10 e 11:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) \quad (11)$$

$$S_1(\gamma) = Y^{*'} \left(I - X^*(\gamma)' (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' \right) Y^* \quad (12)$$

O valor que minimiza $S_1(\gamma)$ é expresso pela equação 13, sendo este valor obtido o respectivo *threshold*:

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin} S_1(\gamma) \quad (13)$$

Partido da abordagem que foi proposta por Hansen (1999), com a adoção do modelo *cross-sectional threshold* os autores Caner; Hansen (2004) utilizaram estimadores do tipo Método dos Momentos Generalizado (GMM) para permitir a endogeneidade a fim de eliminar os efeitos fixos específicos de cada país, porém essa abordagem não era viável, pois a primeira diferenciação, que eliminaria os efeitos fixos, levaria esse tipo de painel dinâmico a problemas de correlação serial. Dessa maneira, Kremer; Bick; Nautz (2013) com base na transformação dos desvios ortogonais diretos proposta por Arellano; Bover (1995), utilizaram a abordagem para eliminar os efeitos fixos e evitar a presença de correlação serial nos erros transformados, esta abordagem é conhecida como Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos, sendo representado pela equação 14 :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 z_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \delta_1 I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 z_{it} I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it}, \quad (14)$$

Em que o subscrito $i = 1, \dots, N$ representa país e $t = 1, \dots, T$ indexa o tempo, μ_i é o efeito fixo dos países $I(\cdot)$ é uma variável indicadora para o regime definido pela

variável *threshold* q_{it} em que o limite é γ , já z_{it} é um vetor m -dimensional que corresponde a valores defasados da variável dependente e a outras variáveis endógenas presentes no modelo, β_1 e β_2 relacionados aos regimes de alta e baixas respectivamente, enquanto que δ representa os interceptos que são dependentes do regime, por fim tem-se o termo de erro é $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma^2)$ que com a aplicação da transformação dos desvios ortogonais direta sugerida por Arellano; Bover (1995) para eliminar os efeitos fixos. A característica distintiva da transformação dos desvios ortogonais para frente é que a correlação serial dos termos de erro transformados é evitada. Em vez de subtrair a observação anterior da contemporânea (primeira diferença) ou a média de cada observação (dentro da transformação), ele subtrai a média de todas as observações futuras disponíveis de uma variável. Assim, para o termo de erro, a transformação dos desvios ortogonais para a frente é representada pela equação 15:

$$\varepsilon_{it}^* = \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}} \left[\varepsilon_{it} - \frac{1}{T-t} (\varepsilon_{i(t+1)} + \dots + \varepsilon_{iT}) \right] \quad (15)$$

Em que a transformação do desvio ortogonal condiciona a não autocorrelação dos erros, logo, tem-se que $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 I_T \rightarrow Var(\varepsilon_i^*)$.

Com essa abordagem de Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos, estima-se o seguinte modelo:

$$\Delta \log(IPC_{it}) = \mu_i + \beta_1 z_{it} I(\Delta \log(GAS_{it-1}) \leq \gamma) + \delta_1 I(\Delta \log(GAS_{it-1}) \leq \gamma) + \beta_2 z_{it} I(\Delta \log(GAS_{it-1}) > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Tem como variável dependente $\Delta \log(IPC_{it})$ que representa a diferença do logaritmo do Índice de Preços do Consumidor; a variável *threshold* é representada pelo $\Delta \log(GAS_{it-1})$ que é a taxa de variação do preço da gasolina no período; e tem ainda o z_{it} que é um vetor m -dimensional corresponde a valores defasados da variável dependente $\Delta \log(IPC_{it-1})$ e das variáveis endógenas $\log(IPI_{it})$ e TPD_{it} que representam respectivamente o logaritmo do Índice de Produtividade Industrial e a taxa percentual de desemprego.

Posteriormente, se utiliza o Painel Autorregressivo Vetorial (PVAR), para análise dos impactos dos preços da gasolina nas variáveis macroeconômicas nos países. Essa Metodologia foi introduzida primeiramente por Holtz-eakin; Newey; Rosen (1988), o modelo permite p defasagens m variáveis endógenas k variáveis pré-determinadas e n variáveis estritamente exógenos, considerando que esse modelo seja estacionário e com efeitos fixos pode ser expresso:

$$y_{i,t} = \mu_i + \sum_{l=1}^p A_l y_{i,t-l} + B X_{i,t} + C S_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (17)$$

Em que $y_{i,t} \in R^m$ é um vetor $m \times 1$ de variáveis endógenas para i -ésima unidade

de seção transversal no tempo t . E como $y_{i,t-l} \in R^m$ é um vetor $m \times 1$ das variáveis endógenas defasadas; seguindo $X_{i,t} \in R^k$ um vetor $k \times 1$ de variáveis predeterminadas que são potencialmente correlacionadas com erros passados. Temos $S_{i,t} \in R^m$ um vetor $n \times 1$ de variáveis estritamente exógenas que nem dependem de $\epsilon_{i,t}$ nem sobre ϵ_{t-s} para $s = 1, \dots, T$. Além disso, $\epsilon_{i,t}$ é independente e identicamente distribuído para todo i e t .

Ainda, assumisse que se tenha estacionariedade sobre todas as raízes unitárias de A na equação 17, para que elas não falhem em cair dentro do círculo de variância estacionaria, garantindo assim a estabilidade dos parâmetros estimados.

Em termos de análises, o modelo PVAR possibilita a obtenção das funções impulso resposta (IRFs), que são definidos por meio do método de bootstrap proposto por Hall (2013); como também é captada a decomposição da variância do erro de previsão para avaliar a importância relativa sobre os erros de previsão para as variáveis analisadas.

À estimação do modelo PVAR, requer que certas condições devam ser observadas a cerca (i) da presença de raiz unitária nas séries, (ii) da cointegração, (iii) seleção do modelo. Na primeira etapa, foi utilizado os testes de estacionariedade para painel de *Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller* (CADF) e Levin Lin e Chu, em que o teste CADF é proposto por Pesaran (2007), o procedimento deste teste propõe eliminar a dependência cruzada das séries pela inclusão das médias *cross-section* dos termos defasados e das primeiras diferenças das séries individuais ao teste ADF padrão. A formulação CADF é exposta na equação 18 :

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + \mu_{it} \quad (18)$$

Tendo como hipótese nula que todas as séries são não estacionárias, $H_0 : \beta_i = 0$.

Já para o teste Levin Lin e Chu que é baseado em uma regressão Dickey Fuller, verifica se todos os painéis ou séries possuem raiz unitária, em que sua $H_0 : \rho_i = 1$ a qual para todo i há presença de raiz unitária, entretanto esse teste só pode ser aplicado a painéis em que não ocorram dados faltantes, ou seja, painéis balanceados (LEVIN; LIN; CHU, 2002).

Na segunda etapa, a existência de cointegração foi examinada com o emprego do teste de Kao (1999), em que testa a hipótese de cointegração (ou a hipótese nula de ausência de cointegração) que é realizado a partir de um teste paramétrico baseado nos resíduos estimados pelo método de mínimos quadrados com variáveis *dummy* (LSDV). Este teste é interpretado como uma expansão do teste de estacionariedade de Dickey Fuller usando a representação de um modelo autorregressivo de ordem um, conforme a equação 19:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (19)$$

Em que o parâmetro ρ é homogêneo. Assim sendo, a hipótese nula de ausência de cointegração pode ser formulada como $H_0 : \rho = 1$. Este resultado que implica que o processo e_{it} é $I(1)$ ou indica a não estacionariedade.

Na terceira e última etapa foi realizado a seleção do modelo PVAR foi realizada a partir da escolha da defasagem ótima, seguindo Andrews; Lu (2001), que propuseram o critério de seleção do modelo (MMSC), baseado na estatística J de Hansen (1982) que considera restrições sobre-identificadas. Conforme Abrigo; Love (2016), esta proposta é análoga a diversos critérios de seleção utilizados na literatura, caso do Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação Bayesiano (BIC) e Critério de Informação de Hannan-Quinn (HQIC).

5 RESULTADOS

A apresentação dos resultados inicia-se com a exposição das estatísticas descritivas relacionadas aos preços da gasolina e ao índice de inflação dos países, sendo que os resultados foram agrupados conforme o nível de desenvolvimento dos países, como pode ser visualizado na Tabela 4.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas dos dados para o período de 2005 a 2020

Países	Estatísticas	IPC^1	$\Delta \log(IPC)$	GAS^2	$\Delta \log(GAS)$
Amostra Completa	Média	105.88	0.0019	1.4749	0.000895
	Mediana	106.04	0.0018	1.5080	0.003642
	S.D	15.02	0.0046	0.4314	0.048062
	Min.	191.16	0.0378	0.1487	0.420087
	Max.	58.70	-0.0228	2.6706	-0.504352
Países Desenvolvidos	Média	103.85	0.0015	1.5883	0.001014
	Mediana	105.53	0.0013	1.5834	0.003324
	S.D	8.51	0.0046	0.3707	0.043536
	Min.	123.39	0.0304	0.4610	0.154320
	Max.	69.57	-0.0228	2.6706	-0.343178
Países Emergentes	Média	112.84	0.0036	1.0863	0.000487
	Mediana	109.05	0.0032	1.1164	0.005302
	S.D	26.23	0.0043	0.3973	0.061102
	Min.	191.16	0.0378	0.1487	0.420087
	Max.	58.70	-0.0131	2.2732	-0.504352

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Notas: ¹ O índice de preços ao consumidor possui como ano base 2015.

² Os preços da gasolina foram convertidos para dólares norte-americanos.

Os resultados para as estatísticas descritivas apontam que a inflação possui um nível em média mais elevado para países emergentes (média do IPC foi de 112,84 pontos), do que quando comparado com os países desenvolvidos (média do índice de preços do consumidor foi de 103,85 pontos). Quando avaliado para os preços da gasolina convertidos a dólares norte-americanos os resultados apresentam valores

maiores para os países desenvolvidos, em que o preço médio foi de 1,58 dólares, enquanto que países emergentes possuem os preços médios 1,08 dólares, estes dados para os preços da gasolina apresentam preços semelhantes aos de Wagner; Joost (2020), estes afirmam que os preços da gasolina praticado em países europeus, em média, seriam 1,48 dólares, já para países situados na América Latina os preços médios estariam perto dos 1,05 dólares, em que os resultados com preços menores para países emergentes são decorrente desses países possuírem moedas mais desvalorizadas frente ao dólar.

Antes da aplicação dos modelos VAR, TVAR e TVECM é necessário identificar quais as características das séries de cada país, para isso foi empregue teste de raiz unitária para verificar se as séries são estacionárias. Para isso, foi empregue o teste de raiz unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF). Numero de defasagens para aplicação do teste foi com base no critério de informação de Schwarz (BIC) e os resultados dessa estimação são expostos na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultados do teste de estacionariedade Dickey Fuller Aumentado (ADF)

Países	IPC_t	ΔIPC_{t-1}	GAS_t	ΔGAS_{t-1}	IPI_t	ΔIPI_{t-1}	TPD_t	ΔTPD_{t-1}
África do sul	7,2	-4,7***	-1,4	-11,2***	-0,1	-15,8***	0,1	-19,7***
Alemanha	5,0	-8,0***	-0,7	-9,1***	0,1	-15,9***	-2,7	-3,6***
Áustria	5,2	-10,2***	-0,9	-8,1***	0,4	-18,3***	-0,1	-10,6***
Bélgica	5,1	-6,2***	-0,6	-8,4***	0,3	-20,1***	-0,8	-9,8***
Brasil	5,4	-2,7***	-1,7*	-9,1***	0,0	-9,1***	0,1	-7,8***
Canadá	3,8	-8,2***	-3,5***	-9,1***	0,0	-14,3***	-0,1	-9,4***
Chile	4,9	-5,2***	-1,5	-8,7***	0,4	-16,0***	0,1	-6,1***
Colômbia	4,2	-4,7***	-1,5	-9,0***	0,5	-12,3***	0,2	-9,8***
Coreia do Sul	4,3	-9,2***	-1,1	-7,8***	1,0	-14,9***	0,1	-12,7***
Dinamarca	3,7	-9,4***	-0,5	-9,0***	-0,0	-15,5***	-0,1	-7,0***
Eslováquia	5,1	-6,4***	-0,7	-8,2***	0,6	-14,6***	-1,7	-4,6***
Eslovênia	2,3	-10,5***	-0,8	-8,4***	0,2	-15,6***	-0,6	-6,7***
Espanha	2,3	-9,6***	-0,8	-8,3***	-0,3	-16,5***	0,5	-3,5***
Estados Unidos	2,9	-7,8***	-2,3**	-9,2***	0,5	-10,9***	-0,3	-9,9***
Estônia	4,2	-5,2***	-0,9	-7,8***	0,5	-12,9***	-0,5	-7,7***
Finlândia	4,5	-7,2***	-0,5	-8,0***	0,2	-15,1***	-0,3	-15,9***
França	4,3	-9,2***	-0,5	-8,3***	-0,2	-20,7***	-0,0	-10,5***
Holanda	3,1	-9,9***	-0,3	-8,3***	0,1	-14,9***	-0,9	-5,5***
Hungria	4,9	-5,8***	-1,2	-8,4***	0,4	-14,6***	-0,8	-6,8***
Irlanda	1,6	-7,6***	-0,5	-7,6***	0,3	-16,2***	0,2	-5,6***
Itália	5,2	-5,4***	-0,4	-8,0***	-0,3	-16,8***	0,2	-9,4***
Letônia	3,3	-5,9***	-1,0	-8,6***	0,5	-12,1***	-0,4	-5,9***
Lituânia	4,1	-7,4***	-1,0	-8,5***	0,8	-13,8***	-0,2	-4,8***
Luxemburgo	4,2	-11,6***	-1,0	-8,7***	-0,3	-15,6***	0,6	-7,8***
Malta	2,7	-11,3***	-0,2	-8,2***	0,1	-15,4***	-1,0	-8,5***
Polônia	4,1	-6,3***	-1,4	-7,7***	0,9	-15,6***	-2,5***	-4,9***
Portugal	2,0	-12,3***	-0,4	-8,0***	-0,4	-14,9***	-0,6	-6,2***
Reino Unido	7,9	-6,5***	-0,7	-7,3***	-0,2	-17,0***	0,1	-4,7***
República Tcheca	4,6	-7,8***	-1,1	-8,2***	0,5	-14,3***	-1,9	-7,4***
Rússia	4,4	-3,9***	-2,1**	-8,4***	0,7	-15,9***	-1,7	-5,7***
Suécia	3,6	-9,5***	-0,7	-8,6***	-0,1	-15,8***	0,2	-15,3***

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Valores para estatística ADF, acompanhado dos níveis de significância 1%(***), 5%(**) e 10%(*) que tem os valores para valores críticos do teste respectivamente igual -2,5, -1,9 e -1,6.

Conforme a Tabela 5, com a utilização de 1% para o nível de significância para

interpretação dos resultados, constata-se que para a variável de índice de preços do consumidor (IPC_t) a presença de raiz unitária em nível, mas se torna estacionária com a aplicação da primeira diferença (ΔIPC_{t-1}) para todos os países da análise, dessa forma assume-se que essa variável de índice de preços ao consumidor tem ordem de integração um ou $I(1)$.

Para a variável que relaciona os preços da gasolina (GAS_t), usando o nível de significância de 1% os resultados apontam que em nível a maioria dos países possuem uma raiz unitária. O único país que foi estacionária em nível é o Canadá, nos demais países a variável dos preços da gasolina só seria estacionária depois da aplicação da primeira diferença ΔGAS_{t-1} , logo, para maioria dos países o preços da gasolina tem ordem $I(1)$.

O resultado do teste ADF para o Índice de Produção Industrial ($IP I_t$) mostra que para todos os países essa variável apresenta raiz unitária quando analisada em nível, mas se torna estacionária na aplicação da primeira diferença ($\Delta IP I_{t-1}$), pode-se afirmar que a variável de Índice de Produção Industrial apresenta características para ordem de integração um.

Para a variável que relaciona a Taxa Percentual de Desempregados (TPD_t), os resultados apontam que a maioria dos países possuem séries com raiz unitária em nível, exceto para a série relacionada a Polônia que em nível apresenta características de estacionariedade. Para os demais países as séries só se tornam estacionárias mediante a aplicação da primeira diferença (ΔTPD_{t-1}). Assim, para maioria dos países a ordem de integração é um para a variável que relaciona o percentual de desempregados.

Como o teste de estacionariedade aponta para não estacionariedade em nível das séries, e como o objeto de estudo desse trabalho é a influência dos combustíveis no IPC, foi realizado o teste de cointegração para estas duas variáveis a fim de verificar a existência de alguma relação de longo prazo, que se confirmada o modelo TVAR não é o mais indicado para realização da análise dos coeficientes, pois a dinâmica comum das séries seria ignorada, e uma opção seria estimar essas séries com um modelo de correção de erros como TVECM. Dessa forma, foi realizado o teste de cointegração Johansen.

Para análise do teste de cointegração de Johansen em que os resultados são expostos na Tabela 6, com nível de significância de 5%, os resultados obtidos para essa amostra apontam que 8 países⁵ rejeitam a hipótese de ausência de cointegração, que neste caso foram estimados por meio do modelo TVECM que leva em consideração os efeitos de longo prazo que os teste de cointegração apontam. Já para os demais

⁵Países que apresentam cointegração: África do Sul, Coreia do Sul, Estados Unidos, Estônia, Finlândia, Itália, Letônia e Rússia.

Tabela 6 – Estatísticas obtidas do teste de Cointegração Johansen

País	r = 0		r ≤ 1	
	Traço	Máximo autovalor	Traço	Máximo autovalor
Africa do sul	19.39**	17.79**	1.59	1.59
Alemanha	12.67	8.81	3.86	3.86
Áustria	10,12	9.39	0,73	0,73
Bélgica	12,20	10.06	2.14	2.14
Brasil	10.24	10,23	0.01	0.01
Canadá	14.79	14.65*	0.14	0.14
Chile	8	6.55	1.44	1.44
Colômbia	11.55	11,17	0.38	0.38
Coreia do Sul	18.96**	16.22**	2.75	2.75
Dinamarca	17.27*	12,03	5.24	5.24
Eslováquia	8.28	7.35	0.94	0.94
Eslovênia	12.52	9.4	3.12	3.12
Espanha	8.41	6.32	2.09	2.09
Estados Unidos	19.82**	19.10**	0.72	0.72
Estônia	25.49***	17.07**	8.42**	8.42**
Finlândia	21.23**	15.75**	5.48	5.48
França	15.41	12.2	3.21	3.21
Holanda	13.46	12.58	0.88	0.88
Hungria	14.28	9.39	4.89	4.89
Irlanda	13.38	11.02	2.36	2.36
Itália	31.01***	24.32***	6.68*	6.68*
Letônia	22.45**	14.80*	7.65*	7.65*
Lituânia	10.12	8.32	1.8	1.8
Luxemburgo	14.88	8.47	6.41	6.41
Malta	8.36	5.1	3.26	3.26
Polônia	13.17	10,50	2.68	2.68
Portugal	16.40*	11.27	5.13	5.13
Reino Unido	15.59*	8.43	7.16*	7.16*
República Tcheca	11.4	10.36	1.05	1.05
Rússia	20.60**	10.93	9.67**	9.67**
Suécia	9.5	9.44	0.06	0.06

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota: Os níveis de significância de 1%, 5% e 10% representados respectivamente por (***), (**) e (*).

países da amostra (23 países⁶) que apontam para a não rejeição da hipótese de ausência de cointegração, em que as séries destes países não cointegram, procedeu-se com a estimação do modelo TVAR.

Feita a análise dos testes de raiz unitária e cointegração, avançou-se para a análise da influência das oscilações dos preços da gasolina no IPC, com um modelo Vetor Auto-regressivo, que busca analisar se há uma alta influência dos combustíveis na inflação. Os resultados são expostos na Tabela 7, a qual apenas expõe os resultados que possuem a variável ΔIPC_{t-1} como dependente dos choques. Em geral os resultados não evidenciaram grandes impactos dos preços da gasolina na inflação, mas a maioria dos resultados que tiveram coeficientes significativos a 5%, os impactos de alterações nos preços da gasolina influenciariam positivamente o índice de preços do consumidor.

⁶Países que não apresentam cointegração: Alemanha, Áustria, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Dinamarca, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, França, Holanda, Hungria, Irlanda, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Polônia, Portugal, Reino Unido República Tcheca e Suécia.

Tabela 7 – Resultados do VAR para o impactos dos preços da gasolina na inflação

País	ΔIPC_{t-1}	ΔGAS_{t-1}	ΔIPC_{t-2}	ΔGAS_{t-2}	Def ^{††}	Ljung-box ^{†††}
Africa do sul [†]	0,563***	-0,001	0,246***	-0,013***	2	0,022
Alemanha	-0,193***	0,017**	-	-	1	0,542
Áustria	0,093	0,023***	-0,110*	-0,008	6	0,006
Bélgica	0,409***	0,002	-	-	1	0,020
Brasil	0,892***	-0,006	-	-	1	0,111
Canadá	0,226**	0,006	-	-	1	0,206
Chile	0,601***	0,007	-	-	1	0,003
Colômbia	0,827***	-0,006	-	-	1	0,507
Coreia do Sul [†]	0,447***	0,014*	-0,183***	-0,011**	2	0,764
Dinamarca	0,114	0,018***	-	-	1	0,517
Eslováquia	0,316***	0,002	-	-	1	0,104
Eslovênia	0,213***	0,020*	-	-	1	0,998
Espanha	0,255***	0,019**	-0,125*	0,006	6	0,065
Estados Unidos [†]	0,649***	0,003	0,141	-0,025**	2	0,029
Estônia [†]	0,449***	0,005	-	-	1	0,004
Finlândia [†]	0,148**	0,015**	-	-	1	0,222
França	-0,089	0,020***	-	-	1	0,252
Holanda	0,180**	0,017*	-	-	1	0,984
Hungria	0,458***	0,004	-	-	1	0,048
Irlanda	0,254***	0,012	-	-	1	0,991
Itália [†]	0,112	0,008*	0,455***	-0,007	2	0,575
Letônia [†]	0,518***	-0,002	-	-	1	0,417
Lituânia	0,442***	-0,005	-	-	1	0,714
Luxemburgo	-0,057	0,027***	-0,031	0,010	6	0,003
Malta	0,008	0,004	-	-	1	0,968
Polônia	0,534***	-0,006	-	-	1	0,575
Portugal	0,133**	0,016*	-0,228	0,004	6	0,026
Reino Unido	0,178*	0,009	-	-	1	0,000
República Tcheca	0,230***	0,002	-	-	1	0,403
Rússia [†]	0,827***	-0,020***	-	-	1	0,010
Suécia	-0,101	0,025***	-	-	1	0,522

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

† Países em que o modelo VAR não é apropriado por terem apresentado cointegração.

†† Refere-se as defasagens escolhidas por meio do critério de Informação de Schwartz (BIC).

††† P-valor da estatística Ljung-Box.

Nota: Níveis de significância são representados por 1%(***), 5%(**) e 10%(*)

Ainda, para os resultados do VAR, ver Tabela 7, quando se realiza a média dos

coeficientes significativos com impactos positivos no IPC, obtém que um choque de uma unidade (100%) dos preços da gasolina implicaria em uma alteração do IPC de 2,07 pontos percentuais. Destacando ainda, para o país que obteve maior impacto da gasolina no IPC, a Suécia, o choque de uma unidade (100%) dos preços da gasolina implicaria em uma alteração do IPC de 2,5 pontos percentuais. Estes valores encontrados para os impactos dos preços da gasolina no IPC são valores semelhante a participação do peso dos combustíveis na inflação (Ver Tabela 3), de certa forma, os resultados corroboram com a literatura proposta por Choi et al. (2018) de que os impactos dos combustíveis seriam semelhantes a participação dos transportes na cesta do IPC. Porém a maioria dos resultados não apresentam uma resposta significativa para os impactos dos preços da gasolina, isso pode ser em decorrência de efeitos dos preços terem uma relação não linear com a inflação (SHAHEEN, 2021; CHEN; POLEMIS; STENGOS, 2019), uma das possíveis justificativas para o VAR não encontrar resultados significativos para os demais países desta análise.

Após está análise VAR, utilizou-se os modelos não lineares, como o modelo de *Threshold vector error correction model* (TVECM) e o modelo de Vetor Autorregressivo *Threshold* (TVAR), modelos estes que permitem analisar em dois cenários os efeitos dos combustíveis no IPC, o primeiro cenário é aquele em que os preços da gasolina estão em um regime de baixa, já o segundo é aquele em que os preços da gasolina estão em um regime de alta (HANSEN; SEO, 2002). Dessa forma, o modelo possibilita identificar se os efeitos apresentam resultados diferentes quando o regime dos preços muda.

Para analisar os 8 países que demonstraram ter a presença de uma relação de longo prazo (como foi verificado pelo teste de cointegração da tabela 6), foi estimado um modelo TVECM para analisar os impactos dos oscilações dos preços da gasolina no IPC destes países, sendo os resultados expostos na Tabela 8, que além dos resultados do modelo também foram expostos o teste de Ljung-Box a fim de verificar se os modelos apresentam problemas de autocorrelação.

Os resultados do TVECM mostram que os modelos estimados não tiveram problemas com autocorrelação, pois a análise para o conjunto dos 8 países resultou na não rejeição da hipótese nula que aponta para não autocorrelação nos resíduos do modelo, permitindo assim, a análise dos choques dos preços da gasolina no IPC. Sendo que dos 8 países analisados pelo TVECM apenas 5 apresentaram efeitos significativos da gasolina no IPC.

Os efeitos das alterações nos preços da gasolina na inflação no regime de redução dos preços da gasolina foi significativo em três países, para Coreia do Sul e Itália o efeito foi negativo no IPC, em termos práticos uma redução em 1% nos preço da gasolina no mês anterior afetaria a redução do IPC em 2,2% na Coreia do Sul e a 3,4% na Itália. Já para o caso da Rússia o efeito seria positivo no IPC, o que significa

que uma redução de 1% nos preços da gasolina no mês anterior seria responsável pelo aumento do IPC de 3,3%.

No regime de elevação dos preços da gasolina os efeitos seriam significativos apenas em dois países, Estados Unidos e Finlândia, em ambos países os aumentos da gasolina teriam efeitos positivos sobre o IPC, um aumento de 1% nos preços da gasolina no mês anterior teria um aumento do IPC de 6,8% nos Estados Unidos e 1,7% para a Finlândia.

Tabela 8 – Modelo TVECM para o impacto da gasolina na inflação

Países	Ljung-Box ¹	D ²	Regime	ECT	Constante	IPC ₋₁	GAS ₋₁
África do sul	0,980	2	Redução	0,001	0,006**	0,401*	0,005
			Elevação	0,000	-0,003***	-0,280***	0,002
Coreia do Sul	0,978	2	Redução	0,000**	0,002***	0,212**	0,022**
			Elevação	0,0004	-0,013	-0,200	0,007
Estados Unidos	0,999	2	Redução	-0,001**	0,002***	-0,406**	0,014
			Elevação	-0,004***	0,017***	-0,077	0,068**
Estônia	0,995	1	Redução	0,004	0,004*	0,444*	0,031
			Elevação	-0,000	0,001	0,163*	0,015
Finlândia	0,992	1	Redução	0,003**	0,006****	-0,034	0,023
			Elevação	0,000	0,001*	-0,062*	0,017**
Itália	0,980	2	Redução	0,003**	0,004**	-0,143	0,034***
			Elevação	0,000	0,001**	-0,010	0,008
Letônia	0,989	1	Redução	0,000	0,001**	-0,389***	-0,001
			Elevação	-0,004	0,024	0,133	0,028
Rússia	0,958	1	Redução	0,000	0,003***	0,642***	-0,033***
			Elevação	0,002	-0,005	0,72**	0,017

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota:¹ São expressos os P-valor do Ljung-Box; ²É a defasagens incluídas no modelo; Os níveis de significância de 1%, 5% e 10% são representados respectivamente por (***), (**) e (*).

Uma observação a ser feita nos resultados obtidos pelo TVECM (ver Tabela 8), é que os coeficientes *ECT* na grande maioria não foram significativos, e quando foram não tinham valores com impactos significativos do ponto de vista econômico. Outro ponto, nenhum país obteve-se para ambos os regimes coeficientes significativos, dificultando assim a análise de assimetria nos repasses ocorridos pelas oscilações dos preços da gasolina. Contudo, quando realizado a média para os coeficientes significativos verifica-se que os efeitos no regime de redução dos preços teria um efeito no IPC de 2,9%, enquanto que o regime o regime de elevação dos preços o efeito seria de 4,25%, levando a resultados de que as alterações nos preços teriam impactos maiores para aumentos dos preços da gasolina do que as reduções.

Comparando o resultado obtido para Rússia, que no regime de redução dos preços levaria ao aumento da IPC, o que foi diferente para os outros países da amostra, pode ser justificado pela grande participação do petróleo como fonte de receitas a este país, como fora abordado por Shaheen (2021) que as reduções dos preços do petróleo seria associado a uma alta das taxas de inflação, isso é relacionado a aumento do déficit fiscal, de forma semelhante, Li; Guo (2021) também chegaram a relação de que a Rússia, terá mais lucros com um preço mais alto dos preços do petróleo devido à redução da produção mundial do petróleo, o que levará à valorização e à deflação da moeda. Ambos estudos afirmam, que neste país parte das receitas do governo advém da exportação do petróleo. Dessa forma, a redução dos preços dos combustíveis ao consumidor não teria efeito de reduzir a inflação pois o país perderia receitas advindas da comercialização do petróleo.

Agora é realizado a análise sobre as séries dos países que não apresentaram cointegração, que ao todo foram 23 países, para isso é utilizado o modelo TVAR, modelo este semelhante ao modelo TVECM, se diferenciando apenas por não levar em consideração a dinâmica de longo prazo. Foi estimado um modelo contanto apenas com a presença das variáveis relacionadas ao preço da gasolina contra a inflação, modelo este exposto na Tabela B.1 contida no Apêndice B, como nesse modelo se verificam problemas de autocorrelação nos resíduos, foi estimado um modelo alternativo, ao qual introduziu mais variáveis endógenas ao qual foi responsável pela obtenção de estimativas sem problemas de autocorrelação serial.

Esse modelo TVAR alternativo, tinha além dos preços da gasolina e IPC, as variáveis relacionadas ao índice de produtividade industrial e taxa percentual de desemprego, resultados expostos na Tabela 9, a fim de resolverem os problemas de autocorrelação e também como exercício de robustez aos resultados obtidos no modelo TVAR, que tinha somente incluído as variáveis preço da gasolina e o IPC.

Na análise para os resultados do TVAR com o adicional de variáveis explicativas (Tabela 9), os resultados rejeitaram a hipótese alternativa que indica que os modelos estimados seriam acometidos por autocorrelação nos resíduos, de certa forma, o incremento de mais variáveis explicativas melhorou o desempenho das estimações dos países pelo modelo TVAR, quanto aos coeficientes não houve alteração dos sinais quando comparado as estimações com e sem o incremento de variáveis explicativas (Ver Tabelas B.1 e 9), permitindo assim, posterior análise dos coeficientes estimados.

No regime de redução dos preços obteve-se resultados estatisticamente significativos para 10 países, sendo eles: Alemanha, Áustria, Bélgica, Canadá, Chile, Eslováquia, França, Holanda, República Tcheca e Suécia. Quando realizado um cálculo do impacto médio desses dez países, os resultados mostram que uma redução dos preços possui efeitos negativos para o IPC, em média a redução de uma unidade (100%) nos preços da gasolina impactaria o IPC em 3,02 pontos percentuais.

Tabela 9 – Resultados do TVAR para o impactos das variáveis na inflação com a inclusão de variáveis explicativas.

País	Regime de redução dos preços da gasolina					Regime de elevação dos preços da gasolina					D ¹	LB ²
	constante	ΔIPC_{t-1}	ΔGAS_{t-1}	ΔIPI_{t-1}	ΔTPD_{t-1}	constante	ΔIPC_{t-1}	ΔGAS_{t-1}	ΔIPI_{t-1}	ΔTPD_{t-1}		
Alemanha	0.003***	-0.415***	0.029*	0.006	0.005	0.003***	-0.248*	-0.016	0.008	-0.009	2	0.986
Áustria	0.003***	-0.282*	0.031***	0.010*	-0.001	0.003***	-0.068	0.029**	-0.008	-0.003	4	0.917
Bélgica	0.001**	-0.062	0.041***	0.010*	-0.004	0.001	0.134	-0.002	0.011*	-0.001	2	0.836
Brasil	0.001	0.608***	0.015	-0.010	-0.001	0.001	0.532***	-0.015	0.011	0.000	1	0.864
Canadá	0.004***	-0.442*	0.033***	0.039	0.001	0.004***	-0.191	0.012	0.015	0.005*	1	0.831
Chile	0.002*	0.315**	0.033*	0.006	-0.002	0.002	0.306**	-0.010	-0.008	0.000	1	0.937
Colômbia	0.002**	0.357	-0.004	-0.006	-0.001**	0.001	0.697***	-0.008	-0.004	0.001	1	0.989
Dinamarca	0.002**	-0.099	0.003	-0.005	-0.000	-4.543	-0.0724	0.042***	0.019***	-0.000	1	0.994
Eslováquia	0.001	0.356**	0.029**	-0.006	-0.002	0.001	-0.090	0.001	-0.005	-0.001	1	0.970
Eslovênia	0.002	-0.037	0.023	0.014	0.010**	0.001	0.379**	0.003	0.022*	0.001	3	0.942
Espanha	0.001	0.549***	0.008	0.012	0.004	0.001	0.300*	0.006	0.027***	0.001	3	0.920
França	0.001	-0.234	0.021*	0.002	-0.001	0.001	-0.061	0.007	0.009*	-0.001	7	0.703
Holanda	0.003***	-0.494***	0.032*	-0.021	0.001	0.002*	-0.078	0.041*	-0.023**	0.003	2	0.817
Hungria	0.00***	0.205	0.011	-0.006	0.005	0.002**	0.265**	-0.001	-0.009	0.000	1	0.998
Irlanda	-0.001	0.383**	-0.002	0.015***	-0.004	0.000	0.364***	0.011	0.008	0.002	1	0.860
Lituânia	0.002**	0.262**	0.003	0.019**	0.003*	0.002**	0.291***	0.003	0.005	-0.003**	1	0.983
Luxemburgo	0.001	0.202	0.004	-0.000	-0.000	0.002*	-0.095	0.010	-0.008	0.004	6	1.000
Malta	0.003***	-0.207**	-0.008	0.017*	0.010**	0.000	-0.218*	0.064**	0.024***	0.005	1	0.964
Polônia	-0.001	0.265	-0.015	0.013	0.005	0.000	0.410**	-0.026	0.004	0.002	1	0.947
Portugal	0.001	0.082	0.011	-0.000	0.006*	0.002*	0.130	0.006	0.015	-0.003	6	1.000
Reino Unido	0.002**	-0.216	0.018	0.003	0.005	0.000	-0.232	0.037*	0.007	0.003	2	0.951
República Tcheca	0.004***	0.069	0.031*	-0.010	0.006	0.001	0.131	0.016	-0.014**	0.000	1	0.954
Suécia	0.002**	-0.519**	0.022*	0.007	-0.001	0.000	-0.365***	0.047**	0.012**	0.003**	1	0.974

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Notas:¹ Defasagens incluídas no modelo; ² Referente ao p-valor da estatística Ljung-Box. Os níveis de significância a 1%(***) , 5%(**) e 10%(*).

Avaliando os resultados do regime de elevação dos preços da gasolina, os resultados são significativos para 6 países: Áustria, Dinamarca, Holanda, Malta, Reino Unido e Suécia. Os resultados obtidos evidenciam que aumentos nos preços dos combustíveis impactam positivamente o IPC, em um cálculo médio para os 6 países, o aumento de 1 unidade (100%) dos preços da gasolina impactaria o índice de preços do consumidor em 4,3 ponto percentuais.

Em análise para os países em que ambos regimes de preços foram estatisticamente significativos, sendo eles: Áustria, Holanda e a Suécia, desses três países dois apresentaram valores para o regime de elevação dos preços com maior grau dos repasses dos preços da gasolina para o IPC do que o regime de redução dos preços, no caso Holanda e Suécia, para elevação dos preços da gasolina o efeito no índice de preços do consumidor seria de 4,1 e 4,7 pontos percentuais, enquanto que para o regime de redução os coeficientes seriam de 3,2 e 2,2 pontos percentuais respectivamente. Entretanto, para o caso da Áustria o regime de redução dos preços apresentaria um impacto maior no IPC do que o regime de elevação dos preços, embora esse valor não tivesse grandes diferenças, a termo práticos, o regime de redução contribui com um coeficiente de 3,1 pontos percentuais, enquanto que o regime de elevação esse coeficiente é de 2,9 pontos percentuais.

Embora não seja possível confirmar que há existência de assimetria dos impactos nos regime de elevação e redução dos preços da gasolina no IPC por meio de testes, os resultados de certa forma, sugerem que os efeitos podem ser repassados para o IPC em maior intensidade para as elevações dos preços, isto se confirma tanto nos resultados médios obtidos para os coeficientes significativos, que no regime de elevação dos preços o impacto seria de 4,3 pontos percentuais, enquanto que no regime de redução seria de 3,02 pontos percentuais; como também para os países que tiveram significância estatística para ambos os regimes, os coeficientes de elevação dos preços apresentariam efeitos sobre o IPC em parte com um grau mais elevado do que os de redução do preços da gasolina.

Quando comparado os resultados obtidos pelo modelo TVAR e do modelo TVECM, com a literatura chega-se a uma convergência dos resultados obtidos, de que os impactos das oscilações nos mercados de combustíveis não afetariam a inflação muito além do que os pesos dos combustíveis na cesta de inflação (ver Tabela 3), em média, para dados disponibilizados pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), a participação dos combustíveis é em torno de 3,83%, muito próximo dos resultados obtidos nos dois regimes de preços. Em análise semelhante Kilian; Zhou (2020) chegaram a resultados que demonstravam que os choques nos preços nominais em 1% levariam a alterações na inflação de 0,05 pontos percentuais, resultados estes que corroboram com os obtidos nessa análise.

Seguindo com a construção de um painel de dados, em um primeiro momento,

deve-se avaliar a estrutura das séries, iniciando pela aplicação dos testes de raiz unitária, com a utilização do teste *Pesaran simple panel unit root* (Pescadf) e Levin-Lin-Chu, sendo que ambos testes possuem a H_0 para presença de raiz unitária, os resultados obtidos (ver Tabela 10) para o teste Pescadf é que as variáveis relacionadas ao Índice de Preços ao Consumidor (IPC_t) e Taxa de Desemprego (TPD_t) possuem raiz unitária em nível, sendo que após a primeira diferença as variáveis tornam-se estacionárias, enquanto que as demais variáveis nesse teste apresentam estacionariedade em nível. Já para o teste Levin-Lin-Chu, os resultados indicam para estacionariedade em nível para todas as séries, exceto para subamostra que relaciona a Taxa de desemprego para países emergentes.

Tabela 10 – Testes de Estacionariedade para os Painéis

Variáveis	pescadf		
	Emergentes	Desenvolvidos	Todos
IPC_t	-0,322	-0,541	-0,219
ΔIPC_{t-1}	-9,292***	-21,780***	-24,370***
GAS_t	-2,505***	-2,505**	-3,154***
ΔGAS_{t-1}	-12,864***	-23,687***	-26,700***
IPI_t	-5,968***	-3,898***	-6,156***
ΔIPI_{t-1}	-12,132***	-23,687***	-26,836***
TPD_t	1,078	1,779	2,762
ΔTPD_{t-1}	-10,539***	-19,006***	-21,682***
Variáveis	Levin-Lin-Chu		
IPC_t	-2,916***	-11,699***	-8,496***
ΔIPC_{t-1}	-19,143***	-51,258***	-52,034***
GAS_t	-1,978**	-7,334***	-7,356***
ΔGAS_{t-1}	-25,073***	-43,328***	-49,948***
IPI_t	-3,025***	-5,153***	-5,975***
ΔIPI_{t-1}	-33,590***	-35,719***	-48,121***
TPD_t	-0,654	-1,826**	-1,920**
ΔTPD_{t-1}	-16,350***	-23,913***	-28,870***

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota: Os níveis de significância a 1%(***), 5%(**) e 10%(*).

De forma geral, verifica-se que os resultados dos testes de estacionariedade (ver Tabela 10), indicam que algumas séries não apresentam estacionariedade quando estimadas, e como os pressupostos de que a média e variância devem ser constantes ao longo do tempo não foram atendidos, de forma a não se obter resultados espúrios, foi verificado se as variáveis apresentam comportamento comum no longo prazo por meio da utilização de um teste de cointegração de painel.

O teste de cointegração de painel utilizado é o proposto por Kao (1999), que possui a H_0 indicando ausência de cointegração e, H_1 a presença de cointegração em todos os painéis pelo mesmo vetor, ressalta-se que para a aplicação do teste se utilizou duas estatísticas ADF, se diferenciam apenas na forma como controlam a correlação serial,

os resultados são expostos na Tabela 11.

Tabela 11 – Resultados do teste de cointegração de KAO

Testes	Emergentes	Desenvolvidos	Todos
Modified Dickey-Fuller t	-24.1632***	-12.7294***	-18.1299***
Augmented Dickey-Fuller t	-4.5900***	-3.7041***	-4.8861***

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota: H_0 aponta para a ausência de cointegração, enquanto que H_1 todos os painéis são cointegrados.

Os resultados obtidos para o teste de cointegração indicam que para ambas estatísticas, tanto a *Modified Dickey-Fuller* quanto a *Augmented Dickey Fuller*, rejeitaram a hipótese nula de não cointegração, tanto para a amostra composta por países emergentes e desenvolvidos, como para amostra total. Dessa forma, há indícios de que as séries analisadas possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, permitindo a aplicação da abordagem de dados de painel.

Na busca de identificar os efeitos das oscilações dos preços dos combustíveis na inflação de países desenvolvidos e emergentes é utilizado um Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos, abordagem esta que permite analisar os efeitos das oscilações dos preços da gasolina em dois regimes: o primeiro é o regime de queda dos preços da gasolina, já o segundo é o regime de alta desses preços. Resultados para ambos regimes são expostos na Tabela 12, como também a fim de verificar a estabilidade e convergência destes resultados, foram estimados outros modelos, como pode ser visualizado nas Tabela B.2, Tabela B.3, Tabela B.4 e Tabela B.5, contidas no Apêndice B.

Quando comparada as cinco estimações se verifica que os resultados para os choques dos preços da gasolina no IPC possuem uma certa semelhança, garantindo assim, estabilidade e convergência entre os modelos. Também é visualizado que os países desenvolvidos possuem maiores choques em ambos regimes quando comparado com países emergentes, para todos os modelos estimados.

Para os resultados expostos na Tabela 12, inicia-se pela interpretação dos resultados que incluíam todos os países da análise, os resultados mostram que os efeitos das oscilação dos preços da gasolina foram estatisticamente significativos em explicar as oscilação da inflação para ambos os regimes, sendo que no regime de baixa dos preços da gasolina, $\beta_1 = 0,0210$ em que a redução de uma unidade (100%) dos preços da gasolina leva a uma alteração no IPC de 2,10 pontos percentuais, já para o regime de alta dos preços, $\beta_2 = 0,0303$ o impacto é maior, sendo que a variação de uma unidade (100%) nos preços da gasolina levará ao choque no IPC em 3,03 pontos percentuais, dessa forma, os resultados corroboram com a ideia de que em regimes de altas dos preços a parcela com que os preços dos combustíveis vem a afetar o IPC aumenta.

Tabela 12 – Resultados do Painei Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos

	Painel Completo	Desenvolvidos	Emergentes
Threshold Estimados			
γ	-0.0609	-0.0371	-0.0767
Intervalo de confiança 95%	[-0.0716, -0.0231]	[-0.0656, -0.0631]	[-0.0936, 0.0071]
Impacto da gasolina na inflação			
β_1	0.0210***	0.0296***	0.0043*
β_2	0.0303***	0.0389***	0.0172***
Impacto das Covariantes			
$\log(IPC_{t-1})$	0.1466***	0.0716***	0.4578***
$\log(IPI_t)$	-0.0006	-0.0001	-0.0007
TPD_t	-0.0001	-0.0002*	0.0001
δ_1	0.0044**	0.0013	0.0048
observações	5890	4560	1330
N	31	24	7

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota: Os níveis de significância a 1%(***), 5%(**) e 10%(*).

No modelo que se refere aos países desenvolvidos, os efeitos para as oscilações dos preços da gasolina na inflação são estatisticamente significativos e com sinais plausíveis, no regime de baixa dos preços, $\beta_1 = 0,0296$ indica que para uma redução nos preços da gasolina de uma unidade (100%) implica em uma redução da inflação em 2,96 pontos percentuais. Já para o regime de alta dos preços esse coeficiente apresenta um impacto maior para o aumento da inflação, com $\beta_2 = 0,0389$ o que indica que para uma variação de uma unidade (100%) nos preços da gasolina implicam em uma elevação de 3,89 pontos percentuais na inflação.

Na análise para os países emergentes os resultados elencam características semelhantes ao obtidos para países desenvolvidos, porém com um impacto em proporção menor, sendo que no regime de baixa dos preços da gasolina só seria estatisticamente significativo ao nível de 10%, tendo $\beta_1 = 0,0043$ que indica que para uma redução de uma unidade (100%) nos preços da gasolina seria responsável pela alteração de 0,43 pontos percentuais na inflação, já para o regime de alta dos preços $\beta_2 = 0,0172$, seria significativo ao nível de 1%, e o aumento de uma unidade (100%) nos preços da gasolina contribuiria para o aumento de 1,72 pontos percentuais na inflação.

Em geral, os resultados apontam para impactos maiores para países desenvolvidos, as justificativas para tais resultados podem ser associadas a fatores do tamanho da frota de veículos que dependem deste combustível, como exposto na Tabela 2, os países desenvolvidos desta pesquisa possuem em média 562 veículos por mil habitantes (Veí/Hab), mais que o dobro quando comparado aos países emergentes (264 Veí/Hab). Como também a aspectos de um consumo da gasolina mais elevado para regiões desenvolvidas, como é visualizado na Figura 1. Tal como, apontamentos feitos por Abdallah; Kpodar (2020), que regiões que fazem uso mais intensivo da energia tem

resultados mais significativos a inflação em decorrência de alteração nos preços dos combustíveis, logo os resultados de que países desenvolvidos teriam um impacto em maior magnitude do que países emergentes em decorrência da dependência nestes países ser mais elevada.

Contudo, o estudo de Abdallah; Kpodar (2020) em partes diverge dos resultados obtidos nesse trabalho. Este autor indica que países emergentes teriam impactos mais significativos de alteração dos preços dos combustíveis na inflação do que países desenvolvidos. Uma das justificativas para tal diferença nos resultados pode ser associada ao fato da dolarização dos preços das gasolina nos países, que fora realizado neste estudo, minimizando efeitos da política cambial nos países, levando-se em consideração ainda que países emergentes possuem um câmbio mais desvalorizado, e isso estaria potencializado os resultados dos países emergentes levando a vieses nos resultados, caso não sejam dolarizados os dados dos combustíveis.

Esses resultados do Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógeno, ainda corroboram com os resultados obtidos para as análises individuais do TVAR e TVECM, em que os efeitos de elevação dos preços teriam impactos com maior intensidade do que os impactos de redução dos preços. Desta forma, haveria indícios de uma certa assimetria nos repasses, a qual o regime de alta dos preços afeta as oscilações do índice de preços do consumidor com mais intensidade do que o regime de baixa dos preços.

Por fim, é realizado a análise dos resultados obtidos pelo Painel Autorregressivo (PVAR), que foram extraídas as funções impulso-respostas para os impactos dos preços da gasolina no índice de preços do consumidor expostos na Figura 2⁷.

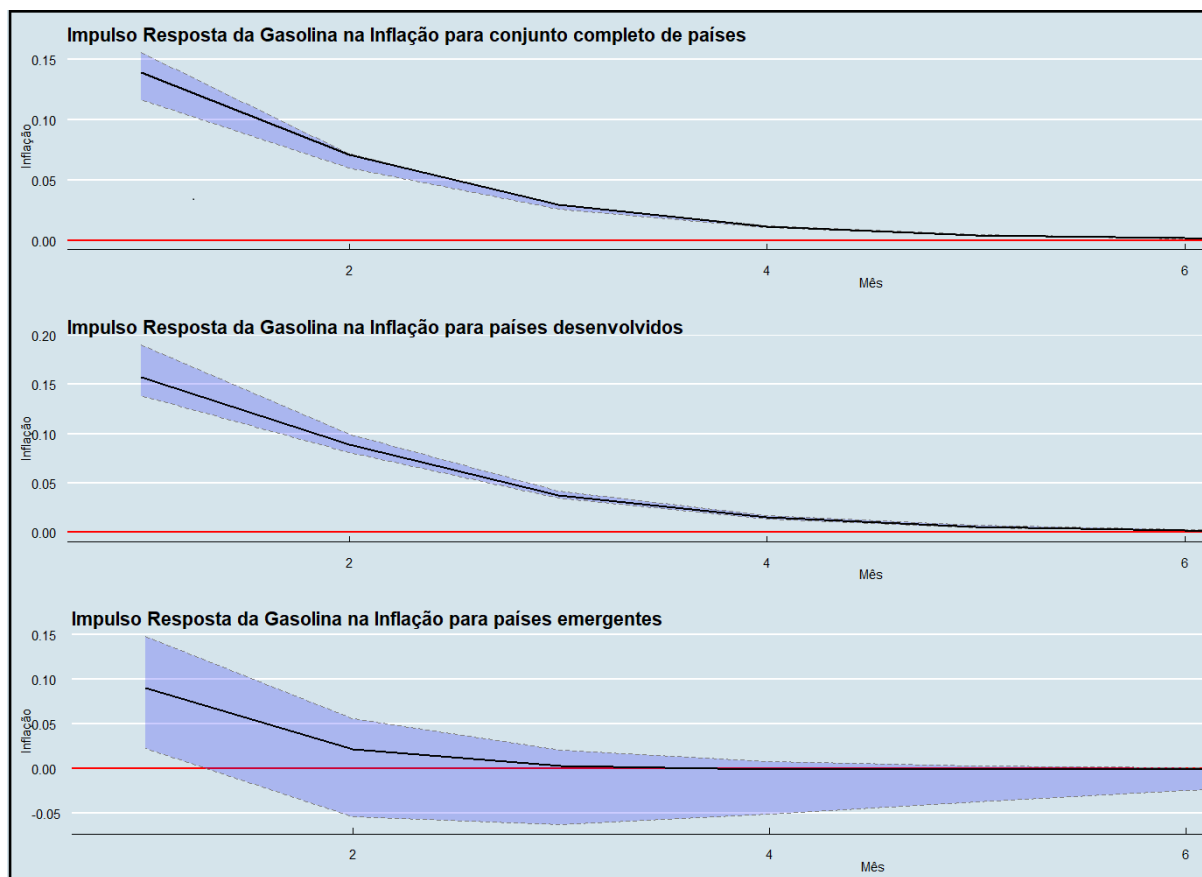
A função impulso-resposta para o conjunto completo de países (reportada na Figura 2) revela que, em média, um choque inesperado de um desvio-padrão nas variações dos preços da gasolina repercute em um efeito de 0,1397 pontos percentuais no índice de preços do consumidor, choque esse que leva aproximadamente 5 meses para ser totalmente dissolvido. Em termos práticos contando com os dados dos desvios-padrão das variáveis (ver Tabela 4), tem que um desvio-padrão da variação do preço da gasolina de 0,048 repercutirá em um efeito de 0,1397 pontos percentuais no índice de preços do consumidor.

Para o conjunto de países desenvolvidos, o choque inesperado de um desvio-padrão nas variações dos preços da gasolina repercute em um efeito de 0,1579 pontos percentuais do índice de preços do consumidor, choque esse que o efeito se dissipa totalmente após 5 meses. Quando visualizado para termos práticos em que o desvio-padrão da variação do preço da gasolina de 0,043 repercutirá em um efeito de 0,1579

⁷Os resultados foram obtidos através da estimação de um PVAR que possuía como variáveis endógenas a diferença do logaritmo das variáveis relacionadas ao preço da gasolina e IPC, e ainda contava com variáveis exógenas como a diferença do logaritmo do índice de produtividade industrial e a diferença da taxa percentual de desemprego.

pontos percentuais do IPC.

Figura 2 – Resultados do PVAR para os choques da gasolina no índice de preços do consumidor



Fonte: Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota: As linhas contínuas correspondem às respostas médias aos choques em um horizonte temporal de 6 meses, dentro de intervalos de confiança, definidos com base em simulações de Monte Carlo ao nível de 99%

Já para o conjunto de países emergentes, o choque inesperado de um desvio-padrão nas variações dos preços da gasolina repercute em efeito de 0,0899 pontos percentuais no índice de preços do consumidor, sendo que esse choque tem um efeito que se dissipará totalmente após 3 meses. Quando analisado para termos práticos tem-se que o desvio-padrão das variações dos preços da gasolina que é 0,061 repercute em um efeito de 0,0899 pontos percentuais no IPC.

Os resultados para impulso-resposta mostram que países desenvolvidos possuem um efeito com maior intensidade e maior duração do que os países emergentes, corroborando com o autor Abdallah; Kpodar (2020) de que os países que possuem um maior consumo de energia tem os impactos de oscilações dos combustíveis com maior impacto na inflação, no caso dos países desenvolvidos analisados neste estudo apresentam um consumo elevado de gasolina como visualizado na Figura 1. Logo, se justificaria impactos maiores para o IPC de países desenvolvidos.

De certa forma, o conjunto de resultados obtidos tanto pela estimação individual em cada país, resultados obtidos pela abordagem de séries de tempo, quanto pela análise conjunta obtida por meio dos dados em painel, apontam para efeitos significativos dos preços da gasolina sobre o IPC. Efeitos estes que já foram identificados em períodos anteriores, como ocorrido da década de 1970 a 1980, em que os aumentos dos preços do petróleo foram responsáveis pela ocorrência da inflação de custos, devido aos forte elevação do preço dessa commodity, que é a principal fonte para geração de energia, o aumento do preços desse insumo, impactou os demais segmentos da economia elevando o nível geral de preços (WELCH; WELCH, 2016). E como a produção mundial ainda possui uma dependência elevada dos combustíveis fósseis (MARTINS et al., 2019), as alterações dos preços dos combustíveis ainda continuam a contribuir para a inflação de custos.

Quanto a análise no regime de alta e baixa dos preços de combustíveis, se obteve tanto para aplicação individual dos países, modelo TVAR e modelo TVECM, quanto para o painel Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos, de que o regime de alta dos preços apresenta um impacto em maior grau para a inflação, levando a indícios de que os repasses para a inflação ocorre de maneira assimétrica. A justificativa para tal resultado, é associada ao fato de que como a gasolina está diretamente ligada ao consumidor final, e como relatado em diversos estudos a transmissão dos preços da gasolina no final da cadeia apresenta problemas de que postos/distribuidores de combustíveis apresentam os repasses aos consumidores de forma assimétrica, em que tendem a repassar os aumentos dos preços dos combustíveis com maior intensidade do que as reduções "*Rockets and feathers*", na busca de atingir uma margem de lucro maior (BACON, 1991; SUN et al., 2019; RAHMAN, 2016; BUMPASS et al., 2019; KANG; GRACIA; RATTI, 2019; BAKHAT; ROSSELLÓ; SANSÓ, 2021; APERGIS; VOUGAZALIS, 2018; CHEN; SUN, 2021). Sendo assim, devido aos consumidores serem mais impactados por elevações nos preços, isso impactaria a inflação em uma maior intensidade.

Outro aspecto que poderia estar gerando essa assimetria, pode estar relacionada a teoria do viés de negatividade, pelo qual as pessoas tendem a dar mais peso a eventos negativos do que eventos positivos. Teoria essa que foi utilizada por Baghestani (2016) para justificar os efeitos assimétricos do Índice de Expectativas do Consumidor (ICE) a alterações nos preços da gasolina. Dessa forma, as elevações dos preços da gasolina sendo eventos negativos a renda das famílias, poderiam receber um peso maior na expectativa da inflação, levando grande parte dos agentes a um ajuste instantâneo, que de forma generalizada impacta o IPC. Diferente das reduções dos preços da gasolina, que seria considerada um evento positivo a renda das famílias, e que de acordo com o viés de negatividade teria menos peso por parte dos agentes.

Por fim, quando levado em consideração nível de renda dos países, os resultados

obtidos pelo painel Painel Dinâmico *Threshold* e pelo PVAR, demonstra que economias desenvolvidas são as que possuem o efeito mais significativos no IPC a alterações nos preços da gasolina, este efeito é justificado por um consumo mais elevado do combustível, bem como uma maior frota de veículos por pessoa em países desenvolvidos (Ver Figura 1 e Tabela 2), ponto esse também usado como justificativa por Abdallah; Kpodar (2020) que regiões que fazem uso mais intensivo da energia tem resultados mais significativos a inflação em decorrência de alteração nos preços dos combustíveis. Outro aspecto, é fato levantado por Martins et al. (2019) de que países Europeus são dependentes da importação de combustíveis fósseis, deixando os vulneráveis à alterações no mercado internacional de combustíveis, e como a amostra de países desenvolvidos da análise conta com 21 dos 24 países localizados na Europa, esse seria uma das principais razões de os países desenvolvidos terem impactado a inflação com maior intensidade a alterações nos preços da gasolina.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo visou analisar as seguintes hipóteses: i) Os choques dos preços da gasolina possuem efeitos significativos sobre os Índices de Preços do Consumidor; ii) Seriam assimétricos os efeitos das oscilações dos preços da gasolina sobre o Índice de Preços do consumidor; iii) O nível de renda do país afetaria a os efeitos da gasolina sobre o Índice de Preços ao Consumidor. Sendo empregado os métodos econométricos de séries de tempo como VAR, TVAR e TVCM, como também uma abordagem de dados em painel como painel Painel Dinâmico *Threshold* e o PVAR, para um conjunto de 31 países com dados coletados mensalmente de janeiro de 2005 a dezembro de 2020. Os resultados apontam para um efeito dos preços da gasolina no Índice de preços do consumidor próximo a parcela de participação dos combustíveis a cesta de composição da inflação.

Outro resultado obtido é que há efeito com maior intensidade e persistência a países desenvolvidos, associado a grande parte dos países desenvolvidos dessa amostra não possuem reservas de combustíveis fósseis capazes de atender a demanda interna, os tornando vulneráveis as oscilações do mercado internacional dos combustíveis. Por outro lado, essa dependência também é resultado de outros fontes de combustíveis que não sejam fósseis apresentarem baixa adesão, e mesmo aqueles que são considerados líderes em energias renováveis ainda possuem grande dependência dos combustíveis fósseis para geração de energia.

Em relação a comparação dos regimes de alta e redução dos preços da gasolina, se tem evidências de que os repasses são assimétricos, de tal forma que o regime de elevação dos preços contribui mais para a inflação do que o regime de baixas, resposta essa associada a um tendência de que repasses que elevem os preços são

mais propensos a serem repassados aos consumidores, contribuindo mais para a elevação do índice de preços do consumidor.

Com base nesses resultados, o presente trabalho complementa a literatura com a suposição conclusiva de que, os preços dos combustíveis possuem efeitos sobre a inflação, os países que possuem sua fonte energética altamente dependente de combustíveis fósseis são os mais vulneráveis a sofrerem impactos dos preços internos dos produtos destinados a consumo e alterações nos preços internacionais dos combustíveis. Revelando a necessidade de melhorias na diversificação de fontes de energias renováveis, bem como as autoridades monetárias devem considerar choques nos preços de combustíveis como uma variável relevante na tomada de decisão a respeito do controle de metas de inflação. Contudo, essas suposições conclusivas provocam a necessidade de mais pesquisas envolvendo o tema.

REFERÊNCIAS

- ABDALLAH, C.; KPODAR, K. How Large and Persistent is the Response of Inflation to Changes in Retail Energy Prices? **IMF Working Paper**, [S.l.], 2020.
- ABRIGO, M. R.; LOVE, I. Estimation of panel vector autoregression in Stata. **The Stata Journal**, [S.l.], v.16, n.3, p.778–804, 2016.
- ANDREWS, D. W.; LU, B. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, [S.l.], v.101, n.1, p.123–164, 2001.
- APERGIS, N.; VOUGAZALIS, G. Asymmetric pass through of oil prices to gasoline prices: Evidence from a new country sample. **Energy policy**, [S.l.], v.114, p.519–528, 2018.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of econometrics**, [S.l.], v.68, n.1, p.29–51, 1995.
- BACON, R. W. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes. **Energy economics**, [S.l.], v.13, n.3, p.211–218, 1991.
- BAGHESTANI, H. Do gasoline prices asymmetrically affect US consumers' economic outlook? **Energy Economics**, [S.l.], v.55, p.247–252, 2016.
- BAGNAI, A.; OSPINA, C. A. M. Asymmetries, outliers and structural stability in the US gasoline market. **Energy Economics**, [S.l.], v.69, p.250–260, 2018.
- BAKHAT, M.; ROSSELLÓ, J.; SANSÓ, A. Price transmission between oil and gasoline and diesel: A new measure for evaluating time asymmetries. **Energy Economics**, [S.l.], p.105766, 2021.
- BINDER, C. C. Inflation expectations and the price at the pump. **Journal of Macroeconomics**, [S.l.], v.58, p.1–18, 2018.
- BLENDON, R.; BENSON, J. Americans worry: how they view their lives in an economic downturn. **Challenge**, [S.l.], v.51, n.3, p.5–26, 2008.

BP. Statistical Review of World Energy globally consistent data on world energy markets . , [S.I.], p.66, 2020.

BREMMER, D. S.; KESSELRING, R. G. The relationship between US retail gasoline and crude oil prices during the Great Recession: “Rockets and feathers” or “balloons and rocks” behavior? **Energy Economics**, [S.I.], v.55, p.200–210, 2016.

BUENO, R. D. L. S. **Econometria de séries temporais**. [S.I.]: Cengage Learning, 2008.

BUMPASS, D.; DOUGLAS, C.; GINN, V.; TUTTLE, M. Testing for short and long-run asymmetric responses and structural breaks in the retail gasoline supply chain. **Energy Economics**, [S.I.], v.83, p.311–318, 2019.

BUMPASS, D.; GINN, V.; TUTTLE, M. Retail and wholesale gasoline price adjustments in response to oil price changes. **Energy Economics**, [S.I.], v.52, p.49–54, 2015.

CANER, M.; HANSEN, B. E. Instrumental variable estimation of a threshold model. **Econometric Theory**, [S.I.], v.20, n.5, p.813–843, 2004.

CHEN, C.; POLEMIS, M.; STENGOS, T. Can exchange rate pass-through explain the asymmetric gasoline puzzle? Evidence from a pooled panel threshold analysis of the EU. **Energy Economics**, [S.I.], v.81, p.1–12, 2019.

CHEN, H.; SUN, Z. International crude oil price, regulation and asymmetric response of China’s gasoline price. **Energy Economics**, [S.I.], v.94, p.105049, 2021.

CHEN, S.-S. Oil price pass-through into inflation. **Energy economics**, [S.I.], v.31, n.1, p.126–133, 2009.

CHEON, A.; URPELAINEN, J.; LACKNER, M. Why do governments subsidize gasoline consumption? An empirical analysis of global gasoline prices, 2002–2009. **Energy Policy**, [S.I.], v.56, p.382–390, 2013.

CHOI, S. et al. Oil prices and inflation dynamics: Evidence from advanced and developing economies. **Journal of International Money and Finance**, [S.I.], v.82, p.71–96, 2018.

COIBION, O.; GORODNICHENKO, Y. Is the Phillips curve alive and well after all? Inflation expectations and the missing disinflation. **American Economic Journal: Macroeconomics**, [S.I.], v.7, n.1, p.197–232, 2015.

DEDEOĞLU, D.; KAYA, H. Pass-through of oil prices to domestic prices: Evidence from an oil-hungry but oil-poor emerging market. **Economic Modelling**, [S.I.], v.43, p.67–74, 2014.

DELTAS, G.; POLEMIS, M. Estimating retail gasoline price dynamics: The effects of sample characteristics and research design. **Energy Economics**, [S.l.], v.92, p.104976, 2020.

FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic surveys**, [S.l.], v.21, n.2, p.349–415, 2007.

GELMAN, M. et al. **The response of consumer spending to changes in gasoline prices**. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, 2016.

HALL, P. **The bootstrap and Edgeworth expansion**. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2013.

HAMILTON, J. D. Oil and the macroeconomy since World War II. **Journal of political economy**, [S.l.], v.91, n.2, p.228–248, 1983.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. [S.l.]: Princeton university press, 1994.

HANSEN, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. **Journal of econometrics**, [S.l.], v.93, n.2, p.345–368, 1999.

HANSEN, B. E.; SEO, B. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. **Journal of econometrics**, [S.l.], v.110, n.2, p.293–318, 2002.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica: Journal of the econometric society**, [S.l.], p.1029–1054, 1982.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica: Journal of the econometric society**, [S.l.], p.1371–1395, 1988.

HOOKER, M. A. Oil and the macroeconomy revisited. **Available at SSRN 186014**, [S.l.], 1999.

KANG, W.; GRACIA, F. P. de; RATTI, R. A. The asymmetric response of gasoline prices to oil price shocks and policy uncertainty. **Energy Economics**, [S.l.], v.77, p.66–79, 2019.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. **Journal of econometrics**, [S.l.], v.90, n.1, p.1–44, 1999.

KILIAN, L.; ZHOU, X. Oil prices, gasoline prices and inflation expectations: A new model and new facts. , [S.l.], 2020.

KNITTEL, C. R. The political economy of gasoline taxes: lessons from the oil embargo. **Tax Policy and the Economy**, [S.l.], v.28, n.1, p.97–131, 2014.

KREMER, S.; BICK, A.; NAUTZ, D. Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis. **Empirical Economics**, [S.I.], v.44, n.2, p.861–878, 2013.

KRISTOUFEK, L.; LUNACKOVA, P. Rockets and feathers meet Joseph: Reinvestigating the oil–gasoline asymmetry on the international markets. **Energy Economics**, [S.I.], v.49, p.1–8, 2015.

LEVIN, A.; LIN, C.-F.; CHU, C.-S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of econometrics**, [S.I.], v.108, n.1, p.1–24, 2002.

LI, Y.; GUO, J. The asymmetric impacts of oil price and shocks on inflation in BRICS: a multiple threshold nonlinear ARDL model. **Applied Economics**, [S.I.], p.1–19, 2021.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, [S.I.], v.65, n.2, p.297–303, 1978.

MARTINS, F.; FELGUEIRAS, C.; SMITKOVA, M.; CAETANO, N. Analysis of fossil fuel energy consumption and environmental impacts in European countries. **Energies**, [S.I.], v.12, n.6, p.964, 2019.

PESARAN, M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. **Journal of applied econometrics**, [S.I.], v.22, n.2, p.265–312, 2007.

RAHMAN, S. Another perspective on gasoline price responses to crude oil price changes. **Energy Economics**, [S.I.], v.55, p.10–18, 2016.

READY, R. C. Oil prices and the stock market. **Review of Finance**, [S.I.], v.22, n.1, p.155–176, 2018.

SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, [S.I.], v.71, n.3, p.599–607, 1984.

SHAHEEN, R. Energy market dynamics and role of fiscal policy in oil-exporting countries: a TVAR approach. **OPEC Energy Review**, [S.I.], 2021.

SUN, S.; DELGADO, M. S.; KHANNA, N. Hybrid vehicles, social signals and household driving: Implications for miles traveled and gasoline consumption. **Energy Economics**, [S.I.], v.84, p.104519, 2019.

SUN, Y.; ZHANG, X.; HONG, Y.; WANG, S. Asymmetric pass-through of oil prices to gasoline prices with interval time series modelling. **Energy Economics**, [S.I.], v.78, p.165–173, 2019.

TANG, W.; WU, L.; ZHANG, Z. Oil price shocks and their short-and long-term effects on the Chinese economy. **Energy Economics**, [S.I.], v.32, p.S3–S14, 2010.

TONG, H.; LIM, K. S. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. In: **Exploration Of A Nonlinear World: An Appreciation of Howell Tong's Contributions to Statistics**. [S.l.]: World Scientific, 1980. p.9–56.

WAGNER, A.; JOOST, J.-M. **International Fuel Prices 2018/19**. Disponível em: <transformative-mobility.org/assets/site/GIZ-IFP-International-Fuel-Prices-Report-2019.pdf>. Acesso em: 2021-07-03.

WELCH, P. J.; WELCH, G. F. **Economics: Theory and practice**. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2016.

WEN, F.; ZHANG, K.; GONG, X. The effects of oil price shocks on inflation in the G7 countries. **The North American Journal of Economics and Finance**, [S.l.], v.57, p.101391, 2021.

WU, Y.; ZHANG, L. Can the development of electric vehicles reduce the emission of air pollutants and greenhouse gases in developing countries? **Transportation Research Part D: Transport and Environment**, [S.l.], v.51, p.129–145, 2017.

Apêndices

APÊNDICE A – Informações sobre os dados

Quadro 2 – Fonte dos dados da pesquisa para cada país

País	Inflação	Gasolina	Desemprego	Produção Industrial	Taxa de juros
Africa do sul	https://data.imf.org	http://www.energy.gov.za/files	https://data.imf.org	https://stat.unido.org	https://data.imf.org
Alemanha	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Áustria	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Bélgica	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Brasil	https://data.imf.org	http://www.anp.gov.br	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Canadá	https://data.imf.org	https://www150.statcan.gc.ca	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Chile	https://data.imf.org	https://www.cne.cl	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Chipre	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://stat.unido.org	https://data.imf.org
Colômbia	https://data.imf.org	https://www.minenergia.gov.co	https://data.imf.org	https://stat.unido.org	https://data.imf.org
Coreia do Sul	https://data.imf.org	https://www.opinet.co.kr	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Dinamarca	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Eslováquia	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://stat.unido.org	https://data.imf.org
Eslovênia	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Espanha	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Estados Unidos	https://data.imf.org	https://www.eia.gov	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Estônia	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Finlândia	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
França	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Holanda	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Hungria	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Irlanda	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Itália	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Letônia	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Lituânia	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Luxemburgo	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Malta	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://stat.unido.org	https://data.imf.org
Polônia	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Portugal	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Reino Unido	https://data.imf.org	https://www.gov.uk	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
República Tcheca	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Rússia	https://data.imf.org	http://www.mfa.ru	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org
Suécia	https://data.imf.org	https://ec.europa.eu/energy	https://data.imf.org	https://data.imf.org	https://data.imf.org

Fonte: Elaboração Própria

APÊNDICE B – Estimções complementares

Tabela B.1 – Resultados do TVAR para o impactos dos preços da gasolina na inflação

País	Regime de redução dos preços da gasolina			Regime de elevação dos preços da gasolina			D ¹	LB ²
	constante	ΔIPC_{t-1}	ΔGAS_{t-1}	Constante	ΔIPC_{t-1}	ΔGAS_{t-1}		
Alemanha	0,002(0,001)**	-0,580(0,123)***	0,021(0,013)	0,003(0,001)***	-0,246(0,109)**	-0,008(0,015)	1	0,542
Áustria	0,003(0,001)***	-0,365(0,139)***	0,039(0,011)***	0,003(0,001)***	-0,056(0,125)	0,035(0,015)**	6	0,006
Bélgica	0,002(0,001)***	0,031(0,140)	0,026(0,009)**	0,002(0,000)***	0,167(0,096)*	-0,014(0,012)	1	0,020
Brasil	0,003(0,001)***	0,794(0,106)***	0,012(0,008)	0,002(0,001)***	0,551(0,112)***	-0,009(0,010)	1	0,111
Canadá	0,002(0,001)***	0,019(0,162)	0,017(0,009)*	0,001(0,001)**	0,030(0,130)	0,013(0,011)	1	0,206
Chile	0,002(0,001)***	0,538(0,107)***	0,013(0,012)	0,001(0,001)**	0,232(0,105)**	-0,003(0,012)	1	0,003
Colômbia	0,002(0,001)**	0,749(0,138)***	-0,008(0,008)	0,001(0,001)	0,770(0,098)***	-0,001(0,014)	1	0,507
Dinamarca	0,001(0,001)*	-0,032(0,130)	0,017(0,012)	0,000(0,001)	0,050(0,090)	0,042(0,017)**	1	0,517
Eslováquia	0,001(0,001)**	0,110(0,126)	0,023(0,014)	0,001(0,001)*	0,032(0,106)	-0,007(0,018)	1	0,104
Eslovênia	0,001(0,001)	0,281(0,144)*	0,004(0,018)	0,002(0,001)**	0,183(0,110)*	0,011(0,025)	1	0,998
Espanha	0,001(0,001)*	0,283(0,140)**	0,014(0,015)	0,001(0,001)	0,162(0,120)	0,023(0,019)	6	0,065
França	0,001(0,000)	-0,352(0,103)***	0,018(0,011)*	0,001(0,000)***	-0,048(0,108)	0,007(0,015)	1	0,252
Holanda	0,003(0,001)***	-0,031(0,118)	0,011(0,017)	0,003(0,001)***	0,0438(0,112)	0,017(0,025)	1,	0,984
Hungria	0,001(0,001)	0,285(0,114)**	-0,001(0,012)	0,002(0,001)***	0,154(0,107)	0,0138(0,018)	1	0,048
Irlanda	-0,000(0,001)	0,297(0,123)**	0,004(0,019)	0,001(0,001)	0,178(0,112)	0,0180(0,023)	1	0,991
Lituânia	0,001(0,000)	0,166(0,134)	0,021(0,0156)	0,002(0,001)*	0,276(0,120)**	-0,018(0,023)	1	0,714
Luxemburgo	0,002(0,001)**	0,139(0,140)	0,014(0,010)	0,001(0,001)*	-0,095(0,107)	0,025(0,015)	6	0,003
Malta	0,002(0,001)**	-0,233(0,101)**	0,044(0,040)	0,001(0,001)	-0,395(0,124)***	0,118(0,036)***	1	0,968
Polônia	0,001(0,000)**	0,475(0,132)***	-0,002(0,009)	0,001(0,001)**	0,341(0,106)***	-0,013(0,013)	1	0,575
Portugal	0,001(0,001)	0,113(0,126)	0,014(0,019)	0,002(0,001)***	0,166(0,114)	-0,023(0,025)	6	0,026
Reino Unido	0,002(0,001)***	-0,408(0,117)***	0,007(0,011)	0,002(0,001)***	-0,017(0,111)	-0,006(0,017)	1	0,000
República Tcheca	0,002(0,000)***	0,117(0,120)	0,011(0,012)	0,002(0,000)**	0,087(0,095)	-0,002(0,017)	1	0,403
Suécia	0,002(0,001)***	-0,487(0,154)***	0,030(0,012)**	-0,000(0,001)	-0,299(0,090)***	0,056(0,017)***	1	0,522

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

¹ É a defasagens incluídas no modelo por meio do Critério de Informação de Schwartz (BIC); ² Referente ao p-valor da estatística Ljung-Box. Os níveis de significância a 1%(***), 5%(**) e 10%(*) e os () representam os desvios padrão

Tabela B.2 – Resultados do Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos para os efeitos da gasolina no índice de preços do consumidor com inclusão da taxa de juros

	Painel Completo	Desenvolvidos	Emergentes
Threshold Estimados			
γ	-0.0608	-0,0365	-0.0766
Intervalo de confiança 95%	[-0.0729, 0.0209]	[-0.0683, 0.0633]	[-0.0937, -0,0285]
Impacto da gasolina na inflação			
β_1	0.0212***	0.0309***	0.0044**
β_2	0.0299***	0.0385***	0.0175***
Impacto das Covariantes			
IPI_{t-1}	0.1580***	0.0789***	0.4423***
$\log(IPI_t)$	0.0005	0,0013**	0.0003
TPD_t	-0.0001	-0.0002	0.0001
$\log(TJ_t)$	-0.0004***	0.0004***	0.0007***
δ_1	-0.0012	-0.0051**	0.0005
Observações	5531	4201	1330
N	31	24	7

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota: Os níveis de significância a 1%(***), 5%(**) e 10%(*).

Tabela B.3 – Resultados do Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos para os efeitos da gasolina no índice de preços do consumidor para amostra completa

	Modelo IPI	Modelo TPD	Modelo tj
Threshold Estimados			
γ	-0.0608	-0.0608	-0.0608
Intervalo de confiança 95%	[-0.0716, -0.0231]	[-0.0716, -0.0203]	[-0.0729, -0.0203]
Impacto da gasolina na inflação			
β_1	0.0211***	0.0208***	0.0215***
β_2	0.0302***	0.0305***	0.0297***
Impacto das Covariantes			
$\log(IPC_{t-1})$	0.1466***	0.1456***	0.1597***
$\log(IPI_t)$	0	-	-
TPD_t	-	-0.0001	-
$\log(TJ_t)$	-	-	0.0003
δ_1	0.0043**	0.0015***	0.0013
observações	5890	5890	5531
N	31	31	31

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota: Os níveis de significância a 1%(***), 5%(**) e 10%(*).

Tabela B.4 – Resultados do Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos para os efeitos da gasolina no índice de preços do consumidor para Países desenvolvidos

	Modelo IPI	Modelo TPD	Modelo tj
Threshold Estimados			
γ	-0.0371	-0.0370	-0.0558
Intervalo de confiança 95%	[-0.0677, 0.0631]	[-0.0655, 0,0631]	[-0.0683, 0,0633]
Impacto da gasolina na inflação			
β_1	0.0299***	0.0296***	0.0328***
β_2	0.0388***	0.0389***	0.0398***
Impacto das Covariantes			
$\log(IPC_{t-1})$	0.0720***	0.0716***	0.0849***
$\log(IPI_t)$	0	-	-
TPD_t	-	-0.0002	-
$\log(TJ_t)$	-	-	0.0003***
δ_1	0.0012	0.0012***	0.0011***
observações	4560	4560	4201
N	24	24	24

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota: Os níveis de significância a 1%(***), 5%(**) e 10%(*).

Tabela B.5 – Resultados do Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos para os efeitos da gasolina no índice de preços do consumidor para Países Emergentes

	Modelo IPI	Modelo TPD	Modelo tj
Threshold Estimados			
γ	-0.0767	-0.0767	-0.0767
Intervalo de confiança 95%	[-0.0937, 0.0159]	[-0.0905, -0,0283]	[-0.0937, -0,0078]
Impacto da gasolina na inflação			
β_1	0.0043*	0.0039*	0.0046**
β_2	0.0172***	0.0175***	0.0174***
Impacto das Covariantes			
$\log(IPC_{t-1})$	0.4582***	0.4596***	0.4431***
$\log(IPI_t)$	-0,0007	-	-
TPD_t	-	-0.0001	-
$\log(TJ_t)$	-	-	0.0006***
δ_1	0.0049	0.0018***	0.0008***
observações	1330	1330	1330
N	7	7	7

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota: Os níveis de significância a 1%(***), 5%(**) e 10%(*).