

SENSIBILIDADE DA INFLAÇÃO EM RELAÇÃO AO PREÇO DA GASOLINA: UMA ABORDAGEM CROSS-COUNTRY¹

Ronaldo Torres² Regis Augusto Ely³ Angel Maite Bobato⁴

RESUMO

Este trabalho analisou se e como as mudanças nos preços da gasolina exercem influência no índice de preços ao consumidor (IPC) para um conjunto de 31 países para o período de 2005 a 2020. Para isso, são empregados Vetores Auto-regressivos com Limiar (TVAR), Modelo de Correção de Erros Vetoriais de Limiar (TVECM) e Painel Dinâmico de Limiar com Regressores Endógenos, o que possibilitou avaliar : i) o efeito médio dos choques nos preços dos combustíveis sobre o IPC; ii) se existe assimetria entre os choques positivos e negativos; e iii) se o nível de renda ou o fato de haver reservas de petróleo nos países levaria a diferenças nos impactos dos preços da gasolina sobre o IPC. Os resultados mostram que as variações nos preços dos combustíveis têm uma participação significativa no IPC, especialmente para os países desenvolvidos e não produtores, o que teve um impacto maior e persistente do que quando comparado com os países emergentes ou produtores. Além disso, foram obtidas evidências que os preços da gasolina passam a influenciar o IPC com um maior grau de intensidade nos regimes de aumento dos preços dos combustíveis, de modo que há forte evidência de transmissão assimétrica dos preços da gasolina sobre o IPC.

Palavras-chave: Assimetria, Gasolina, Índice de Preços ao Consumidor

ABSTRACT

This work analyzed whether and how changes in gasoline prices exert influence on consumer price index (CPI) for a set of 31 countries for the period from 2005 to 2020. For this, is employed Vectors Auto-regressive with Threshold (TVAR), Threshold Vector Error Correction Model (TVECM) and Dynamic Panel Threshold with Endogenous Regressors, 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 income level or the fact that there are oil reserves in the countries would lead to differences in the impacts of gasoline prices on the CPI. The results show that variations in fuel prices have a significant participation on the CPI, especially for developed countries e non-producers, which had a greater degree and persistence impact than when compared to the emerging or producers countries. Furthermore, evidence was obtained that gasoline prices pass-producers impact the CPI with a greater degree of intensity in regimes of increase in fuel prices, so that there is strong evidence of asymmetric transmission of gasoline prices on the CPI.

Keywords: Asymmetry, Gasoline, Consumer Price Index.

Área 6: Macroeconomia

Classificação JEL: P22 ; L78; C23

¹O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001

²Mestre em Economia aplicada pela Universidade Federal de Pelotas.

³Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pelotas.

⁴Mestra em Economia e Desenvolvimento pela Universidade Federal de Santa Maria.

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.

Para Blendon e Benson (2008) o pressuposto de que os aumentos dos preços dos combustíveis venham a desencadear aumentos dos preços de todos os produtos do mercado é intuitivo, e é resultado devido a 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 estudos que se dedicam a compreender aspectos relacionados a transmissão dos preços dos combustíveis, grande parte destes estudos encontraram 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 e 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 verificar quais seriam os efeitos dos combustíveis na inflação 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, para os preços dos combustíveis tais estudos são limitados, lembrando que Coibion e Gorodnichenko (2015) elucidam 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 como Abdallah e Kpodar (2020), e partindo da ideia de diversificação dos modelos para propor uma análise da consistência dos resultados para o mercado dos combustíveis, como em Deltas e Polemis (2020).

Diante desse contexto, o presente trabalho analisou se e como os preços dos combustíveis exercem influência no Índice de Preços ao Consumidor (IPC). Para a obtenção destes objetivos, foi realizada uma análise de como as variações dos preços da gasolina impactam o IPC, buscando identificar se os efeitos são repassados em mesma intensidade em momentos de alta ou reduções dos preços dos combustíveis para a inflação, e verificado se o nível de renda ou a presença de reservas petrolíferas afetam esses repasses. Para isso, foram coletados informações de 31 países para o período de 2005 a 2020 na frequência mensal. Foi realizado uma análise individual para cada país, com a utilização da abordagem de séries temporais, contando com modelos não lineares como Vetor Autorregressivo Threshold (TVAR) e Threshold Vector Error Correction Model (TVECM), bem como a utilização de dados em painel empregando a abordagem de painel dinâmico threshold com regressores endógenos lineares que adotara critérios de renda e de reserva petrolíferas para agrupamento dos países.

Com esta pesquisa, contribui-se nos seguintes pontos: i) analisa-se 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; ii) contribuições para a literatura, pois estudos vinculados aos combustíveis são necessários para se conhecer os impactos gerados nas variáveis macroeconômicas, principalmente na inflação, se as oscilações possuem um efeito permanente, as autoridades monetárias podem incorporar a informação de choque de preços de combustíveis para definição da política monetária, e, por fim, iii) adoção de métodos lineares e não lineares, fazendo com que as estimações tenham uma maior robustez.

O artigo está organizado em seis seções, iniciando por esta introdução. Na segunda, encontra-se uma revisão da literatura. Na terceira, apresenta-se a metodologia e a estratégia de identificação para o estudo. Na quarta apresenta-se uma visão geral dos dados. Na quinta, discutem-se os resultados. Por fim, na sexta seção, alinhavam-se as conclusões.

2. Revisão de Literatura

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". Posteriormente a este trabalho de Bacon (1991) surgiram diversos trabalhos que confirmam esses efeitos assimétricos na transmissão dos preços dos combustíveis, como também avançaram na literatura sobre os modelos que identificam esses efeitos (SUN et al., 2019; RAHMAN, 2016; BUMPASS et al., 2019; KANG; GRACIA; RATTI, 2019; BAKHAT; ROSSELLÓ; SANSÓ, 2021; APERGIS; VOUZAVALIS, 2018; CHEN; SUN, 2021).

As justificativas para a presença de assimetria em diferentes estudos são amplas, vão desde uma interferência governamental, em que refinarias estatais interfeririam no mercado a fim de mitigar os efeitos da 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 das alterações dos preços do petróleo para os preços da gasolina (BUMPASS; GINN; TUTTLE, 2015; BREMMER; KESSELRING, 2016; KRISTOUFEK; LUNACKOVA, 2015), resultados que não se podiam confirmar comportamento assimétrico nos preços da gasolina. 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 e 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.

Há também autores que buscaram evidências em relação ao impacto dos preços dos combustíveis sobre variáveis macroeconômicas, uma das justificativas para a utilização 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 e Gorodnichenko (2015). Já Blendon e Benson (2008) em uma pesquisa nos EUA, 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 preocupava sobre a situação financeira de suas famílias, ou seja, as famílias provavelmente prestam uma atenção maior aos preços dos combustíveis ao formular suas expectativas de inflação futura.

A análise realizada por Coibion e 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. Com essas possibilidades levantadas pelos autores e utilizando dados da Pesquisa de Despesas do Consumidor de Michigan nos Estados Unidos do *Bureau of Labor Statistics*, aplicaram uma estrutura de dados em painel para analisar as revisões nas previsões de inflação individuais ao longo de um período 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 os 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.

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 e 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 e 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 e 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. Com a utilização de 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. Obtiveram resultados para a análise da classificação que levava em consideração o uso intensivo em energia, a resposta da inflação para as 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 seria significativamente maior no grupo caracterizado por políticas monetárias menos credíveis.

Quando comparado os estudos que usam petróleo em vez dos combustíveis para analisar efeitos na inflação, se tem uma maior disponibilidade de metodologias empregadas, como também um maior número de estudos realizados. Um dos primeiros estudos que avaliava o efeito do petróleo na inflação é realizado por Hamilton

(1983) que encontrou efeitos significativos dos preços do petróleo sobre variáveis macroeconômicas, as quais seriam responsáveis pela recessão econômica nos EUA após a Segunda Guerra Mundial, resultados também encontrados por Hooker (1999).

Posteriormente, estudos realizados identificaram efeitos significativos do petróleo sobre a inflação (como por exemplo: Chen (2009), Tang, Wu e Zhang (2010), Choi et al. (2018), Shaheen (2021), Li e Guo (2021)), estudos esses que vinham a aplicar modelos não lineares, como os que utilizam *threshold*, abordagem que ainda não foi empregue na avaliação dos efeitos dos combustíveis sobre a inflação.

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.

3. Metodologia e estratégia de identificação

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 e a presença de reservas petrolíferas.

A primeira etapa iniciou-se com a aplicação de 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 1:

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

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 pelo índice de preços do consumidor, preços da gasolina, Índice de produção industrial e a taxa de desemprego $X_t = [IPC_t, GAS_t, IND_t, TPD_t]$, em que o modelo tem a variável *threshold* como preços da gasolina, a escolha das defasagens foi 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, foram realizados testes de cointegração.

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

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

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 deve ser 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 do modelo 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, como o teste de Johansen Johansen (1992), a fim de identificar relações de longo prazo, se existir estas relações de longo prazo, utiliza-se a abordagem de TVECM, caso contrario aplica-se as diferenças para deixar a série estacionária a fim de estimar o TVAR.

Para fim de diagnóstico de falha de ajuste de um modelo TVAR e TVECM, foi usado o teste de Ljung-Box, teste 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:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\widehat{r}_k^2}{n-k} \quad k = 1, 2, \dots, K \tag{3}$$

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 de Q indicam ocorrência de autocorrelação, sendo assim, a hipótese nula H_0 aponta para não autocorrelação nos resíduos do modelo.

Para a estimação TVAR, ainda é realizado o teste de linearidade, teste intitulado de razão de verossimilhança (LR)(HANSEN, 1999a; LO; ZIVOT, 2001), tendo com hipótese nula a linearidade, caso essa hipótese seja rejeitada há indícios de que os regimes de preços tenha comportamentos diferentes quanto aos impactos na inflação, sendo os modelos não lineares os mais indicados para a estimação.

Após a análise individual dos países, serão agrupados os países levando em consideração a classificação de países emergentes e desenvolvidos do FMI e também será classificado nos países que possuem reservas petrolíferas ou não. Posteriormente será aplicado a abordagem de dados em painel para analisar os efeitos preços da gasolina no IPC, sendo empregado Painel Dinâmico com efeito *Threshold* com Regressores Endógenos.

Painel Dinâmico com Efeito *Threshold*, foi usado um modelo que fora baseado na abordagem proposta por Hansen (1999b), 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 4, que apresenta um modelo simples, composto por dois regimes para variável *threshold*:

Partido da abordagem que foi proposta por Hansen (1999b), com a adoção do modelo *cross-sectional threshold* os autores Caner e 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 e Nautz (2013) com base na transformação dos desvios ortogonais diretos proposta por Arellano e 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 4 :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 z_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \delta_1 I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 z_{it} I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

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 $I(.)$ 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 e 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 5:

$$\varepsilon_{it}^* = \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}} \left[\varepsilon_{it} - \frac{1}{T-t} (\varepsilon_{i(t+1)} + \dots + \varepsilon_{iT}) \right] \quad (5)$$

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:

$$\Delta \log(IPC_{it}) = \mu_i + \beta_1 z_{it} I(\Delta \log(GAS_{it-1}) \leq \gamma) + \delta_1 I(\Delta \log(GAS_{it-1}) \leq \gamma) + \beta_2 z_{it} I(\Delta \log(GAS_{it-1}) > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Tem como variável dependente $\Delta \log(IPC_{it})$ que representa a diferença do logaritmo do Índice de Preços ao 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.

4. Dados

A base de dados se constitui de uma amostra de 31 países, estão dispostos conforme a classificação do Fundo Monetário Internacional (FMI) para economias desenvolvidas e emergentes, e também classificados de acordo com a presença de reservas petrolíferas conforme Energy Information Administration (EAI). Os dados foram coletados na frequência mensal de 2005 a 2020 para cinco variáveis: Índice de Preços ao Consumidor, Índice de Produção Industrial, Taxa Percentual de Desempregados, Taxa de Juros, Taxa de Câmbio e preços da gasolina. Esses dados foram coletados juntos aos sites disponibilizados no Quadro 6, contido no Apêndice A no final do trabalho.

Para a variável do IPC se adotou a seguinte sigla IPC_t e os dados coletados tiveram como índice base o ano de 2015 para uma melhor comparação deste índice no período; o mesmo processo foi realizado para variável do Índice de Produção Industrial que foi utilizado o ano base o período de 2015 e a sigla que representa essa variável é IND_t , já para a variável Taxa Percentual de Desempregados foi empregue a sigla TPD_t , para a Taxa de Juros TJ_t e para a Taxa de Câmbio em relação ao dólar norte-americano é representado pela sigla CAM_t .

Por fim, a variável que relaciona os preços da gasolina por país, foi usado a sigla GAS_t , os dados referentes a estes preços são a termos de moeda nacional de cada país.

5. Resultados

A apresentação dos resultados inicia-se pela exposição dos testes de estacionariedade, expostos na Tabela 1, de maneira geral utilizando o nível de significância de 1%, todas as variáveis em nível não são estacionárias, apontando para presença da raiz unitária. Porém, todas as variáveis são estacionárias após a aplicação da primeira diferença, logo, todas as variáveis apresentam ordem de integração um ou I(1).

Tabela 1: Resultados do teste de estacionariedade Dickey Fuller Aumentado (ADF)

País	IPC_t	ΔIPC_{t-1}	GAS_t	ΔGAS_{t-1}	IND_t	ΔIND_{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 Checa	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***

Nota: valores das estatísticas ADF, */**/** indicam o nível de significância a 1/5/10%, onde os valores críticos do teste são respectivamente iguais a -2,5, -1,9 e -1,6.

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, por isso, foi realizado o teste de cointegração Johansen.

Para análise do teste de cointegração de Johansen em que os resultados são expostos na Tabela 2, 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. Para os demais países da amostra que apontam para a não rejeição da hipótese de ausência de cointegração(23 países⁶), em que as séries destes

Tabela 2: Resultados do teste de cointegração de johansen

País	r = 0		r ≤ 1	
	Traço	Máximo autovalor	Traço	Máximo autovalor
África 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 Checa	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

Nota: */**/** indicam significância estatística no nível 1/5/10%.

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

países não cointegram, procedeu-se com a estimação do modelo TVAR.

Depois da realização dos testes de estacionariedade e cointegração, realizou-se a análise dos resultados dos modelos de series de tempo propostos, iniciando-se pelo modelo TVAR expostos na Tabela 4, tem-se que os resultados não apresentaram autocorrelação serial. Já para os testes de *Likelihood Ratio*, que tem a hipótese nula em favor da linearidade, em que não se teria efeitos diferentes em ambos os regimes, para este teste 19 países tiveram resultados que rejeitaram a hipótese nula em favor da não linearidade, mostrando que estimadores não lineares seriam mais adequados para a estimação.

Analisando apenas os países que o modelo TVAR era adequado, modelos que não apresentavam cointegração, se tem no regime de redução dos preços 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.

Já para resultados do regime de elevação dos preços da gasolina, 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 IPC 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.

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.

Posteriormente foi estimado o TVECM exposto na Tabela 4, modelo este recomendado para os países que apresentaram cointegração, sendo que nestes países não se teve problemas com autocorrelação, pois não rejeitou da hipótese nula do teste Ljung-Box 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 recomendados a análise 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, Coreia do Sul, Itália, Rússia. Para a 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

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 3: Resultados do TVAR para os impactos das variáveis sobre a inflação.

Países	Regime de redução dos preços da gasolina					Regime de elevação dos preços da gasolina					D ¹	LB ²	LR ³
	Constante	ΔIPC_{t-1}	ΔGAS_{t-1}	ΔIND_{t-1}	ΔTPD_{t-1}	constante	ΔIPC_{t-1}	ΔGAS_{t-1}	ΔIND_{t-1}	ΔTPD_{t-1}			
África do Sul	0.003**	0.303*	-0.005	-0.020***	0.015**	0.002	0.212	0.005	-0.010	0.003	3	0.95	7.14
Alemanha [†]	0.004***	-0.381**	0.030	0.010	0.002	0.002*	-0.342*	0.010	0.010	-0.010	2	0.99	98.31***
Áustria [†]	0.003***	-0.285	0.035**	0.006	-0.001	0.004***	-0.172	0.016	0.002	0.000	4	0.98	93.18***
Bélgica [†]	0.001	0.018	0.029*	0.013**	-0.001	0.001**	0.029	0.004	0.010*	-0.002	2	0.96	25.09
Brasil [†]	0.001	0.501**	0.024	0.005	-0.000	0.002*	0.695***	-0.022	-0.008	0.001	1	0.92	66.54***
Canadá [†]	0.004***	-0.163	0.027*	-0.003	-0.001	0.003**	-0.027	0.018	0.020	0.003	1	0.84	9.19
Chile [†]	0.003***	0.270*	0.010	0.003	-0.003	0.001	0.365**	-0.003	-0.015	-0.001	1	0.84	72.67***
Colômbia [†]	0.000	0.738***	-0.000	-0.003	-0.001	0.001	0.770***	-0.002	-0.000	0.001	1	0.84	125.05***
Coreia do Sul	0.002**	0.116	0.023	-0.007	-0.001	0.001**	0.298**	0.030	0.002	-0.002	2	0.99	126.73***
Dinamarca [†]	0.003***	-0.101	0.029*	-0.007	0.003	-0.000	0.028	0.040*	0.012**	-0.001	1	0.99	31.43***
Eslováquia [†]	0.001	0.442**	0.019	-0.005	-0.006	0.001**	0.027	0.016	-0.013**	0.004	1	0.78	81.23***
Eslovênia [†]	-0.001	0.364**	-0.038	0.013	0.003	0.001	0.159	0.045	0.023*	0.003	3	0.94	47.99
Espanha [†]	0.000	0.608***	0.009	0.010	0.003	0.000	0.209	0.016	0.030***	0.002	3	0.99	86.67***
Estados Unidos	0.001	0.294	0.011	0.090**	0.002**	0.001	0.256	0.004	0.009	0.002	1	0.84	20.58***
Estônia	0.0007	0.238	0.022	-0.005	0.000	0.001	0.157	0.029	-0.001	-0.001	1	0.95	34.60***
Finlândia	0.002***	-0.368	0.075***	-0.012	0.000	-0.001	-0.176	0.067**	-0.010	0.001	2	0.98	38.43
França [†]	0.001	-0.063	0.003	0.008	0.003	0.001	-0.184	-0.001	0.019***	-0.002	7	0.66	29.72***
Holanda [†]	0.003**	-0.535***	0.011	-0.017	0.003	0.001	-0.037	0.071*	-0.021*	0.004	2	0.98	80.90
Hungria [†]	0.001	-0.020	0.001	0.009	0.003	0.001	0.141	0.012	-0.009	0.005	1	0.93	28.85
Irlanda [†]	-0.000	0.351**	0.000	0.013***	-0.002	0.000	0.211	0.025	0.008*	-0.000	1	0.93	51.42
Itália	0.001**	0.036	0.025*	0.005***	-0.000	-0.000	0.021	0.040**	0.008***	0.001	1	0.93	6.782
Letônia	-0.001	0.249*	-0.004	-0.001	-0.001	0.001	0.278**	-0.012	-0.003	-0.002	1	0.71	28.00***
Lituânia [†]	-0.001	0.149	-0.017	0.027***	0.003	0.002**	0.258*	-0.011	-0.006	0.001	1	0.99	83.41***
Luxemburgo [†]	0.002	-0.043	0.020	0.006	0.004	0.002**	-0.222	0.008	0.003	0.007*	6	0.99	119.65***
Malta [†]	0.002**	-0.422***	0.089**	0.024***	0.000	0.004**	-0.136	0.025	-0.010	0.006	1	0.97	83.37
Polônia [†]	-0.000	0.131	-0.005	0.014**	0.008**	0.000	0.343**	-0.017	0.002	0.001	1	0.98	44.87***
Portugal [†]	0.002*	0.075	0.048*	0.001	0.002	0.002	0.194	0.010	0.011	-0.003	6	0.99	85.45
Reino Unido [†]	0.003***	-0.051	0.037**	0.006	0.012***	0.001	-0.189	0.020	0.004	-0.001	2	0.99	58.34***
República Tcheca [†]	0.003***	-0.243	0.023	-0.018**	-0.001	0.002*	0.138	-0.002	-0.005	0.000	1	0.96	13.87
Rússia	0.001	0.699***	-0.036	0.028**	0.005	0.001	0.649***	-0.024	0.046***	0.001	1	0.33	29.24***
Suécia [†]	0.002**	-0.379*	0.024	0.005	-0.003**	0.001	-0.333**	0.030	0.016**	0.002	1	0.88	154.23***

Notes:¹ Notas:¹ Número de defasagens incluídas no modelo; ² Referente ao valor p da estatística do teste Ljung-Box; ³ Referente ao valor da estatística do *Likelihood ratio test*; ***/*** indicam significância no nível 1/5/10%; desvios padrão por economia de espaço foram omitidos; e [†] Países nos quais o modelo TVAR é apropriado porque a série não está se cointegrando.

Tabela 4: Resultados do TVCEM para os impactos da gasolina na inflação

Países	Regime de redução dos preços da gasolina				Regime de elevação dos preços da gasolina				D ¹	Ljung-Box ²
	ECT	Constante	IPC ₋₁	GAS ₋₁	ECT	Constante	IPC ₋₁	GAS ₋₁		
África do Sul [†]	0.000	0.003***	0.330***	0.008**	-0.013	0.019	-0.059	0.016	2	0.99
Alemanha	0.000	0.002*	-0.348**	0.040**	0.000	0.001	-0.279***	0.029***	1	0.99
Áustria	-0.0004**	0.004***	-0.074	0.039***	-0.001	0.008*	-0.331*	0.039*	6	0.88
Bélgica	0.000	0.001**	0.195*	0.030***	0.000	0.001	0.060	0.002	1	0.99
Brasil	0.004*	0.006***	0.438***	0.031	0.000	0.002***	0.625***	0.018	1	0.99
Canadá	0.002***	-0.000	-0.013	0.029*	0.001**	-0.001	-0.007	0.020**	1	0.99
Chile	0.014	0.004**	0.498***	0.006	-0.012	0.002***	0.258**	0.019**	1	0.98
Colômbia	0.001	0.002***	0.843***	-0.005	-0.030	0.007	0.259	-0.015	1	0.99
Coreia do Sul [†]	-0.011	0.001	0.242**	0.039**	-0.004	0.002***	0.012	0.026*	2	0.99
Dinamarca	0.000	0.001***	-0.006	0.032***	0.002	-0.003	-0.074	0.035	1	0.96
Eslováquia	0.000	0.001**	0.107	0.013	0.000	0.001	0.134	0.008	1	0.99
Eslovênia	0.001**	0.001	0.241***	0.024	0.004	-0.022	-1.305*	0.084**	1	0.99
Espanha	0.000	0.001***	0.138	0.025*	-0.000	0.005	0.279	0.035	6	0.01
Estados Unidos [†]	-0.001***	0.002***	0.406**	0.014	-0.004***	0.017***	-0.077	0.068**	2	0.99
Estônia [†]	0.000	0.000	0.124	0.027**	-0.000	0.002	0.052	0.039**	1	0.98
Finlândia [†]	0.000	0.001***	-0.002	0.036***	0.003	-0.008	-0.953	0.004	1	0.96
França	0.001	0.002***	-0.346***	0.041**	0.000	0.001	-0.228*	0.036***	1	0.96
Holanda	-0.001	0.001***	0.022	0.034**	0.000	0.001	0.504***	0.013	1	0.86
Hungria	0.001	0.0016	0.302*	0.019	0.001***	0.000	0.143	0.020*	1	0.99
Irlanda	0.000	0.000	0.072	0.034*	0.001	-0.001	0.369***	-0.009	1	0.94
Itália [†]	0.000	0.0007***	-0.055	0.034***	0.000	0.001	-0.108	0.024**	2	0.96
Letônia [†]	0.001**	-0.001	0.374***	0.006	0.007	-0.032	-0.702**	-0.078	1	0.99
Lituânia	0.001***	0.000	0.319***	-0.001	0.011***	-0.073*	-0.141	-0.019	1	0.93
Luxemburgo	-0.001	0.002	-0.559***	0.085**	0.000	0.002*	-0.507***	0.049***	6	0.00
Malta	0.001	0.003***	-0.344***	0.039	-0.000	0.006	-0.263	0.093**	1	0.99
Polônia	0.001	0.000	0.433***	-0.012	0.000	0.000	0.272**	0.010	1	0.99
Portugal	0.000	0.002***	0.020	0.049***	-0.002	0.007	0.353	0.022	6	0.67
Reino Unido	0.000	0.002***	-0.144*	0.018**	-0.000	0.009*	-1.728***	0.067***	1	0.97
República Checa	-0.000	0.001	0.105	0.016	-0.000	0.002**	0.077	0.015	1	0.99
Rússia [†]	0.003	0.003	0.650*	0.021	-0.001	0.003***	0.693***	-0.055**	1	0.99
Suécia	0.001**	0.002***	-0.255***	0.029***	-0.001	0.003	-0.028	0.003	1	0.98

Notas: ¹ Número de defasagens incluídos no modelo; ² Referente ao valor p das estatísticas do teste Ljung-Box; */*** indicam significância no nível 1/5/10%; desvios padrão por economia de espaço foram omitidos; e † Países nos quais o modelo TVECM é apropriado porque as séries são cointegradas.

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.

Uma observação a ser feita nos resultados obtidos pelo TVECM (ver Tabela 4), 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 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 para 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 a 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 e 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, sendo assim, a redução dos preços dos combustíveis ao consumidor não teria efeito de reduzir a inflação pois o país perderia receitas da comercialização do petróleo.

Após a análise individual dos países, foi realizada a análise conjunta dos países com o auxílio do Painel Dinâmico com efeito Threshold com Regressores Endógenos para analisar os efeitos preços da gasolina no IPC no regime de alta e baixa dos preços. Levando em consideração que foram agrupados os países em 4 painéis, classificando-os em países emergentes e desenvolvidos e com a classificação dos países produtores de petróleo.

Para os resultados expostos na Tabela 5, 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, $\beta_1 = 0,0306$ em que a redução de uma unidade (100%) dos preços da gasolina leva a uma alteração no IPC de 3,06 pontos percentuais, já para o regime de alta dos preços, $\beta_2 = 0,0433$ o impacto é maior, sendo que a variação de uma unidade (100%) nos preços da gasolina levará ao choque no IPC em 4,33 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.

Quando se compara o grupo de países emergentes com desenvolvidos, se tem para ambos os grupos que os efeitos são repassados são repassados em maior intensidade para regime de altas dos preços da gasolina. No entanto, no grupo que relaciona países desenvolvidos os efeitos das alterações dos preços da gasolina afetam em maior intensidade o IPC, tanto no regime de alta como no regime de baixa dos preços, quando comparado com países emergentes. Estes resultados podem estar associados a uma maior dependências de combustíveis por parte dos países desenvolvidos, como destacado por Abdallah e Kpodar (2020), 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.

Para a análise que compara países produtores com os não produtores, obteve-se resultados que o regime de alta dos preços causa um impacto maior na inflação do que o regime de redução dos preços. Porém, o grupo de países que não são produtores petrolíferos são os que possuem impactados, com maior intensidade no IPC por

Tabela 5: Resultados do Painel Dinâmico com efeito *Threshold* com Regressores Endógenos

grupos	γ	β_1	β_2	$\text{Log}(IPC_t)$	$\text{log}(IND_t)$	TPD_t	$\text{log}(CAM)$	$\text{log}(TJ_t)$	Constante	OBS
Todos países	-0.0546 [-0.0582, -0.0332]	0.0316*** (0.0022)	0.0434*** (0.0021)	0.1327*** (0.0123)	-0.0008* (0.0004)	-	-	-	0.0051*** (0.0019)	5890
Todos países	-0.0545577 [-0.0582, -0.0332]	0.0315*** (0.0022)	0.0435*** (0.0021)	0.1326*** (0.0123)	-0.0008* (0.0004)	-0.0001 (0.0002)	-	-	0.0051*** (0.0019)	5890
Todos países	-0.0546 [-0.0582, -0.0332]	0.0306*** (0.0022)	0.0433*** (0.0021)	0.1261*** (0.0123)	-0.0003 (0.0004)	-0.0001 (0.0002)	-0.0018*** (0.0004)	-	0.0045 (0.0019)	5890
Todos países	-0.0546 [-0.0582, -0.0332]	0.0311*** (0.0022)	0.0429*** (0.0020)	0.1418*** (0.0127)	0.0005 (0.0004)	-0.0001 (0.0002)	-0.0010** (0.0004)	0.0003*** (0.0001)	-0.0000 (0.0021)	5890
Desenvolvidos	-0.0546 [-0.0561, 0.0500]	0.0426*** (0.0029)	0.0512*** (0.0025)	0.0571*** (0.0141)	-0.0001 (0.0005)	-	-	-	0.0017 (0.0023)	4560
Desenvolvidos	-0.0546 [-0.0561, 0.0500]	0.0424*** (0.0030)	0.0513*** (0.0025)	0.0569*** (0.0141)	-0.0001 (0.0005)	-0.0001 (0.0002)	-	-	0.0017 (0.0022)	4560
Desenvolvidos	-0.0546 [-0.0561, 0.0500]	0.0424*** (0.0024)	0.0558*** (0.0036)	0.0476*** (0.0141)	0.0005 (0.0005)	-0.0001 (0.0002)	-0.0038*** (0.0007)	-	-0.0009*** (0.0023)	4560
Desenvolvidos	-0.0546 [-0.0561, 0.0500]	0.0433*** (0.0028)	0.0542*** (0.0035)	0.0613*** (0.0147)	0.0014*** (0.0005)	-0.0002 (0.0002)	-0.0021** (0.0009)	0.0003*** (0.0001)	-0.0050** (0.0024)	4560
Emergentes	-0.0338 [-0.0627, .0681]	0.0130*** (0.0028)	0.0289*** (0.0031)	0.4461*** (0.0232)	-0.0011 (0.0007)	-	-	-	0.0069** (0.0035)	1330
Emergentes	-0.0338 [-0.0627, .0681]	0.0131*** (0.0029)	0.0289*** (0.0032)	0.4464*** (0.0234)	-0.0011 (0.0007)	-0.0000 (0.0233)	-	-	.0069217** (0.0035)	1330
Emergentes	-0.0338 [-0.0627, .0681]	0.0125*** (0.0029)	0.0290*** (0.0032)	0.4431*** (0.0234)	-0.0008 (0.0008)	0.0000 (0.0002)	-0.0006 (0.0004)	-	0.0074** (0.0035)	1330
Emergentes	-0.0338 [-0.0627, .0681]	0.0125*** (0.0028)	0.0282*** (0.0029)	0.4309*** (0.0236)	-0.0001 (0.0008)	0.0000 (0.0002)	-0.0003 (0.0004)	0.0006*** (0.0002)	0.0024 (0.0039)	1330
Produtores	-0.0553 [-0.0610, -0.0284]	0.0264*** (0.0022)	0.0402*** (0.0021)	0.2045*** (0.0148)	-0.0011** (0.0005)	-	-	-	0.0068*** (0.0021)	3800
Produtores	-0.0553 [-0.0610, -0.0284]	0.0262*** (0.0022)	0.0403*** (0.0021)	0.2047*** (0.0148)	-0.0012** (0.0005)	-0.0001 (0.0002)	-	-	0.0069*** (0.0021)	3800
Produtores	-0.0553 [-0.0610, -0.0284]	0.0257*** (0.0022)	0.0402*** (0.0021)	0.1998*** (0.0149)	-0.0009* (0.0005)	-0.0001 (0.0002)	-0.0012*** (0.0003)	-	0.0067*** (0.0021)	3800
Produtores	-0.0553 [-0.0610, -0.0284]	0.0264*** (0.0022)	0.0397*** (0.0021)	0.2073*** (0.0150)	-0.0006 (0.0005)	-0.0002 (0.0002)	-0.0008** (0.0004)	0.0002*** (0.0001)	0.0049** (0.0022)	3800
Não produtores	0.0340 [-0.0505, 0.0486]	0.0458*** (0.0043)	0.0572*** (0.0065)	0.0548*** (0.0212)	-0.0001 (0.0008)	-	-	-	0.0019 (0.0035)	2090
Não produtores	0.0340 [-0.0505, 0.0486]	0.0457*** (0.0043)	0.0574*** (0.0065)	0.0545*** (0.0212)	-0.0002 (0.0008)	-0.0001 (0.0004)	-	-	0.0020*** (0.0036)	2090
Não produtores	0.0340 [-0.0505, 0.0486]	0.0433*** (0.0043)	0.0586*** (0.0064)	0.0413*** (0.0213)	0.0008 (0.0008)	-0.0002 (0.0004)	-0.0049*** (0.0012)	-	-0.0004 (0.0036)	2090
Não produtores	0.0340 [-0.0505, 0.0486]	0.0458*** (0.0047)	0.0575*** (0.0068)	0.0594*** (0.0229)	0.0024** (0.0009)	-0.0002 (0.0004)	-0.0024 (0.0016)	0.0004*** (0.0002)	-0.0085* (0.0043)	2090

Notes: [.] 95% confidence interval threshold; (.) standard deviation of coefficients; and */**/** indicate significance at the 1/5/10% level.

oscilações nos preços da gasolina em ambos os regime de preços, quando comparado com os países produtores. Tal resultado mostra que a dependência de importação de combustíveis agrava a situação da inflação em países sem reservas em momentos de oscilação nos preços do mercado mundial.

Esses resultados com o 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 IPCr com mais intensidade do que o regime de baixa dos preços.

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 a 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(consultar Bacon (1991), Sun et al. (2019), Rahman (2016), Bumpass et al. (2019), Kang, Gracia e Ratti (2019), Bakhat, Rosselló e Sansó (2021), Apergis e Vouzavalis (2018), Chen e Sun (2021), sendo assim, devido aos consumidores serem mais impactados por elevações nos preços, isso impactaria a inflação em uma maior intensidade.

Por fim, quando levado em consideração nível de renda e a presença de reservas petrolíferas nos países, os resultados obtidos pelo painel Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos, 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 devido a uma maior frota de veículos, assim como apontado por Abdallah e 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 resultado, é o fato de que os países sem reservas petrolíferas acabam tendo maiores impactos na inflação devido a alterações nos preços dos combustíveis, uma das razões para isso é que países dependentes da importação de combustíveis fósseis são mais vulneráveis á alterações no mercado internacional do petróleo, logo, possuem um impacto com maior intensidade à alterações nos preços da gasolina (MARTINS et al., 2019).

6. Conclusões

O presente estudo visou analisar as seguintes hipóteses: i) Os choques dos preços da gasolina possuem efeitos significativos sobre os Índices de Preços ao Consumidor; ii) Seriam assimétricos os efeitos das oscilações dos preços da gasolina sobre o Índice de Preços ao consumidor; iii) O nível de renda do país e a dependência da importação dos combustíveis agravaria os efeitos da gasolina sobre o Índice de Preços ao Consumidor. Sendo empregado os métodos econométricos de séries de tempo como TVAR e TVECM, como também uma

abordagem de dados em painel como painel Painel Dinâmico *Threshold* com Regressores Endógenos, 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 a países desenvolvidos e a países dependentes a importação dos combustíveis, Relacionado ao maior consumo e dependência dos países desenvolvidos, como também a maior vulnerabilidade destes países 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 ao 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*, 2020.
- APERGIS, N.; VOUZAVALLIS, G. Asymmetric pass through of oil prices to gasoline prices: Evidence from a new country sample. *Energy policy*, Elsevier, v. 114, p. 519–528, 2018.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, Elsevier, 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*, Elsevier, v. 13, n. 3, p. 211–218, 1991.
- BAGHESTANI, H. Do gasoline prices asymmetrically affect us consumers' economic outlook? *Energy Economics*, Elsevier, v. 55, p. 247–252, 2016.
- BAGNAI, A.; OSPINA, C. A. M. Asymmetries, outliers and structural stability in the us gasoline market. *Energy Economics*, Elsevier, 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*, Elsevier, p. 105766, 2021.
- BLENDON, R.; BENSON, J. Americans worry: how they view their lives in an economic downturn. *Challenge*, Taylor & Francis, v. 51, n. 3, p. 5–26, 2008.

- 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*, Elsevier, v. 55, p. 200–210, 2016.
- BRITISH0.5PETROLEUM. Statistical Review of World Energy globally consistent data on world energy markets . p. 66, 2020. Disponível em: <<https://www.bp.com/content/dam/bp/business-sites/en/global/corporate/pdfs/energy-economics/statistical-review/bp-stats-review-2020-full-report.pdf>>.
- BUMPASS, D. et al. Testing for short and long-run asymmetric responses and structural breaks in the retail gasoline supply chain. *Energy Economics*, Elsevier, 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*, Elsevier, v. 52, p. 49–54, 2015.
- CANER, M.; HANSEN, B. E. Instrumental variable estimation of a threshold model. *Econometric Theory*, Cambridge University Press, v. 20, n. 5, p. 813–843, 2004.
- CHEN, H.; SUN, Z. International crude oil price, regulation and asymmetric response of china’s gasoline price. *Energy Economics*, Elsevier, v. 94, p. 105049, 2021.
- CHEN, S.-S. Oil price pass-through into inflation. *Energy economics*, Elsevier, v. 31, n. 1, p. 126–133, 2009.
- CHOI, S. et al. Oil prices and inflation dynamics: Evidence from advanced and developing economies. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, 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*, v. 7, n. 1, p. 197–232, 2015.
- DELTAS, G.; POLEMIS, M. Estimating retail gasoline price dynamics: The effects of sample characteristics and research design. *Energy Economics*, Elsevier, v. 92, p. 104976, 2020.
- HAMILTON, J. D. Oil and the macroeconomy since world war ii. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 91, n. 2, p. 228–248, 1983.
- HANSEN, B. Testing for linearity. *Journal of economic surveys*, Wiley Online Library, v. 13, n. 5, p. 551–576, 1999.
- HANSEN, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of econometrics*, Elsevier, 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*, Elsevier, v. 110, n. 2, p. 293–318, 2002.
- HOOKER, M. A. Oil and the macroeconomy revisited. *Available at SSRN 186014*, 1999.
- JOHANSEN, S. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 52, n. 3, p. 389–402, 1992.
- KANG, W.; GRACIA, F. P. de; RATTI, R. A. The asymmetric response of gasoline prices to oil price shocks and policy uncertainty. *Energy Economics*, Elsevier, v. 77, p. 66–79, 2019.

KILIAN, L.; ZHOU, X. Oil prices, gasoline prices and inflation expectations: A new model and new facts. **CEPR Discussion Paper No. DP15168**, 2020.

KREMER, S.; BICK, A.; NAUTZ, D. Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics*, Springer, 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*, Elsevier, v. 49, p. 1–8, 2015.

LI, Y.; GUO, J. The asymmetric impacts of oil price and shocks on inflation in brics: a multiple threshold nonlinear ardl model. *Applied Economics*, Taylor & Francis, p. 1–19, 2021.

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

LO, M. C.; ZIVOT, E. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. *Macroeconomic Dynamics*, Cambridge University Press, v. 5, n. 4, p. 533–576, 2001.

MARTINS, F. et al. Analysis of fossil fuel energy consumption and environmental impacts in european countries. *Energies*, Multidisciplinary Digital Publishing Institute, v. 12, n. 6, p. 964, 2019.

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

SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, Oxford University Press, 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*, Wiley Online Library, 2021.

SUN, Y. et al. Asymmetric pass-through of oil prices to gasoline prices with interval time series modelling. *Energy Economics*, Elsevier, 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*, Elsevier, 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.

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

7. Apêndice

Tabela 6: Fonte de dados da pesquisa para cada país

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

Fonte: Elaboração Própria

8. Anexo

Tabela 8: Estatísticas descritivas

Countries	ΔIPC	ΔIND	GAS	TJ	TPD	CAM
África do Sul	0.427	0.043	5.437	6.823	25.169	10.322
Alemanha	0.112	0.096	1.402	1.791	6.022	0.800
Áustria	0.152	0.272	1.206	2.152	5.156	0.800
Bélgica	0.149	0.167	1.389	2.349	7.467	0.800
Brasil	0.437	0.015	3.133	10.712	10.334	2.690
Canadá	0.139	0.040	1.123	1.535	7.029	1.166
Chile	0.273	0.137	710.529	3.608	7.610	584.916
Colômbia	0.327	0.243	2079.830	5.363	10.848	2436.195
Coreia do Sul	0.162	0.313	1696.513	2.523	3.550	1105.891
Dinamarca	0.119	-0.016	1.474	1.931	5.871	0.800
Eslováquia	0.164	0.584	1.268	2.712	11.285	0.800
Eslovênia	0.137	0.153	1.212	3.123	6.873	0.800
Espanha	0.131	-0.106	1.204	3.111	17.220	0.800
Estados Unidos	0.163	0.042	0.754	1.360	6.232	1.000
Estônia	0.238	0.293	1.130	1.578	8.015	0.800
Finlândia	0.117	0.110	1.449	2.051	7.927	0.800
França	0.101	-0.056	1.379	2.195	9.159	0.800
Holanda	0.133	0.035	1.554	2.020	5.152	0.800
Hungria	0.271	0.237	1.183	5.540	7.399	0.800
Irlanda	0.078	0.320	1.330	3.298	9.175	0.800
Itália	0.107	-0.112	1.481	3.390	9.480	0.800
Letônia	0.270	0.258	1.126	3.891	10.738	0.800
Lituânia	0.235	0.215	1.134	3.597	9.534	0.800
Luxemburgo	0.149	-0.130	1.177	1.917	5.373	0.800
Malta	0.140	0.098	1.274	0.947	5.627	0.800
Polônia	0.165	0.417	1.133	3.051	8.394	0.800
Portugal	0.106	-0.170	1.420	4.275	10.680	0.800
Rússia	0.618	0.318	31.487	9.270	1.786	42.769
Reino Unido	0.175	-0.027	1.408	2.688	5.854	0.800
República Checa	0.174	0.381	1.192	1.137	5.263	0.800
Suécia	0.105	0.068	1.405	1.992	7.376	0.800

Fonte: Elaboração Com base nos resultados da pesquisa