Pontifícia Universidade Católica
do Rio de Janeiro

Breno Avidos Pereira Moura

No. de matrícula: 2110579

Preço de Commodities Internacional e Crescimento Econômico do Brasil: Uma avaliação empírica

Monografia de Final de Curso

Orientador: Marco Cavalcanti

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri, para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

Rio de Janeiro, 29 de Novembro de 2024

Agradecimentos

Gostaria de agradecer aos meus pais, Claudia e Cristiano, por sempre me encorajarem a seguir a carreira de economista assim como eles.

Também agradeço aos meus queridos amigos por todos os momentos felizes que vivemos juntos.

E por fim, mas não menos importante, gostaria de dedicar essa monografia a quatro professores da PUC que tiveram uma participação muito importante ao longo dos últimos quatro anos na minha formação: Marco Cavalcante, meu orientador, Renata Narita, Gustavo Gonzaga e Hamilton Kai.

Resumo

Utilizo modelos econométricos para verificar o efeito do índice de commodities internacionais do Banco Mundial no PIB do Brasil, fazendo testes para verificar a cointegração entre as séries. Rodo os modelos AR e ARDL, os testes ADF, Engle-Granger, Bounds e de Johansen, além de usar juros dos EUA, câmbio do dólar e PIB do G7 como controles para verificar se a relação se mantém significativa.

Palavras-chave

Commodities; Energético; PIB; ARDL; ADF; Engle-Granger; Bounds; Johansen;

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO . . . . .

2 REVISÃO DE LITERATURA . . . . .

3 MÉTODO . . . . .

3.1 Modelo AR com controles . . . . .

3.2 Teste de Engle-Granger . . . . .

3.3 Teste Bounds . . . . .

3.4 Teste de Johansen . . . . .

3.5 Modelo ARDL . . . . .

4 DADOS . . . . .

5 RESULTADOS . . . . .

5.1 Teste ADF . . . . .

5.2 Tabelas de Regressão . . . . .

5.3 Resultado dos testes . . . . .

5.4 Multiplicador de longo prazo . . . . .

6 CONCLUSÃO . . . . .

7 APÊNDICE . . . . .

REFERÊNCIAS . . . . .

1 Introdução

Apesar de muitas vezes desconsiderado das estimações macroeconômicas, o preço internacional das commodities pode conter uma influência interessante nas variáveis domésticas de um país emergente. Com mudanças constantes nos termos de troca e nos níveis de incerteza sobre os ciclos econômicos, torna-se essencial estudar sobre o impacto dos preços de commodities para o PIB brasileiro. É necessário compreender se, de fato, a produção de commodities mundial afeta diretamente o nível de crescimento econômico do Brasil ou se o impacto é através de uma outra variável internacional.

A forte correlação observada no gráfico da média móvel do PIB brasileiro desde 1996 comparado com a média móvel do índice de commodities internacionais do Banco Mundial mostra que a variação no índice de preço de commodities afeta, diretamente ou indiretamente, as variáveis macroeconômicas brasileiras. A partir de seu comportamento muito semelhante, surge a possibilidade das séries serem cointegradas, ou seja, possuírem uma relação média de longo prazo constante.

Este artigo verifica a existência de cointegração entre a série do PIB do Brasil com a série do Índice de commodities do Banco Mundial, considerando ele por completo

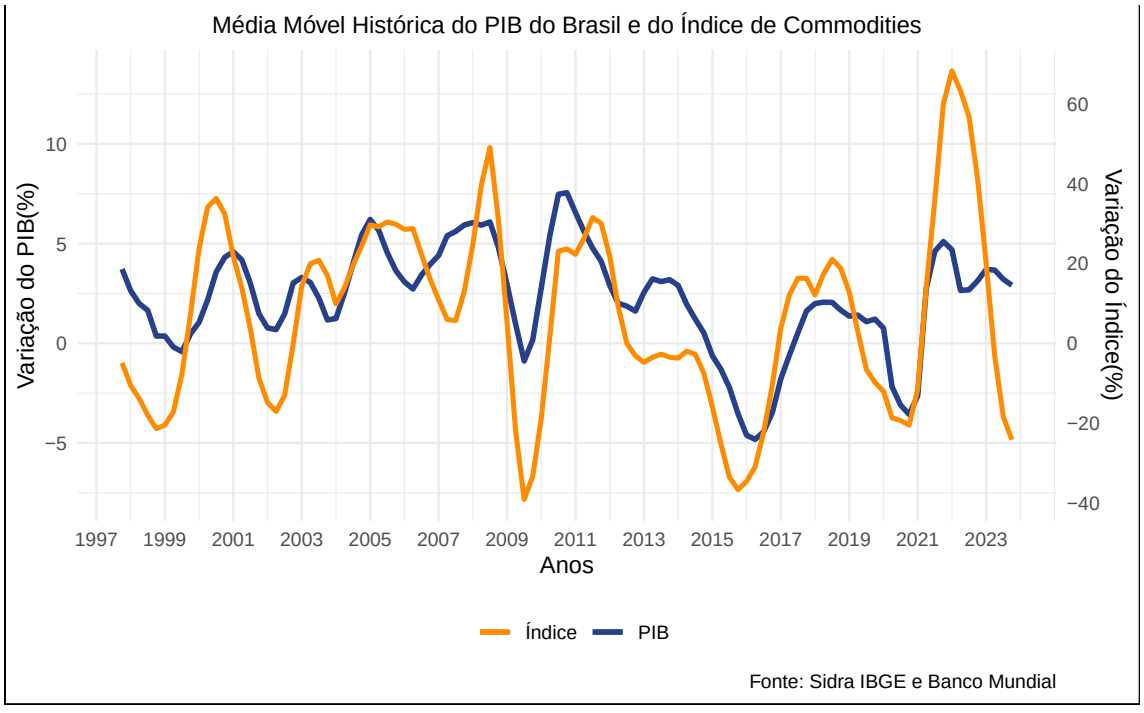

Figura 1

e somente utilizando as commodities não energéticas, realizando os testes de Engle-Granger, Bounds do modelo ECM-ARDL e de Johansen. Concluo que não há fortes indícios da presença de cointegração do PIB com nenhuma das duas séries, apesar do teste Bounds indicar que há cointegração para o índice total. Também faço um teste ADF para utilizar as séries com primeira diferença em um modelo exógeno verificando que o efeito das commodities sobre o PIB se mantém significativo sob a presença de controles como os juros dos Estados Unidos, o câmbio do dólar frente a uma cesta de moedas e o PIB do G7, possivelmente indicando uma causalidade. Por fim, também calculo o multiplicador de longo prazo entre as séries com primeira diferença, mostrando que há uma relação estatisticamente relevante no longo prazo. Na sessão 2 eu faço a revisão de literatura com os estudos mais importantes na área de commodities para os países emergentes, na sessão 3 detalho todos os modelos e explico os testes que realizei nas séries, na sessão 4 dou mais detalhes sobre os dados utilizados nessa análise. Na sessão 5 reporto os resultados dos testes e regressões através de tabelas e na sessão 6 concluo meu artigo fazendo uma análise final acerca do assunto.

2 Revisão de Literatura

Os preços de commodities são uma medida superior a respeito dos termos de troca do que os índices agregados de valores unitários de importação e exportação para estimação do efeito sobre o crescimento da atividade, como mencionado por (ROCH, 2019), onde analisou uma amostra de 22 países exportadores de commodities com uma distribuição equilibrada em seus níveis de desenvolvimento econômico. Os resultados indicam que há uma heterogeneidade entre os países na resposta dinâmica aos choques nos preços de commodities. A mediana mostrou que os choques têm um impacto relevante nas variáveis macroeconômicas específicas de cada país. Uma melhora nos termos de troca causa uma expansão na atividade agregada, consumo e investimento, além de uma apreciação da taxa de câmbio real.

Os dados encontrados por (ROCH, 2019) corroboram a teoria convencional de que o efeito dos preços de commodities é relativamente mais importante para impulsionar os ciclos econômicos em economias emergentes do que em países desenvolvidos. Além disso, países com regimes de taxa de câmbio flutuante e metas de inflação mitigam os impactos dos choques para a economia doméstica, como no caso do Brasil nos últimos 25 anos. Em (CARRINGTON et al., 2023) o impacto da queda do índice de commodities foi relacionado à capacidade de países latino-americanos resistirem a choques externos, em especial o quanto afetava a participação no emprego informal. Dessa forma, analisaram a razão pela qual algumas economias são mais vulneráveis do que outras. Para isso, utilizaram dados em painel com 17 países da América Latina, onde a variável central foi o aumento de recursos governamentais em proporção do PIB em relação ao período de queda no preço das commodities no país. Os resultados da regressão indicam que em economias com uma grande proporção de renda de commodities obtida pelo estado, o aumento no emprego informal no período pós-boom é economicamente e estatisticamente muito significativo. Além disso, as variáveis que indicam resiliência institucional, como nível de exportação de commodities e dependência do comércio internacional, apresentam resultados significativos nas direções esperadas, ao contrário das variáveis macroeconômicas como crescimento do PIB, gastos governamentais proporcionais, inflação e imigração, que não estão significativamente associadas aos níveis de emprego informal.

Analisando a literatura focada exclusivamente no Brasil, o trabalho de (SOUZA; LUPORINI, 2022) usou o índice de commodities do FMI (Fundo Monetário Internacional) como variável explicativa, visando melhorar o grau de ajustamento da função

de reação do BCB, a Regra de Taylor, junto com a taxa básica de juros (Selic), o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a produção industrial dessazonalizada (PIB), a taxa de câmbio real efetiva, o desvio da inflação em relação à meta e o hiato do produto para o período de 2002 a 2015. E apesar de não terem obtido efeitos preditivos relevantes no índice de commodities, argumentam que esse efeito pode estar sendo mitigado por uma certa endogeneidade, com o Banco Central considerando o choque de commodities como informação amostral advinda de variações na taxa de câmbio. Já em (SOUZA; FRY-MCKIBBIN, 2021), no modelo de economia aberta do Brasil, mostra-se relevante modelar os choques de commodities distinguindo entre choque de oferta e demanda, visto que modelar ambos os tipos de choque permite demonstrar que os choques de demanda por commodities são muito maiores do que os choques de oferta no longo prazo. Portanto, o Brasil é vulnerável a choques externos e o tipo de choque tem diferentes efeitos macroeconômicos. Também mencionam que a taxa de juros real é uma fonte de flutuação na atividade real devido ao considerável spread de risco específico do país incorporado nessas taxas (FERNÁNDEZ; GULAN, 2015), entretanto, (SHOUSHA, 2016) mostra que a inclusão do preço de commodities nega esse papel da taxa de juros no produto, pois os choques das taxas de juros refletem choques nos preços das commodities, se os modeladores omitirem os preços das commodities do modelo. A respeito dos métodos econométricos utilizados, (FERNáNDEZ et al., 2017) apresentou um modelo empírico usando uma estimação com modelo SVAR (Structural Vector Autoregression) utilizado sob dois aspectos: exógeno e endógeno. Primeiramente, usou o modelo SVAR para um bloco estrangeiro com o preço de commodities tratado de maneira exógena, com variáveis comuns a todos os países, incluindo preços de 3 setores de commodities diferentes (agrícolas, metálicas e combustíveis) além da taxa de juros mundial indicada por duas proxies. Depois, estimou um outro modelo SVAR para um bloco doméstico endógeno específico para cada país, incluindo 4 indicadores macroeconômicos domésticos: produção, consumo, investimento e balança comercial, além das variáveis pertencentes ao bloco estrangeiro. O SVAR é estimado para 138 países no período de 1960 a 2015. O painel inclui países de baixa renda, emergentes e ricos. A principal descoberta do artigo é que os choques globais explicam uma fração significativa dos ciclos econômicos. Em média, em todos os países, mais de um terço das variações na produção, consumo, investimento e balança comercial são explicadas por perturbações mundiais. Os resultados se mantêm quando o painel passa de dados anuais para trimestrais. Esse modelo empírico de SVAR foi usado de forma semelhante em outros artigos relevantes sobre o tema como (SCHMITT-GROHé; URIBE, 2018) e (ZEEV et al., 2017).O estudo mais re-

cente foi o de (JUVENAL; PETRELLA, 2024), no qual ponderou o apetite ao risco utilizando os títulos BAA americanos, usando um modelo teórico específico e um modelo empírico por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários).

Esses são os estudos mais relevantes internacionalmente na área de impacto do preço de commodities global no crescimento econômico dos países emergentes. A hipótese de que o efeito do índice de preço de commodities no PIB para países emergentes é exógeno é muito utilizada na literatura relacionada ao tema. O que podemos concluir é que o impacto do preço de commodities no PIB está fortemente correlacionado com mudanças nas taxas de juros e nas taxas de câmbio, o que requer que controlemos para esses fatores no modelo.

Por fim, estudos a respeito de verificar a cointegração entre o índice de commodities e o PIB do Brasil estão presentes em (MOREIRA, 2016), indicando que um aumento de volatilidade do índice está associado a níveis mais baixos de PIB no longo prazo, revelando uma cointegração entre as variáveis através do teste de Johansen e do teste Bounds no modelo ARDL, detectando uma relação de longo prazo. Dois dos testes que utilizo nesse artigo para verificar a cointegração.

3 Método

3.1 Modelo AR com controles

O primeiro modelo consta a partir da hipótese de que não há cointegração entre as séries, como mostro nos testes em seguida. Assim, utilizamos o método de regressão linear para captar a correlação entre as séries, verificando, primeiramente, uma relação de curto prazo. O modelo se baseia em uma estimação exógena do efeito do índice de commodities sobre a atividade do Brasil (PIB) feita via MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) utilizando variáveis globais relevantes como controles.

$$Y_t^{BR} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{j=4} \beta_i Y_{t-i}^{BR} + \beta_5 index + \beta_6 juros^{eua} + \beta_7 cambio^{dolar} + \beta_8 pib^{G7} + \beta_9 tempo + \mu_t \tag{3.1}$$

Sendo os respectivos parâmetross:

Y_{BR}^t : PIB corrente do Brasil dessazonalizado na frequência trimestral.

Y_{t-i}^{BR} : PIB do Brasil dessazonalizado defasado de um até quatro períodos.

$index$: Índice de Commodities trimestralizado.

$juros^{eua}$: Taxa de juros nominal americana.

$cambio^{dolar}$: Taxa de câmbio do dólar frente a uma cesta de moedas.

pib^{G7} : Nível de atividade médio dos países com as 7 maiores economias do mundo.

$tempo$: Efeito fixo de tempo

β_i : Estimador do efeito da variável i no PIB brasileiro.

Rodei regressões com o índice completo e somente com a parcela referente às commodities não energéticas, removendo uma parcela considerável exercida pelo petróleo, para verificar se o efeito é direto no PIB brasileiro ou se ele ocorre via juros dos EUA, câmbio do dólar ou pelo fato de propiciar as maiores economias do mundo crescerem e por esse canal afetar o Brasil. Foi também usado um efeito

fixo captando a variação do tempo ao longo dos trimestres, entretanto não terá um impacto significativo à medida que tiramos a primeira diferença das variáveis. Importante ressaltar que estou captando o efeito externo à economia brasileira, vindo da produção internacional de commodities. Há modelos diferentes que captam a endogeneidade da produção interna de commodities brasileiras para exportação, como soja, milho, trigo e algodão. Essas commodities estão presentes no índice, porém com seu respectivo peso mundial.

Antes de rodar as regressões, verifiquei se, nas séries do PIB e do índice, havia a presença de raiz unitária e dessa forma precisaria tirar a primeira diferença, I(1), para tornar as séries estacionárias. Portanto usei o tradicional teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado) (DICKEY; FULLER, 1979), no qual a hipótese nula é a presença de raíz unitária, ou seja, a não estacionariedade da série, o que implicaria em viés na análise dos resultados. Esse teste analisa se o valor do coeficiente no modelo AR é menor do que um, onde o número de defesagens foi escolhido via critério de informação. No caso do PIB do Brasil, rodamos o modelo com tendência, dada a visível tendência positiva ao longo do tempo na sua série histórica, enquanto, no caso do índice de commodities, isso parece não ocorrer, nos gráficos 3 e 4. Assim, usamos o teste ADF com constante e tendência para o PIB e apenas com constante para o índice.

Também faço o teste ADF nos controles usados no modelo e novamente nas séries que foram necessárias tirar a primeira diferença, para garantir que todas as variáveis do modelo eram estacionárias.

Além de verificar o sentido do efeito do índice no PIB, utilizo testes para verificar a cointegração entre as séries do PIB e o índice, e do PIB com o índice não energético, formado apenas com as commodities não energéticas.

3.2 Teste de Engle-Granger

O primeiro teste que realizei foi o de Engle-Granger (ENGLE; GRANGER, 1987), no qual é feito em dois estágios. O primeiro estágio se baseia em uma regressão estática promovendo a relação de longo prazo entre o PIB e o índice:

$$Y_t^{BR} = \beta_0 + \beta_1 index + \mu_t \tag{3.2}$$

A partir dessa equação, salvamos o seu resíduo e, no segundo estágio, rodamos um teste ADF no resíduo, no qual, se o resíduo for estacionário, ou seja, rejeitarmos a hipótese nula, então as variáveis são cointegradas, pois o MQO do estimador da regressão estática seria consistente.

3.3 Teste Bounds

O segundo teste é o teste Bounds (PESARAN et al., 2001), no qual verifica a presença de cointegração em séries temporais mesmo sob a incerteza a respeito do grau de integração, ou seja, se possui raiz unitária. Ele parte de um modelo ARDL de correção de erros, o ECM-ARDL. O modelo ARDL se utiliza de termos AR, autoregressivos da variável dependente e DL, termos distribuídos das variáveis independentes. As defasagens do ARDL foram escolhidas com base em um critério de informação.

$$Y_t^{BR} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{j=3} \beta_i Y_{t-i}^{BR} + \sum_{i=1}^{j=3} \gamma_i index_{t-i} + \mu_t \tag{3.3}$$

A hipótese nula do teste é de que não há cointegração entre as variáveis. A estatística t é comparada com os limites inferior e superior, que representam as possibilidades das variáveis serem estacionárias em nível ou possuírem raiz unitária, respectivamente. Caso fique abaixo do limite inferior, não rejeitamos a hipótese nula, portanto, não há indícios de cointegração, enquanto, caso fique acima do limite superior, então rejeita-se a H0 e há cointegração. No caso da estatística ficar entre os dois limites, o resultado é inconclusivo.

3.4 Teste de Johansen

O terceiro teste é o de Johansen (JOHANSEN, 1988), que funciona para modelos VAR, permitindo múltiplas equações entre as variáveis. O modelo se utiliza de vetores nas variáveis contendo suas próprias defasagens e de outras variáveis. O modelo foi selecionado com 3 defasagens pelo critério de informação bayesiano (BIC):

$$\begin{pmatrix} Y_t^{BR} \\ index_t \end{pmatrix} = C + \sum_{i=1}^{j=3} A_i \begin{pmatrix} Y_{t-i}^{BR} \\ \text{index}_{t-i} \end{pmatrix} + \mu_t \tag{3.4}$$

A partir do modelo VAR, é necessário confirmar que os resíduos são independentes, ou seja, não são autocorrelacionados. Caso contrário, não podemos garantir consistência no resultado do teste de Johansen, gerando uma análise viesada. Para isso, rodamos o teste de Breusch-Godfrey utilizando uma defasagem e, não rejeitando a hipótese nula de que não há autocorrelação nos resíduos, rodamos o teste de Johansen testando o número de relações de cointegração (r), o posto da matriz de cointegração. Começamos testando o r = 0 como hipótese nula, assim, se for rejeitada, as séries não são cointegradas e o VAR contém variáveis I(1). Caso não rejeite, testamos r = 1, no qual as variáveis possuiriam r vetores indicando as relações de cointegração, enquanto se o r = n, sendo n o número de variáveis no sistema, então todo o processo é estacionário, I(0).

3.5 Modelo ARDL

Por fim, faço um modelo ARDL com os controles do primeiro modelo, selecionando o melhor modelo novamente através do menor critério de informação, onde modelo com todas as variáveis fica com 4 defasagens, e encontrando um multiplicador de longo prazo estatisticamente significante mostrando uma relação de longo prazo entre o PIB e o índice. O multiplicador é obtido através da soma dos coeficientes das variáveis explicativas ajustada pela soma dos coeficientes das defasagens da variável dependente do modelo, no caso as 4 defasagens do PIB do Brasil. Também é possível visualizar o efeito pelos coeficientes obtidos no ARDL, que é uma regressão diferente do modelo AR com os controles visto anteriormente, e vai servir para encontrar coeficientes relevantes para mostrar a correlação das defasagens do índice de commodities não energéticas com o PIB.

$$Y_t^{BR} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{j=4} \beta_i Y_{t-i}^{BR} + \sum_{i=1}^{j=4} \gamma_i index_{t-i} + \sum_{i=1}^{j=4} \alpha_i juros_{t-i}^{eua} + \sum_{i=1}^{j=4} \omega_i cambio_{t-i}^{dolar} + \sum_{i=1}^{j=4} \theta_i pib_{t-i}^{g7} + \mu_t \tag{3.5}$$

Importante ressaltar que as séries foram usadas com primeira diferença apenas nesse modelo ARDL e no primeiro modelo, onde usamos os controles para captar correlação entre as séries. Nos modelos dos testes de Engle-Granger, Bounds e Johansen, foram usadas as séries sem primeira diferença, justamente para tentar encontrar indícios de cointegração. Uma vez que estão com primeira diferença e são estacionárias, alteramos o foco para tentar captar relações entre as taxas de

variação das variáveis, no curto e no longo prazo, visto que variáveis cointegradas guardam uma relação média constante no longo prazo, o que diz respeito ao nível das variáveis, e não à taxa de variação. Todos os testes tiveram resultados com nível de significância superior à 10%.

4 Dados

Os dados para o modelo empírico foram coletados de diferentes bases de dados nacionais e internacionais.

O Índice de Commidities usado é o disponibilizado pelo Banco Mundial (Banco Mundial, n.d.). O cálculo desse índice envolve a ponderação do preço de cada commodity individual na cesta, levando em consideração a sua importância relativa no mercado global. O preço mundial de uma commodity é captado por meio de diferentes fontes. Dentre elas, além do próprio Banco Mundial, a Bloomberg também é bem utilizada. Para cada commodity são utilizados órgãos ou empresas específicos para consulta, como, por exemplo, a VALE, empresa brasileira, para obter o preço do minério de ferro.

A partir dos preços coletados, o índice é calculado fazendo uma ponderação com pesos diferentes para cada setor e subsetor. As commodities energéticas representam 67% do índice. Dentre elas, o petróleo tem um peso de 84.6%. Das não energéticas, as commodities agrícolas possuem um peso de 64.9%, do qual a soja e seus derivados (óleo de soja e farinha de soja) representam 10,3% desses 64.9%, enquanto os metais 31.6% do peso das não-energéticas, sendo o minério de ferro responsável por 6% desse valor, como é possível visualizar em 2.

Sobre as outras variáveis, o PIB do Brasil dessazonalizado foi coletado do Sidra, o Sistema de Recuperação Automática do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), n.d.), onde ficam disponibilizadas a maioria das variáveis nacionais. O PIB está disponível na frequência trimestral, portanto, outras variáveis que estiverem na frequência mensal serão trimestralizadas, como é o caso do índice de commodities. Seu valor inicial no ano-base é de 100, adotando as variações percentuais subsequentes em seus valores futuros em comparação com o ano-base pré-primeiro trimestre de 1996.

As variáveis financeiras globais (taxa de juros americana e a taxa de câmbio do dólar frente às outras moedas) assim como o produto médio do G7 foram coletadas do FRED (Federal Reserve Economic Data) (Federal Reserve Bank of St. Louis, n.d.).

Como o PIB brasileiro vem no formato trimestral e o índice no formato mensal, então foi necessário trimestralizar o índice de commodities para fazer regressões.

Além disso, também precisou desinflacionar o índice, visto que é uma variável nominal. Portanto, foi dividido pelo CPI (Consumer Price Index), também coletado do FRED, índice da inflação dos Estados Unidos no trimestre.

Todos os gráficos, regressões e tabelas presentes nesse artigo foram geradas usando programação em R na plataforma do RStudio (TEAM, 2021b) (TEAM, 2021a).

5 Resultados

5.1 Teste ADF

	Variável	Type	Estatística.de.Teste	Valor.Crítico	Conclusão
1	PIB	trend	-1.51	-3.13	Não Rejeita H0
2	Índice	drift	-2.22	-2.57	Não Rejeita H0
3	Índice Não Energético	drift	-1.75	-2.57	Não Rejeita H0

Tabela 1 – Resultados do Teste ADF

	Variável	Type	Estatística.de.Teste	Valor.Crítico	Conclusão
1	Juros EUA	drift	-2.83	-2.57	Rejeita H0
2	Câmbio	drift	-1.33	-2.57	Não Rejeita H0
3	PIB G7	drift	-3.94	-2.57	Rejeita H0

Tabela 2 – Resultados do Teste ADF nos Controles

Como podemos observar, não rejeitamos a hipótese nula do teste ADF para o PIB e para o índice total e não energético, como já era esperado ao observar o comportamento das séries ao longo do tempo em 3 e 4. Enquanto para os controles, apenas a série do câmbio do dólar frente a uma cesta de moedas se mostrou não ser estacionária. Dessa forma, tiramos a primeira diferença das quatro séries.

5.2 Tabelas de Regressão

Nas tabelas de regressão 3 e 4, confirmamos que o índice de commodities mundial é correlacionado com o PIB do Brasil, ou seja, mantém uma relação contemporânea. O coeficiente do índice se mantém significativo no modelo ARDL, com todas as quatro defasagens e no modelo AR com os 3 controles adicionados na regressão. O efeito do tempo não teve qualquer impacto, o que condiz com o fato da série do PIB ser estacionária por conta da primeira diferença. Entretanto, o índice de commodities não energéticas, presente nas tabelas de regressão 5 e 6, perde relevância ao adicionar o controle do câmbio e do PIB do G7 conjuntamente, indicando um resultado em que o impacto vindo das commodities agrícolas e metálicas não cause efeito no Brasil diretamente, mas sim por alterar os termos de troca do dólar com outras moedas e influenciar no crescimento das principais economias do mundo. Por outro lado, no modelo ARDL presente na tabela 7, mesmo utilizando os controles e suas

respectivas 4 defasagens, seu coeficiente de 1,3 e 4 trimestres se mostrou significativo para explicar a variação do PIB.

Tabela 3 – Tabela de Regressão - Índice de Commodities Mundial

	Dependent variable:		
	PIB		
	(1)	(2)	(3)
index	27.956***	24.752***	26.825***
	(5.453)	(5.862)	(6.226)
lag(PIB, 1)	0.025	−0.042	−0.042
	(0.089)	(0.097)	(0.101)
lag(PIB, 2)	−0.181**		−0.238**
	(0.089)		(0.102)
lag(PIB, 3)	0.053		−0.002
	(0.088)		(0.102)
lag(PIB, 4)	0.021		0.012
	(0.088)		(0.102)
lag(index, 1)		6.784	6.733
		(6.450)	(7.546)
lag(index, 2)			4.254
			(7.854)
lag(index, 3)			4.725
			(7.485)
lag(index, 4)			−0.157
			(7.088)
Constant	0.776***	0.763***	0.903***
	(0.257)	(0.228)	(0.276)
Observations	107	110	107
R^2	0.233	0.198	0.253
Adjusted R^2	0.195	0.176	0.183
Residual Std. Error	2.259 (df = 101)	2.271 (df = 106)	2.275 (df = 97)
F Statistic	6.128*** (df = 5; 101)	8.748*** (df = 3; 106)	3.646*** (df = 9; 97)
Note:			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 4 – Tabela de Regressão - Índice de Commodities Mundial

	Dependent variable:		
	PIB		
	(1)	(2)	(3)
index	20.198***	17.256***	17.263***
	(6.001)	(6.304)	(6.332)
juros_eua	0.085	0.043	0.057
	(0.097)	(0.101)	(0.120)
cambio	−25.607**	−28.804**	−28.950**
	(10.909)	(11.073)	(11.145)
pib_g7		14.348	14.369
		(9.868)	(9.914)
tempo			0.002
			(0.008)
Constant	0.606**	0.447	0.323
	(0.303)	(0.321)	(0.678)
Observations	111	111	111
R^2	0.234	0.249	0.249
Adjusted R^2	0.213	0.221	0.214
Residual Std. Error	2.210 (df = 107)	2.198 (df = 106)	2.208 (df = 105)
F Statistic	10.898*** (df = 3; 107)	8.787*** (df = 4; 106)	6.975*** (df = 5; 105)
Note:			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 5 – Tabela de Regressão - Índice de Commodities não Energéticas

	Dependent variable:		
	PIB		
	(1)	(2)	(3)
non.energy	39.733***	30.810***	33.173***
	(9.747)	(10.133)	(10.924)
lag(PIB, 1)	0.050	−0.038	−0.035
	(0.092)	(0.095)	(0.101)
lag(PIB, 2)	−0.152		−0.191*
	(0.092)		(0.101)
lag(PIB, 3)	0.040		0.013
	(0.092)		(0.101)
lag(PIB, 4)	0.031		0.046
	(0.092)		(0.100)
lag(non.energy, 1)		22.445**	22.145*
		(10.851)	(12.510)
lag(non.energy, 2)			2.401
			(12.998)
lag(non.energy, 3)			7.091
			(12.592)
lag(non.energy, 4)			−4.048
			(11.800)
Constant	0.774***	0.805***	0.875***
	(0.268)	(0.233)	(0.284)
Observations	107	110	107
R^2	0.170	0.169	0.208
Adjusted R^2	0.129	0.146	0.135
Residual Std. Error	2.350 (df = 101)	2.312 (df = 106)	2.342 (df = 97)
F Statistic	4.129*** (df = 5; 101)	7.197*** (df = 3; 106)	2.833*** (df = 9; 97)
Note:			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 6 – Tabela de Regressão - Índice de Commodities não Energéticas

	Dependent variable:		
	PIB		
	(1)	(2)	(3)
non.energy	22.281*	16.732	16.656
	(11.845)	(11.998)	(12.075)
juros_eua	0.091	0.032	0.039
	(0.100)	(0.103)	(0.123)
cambio	−28.650**	−33.162***	−33.294**
	(12.611)	(12.633)	(12.752)
pib_g7		19.874**	19.902**
		(9.845)	(9.895)
tempo			0.001
			(0.008)
Constant	0.623**	0.401	0.335
	(0.314)	(0.329)	(0.697)
Observations	111	111	111
R^2	0.180	0.210	0.210
Adjusted R^2	0.157	0.181	0.173
Residual Std. Error	2.286 (df = 107)	2.254 (df = 106)	2.265 (df = 105)
F Statistic	7.832*** (df = 3; 107)	7.062*** (df = 4; 106)	5.599*** (df = 5; 105)
Note:			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
(Intercept)	0.54	0.33	1.63	0.11
L(PIB, 1)	-0.08	0.09	-0.87	0.39
L(PIB, 2)	-0.16	0.09	-1.74	0.09
L(PIB, 3)	0.03	0.09	0.38	0.71
L(PIB, 4)	0.46	0.09	5.01	0.00
index	13.16	5.66	2.33	0.02
L(index, 1)	10.25	6.57	1.56	0.12
L(index, 2)	11.30	6.76	1.67	0.10
L(index, 3)	3.15	5.99	0.53	0.60
L(index, 4)	-1.41	6.01	-0.23	0.82
juros_eua	1.68	0.60	2.78	0.01
L(juros_eua, 1)	-3.20	1.19	-2.69	0.01
L(juros_eua, 2)	2.57	1.29	1.99	0.05
L(juros_eua, 3)	-1.10	1.28	-0.86	0.39
L(juros_eua, 4)	0.18	0.64	0.27	0.79
cambio	-7.76	8.94	-0.87	0.39
L(cambio, 1)	-4.83	9.30	-0.52	0.60
L(cambio, 2)	2.82	9.53	0.30	0.77
L(cambio, 3)	17.37	9.28	1.87	0.06
L(cambio, 4)	-20.41	9.41	-2.17	0.03
pib_g7	82.76	12.54	6.60	0.00
L(pib_g7, 1)	-86.10	12.66	-6.80	0.00
L(pib_g7, 2)	-26.80	11.73	-2.28	0.02
L(pib_g7, 3)	-7.61	11.48	-0.66	0.51
L(pib_g7, 4)	23.60	11.04	2.14	0.04

Tabela 7 – Coeficientes Modelo ARDL

5.3 Resultado dos testes

O teste de Engle-Granger indicou a ausência de cointegração entre as séries, uma vez que não rejeitou a hipótese nula de que a série do PIB e do índice de commodities não são cointegradas.

O teste Bounds, derivado do modelo ARDL, indicou que há cointegração para o índice total, rejeitando a H0, por estar além do limite superior, enquanto para o índice não energético não obtemos cointegração novamente.

Por fim, no teste de Johansen, em nenhuma das séries obtive resultados indicando cointegração, com o r = 0 sendo relevante à 1% na rejeição da hipótese nula.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
(Intercept)	0.18	0.30	0.58	0.56
L(PIB, 1)	-0.01	0.08	-0.13	0.90
L(PIB, 2)	-0.14	0.09	-1.60	0.11
L(PIB, 3)	0.09	0.08	1.07	0.29
L(PIB, 4)	0.48	0.09	5.56	0.00
non.energy	11.53	10.25	1.13	0.26
L(non.energy, 1)	33.53	10.34	3.24	0.00
L(non.energy, 2)	1.98	10.27	0.19	0.85
L(non.energy, 3)	19.03	9.50	2.00	0.05
L(non.energy, 4)	-22.54	9.47	-2.38	0.02
juros_eua	1.91	0.55	3.46	0.00
L(juros_eua, 1)	-3.75	1.08	-3.47	0.00
L(juros_eua, 2)	3.46	1.23	2.80	0.01
L(juros_eua, 3)	-2.51	1.20	-2.09	0.04
L(juros_eua, 4)	0.98	0.60	1.64	0.10
cambio	-10.28	9.54	-1.08	0.28
L(cambio, 1)	5.86	9.66	0.61	0.55
L(cambio, 2)	-1.35	9.44	-0.14	0.89
L(cambio, 3)	19.23	9.56	2.01	0.05
L(cambio, 4)	-31.57	9.55	-3.31	0.00
pib_g7	87.45	12.07	7.25	0.00
L(pib_g7, 1)	-86.70	12.20	-7.11	0.00
L(pib_g7, 2)	-23.94	11.25	-2.13	0.04
L(pib_g7, 3)	-4.83	10.86	-0.44	0.66
L(pib_g7, 4)	33.34	11.03	3.02	0.00

Tabela 8 – Coeficientes Modelo ARDL

	Variável	Type	Estatística.de.Teste	Valor.Crítico	Conclusão
1	PIB ~ Índice	none	-1.39	-3.41	Não Rejeita H0
2	PIB ~ Índice Não Energético	none	-1.38	-3.41	Não Rejeita H0

Tabela 9 – Resultados do Teste Engle Granger

	Variável	Type	Est.de.Teste	VC.Inf	VC.Sup	Conclusão
1	PIB ~ Índice	none	-3.25	-2.86	-3.22	Rejeita H0
2	PIB ~ Índice Não Energético	none	-2.75	-2.86	-3.22	Não Rejeita H0

Tabela 10 – Resultados do Teste Bounds

5.4 Multiplicador de longo prazo

Obtive resultados estatisticamente significativos para o multiplicador de longo prazo do índice total e não energético, por meio do modelo ARDL com os controles, mostrando uma relação de longo prazo na taxa de variação das variáveis.

	Variável	Type	Estatística.de.Teste	Valor.Crítico	Conclusão
1	PIB ~ Índice	trace	15.19	15.66	Não Rejeita H0
2	PIB ~ Índice Não Energético	trace	13.70	15.66	Não Rejeita H0

Tabela 11 – Resultados do Teste Johansen

	Term	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
1	(Intercept)	0.73	0.39	1.85	0.07
2	index	48.99	17.40	2.82	0.01
3	juros_eua	0.17	0.12	1.37	0.17
4	cambio	-17.23	25.36	-0.68	0.50
5	pib_g7	-19.01	20.91	-0.91	0.37

Tabela 12 – Multiplicador de Longo Prazo via ARDL

	Term	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
1	(Intercept)	0.31	0.49	0.62	0.53
2	non.energy	75.73	37.91	2.00	0.05
3	juros_eua	0.16	0.15	1.05	0.30
4	cambio	-31.49	32.56	-0.97	0.34
5	pib_g7	9.25	24.63	0.38	0.71

Tabela 13 – Multiplicador de Longo Prazo via ARDL

6 Conclusão

A principal conclusão desse artigo é que não há cointegração entre a série do PIB do Brasil e o índice de commodities do Banco Mundial. Encontrei um indício no teste Bounds, que condiz com o resultado visto em (MOREIRA, 2016), entretanto sua análise foi feita utilizando os anos de 2005 até 2013 na frequência trimestral, obtendo mais observações em um espaço de tempo inferior. O teste de Johansen respondeu em uma direção diferente do que foi visto no artigo. O de Engle-Granger também não indicou cointegração.

	Índice	EG	Bounds	Johansen
1	Total	Não Cointegradas	Cointegradas	Não Cointegradas
2	Não energético	Não Cointegradas	Não Cointegradas	Não Cointegradas

Tabela 14 – Resultados dos Testes

De fato, era improvável que o crescimento econômico brasileiro se comportasse de maneira semelhante em média no longo prazo ao de uma variável puramente mundial, subestimando o impacto dos fatores endógenos presentes no PIB brasileiro. Uma alternativa interessante para seguir o estudo do impacto do preço de commodities internacionais no crescimento do Brasil seria fazer um modelo VAR com variáveis internas, para identificar o canal de transmissão que o efeito das commodities entra na economia, utilizando variáveis referentes ao investimento, produção e consumo nacionais, além do saldo da balança comercial. Uma vez que o modelo exógeno feito nesse artigo se mostrou consistente em mostrar uma correlação positiva significativa, considerando os controles usados, como foi visto também em (CARRINGTON et al., 2023) e (FERNÁNDEZ; GULAN, 2015) e instigado pelo gráfico 1. Além disso, o multiplicador de longo prazo (MLP) significativo demonstra uma relação de longo prazo interessante entre as variáveis, apesar da não cointegração entre as séries.

Também pode ser interessante realizar estudos mais profundos acerca do impacto de outros setores de commodities específicos do índice, como de agricultura ou metais 2, dado que o petróleo tem um peso muito relevante por conta da importância desse combustível mundialmente atualmente. Assim, outras commodities com um impacto importante na economia de países emergentes como o Brasil podem ser consideradas nos modelos macroeconômicos, visto o resultado também consistente em estimar o efeito das defasagens do índice não energético pelo modelo ARDL no PIB com o multiplicador de longo prazo.

7 Apêndice

	Variável	Type	Estatística.de.Teste	Valor.Crítico	Conclusão
1	PIB	drift	-8.04	-2.57	Rejeita H0
2	Índice	drift	-7.41	-2.57	Rejeita H0
3	Índice Não Energético	drift	-7.42	-2.57	Rejeita H0
4	Câmbio	drift	-6.89	-2.57	Rejeita H0

Tabela 15 – Resultados do Teste ADF após Primeira Diferença

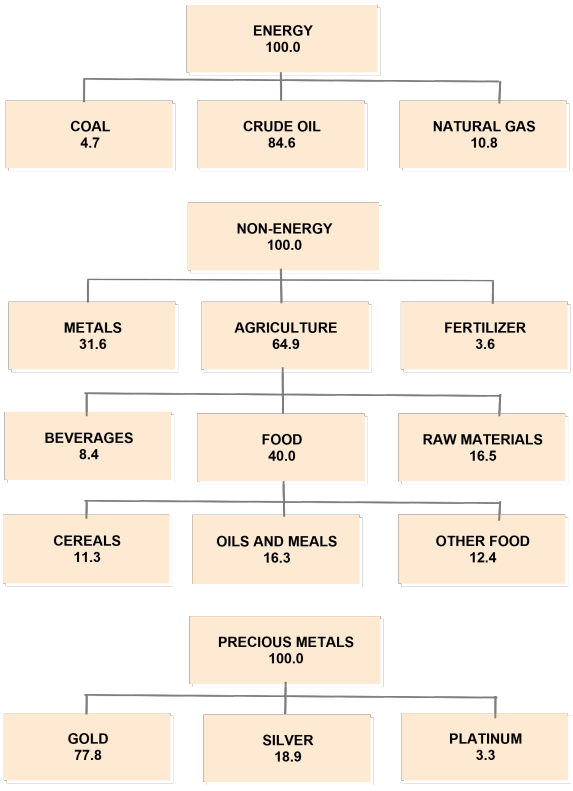

Figura 2 – Pesos do Índice Não Energético do Banco Mundial

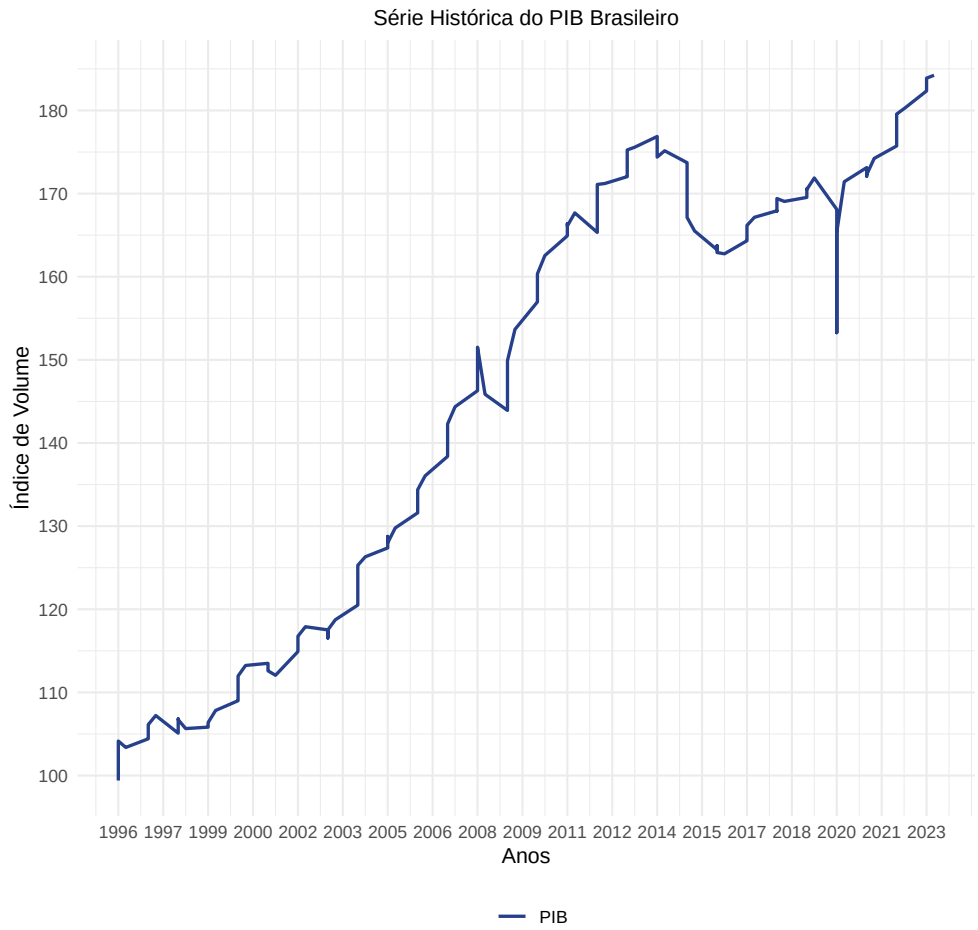
Série Histórica do PIB Brasileiro
Índice de Volume
180
170
160
150
140
130
120
110
100
1996 1997 1999 2000 2002 2003 2005 2006 2008 2009 2011 2012 2014 2015 2017 2018 2020 2021 2023
Anos
PIB
Fonte: Sidra IBGE − Índice de Volume do PIB

Figura 3

Figura 4

	PIB	index	juros_eua	cambio	pib_g7	AIC
1	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	419.97
2	2.00	4.00	3.00	0.00	2.00	443.89
3	2.00	4.00	3.00	0.00	1.00	443.98
4	2.00	4.00	2.00	0.00	1.00	444.34
5	3.00	4.00	3.00	4.00	2.00	444.46
6	2.00	4.00	2.00	1.00	1.00	444.48
7	2.00	4.00	2.00	0.00	2.00	444.59
8	2.00	4.00	3.00	1.00	1.00	444.86
9	3.00	4.00	3.00	4.00	1.00	445.17
10	3.00	4.00	3.00	4.00	3.00	445.67
11	3.00	4.00	2.00	4.00	2.00	446.14
12	3.00	4.00	3.00	3.00	3.00	449.96
13	3.00	4.00	2.00	3.00	3.00	450.47
14	2.00	3.00	2.00	1.00	1.00	451.97
15	1.00	4.00	2.00	0.00	1.00	452.95
16	2.00	3.00	2.00	1.00	2.00	453.12
17	1.00	4.00	2.00	0.00	2.00	453.17
18	1.00	4.00	3.00	0.00	1.00	454.66
19	2.00	3.00	2.00	2.00	2.00	454.92
20	2.00	3.00	3.00	2.00	2.00	456.25

Tabela 16 – Seleção do Modelo ARDL por Critério de Informação

	PIB	non.energy	juros_eua	cambio	pib_g7	AIC
1	4.00	4.00	4.00	4.00	4.00	413.36
2	3.00	4.00	4.00	4.00	4.00	445.54
3	3.00	4.00	4.00	4.00	3.00	449.24
4	2.00	4.00	4.00	0.00	1.00	449.74
5	2.00	4.00	4.00	0.00	2.00	451.37
6	2.00	4.00	3.00	0.00	1.00	451.76
7	2.00	4.00	2.00	0.00	1.00	451.80
8	2.00	4.00	3.00	0.00	2.00	453.21
9	2.00	4.00	2.00	0.00	2.00	453.39
10	2.00	4.00	2.00	1.00	1.00	453.55
11	2.00	4.00	3.00	1.00	1.00	453.68
12	1.00	4.00	2.00	0.00	1.00	456.04
13	2.00	3.00	2.00	1.00	1.00	456.56
14	1.00	4.00	2.00	0.00	2.00	457.50
15	1.00	4.00	3.00	0.00	1.00	457.67
16	2.00	3.00	2.00	1.00	2.00	458.38
17	1.00	3.00	2.00	0.00	1.00	458.74
18	3.00	4.00	4.00	3.00	3.00	460.23
19	2.00	3.00	2.00	2.00	2.00	460.32
20	1.00	3.00	2.00	0.00	2.00	460.44

Tabela 17 – Seleção do Modelo ARDL por Critério de Informação

```
Breusch-Godfrey LM test


data:  Residuals of VAR object var_model

Chi-squared = 0.84744, df = 4, p-value = 0.932
```

Tabela 18 – Teste Breusch-Godfrey

Referências

Banco Mundial. *World Development Indicators*. n.d. Disponível em: ⟨https://data.worldbank.org/⟩. Acesso em: 29 nov. 2024.

CARRINGTON, S. J.; OLARTE, S. H.; URBINA, G. Commodity cycle management in latin america: The importance of resilience in face of vulnerability. *Resources Policy*, Elsevier, v. 81, p. 103316, 2023.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, Taylor & Francis, v. 74, n. 366a, p. 427–431, 1979.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 251–276, 1987.

Federal Reserve Bank of St. Louis. *Federal Reserve Economic Data (FRED)*. n.d. Disponível em: ⟨https://fred.stlouisfed.org/⟩. Acesso em: 29 nov. 2024.

FERNÁNDEZ, A.; GULAN, A. Interest rates, leverage, and business cycles in emerging economies: The role of financial frictions. *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, TN 37203-2425, v. 7, n. 3, p. 153–188, 2015.

FERNáNDEZ, A.; SCHMITT-GROHé, S.; URIBE, M. World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation. *Journal of international economics*, Elsevier B.V, v. 108, p. S2–S14, 2017. ISSN 0022-1996.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)*. n.d. Disponível em: ⟨https://sidra.ibge.gov.br/⟩. Acesso em: 29 nov. 2024.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, Elsevier, v. 12, n. 2-3, p. 231–254, 1988.

JUVENAL, L.; PETRELLA, I. Unveiling the dance of commodity prices and the global financial cycle. *Journal of international economics*, Elsevier B.V, v. 150, 2024. ISSN 0022-1996.

MOREIRA, R. R. Commodity prices volatility and macroeconomic performance: testing for a commodity-exporting country. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, Inderscience Publishers (IEL), v. 6, n. 4, p. 379–389, 2016.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001.

ROCH, F. The adjustment to commodity price shocks. *Journal of Applied Economics*, Routledge, v. 22, n. 1, p. 437–467, 2019.

SCHMITT-GROHé, S.; URIBE, M. How important are terms-of-trade shocks? *International economic review (Philadelphia)*, Wiley Periodicals, Inc, Philadelphia, v. 59, n. 1, p. 85–111, 2018. ISSN 0020-6598.

SHOUSHA, S. Macroeconomic effects of commodity booms and busts: The role of financial frictions. *Unpublished manuscript*, 2016.

SOUZA, R. D. S.; FRY-MCKIBBIN, R. Global liquidity and commodity market interactions: Macroeconomic effects on a commodity exporting emerging market. *International Review of Economics & Finance*, Elsevier, v. 76, p. 781–800, 2021.

SOUZA, R. G. de; LUPORINI, V. Estimações da regra de taylor para o brasil utilizando fatores comuns dos índices de commodities e previsões in-sample e out-of-sample para o período de 2002 a 2015. *Pesquisa e planejamento econômico (Rio de Janeiro)*, Brazil, Rio de Janeiro, v. 52, n. 2, 2022. ISSN 0100-0551.

TEAM, R. *RStudio: Integrated Development for R*. 2021. RStudio, PBC. Disponível em: ⟨https://www.rstudio.com⟩.

TEAM, R. C. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. 2021. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponível em: ⟨https://www.R-project.org⟩.

ZEEV, N. B.; PAPPA, E.; VICONDOA, A. Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news. *Journal of international economics*, Elsevier B.V, v. 108, p. 368–376, 2017. ISSN 0022-1996.