

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

THAÍS RODRIGUES DA SILVA

**EFEITOS DE POLÍTICA MONETÁRIA DO FED SOBRE INDICADORES DO
BRASIL**

SÃO PAULO

2022

THAÍS RODRIGUES DA SILVA

**EFEITOS DE POLÍTICA MONETÁRIA DO FED SOBRE INDICADORES DO
BRASIL**

Trabalho de Conclusão de Curso
apresentado como requisito para obtenção
do título de bacharel em Ciências
Econômicas pela Universidade de São Paulo
(USP).

Orientador: Mauro Rodrigues Júnior

SÃO PAULO

2022

Resumo

A proeminência dos Estados Unidos no cenário mundial e a importância de sua moeda influenciam a economia de países mundo afora, principalmente de países de caráter exportador como o Brasil, uma vez que as *commodities* são cotadas em dólar. Por isso, o presente trabalho busca analisar os impactos das decisões de política monetária norte-americana sobre indicadores macroeconômicos brasileiros. Para isso, um modelo VECM foi utilizado para observação do comportamento de variáveis domésticas – produto, inflação, taxa de juros e câmbio – sob o efeito de todas as variáveis e suas defasagens simultaneamente – sendo as variáveis externas o preço de *commodities*, a produção industrial dos EUA, sua inflação e sua taxa de juros. Conforme esperado, concluiu-se que mudanças na economia norte-americana efetivamente influenciam a economia brasileira, sendo o preço das *commodities* a via principal de impacto.

Abstract

The United States' proeminence on the world stage and the relevance of its currency influence economy worldwide, mainly in exporting countries such as Brazil, since commodities are quoted in dollars. Therefore, the present work seeks to analyze the impacts of US monetary policy decisions on Brazilian macroeconomic indicators. Thus, a VECM model was used to observe the behavior of domestic variables – product, inflation, interest rate and exchange rate – under the effect of all variables and their lags simultaneously – where the external variables are the price of commodities, North American industrial production, its inflation and its interest rate. As expected, it was concluded that changes in the US economy effectively impact the Brazilian economy, with the price of commodities being the main way.

Sumário

1 Introdução	6
2 Dados e Metodologia	9
3 Resultados	14
3.1 Testes de raiz unitária	14
3.2 Estimação do modelo	16
3.3 Análise do modelo	17
4 Conclusão	21
Apêndice	23
Referências	36

1 Introdução

A proeminência dos Estados Unidos no cenário mundial, devido à sua riqueza¹ e força militar, faz com que suas decisões impactem o restante do mundo, no cenário atual de profunda interdependência² entre países. Essa relevância é refletida na importância do dólar em âmbito global, sendo a moeda de referência para transações – influenciando, assim, a dinâmica econômica das nações. Com isso, torna-se pertinente a observação das ações norte-americanas e seus impactos sobre as demais economias, bem como o preço das *commodities* – referenciadas em dólar –, principalmente com relação a países exportadores, como o Brasil. Para isso, foi estimado um modelo VECM que considera um índice de preços das *commodities* e indicadores macroeconômicos dos EUA e do Brasil. Conforme esperado, concluiu-se que mudanças na economia norte-americana efetivamente influenciam a economia brasileira – sendo o preço das *commodities* a via principal de impacto.

Segundo Georgiadis (2015), os *spillovers* gerados pelas decisões de política monetária dos EUA são bastante consideráveis no restante do mundo, com magnitude a depender da estrutura do país – integração financeira, abertura comercial, regime de câmbio, desenvolvimento do mercado financeiro, rigidez do mercado de trabalho, estrutura da indústria e participação em cadeias de valor globais.

Porém, nenhuma relação sistemática clara emerge entre as respostas dos países e as características relevantes do país, havendo uma heterogeneidade significativa entre as nações na resposta dos preços dos ativos e dos fluxos internacionais de portfólio e bancário (Dedola, Rivolta e Stracca, 2017). Para Sarfati (2005), a relação de interdependência entre Estados pode ser assimétrica, dependendo da sensibilidade (grau de resposta a uma política, que considera rapidez e custos) e da vulnerabilidade (disponibilidade e custos de alternativas) de cada nação – o que torna imprescindível a análise individual detalhada.

¹ Dados do FMI mostram que os EUA possuem o maior PIB (produto interno bruto) do mundo, correspondendo a US\$ 23,0 trilhões em 2021. A China registrou US\$ 17,5 trilhões naquele ano.

² Sarfati (2005), citando Keohane e Nye, define interdependência como uma situação caracterizada por efeitos recíprocos entre os países ou entre os atores de diferentes países ou simplesmente o estado de mútua dependência. Hoje, a integração da cadeia produtiva global intensifica essa dinâmica de interdependência entre países e corrobora a visão do autor de que o poder econômico se tornou mais importante do que era no passado.

Já no início da década de 1990, Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) estudavam a importância de fatores externos sobre economias da América Latina. Seu trabalho mostrou que fatores externos explicaram uma parte considerável da variação das taxas de câmbio reais desses países, entre 1988 e 1991³.

Mackowiak (2007), por sua vez, aplicou esta ideia a uma seleção de países emergentes (não incluindo o Brasil), agregando mais variáveis e usando séries mais longas. Chegou à conclusão de que um choque de política monetária dos EUA afeta rápida e fortemente a taxa de juros de curto prazo e a taxa de câmbio em um mercado emergente típico – ainda mais que nos próprios Estados Unidos. Vale ressaltar, também, que os resultados obtidos pelo autor sugerem que as mudanças na taxa de juros externa podem ter efeitos diferentes, dependendo se refletem choques de política monetária ou uma resposta sistemática da taxa de juros norte-americana a outros tipos de choques.

Ademais, o Fed (Banco Central dos Estados Unidos) decidiu recentemente mudar seu arcabouço de política monetária, passando a adotar uma meta de inflação média ao longo do tempo. Dada essa postura inédita com relação à reação da curva de juros à variação de preços e à ausência de maiores especificações em torno deste novo *framework*, uma possível inferência seria de que um choque de política monetária ganha probabilidade, uma vez que não se sabe ao certo como o Fed pretende atuar, dada a falta de parametrização. Ou seja, a compreensão de como decisões de política monetária norte-americana afetam outros países pode atuar de forma a antecipar possíveis desdobramentos na economia brasileira em caso de um choque inesperado.

Segundo Georgiadis (2015), formuladores de políticas podem mitigar a vulnerabilidade de suas economias à política monetária dos EUA, promovendo a integração comercial, bem como o desenvolvimento do mercado financeiro doméstico,

³ Os autores estudam os fluxos de entrada de capitais do período, considerando que a década de 1980 foi marcada principalmente por escassez de capital na América Latina. Em primeiro lugar, houve uma queda acentuada nas taxas de juros de curto prazo dos EUA (melhorando a solvência dos devedores latino-americanos). Depois, fatores externos provavelmente teriam contribuído para o aumento do déficit em conta corrente da América Latina e para a necessidade de financiar esse déficit por meio de maiores entradas de capital. Além disso, os dados utilizados da balança de pagamentos norte-americana apoiaram a noção de que oscilações nas saídas de capital privado dos Estados Unidos desempenham um papel fundamental como impulso externo que afeta o tamanho das entradas de capital na América Latina. Por último, as importantes mudanças regulatórias que ocorreram nos mercados de capitais dos países industrializados em 1990 reduziram os custos de transação para os agentes que acessam os mercados de capitais internacionais da América Latina e de outros países em desenvolvimento. Esses fluxos, naquele momento, contribuíram para o acúmulo de reservas estrangeiras e a valorização das taxas de câmbio reais.

umentando a flexibilidade das taxas de câmbio e reduzindo os atritos nos mercados de trabalho.

Como anteriormente citado, os impactos de mudanças de política monetária dos Estados Unidos têm suas particularidades em cada país. Dedola, Rivolta e Stracca (2017) concluem que as economias emergentes tendem a experimentar efeitos macroeconômicos mais voláteis. Além disso, a reação de variáveis financeiras é mais heterogênea – enquanto a maioria dos países vê os rendimentos de seus títulos aumentarem em relação aos EUA, os preços reais das ações e do mercado imobiliário caem em cerca de metade dos países. Da mesma forma, muitos países experimentam efeitos opostos no crédito real e nos fluxos de capital, incluindo empréstimos de bancos estrangeiros.

Eickmeir & Ng (2011), em seu estudo, analisam transmissões financeiras entre países, ao avaliar choques de oferta de crédito dos Estados Unidos, do Japão e da União Europeia. Eles concluem que os EUA têm relevância maior sobre outros países, por conta do tamanho da economia norte-americana e da importância do dólar no cenário mundial.

Vale ressaltar que segundo o relatório State of Commodity Dependence de 2021 da UNCTAD (Organização de Comércio e Desenvolvimento das Nações Unidas), o Brasil foi considerado uma nação dependente das exportações de commodities, já que entre 2018 e 2019 dois terços das exportações totais do país corresponderam a essas exportações.

Assim, à luz dos resultados do modelo VECM, o objetivo deste trabalho é entender de que maneiras o Brasil é afetado pelas mudanças de política monetária do Fed. Com isso, pretende-se obter uma melhor percepção de como o comportamento da curva de juros dos EUA pode influenciar a economia doméstica e que possíveis impactos podem ser derivados de um choque inesperado de política monetária norte-americano.

2 Dados e Metodologia

Tal qual o trabalho de Mackowiak (2007), aqui será considerado um conjunto de dados que consiste, para Brasil, em (i) taxa de juros, (ii) taxa de câmbio, (iii) uma medida do produto real agregado e (iv) uma medida do nível de preços agregado. Já para EUA: (i) taxa de juros, (ii) uma medida da produção agregada real e (iii) uma medida do nível de preços agregado. Além disso, será usada uma medida dos preços mundiais das *commodities*.

Na Tabela 1, a seguir, as séries utilizadas – todas em frequência mensal:

Tabela 1. Séries e respectivas especificações para estimação do modelo

	Série	Especificação	Ajustes	Período amostral	Fonte (Código)
EUA	<i>Commodities</i>	Índice de preços ao produtor (todas as <i>commodities</i>)	Base 100 = 1982	-	mar/99 a jun/22 FRED (PPIACO)
	Produção	Produção industrial ajustada sazonalmente	Base 100 = 2017	-	mar/99 a jun/22 FRED (INDPRO)
	Preços	Índice de preços ao consumidor (CPI)	Base 100 = 1984	-	mar/99 a jun/22 FRED (CPIAUCNS)
	Taxa de juros	<i>Federal funds target rate</i>	Pontos percentuais ao ano	Último valor do mês (bases originais diárias)	mar/99 a nov/08
<i>Federal funds target range (upper limit)</i>		dez/08 a jun/22			FRED (DFEDTARU)
Brasil	Produção	PIB mensal - Valores correntes	R\$ milhões	Valores deflacionados pelo IPCA, acumulados em 12 meses	mar/99 a jun/22 SGS BCB (4380)
	Preços	Índice nacional de preços ao consumidor - amplo (IPCA) - em 12 meses	Variação percentual	-	mar/99 a jun/22 SGS BCB (13522)
	Taxa de juros	Taxa de juros - Meta Selic definida pelo Copom	Pontos percentuais ao ano	Último valor do mês (base original diária)	mar/99 a jun/22 SGS BCB (432)
	Câmbio	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Fim de período	u.m.c./US\$	-	mar/99 a jun/22 SGS BCB (3696)

Legendas:

FRED = Federal Reserve Bank St. Louis - Economic Data

SGS BCB = Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil

Fonte: Elaboração própria

Com exceção das taxas de juros (tanto a norte-americana quanto a brasileira), que serão utilizadas em pontos percentuais, serão usados os logaritmos das demais.

Para facilitar a compreensão dos próximos gráficos e tabelas, a produção dos EUA será designada como “produção industrial”, sua inflação como “CPI” e sua taxa de juros

como “Fed Funds”. Já para Brasil, a produção será designada como “PIB”, a inflação como “IPCA”, a taxa de juros como “taxa Selic” e o câmbio como “real”.

Para fins práticos, a ordenação da tabela anterior já segue uma suposição para ordenação de Choleski, sendo o preço das *commodities* a série mais exógena dentre as variáveis, enquanto o real, a mais endógena, isto é, afetada por todas as demais contemporaneamente.

A curva de Phillips e a regra de Taylor dão sustentação a essa escolha. A curva de Phillips mostra a relação entre a inflação e atividade econômica, enquanto a regra de Taylor é uma regra de política monetária, que mostra como a taxa de juros reage à atividade e à inflação.

Infere-se, então, que uma economia mais aquecida (maior produção) impacta a inflação, pela maior demanda, e esta, finalmente, impacta a taxa de juros. Assim, tem-se o porquê de a produção industrial norte-americana impactar a inflação e em seguida os juros dos EUA. A mesma explicação vale para o Brasil: atividade influenciando o nível de preços e, em seguida, os juros (taxa Selic).

As *commodities* seriam o elemento mais exógeno uma vez que seus preços são formados no mercado internacional, de acordo com os mais variados eventos – como safras, ocorrências climáticas, situação econômica e política de países importadores e exportadores, e outros processos.

Já o real seria a variável mais endógena por responder ao diferencial de juros. Uma vez determinada a taxa de juros no mercado interno, espera-se um movimento de entrada ou saída de fluxo estrangeiro, de acordo com o diferencial de juros – quanto maior o prêmio, maior a entrada de dólar no país, e vice-versa.

Por fim, os indicadores norte-americanos antecedendo os brasileiros são a suposição do presente trabalho, que pretende analisar se a política monetária do Banco Central dos EUA impacta indicadores macroeconômicos do Brasil.

A princípio, a análise seria feita por um modelo VAR (de vetores autorregressivos), por ser um modelo multivariado de séries temporais. Ocorre que, quando existe uma combinação linear das variáveis que seja estacionária, há um modelo VAR mais apropriado, denominado VECM (modelo de correção de erros vetorial). Então,

ao invés de estimar um modelo VAR para as variáveis em primeira diferença (no caso de serem integradas de primeira ordem), estima-se um modelo VECM das séries originais.

Com isso, o modelo consistirá em um sistema de 8 equações – uma para cada variável, considerando suas próprias defasagens e das demais séries:

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\beta}_p \mathbf{Y}_{t-p} + \mathbf{T} + \boldsymbol{\varepsilon}_1 + \dots + \boldsymbol{\varepsilon}_q$$

Onde,

- (i) \mathbf{Y} é um vetor composto por 8 componentes, sendo eles as variáveis endógenas: $\mathbf{Y} = [\text{Commodities}, \text{Produção industrial}, \text{CPI}, \text{Fed funds}, \text{PIB}, \text{IPCA}, \text{Taxa Selic}, \text{Real}]$
- (ii) t é o período
- (iii) $\boldsymbol{\alpha}$ é o vetor de constantes
- (iv) $\boldsymbol{\beta}_j$ são matrizes 8x8 de coeficientes, para $j = 1, \dots, p$
- (v) p é a ordem do modelo, ou seja, o número de defasagens
- (vi) \mathbf{T} é o vetor de tendência
- (vii) $\boldsymbol{\varepsilon}_j$ são vetores dos termos de correção de erros, para $j = 1, \dots, q$
- (viii) q é o número de ordens de cointegração

Contudo, como o objetivo consiste na observação dos choques externos sobre indicadores brasileiros, serão examinadas somente as equações referentes às séries do Brasil. Isto é, serão examinadas 4 equações: do PIB, do IPCA, da Taxa Selic e do real, tendo como variáveis explicativas as defasagens de todas as variáveis simultaneamente.

A noção de que um conjunto de variáveis não estacionárias possa gerar uma combinação linear estacionária está ligada ao conceito de cointegração, que representa uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Portanto, o primeiro passo é observar a estacionariedade das séries e definir, então, seu grau de integração.

Testes de raiz unitária são uma ferramenta para atestar essa estacionariedade ou ausência dela. Processos com raiz unitária (coeficiente do componente autorregressivo igual a 1) indicam a não estacionariedade de uma série. Ao tirar a primeira diferença desta, pode-se concluir se ela é I(1), integrada de grau 1, caso a série obtida seja estacionária. A partir de então, é possível prosseguir com a estimação do modelo⁴.

⁴ Todos os testes e estimações deste trabalho foram feitos com o software Gretl.

Para isso, seleciona-se o número de defasagens por meio de critérios de informação. Depois, é feito o teste de cointegração de Johansen, para definir o número de vetores de cointegração independentes existentes. Por fim, estima-se o modelo VECM.

Antes de partir para a interpretação dos resultados, contudo, são feitas análises de resíduos: (i) autocorrelação, (ii) normalidade e (iii) heteroscedasticidade condicional.

Uma das suposições sobre os erros é a suposição de independência temporal – o teste de autocorrelação dos resíduos é um teste a respeito desta suposição. Em geral, resíduos autocorrelacionados são um sinal de que a dinâmica entre as variáveis não está sendo considerada de maneira adequada pelo modelo. Pode haver um problema de não estacionariedade ou sazonalidade, ou necessidade de inclusão de defasagens de ordem superior para as variáveis.

Outra suposição sobre os erros é que eles seguem uma distribuição normal. A violação da hipótese de normalidade pode estar associada com o comportamento atípico de alguma observação.

Há também a suposição de que a variância do erro é constante. Quando esta suposição é violada, o modelo apresenta heterocedasticidade e, portanto, perde eficiência.

Por fim, o teste de restrições lineares de cointegração mostra se cada variável é significativa na equação de cointegração.

Uma vez estimado, parte-se então para a análise do modelo VECM. Primeiro, serão observadas as funções resposta ao impulso (FRI). Em seguida, as decomposições da variância do erro de previsão. Será considerado também o sinal dos coeficientes encontrados em cada equação estimada – ou seja, se o impacto de cada variável e suas defasagens é positivo ou negativo majoritariamente.

Nas FRI, o objetivo é compreender como os choques estruturais afetam as variáveis endógenas ao longo do tempo⁵. Para uma variável, a FRI mostra qual é o efeito sobre seu valor corrente e seus valores futuros esperados de um aumento unitário no valor corrente de um dos choques estruturais, sob a suposição de que este choque retorna a zero nos períodos subsequentes e que nenhum dos outros choques estruturais sofreu alteração.

⁵ Para análise das funções resposta ao impulso (FRI), é necessário que as séries sigam a ordenação de Choleski., que diz respeito à relação contemporânea entre os componentes do modelo.

A decomposição de variância do erro de previsão, por sua vez, mostra a contribuição da variância de cada choque estrutural para explicar a variância do erro de previsão de cada variável endógena do VECM. Ou seja, ela mostra como o grau de incerteza de cada variável depende dos choques estruturais que atingem a economia. A partir destes resultados, é possível então fazer uma interpretação sobre a relação entre as variáveis.

3 Resultados

3.1 Testes de raiz unitária

A seguir, na Tabela 2, temos os resultados de dois diferentes testes – ADF (teste de Dickey-Fuller aumentado) e PP (teste de Phillips-Perron) – para as séries originais. Neles, a hipótese nula é de que há raiz unitária, ou seja, quando não se rejeita a hipótese nula, o teste indica que a série é não estacionária.

Tabela 2. Resultados dos testes ADF e PP para as séries originais

Séries originais		ADF *			PP *		
		Estatística <i>tau</i> **	P-valor	Rejeição de H0 ***	Estatística <i>Z_t</i> **	P-valor	Rejeição de H0 ***
EUA	<i>Commodities</i>	-0,8689	0,9579	não	-0,4991	0,9832	não
	Produção industrial	-2,6181	0,2721	não	-2,7896	0,2024	não
	CPI	-0,8333	0,9613	não	-1,6285	0,7794	não
	Fed Funds	-2,2367	0,4685	não	-1,5988	0,7913	não
Brasil	PIB	-2,3203	0,4223	não	-0,5818	0,9790	não
	IPCA	-2,3364	0,4135	não	-2,5886	0,2859	não
	Taxa Selic	-1,7357	0,7355	não	-6,2850	0,0000	sim
	Real	-1,2883	0,8886	não	-1,3653	0,8690	não

* Modelo com constante e tendência

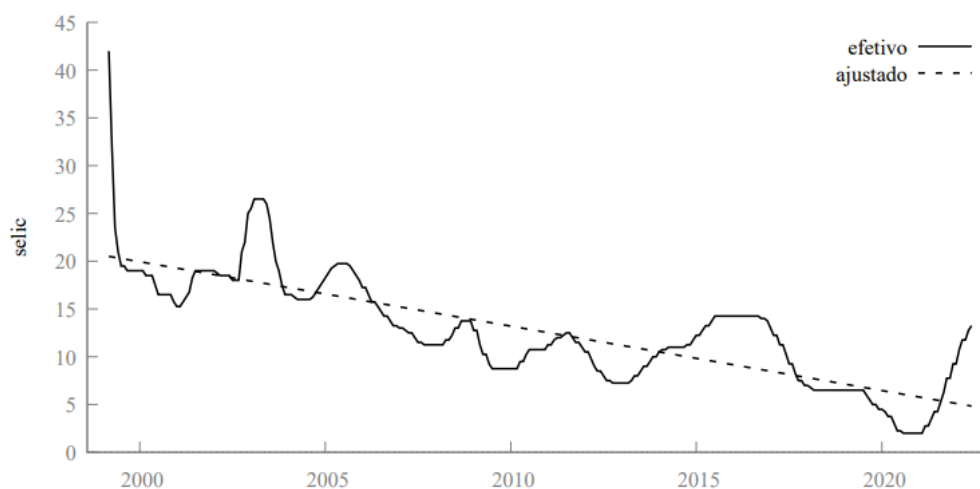
* Valores críticos de 1% a 10% de significância: -3,99 a -3,13, segundo Fuller (1996) - amostra entre 250 e 500

** H0: raiz unitária

Fonte: Elaboração própria

Nota-se que: (i) no teste ADF, todas as séries mostram possuir raiz unitária e, portanto, são estacionárias; (ii) no teste PP, a taxa Selic rejeita a hipótese nula de estacionariedade, enquanto as demais séries continuam mostrando-se estacionárias.

Entretanto, ao estimar um modelo de tendência linear para a taxa Selic (“selic” no eixo vertical do Gráfico 1), nota-se um resultado ajustado que mostra a presença clara de tendência, descartando a estacionariedade indicada pelo teste PP conforme observado a seguir.

Gráfico 1. Regressão da Taxa Selic contra uma tendência temporal

Fonte: Elaboração própria, com dados do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (SGS BCB)

Na Tabela 3, em seguida, temos os mesmos testes aplicados à primeira diferença de cada série, para conclusão sobre sua estacionariedade e, nesse caso, sobre seu grau de integração.

Tabela 3. Resultados dos testes ADF e PP para as séries em primeira diferença

Primeira diferença das séries		ADF			PP		
		Estatística τ	P-valor	Rejeição de H0	Estatística Z_t	P-valor	Rejeição de H0
EUA	<i>Commodities</i>	-10,1135	0,0000	sim	-10,3921	0,0000	sim
	Produção industrial	-12,3803	0,0000	sim	-13,1949	0,0000	sim
	CPI	-4,0191	0,0082	sim	-10,2574	0,0000	sim
	Fed Funds	-5,0928	0,0001	sim	-13,5709	0,0000	sim
Brasil	PIB	-4,0808	0,0067	sim	-4,9730	0,0003	sim
	IPCA	-5,1956	0,0000	sim	-7,8199	0,0000	sim
	Taxa Selic	-15,0577	0,0000	sim	-12,9740	0,0000	sim
	Real	-16,9532	0,0000	sim	-16,9799	0,0000	sim

* Modelo com constante e tendência

* Valores críticos de 1% a 10% de significância: -3,99 a -3,13, segundo Fuller (1996) - amostra entre 250 e 500

** H0: raiz unitária

Fonte: Elaboração própria

Conclui-se que todas as séries são integradas de primeira ordem, já que todas são estacionárias em sua primeira diferença. Assim, é possível prosseguir com a estimação do modelo VECM.

3.2 Estimação do modelo

Primeiro, realiza-se a seleção de defasagens do modelo VECM a ser estimado. Segundo os critérios de informação Bayesiano de Schwarz (BIC) e de Hannan-Quinn (HQC), seriam escolhidas duas ordens de defasagem – esses critérios impõem penalidades à medida que aumenta o número de regressores utilizados. Já o critério de Akaike (AIC), menos parcimonioso, sugere a ordem 3⁶.

Depois, encontra-se o posto do modelo, ao ser realizado o teste de Johansen. Nele, considera-se o caso de tendência restringida com constante sem restrições e o caso de tendência e constante sem restrições, já que o comportamento das séries mostra a existência de tendência linear.

Contudo, há certas suposições com relação aos resíduos a serem cumpridas para que a análise seja válida, e as defasagens sugeridas pelos critérios de informação não satisfazem essas suposições.

Considerando um modelo VECM de 19 defasagens e 4 ordens de cointegração⁷, (i) não há autocorrelação de resíduos⁸; (ii) os resíduos são não normais⁹ – mas como a amostra é suficientemente grande, não há preocupação com a ausência de normalidade pois, nesse caso, a distribuição dos estimadores converge para uma distribuição normal; e (iii) é respeitada a suposição de que a variância dos resíduos é constante (resultado do teste ARCH¹⁰)¹¹.

Além disso, o teste de restrições lineares de cointegração¹² atestou que as 8 variáveis consideradas são significativas na equação de cointegração.

Com isso, são obtidas 8 equações, que consideram o impacto de suas próprias defasagens e das demais variáveis, além de termos de correção de erros – próprios do modelo VECM, referindo-se, cada um, aos vetores de cointegração presentes –, constante e tendência.

⁶ Resultados da seleção de defasagens no apêndice: Anexo 1.

⁷ Resultados do teste de Johansen no apêndice: Anexo 2.

⁸ Teste de autocorrelação no apêndice: Anexo 3.

⁹ Teste de normalidade no apêndice: Anexo 4.

¹⁰ Teste ARCH no apêndice: Anexo 5.

¹¹ Como a ordem de defasagens é grande, os testes de autocorrelação de resíduos, de normalidade e de heterocedasticidade condicional foram reportados equação a equação, conforme visto nos apêndices.

¹² Resultados do teste de restrições lineares no apêndice: Anexo 6.

3.3 Análise do modelo

Primeiro, as funções resposta a impulso (FRI)¹³ permitem concluir que o produto brasileiro mostra resposta significativa a todos os indicadores externos, sendo que (i) um aumento do preço das *commodities*, da produção industrial norte-americana e das Fed Funds tem impacto positivo e (ii) um aumento da inflação estadunidense tem impacto negativo sobre o PIB.

Já com relação à inflação brasileira, tem-se que: (i) há resposta significativa e positiva de choques nos preços de *commodities* e da inflação norte-americana e (ii) não a resposta não é significativa a choques no produto industrial dos EUA e das Fed Funds.

A taxa Selic, por sua vez, só responde significativamente a choques nas Fed Funds, sendo que o impacto sobre ela é positivo. Por fim, o real mostra resposta significativa – e negativa – somente a choques nos preços das *commodities*.

O próximo passo, então, é a análise da decomposição da variância do erro de previsão¹⁴, que mostra como o grau de incerteza de cada variável depende dos choques estruturais que atingem a economia.

Na variância do erro de previsão do PIB brasileiro, o componente básico é a variância do próprio PIB nos primeiros 8 meses. Mas a variância dos indicadores externos ganha relevância durante este período. Depois de 11 meses, a variância da inflação norte-americana supera e a variação do preço das *commodities* iguala-se a do próprio PIB.

Na variância do erro de previsão do IPCA, o componente básico é a variância do próprio IPCA em todo o horizonte analisado. Destaque apenas para a variância do preço das *commodities* que cresce ao longo dos primeiros meses. No geral, os demais indicadores não apresentam relevância significativa.

Assim como para o IPCA, o componente básico da variância do erro de previsão da taxa Selic é a própria taxa Selic, porém destaque à relevância das Fed Funds, que cresce de maneira expressiva ao longo do tempo.

¹³ Gráficos no apêndice: Anexo 7. Só foram reportados os gráficos que mostraram resposta significativa, por praticidade. Os intervalos de confiança foram calculados manualmente, com base no método *bootstrap*, por meio do Excel: primeiro, foram geradas amostras randômicas dos dados efetivos das FRI produzidas pelo *software* Gretl; depois foi calculada a mediana de cada amostra gerada; por último, foi criado o intervalo de confiança de 90%.

¹⁴ Gráficos no apêndice: Anexo 8.

Por fim, a variância do erro de previsão do real apresenta ganho de relevância significativo apenas da variância do preço das *commodities*, ao longo dos 24 meses observados.

Uma última observação pode ser feita com relação aos sinais dos coeficientes de cada equação do modelo estimado, para interpretar sua influência na estimação. A seguir, um resumo, na Tabela 4, que considera a média dos betas estimados de todas as defasagens referentes às variáveis externas com relação às internas. Podemos observar, por exemplo, que os coeficientes das defasagens do preço das *commodities* têm um impacto, no geral, positivo (0,0650) sobre o PIB – ou seja, um aumento no preço das *commodities* impacta positivamente o produto brasileiro.

Tabela 4. Efeito predominante dos coeficientes estimados das variáveis externas (média simples) sobre indicadores brasileiros

		Brasil			
		PIB	IPCA	Taxa Selic	Real
EUA	<i>Commodities</i>	0,0650	0,2538	2,6317	-0,3915
	Produção industrial	0,0235	1,3330	-4,4810	0,9786
	CPI	-0,2301	-1,4431	8,7794	0,3060
	Fed Funds	-0,0005	-0,0254	0,0358	-0,0306

Fonte: Elaboração própria

Com base nos resultados encontrados pode-se tirar, então, algumas conclusões sobre o comportamento das séries de indicadores brasileiros, em relação aos indicadores externos. Na Tabela 5, um resumo dos exercícios feitos para o PIB brasileiro:

Tabela 5. Resultados encontrados das variáveis externas com relação ao PIB brasileiro

PIB	Resposta significativa nas FRI	Relevância da decomposição da variância do erro *	Sinal do impacto dos betas **
<i>Commodities</i>	sim (+)	> 20%	+
Produção industrial	sim (+)	15%	+
CPI	sim (-)	20%	-
Fed Funds	sim (+)	20%	-

* Valores máximos aproximados dentro do horizonte de 24 meses

** Média de todas as defasagens

Fonte: Elaboração própria

Conforme esperado, uma vez que o Brasil é um país exportador de *commodities*, o preço das *commodities* mostra ser bastante relevante para a performance do PIB, com impacto positivo e duradouro sobre ele. No mesmo sentido, a produção industrial norte-americana tem um impacto positivo, embora seja menos relevante, pelo menos diretamente. O CPI, por sua vez, tem impacto significativo e negativo sobre o PIB – ao variar para cima, o nível de preços nos EUA diminui o produto ao longo dos 14 meses seguintes. Já as Fed Funds impactam positivamente o PIB – embora o sinal dos betas tenha apresentado um valor majoritariamente negativo, esses coeficientes são baixos em relação aos demais e, portanto, o resultado da FRI aparenta ser uma melhor medida.

Em segundo lugar, os exercícios feitos para o IPCA, na Tabela 6:

Tabela 6. Resultados encontrados das variáveis externas com relação ao IPCA

IPCA	Resposta significativa nas FRI	Relevância da decomposição da variância do erro *	Sinal do impacto dos betas **
Commodities	sim (+)	> 20%	+
Produção industrial	não	10%	+
CPI	sim (+)	< 10%	-
Fed Funds	não	< 10%	-

* Valores máximos aproximados dentro do horizonte de 24 meses

** Média de todas as defasagens

Fonte: Elaboração própria

Destaque para a relevância do preço das *commodities* sobre a inflação brasileira, no sentido de aumentá-la, o que é bastante intuitivo: alimentação e insumos mais caros. Além disso, somente o CPI aparenta mostra alguma relevância sobre o IPCA. Nesse caso, a FRI mostra um impacto positivo, mas os betas referentes ao CPI na equação estimada mostram bastante relevância em termos absolutos, preponderando, portanto, a interpretação de que um aumento da inflação norte-americana impacta negativamente o IPCA. A produção industrial dos EUA e as Fed Funds não mostraram influenciar a variação de preços brasileira diretamente.

Já a taxa Selic apresentou os seguintes resultados, conforme Tabela 7:

Tabela 7. Resultados encontrados das variáveis externas com relação à taxa Selic

Taxa Selic	Resposta significativa nas FRI	Relevância da decomposição da variância do erro *	Sinal do impacto dos betas **
<i>Commodities</i>	não	5%	+
Produção industrial	não	< 5%	-
CPI	não	< 5%	+
Fed Funds	sim (+)	40%	+

* Valores máximos aproximados dentro do horizonte de 24 meses

** Média de todas as defasagens

Fonte: Elaboração própria

Aqui, conclui-se que somente as Fed Funds impactam a taxa Selic, de maneira bastante expressiva e no sentido positivo. Quanto maior a taxa de juros norte-americana, maior tende a ser a taxa de juros brasileira – de acordo com a FRI e com o sinal dos coeficientes da equação.

Por fim, um resumo dos resultados feitos com relação à moeda brasileira, conforme visto na Tabela 8:

Tabela 8. Resultados encontrados das variáveis externas com relação ao Real

Real	Resposta significativa nas FRI	Relevância da decomposição da variância do erro *	Sinal do impacto dos betas **
<i>Commodities</i>	sim (-)	< 10%	-
Produção industrial	não	< 5%	+
CPI	não	< 5%	+
Fed Funds	não	5%	-

* Valores máximos aproximados dentro do horizonte de 24 meses

** Média de todas as defasagens

Fonte: Elaboração própria

Nenhum indicador, com exceção do preço das *commodities* mostrou influência direta sobre a performance do câmbio. Este, por sua vez, indicou um impacto negativo, conforme poderia se pressupor: quanto maior o nível de preço das *commodities*, maior a quantidade do fluxo de dólares entrando no Brasil – um país exportador – e, com isso, menor a escassez desse recurso no país, apreciando o real.

4 Conclusão

Os resultados encontrados são consistentes com os de outros trabalhos, que consideram a América Latina. Em seu estudo, Ilzetkzi & Jin (2020) concluem que após os Estados Unidos aumentarem sua taxa de juros nominal, ocorre um aumento da atividade econômica nos países latino-americanos.

Entretanto, os resultados aqui obtidos mostram que um aumento da inflação norte-americana impacta negativamente o PIB do Brasil. Pressupõe-se que a alta das Fed Funds responde ao aumento do CPI uma vez que a política monetária é um instrumento para controle de preços, o que seria contraditório. Porém, é importante ressaltar que ciclos de aperto ou afrouxamento monetário são defasados em relação à inflação. Ou seja, em um primeiro momento, o aumento do nível de preços reflete em grande medida uma alta nos preços das *commodities* – que aumenta o produto do Brasil, país exportador desses bens.

Além disso, a expectativa dos agentes econômicos, que antecipam um possível ciclo de alta das Fed Funds nesse cenário, tende a fortalecer o dólar, gerando fuga de capitais de países emergentes, e aumentando preços de produtos importados pelo Brasil.

Isso levaria o Brasil a subir seus próprios juros para conter esse fluxo de saída de capital estrangeiro e para evitar o repasse da inflação desses produtos importados ao consumidor final, o que reverteria esse impacto negativo sobre o PIB – ao contrário, nesse momento, com o aperto monetário doméstico, o diferencial de juros (brasileiro e norte-americano) se reestabelece ou até mesmo cresce, gerando entrada de capitais no Brasil.

De fato, é o que mostram os resultados do presente trabalho com relação à taxa Selic: aumentos das Fed Funds atuando de forma a aumentar a taxa de juros brasileira.

Outro ponto que corrobora este raciocínio é o resultado encontrado para o IPCA. Em um contexto de *commodities* mais caras, maior a inflação ao consumidor brasileiro – o que leva, por outra via, ao aperto monetário doméstico.

Essas *commodities* mais caras, por sua vez, têm impacto negativo sobre o real, conforme resultados acima. Isto é, quanto mais caras, mais apreciada a taxa de câmbio brasileira, pela maior arrecadação dos exportadores. Avdjiev et al. (2019) mostram que quanto mais enfraquecido o dólar, maiores os investimentos em mercados emergentes. Nesse cenário descrito, não se fala em um dólar fraco, porém o real se beneficia do preço

mais elevado das *commodities*, tendo um bom desempenho relativo. Ou seja, de fato um aperto de política monetária nos EUA impactaria positivamente o produto brasileiro.

Ainda, um aumento na taxa de juros pode ser uma tentativa de segurar a expansão da atividade econômica pelo Federal Reserve, aumentando as expectativas de crescimento do setor privado, tornando o dólar um ativo menos seguro para se investir, gerando uma depreciação (STAVRAKEVA & TANG, 2018).

Com isso, pode-se concluir que o comportamento da curva de juros dos EUA efetivamente influencia a economia doméstica brasileira. Ou seja, choques de política monetária norte-americana têm impactos relevantes sobre os indicadores macroeconômicos do Brasil.

Primeiro, é necessário considerar o contexto global, no que tange ao preço das *commodities*. Depois, que impactos isso gera na economia dos EUA – maior potência mundial, como citado, e o segundo maior parceiro comercial do Brasil¹⁵. No caso de um ambiente propício a elevações de juros norte-americanos (devido a uma demanda estadunidense aquecida – produção industrial alta – e/ou à inflação mais pressionada), deve-se antecipar, portanto, um aumento do PIB e da inflação no Brasil, em um primeiro momento, e um aperto monetário em seguida.

Trabalhos futuros podem reavaliar essas relações, ao considerar um horizonte mais recente, por meio de outros métodos, ou incluindo outras variáveis, tanto brasileiras como externas.

¹⁵ Segundo dados de balança comercial da Secex (Secretaria de Comércio Exterior do Ministério da Economia do Brasil), de setembro de 2022.

Apêndice

Anexo 1

Sistema VAR, máximo grau de defasagem 12					
Os asteriscos abaixo indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike, BIC = critério Bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.					
defas.	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	4717,7778		-34,66998	-33,70524	-34,28250
2	4984,9673	0,00000	-36,18632	-34,364031*	-35,454404*
3	5079,3541	0,00000	-36,413090*	-33,73325	-35,33674
4	5139,2703	0,00003	-36,38261	-32,84522	-34,96183
5	5186,5704	0,00773	-36,25799	-31,86305	-34,49277
6	5247,2783	0,00002	-36,23342	-30,98093	-34,12377
7	5298,5863	0,00156	-36,13870	-30,02867	-33,68462
8	5347,8432	0,00362	-36,02868	-29,06109	-33,23017
9	5420,5221	0,00000	-36,09345	-28,26831	-32,95050
10	5487,4827	0,00000	-36,11554	-27,43286	-32,62816
11	5560,4857	0,00000	-36,18273	-26,64250	-32,35092
12	5617,0600	0,00015	-36,12731	-25,72953	-31,95107

Anexo 2

Teste de Johansen:					
Número de equações = 8					
Ordem de defasagem = 19					
Período de estimação: 2000:10 - 2022:06 (T = 261)					
Caso 4: Tendência restringida, constante sem restrições					
Log da verossimilhança = 6831,06 (incluindo uma constante: 6090,37)					
Ordem	Autovalor	Teste traço	p-valor	Teste Lmax	p-valor
0	0,4049	453,7	[0,0000]	135,48	[0,0000]
1	0,3701	318,2	[0,0000]	120,64	[0,0000]
2	0,2275	197,56	[0,0000]	67,36	[0,0000]
3	0,1791	130,20	[0,0000]	51,49	[0,0004]
4	0,1129	78,71	[0,0013]	31,26	[0,0605]
5	0,0855	47,45	[0,0149]	23,34	[0,1028]
6	0,0547	24,113	[0,0803]	14,684	[0,2182]
7	0,0355	9,429	[0,1590]	9,429	[0,1588]
Corrigido para o tamanho da amostra (gl = 107)					
Ordem	Teste traço	p-valor			
0	453,7	[0,0000]			
1	318,2	[0,0000]			
2	197,56	[0,0000]			
3	130,20	[0,0000]			
4	78,71	[0,0019]			
5	47,45	[0,0176]			
6	24,113	[0,0851]			
7	9,429	[0,1589]			

Anexo 3

? modtest 12 --autocorr --univariate

Teste para autocorrelação até a ordem 12

Equação 1:

Ljung-Box $Q' = 4,90909$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 4,90909) = 0,961$

Equação 2:

Ljung-Box $Q' = 9,69926$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 9,69926) = 0,642$

Equação 3:

Ljung-Box $Q' = 5,26494$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 5,26494) = 0,949$

Equação 4:

Ljung-Box $Q' = 8,83635$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 8,83635) = 0,717$

Equação 5:

Ljung-Box $Q' = 11,7527$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,7527) = 0,466$

Equação 6:

Ljung-Box $Q' = 7,91106$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 7,91106) = 0,792$

Equação 7:

Ljung-Box $Q' = 7,39131$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 7,39131) = 0,831$

Equação 8:

Ljung-Box $Q' = 5,5878$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 5,5878) = 0,935$

Anexo 4

? modtest 12 --normality --univariate

Matriz de correlação dos resíduos, C (8 x 8)							
1,000	0,078	0,799	0,028	-0,028	0,101	-0,049	-0,121
0,078	1,000	-0,020	0,072	0,222	-0,016	0,053	-0,113
0,799	-0,020	1,000	0,033	-0,150	0,156	0,051	-0,116
0,028	0,072	0,033	1,000	0,129	0,044	0,275	-0,138
-0,028	0,222	-0,150	0,129	1,000	-0,211	-0,089	-0,072
0,101	-0,016	0,156	0,044	-0,211	1,000	0,182	0,114
-0,049	0,053	0,051	0,275	-0,089	0,182	1,000	-0,138
-0,121	-0,113	-0,116	-0,138	-0,072	0,114	-0,138	1,000
Autovalores de C							
0,18312							
0,62206							
0,66544							
0,85360							
0,97134							
1,33532							
1,46588							
1,90324							
Teste de Doornik-Hansen							
Qui-quadrado(16) = 143,914 [0,0000]							

Anexo 5

? modtest 12 --arch --univariate

Teste ARCH de ordem 12

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Equação 1:

Estatística de teste: LM = 11,5167 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,5167) = 0,48523$

Equação 2:

Estatística de teste: LM = 2,06369 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 2,06369) = 0,999302$

Equação 3:

Estatística de teste: LM = 18,141 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 18,141) = 0,111476$

Equação 4:

Estatística de teste: LM = 3,4474 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 3,4474) = 0,991476$

Equação 5:

Estatística de teste: LM = 11,6103 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,6103) = 0,477458$

Equação 6:

Estatística de teste: LM = 14,416 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 14,416) = 0,274937$

Equação 7:

Estatística de teste: LM = 7,64826 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 7,64826) = 0,811978$

Equação 8:

Estatística de teste: LM = 18,3818 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 18,3818) = 0,104579$

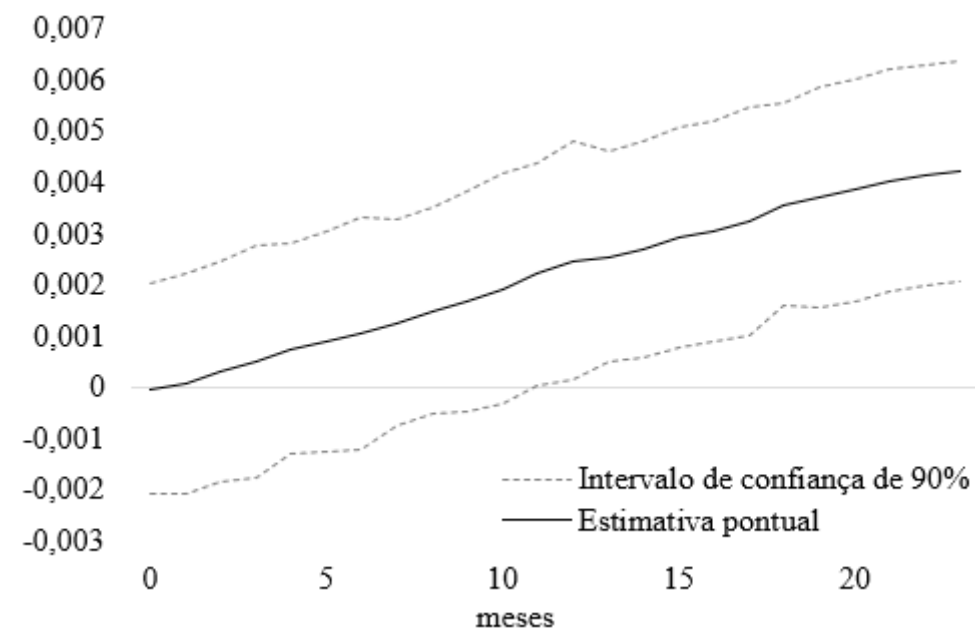
Anexo 6

Teste de restrições nas relações de cointegração	
b[1]=0	Log da verossimilhança irrestrito (lu) = 6059,0006 Log da verossimilhança restrito (lr) = 6033,0048 $2 * (lu - lr) = 51,9917$ $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 51,9917) = 1,38499\text{e-}010$
b[2]=0	Log da verossimilhança irrestrito (lu) = 6059,0006 Log da verossimilhança restrito (lr) = 6027,0281 $2 * (lu - lr) = 63,9449$ $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 63,9449) = 4,29225\text{e-}013$
b[3]=0	Log da verossimilhança irrestrito (lu) = 6059,0006 Log da verossimilhança restrito (lr) = 6034,9227 $2 * (lu - lr) = 48,1558$ $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 48,1558) = 8,75777\text{e-}010$
b[4]=0	Log da verossimilhança irrestrito (lu) = 6059,0006 Log da verossimilhança restrito (lr) = 6037,0974 $2 * (lu - lr) = 43,8064$ $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 43,8064) = 7,03807\text{e-}009$
b[5]=0	Log da verossimilhança irrestrito (lu) = 6059,0006 Log da verossimilhança restrito (lr) = 6035,9851 $2 * (lu - lr) = 46,0311$ $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 46,0311) = 2,42645\text{e-}009$
b[6]=0	Log da verossimilhança irrestrito (lu) = 6059,0006 Log da verossimilhança restrito (lr) = 6018,797 $2 * (lu - lr) = 80,4072$ $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 80,4072) = 1,42799\text{e-}016$
b[7]=0	Log da verossimilhança irrestrito (lu) = 6059,0006 Log da verossimilhança restrito (lr) = 6026,7195 $2 * (lu - lr) = 64,5623$ $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 64,5623) = 3,18175\text{e-}013$
b[8]=0	Log da verossimilhança irrestrito (lu) = 6059,0006 Log da verossimilhança restrito (lr) = 6027,1497 $2 * (lu - lr) = 63,7019$ $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 63,7019) = 4,82894\text{e-}013$

Anexo 7

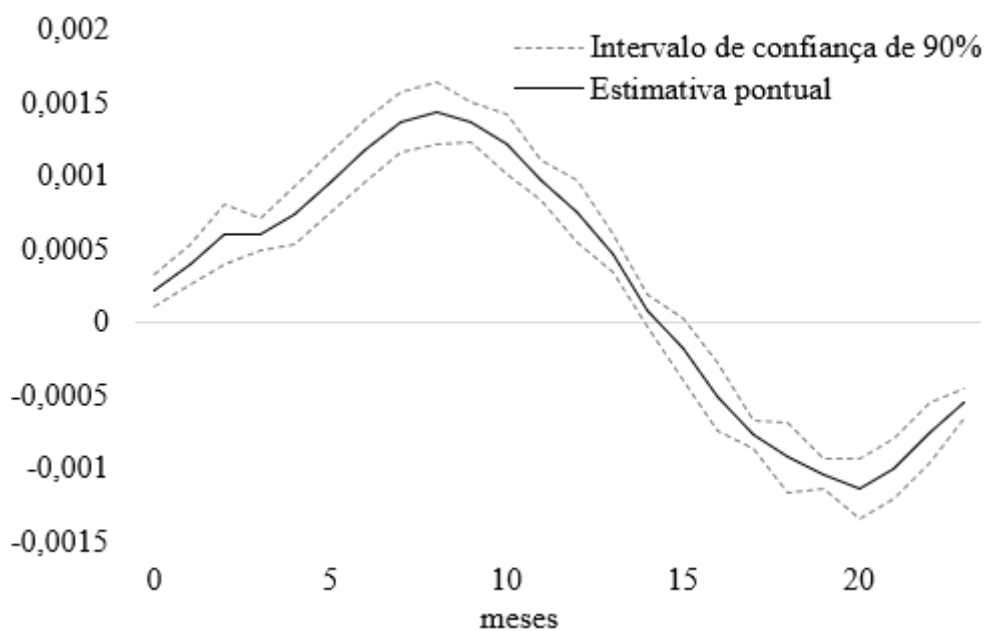
Gráficos das funções resposta ao impulso (FRI) – lembrando que por ser um VECM e, portanto, por utilizar séries em nível, as FRI não convergem a zero:

Gráfico 2. Resposta do PIB brasileiro a um choque nos preços de *commodities*

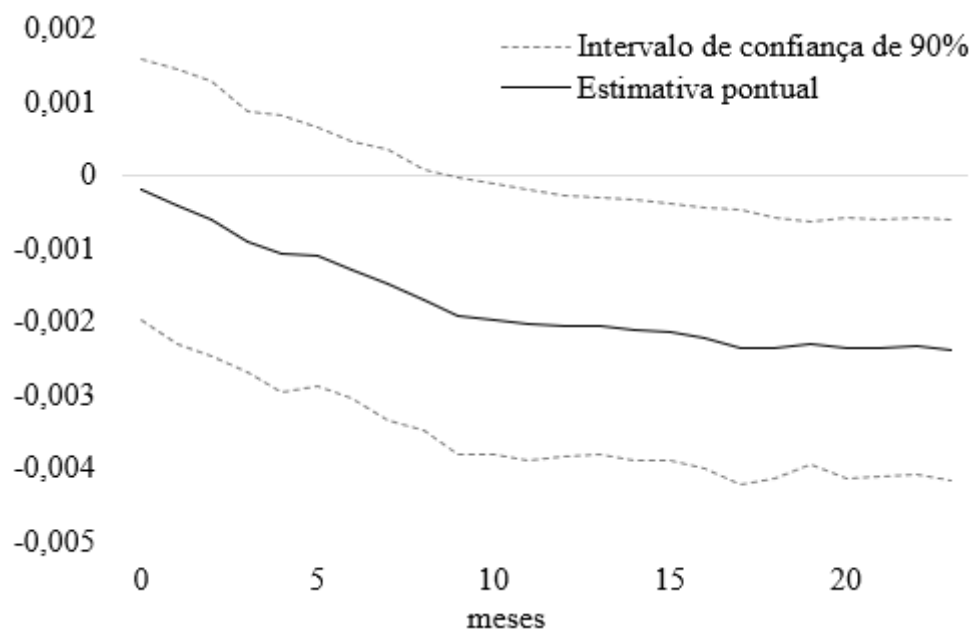


Fonte: Elaboração própria

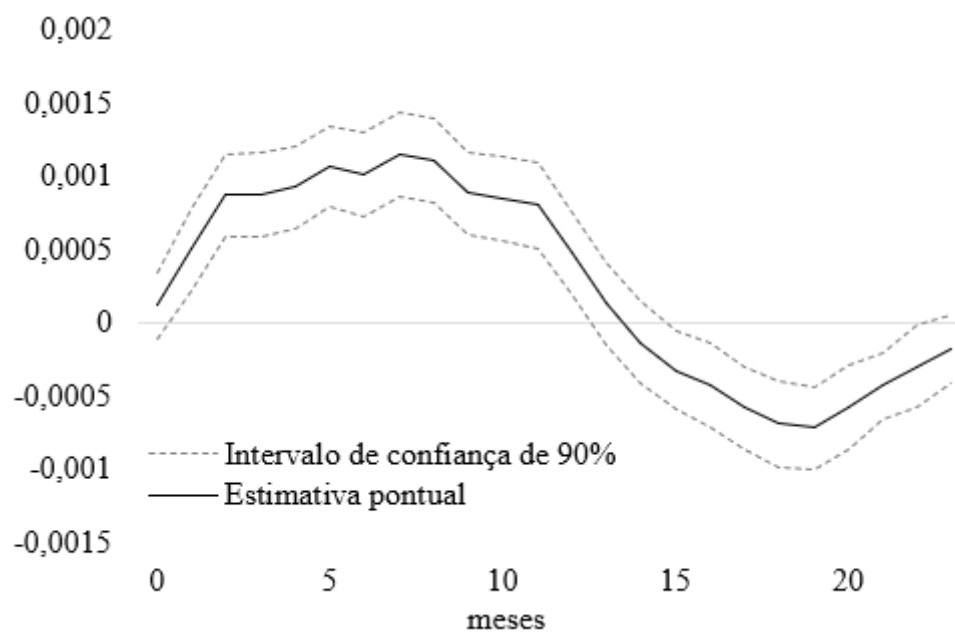
Gráfico 3. Resposta do PIB brasileiro a um choque na produção industrial dos EUA



Fonte: Elaboração própria

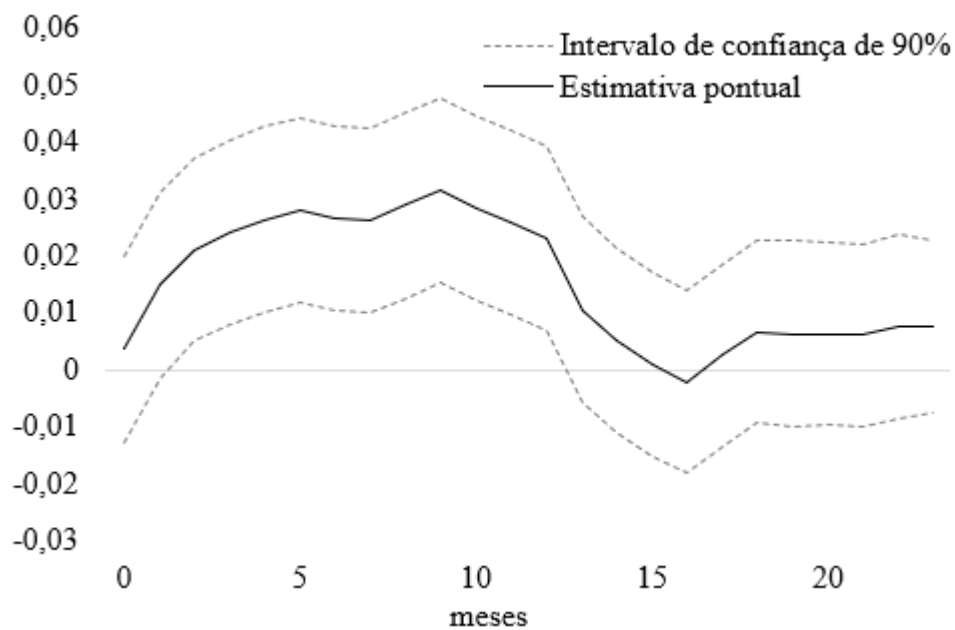
Gráfico 4. Resposta do PIB brasileiro a um choque na inflação dos EUA (CPI)

Fonte: Elaboração própria

Gráfico 5. Resposta do PIB brasileiro a um choque nas Fed Funds

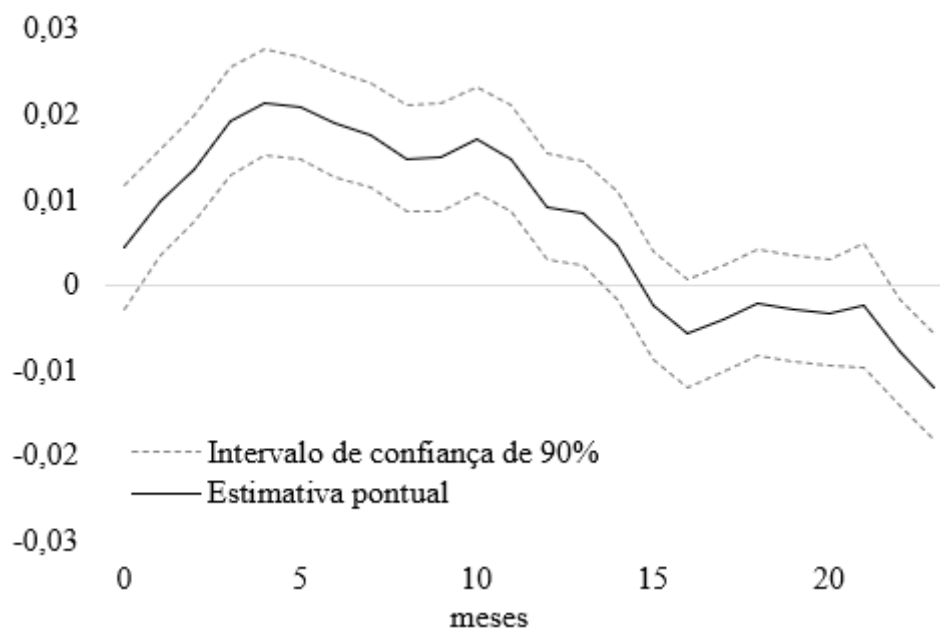
Fonte: Elaboração própria

Gráfico 6. Resposta da inflação brasileira (IPCA) a um choque nos preços de *commodities*

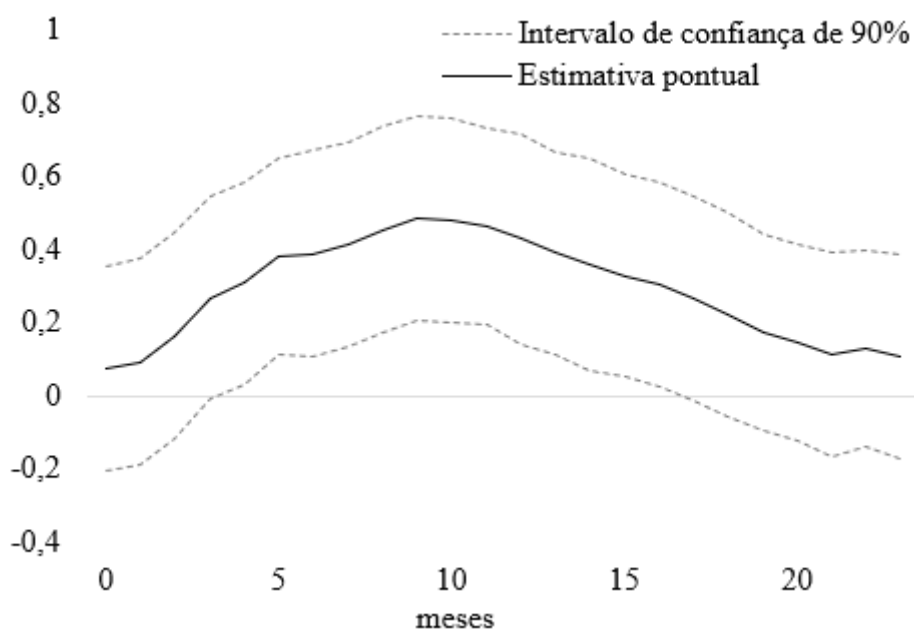


Fonte: Elaboração própria

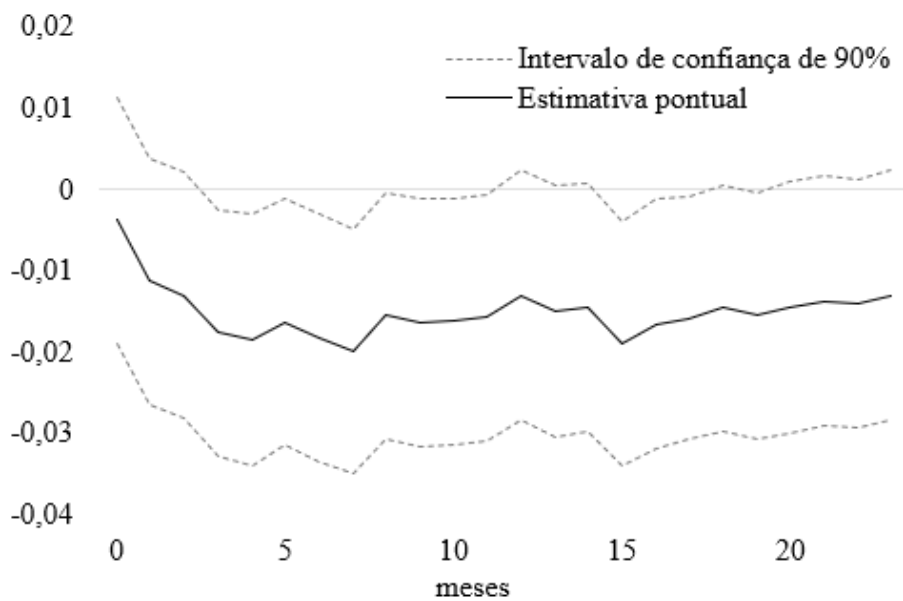
Gráfico 7. Resposta da inflação brasileira (IPCA) a um choque na inflação dos EUA (CPI)



Fonte: Elaboração própria

Gráfico 8. Resposta da Taxa Selic a um choque nas Fed Funds

Fonte: Elaboração própria

Gráfico 9. Resposta de real a um choque em *commodities*

Fonte: Elaboração própria

Anexo 8

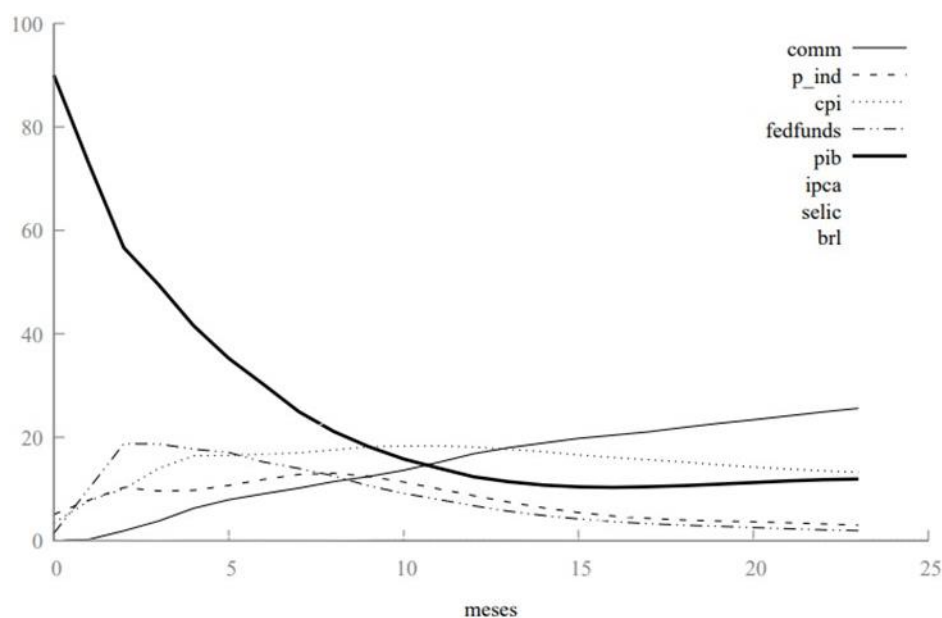
Gráficos da decomposição da variância do erro de previsão, que omitem as demais variáveis brasileiras para facilitação da observação gráfica.

Tabela 9. Legenda dos gráficos de decomposição da variância do erro de previsão

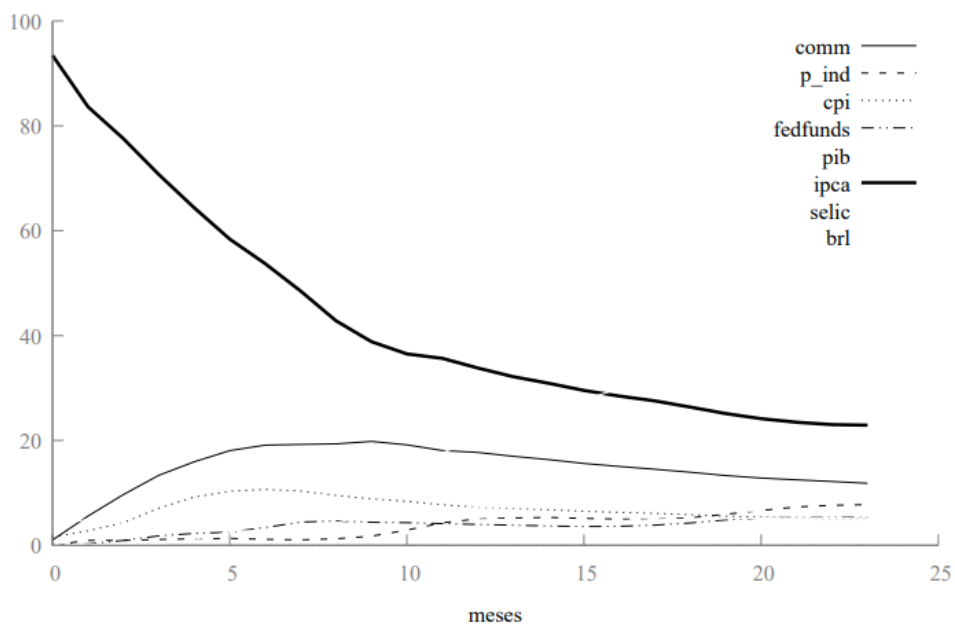
comm	p_ind	cpi	fedfunds	plib	ipca	selic	brl
Preço de commodities	Produção industrial dos EUA	Inflação dos EUA	Taxa de juros dos EUA	Produto brasileiro	Inflação brasileira	Taxa de juros brasileira	Real

Fonte: Elaboração própria

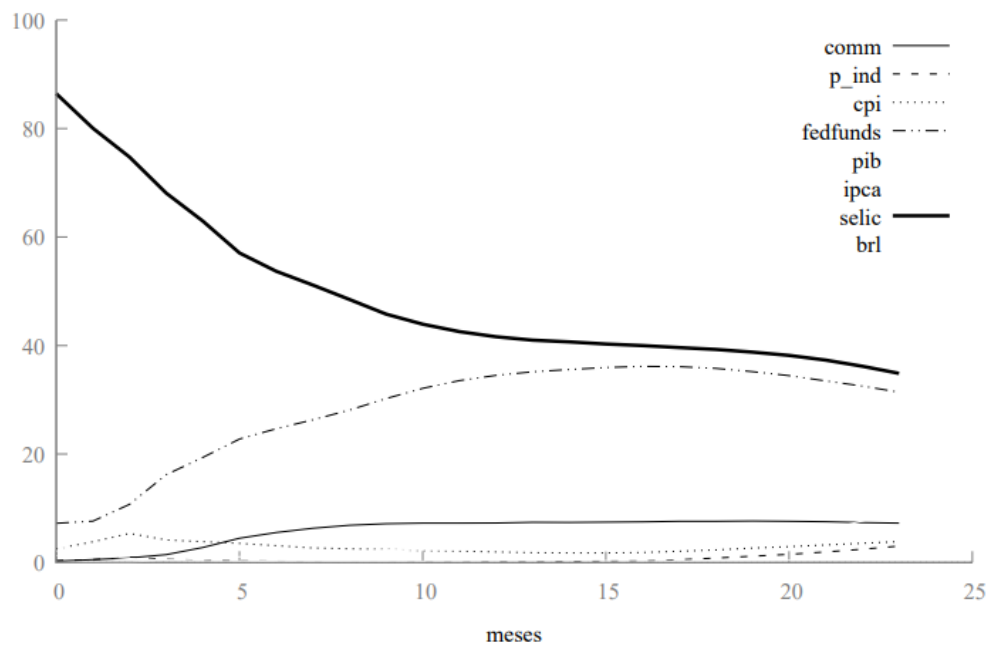
Gráfico 10. Decomposição da variância da previsão para o produto brasileiro (PIB)



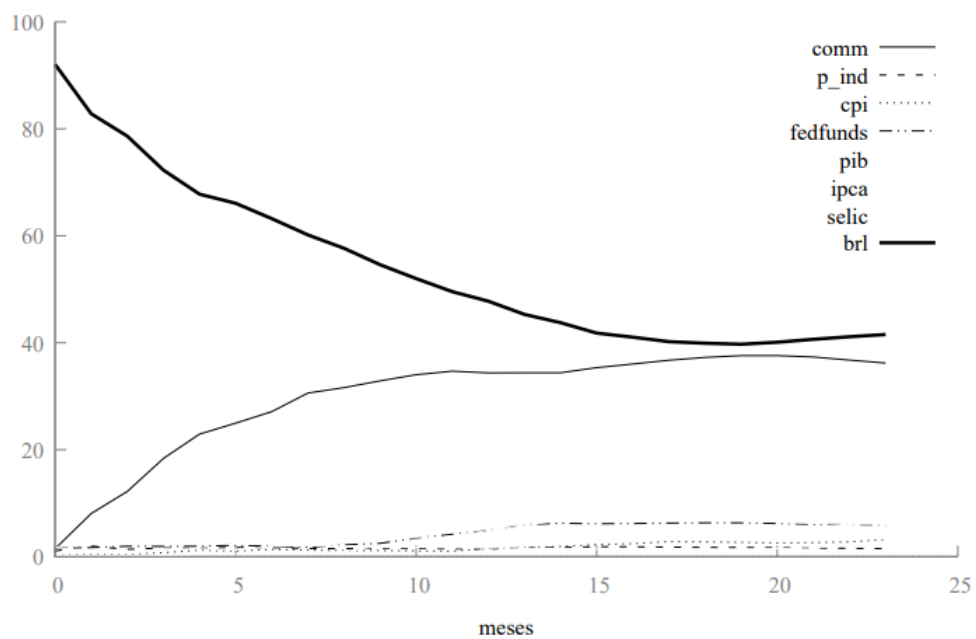
Fonte: Elaboração própria

Gráfico 11. Decomposição da variância da previsão para a inflação brasileira (IPCA)

Fonte: Elaboração própria

Gráfico 12. Decomposição da variância da previsão para a Taxa Selic

Fonte: Elaboração própria

Gráfico 13. Decomposição da variância da previsão para o Real

Fonte: Elaboração própria

Referências

AVDJIEV, Stefan et al. *The dollar, bank leverage, and deviations from covered interest parity*. American Economic Review: Insights, v. 1, n. 2, p. 193-208, 2019.

BERNANKE B., KILEY M., ROBERTS J. *Monetary Policy Strategies for a Low-Rate Environment*. Finance and Economics Discussion Series 2019-009. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.

CALVO, G., LEIDERMAN L., REINHART C. *Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: The role of external factors*. International Monetary Fund (IMF): Staff Papers, vol 40, nº 1, 1993.

DEDOLA L., RIVOLTA G., Stracca L. *If the Fed sneezes, who catches a cold?* European Central Bank: Working Paper Series, nº 2050, 2017.

EICKMEIER, Sandra; NG, Tim. *How do credit supply shocks propagate internationally?* A GVAR approach. 2011.

GEORGIADIS, G. *Determinants of global spillovers from US monetary policy*. European Central Bank: Working Paper Series, nº 1854, 2015.

ILZETZKI, Ethan; JIN, Keyu. *The puzzling change in the international transmission of US macroeconomic policy shocks*. Journal of International Economics, v. 130, p. 103444, 2021.

MACKOWIAK, B. *External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets*. Elsevier: Journal of Monetary Economics 54, 2007.

STATE of commodity dependence. Disponível em: <https://unctad.org/system/files/official-document/ditccom2021d2_en.pdf>. Acesso em: 27 de outubro de 2022.

STAVRAKEVA, Vania; TANG, Jenny. *The dollar during the global recession: US monetary policy and the exorbitant duty*. 2018.