



**INSTITUTO LATINO-AMERICANO DE
ECONOMIA, SOCIEDADE E POLÍTICA
(ILAESP)**

**CIÊNCIAS ECONÔMICAS – ECONOMIA,
INTEGRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO**

**Choques de preços de commodities e a economia colombiana: uma análise
SVAR bayesiana para petróleo, carvão e café (2000–2025)**

GABRIEL DO VALLE MARTINS

Foz do Iguaçu
2026

**Choques de preços de commodities e a economia colombiana: uma análise SVAR
bayesiana para petróleo, carvão e café (2000–2025)**

GABRIEL DO VALLE MARTINS

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Instituto Latino-Americano de Economia, Sociedade e Política da Universidade Federal da Integração Latino-Americana, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas – Economia, Integração e Desenvolvimento.

Orientador: Rodrigo da Silva Souza

Foz do Iguaçu
2026

GABRIEL DO VALLE MARTINS

**CHOQUES DE PREÇOS DE COMMODITIES E A ECONOMIA COLOMBIANA: UMA
ANÁLISE SVAR BAYESIANA PARA PETRÓLEO, CARVÃO E CAFÉ (2000–2025)**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Instituto Latino-Americano de Economia, Sociedade e Política da Universidade Federal da Integração Latino-Americana, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas – Economia, Integração e Desenvolvimento.

BANCA EXAMINADORA

Orientador: Prof. Dr. Rodrigo da Silva Souza
UNILA

Profa. Dra. Marcela Nogueira Ferrario
UNILA

Prof. Dr. Amilton José Moretto
UNILA

Foz do Iguaçu, 09 de julho de 2026.

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família, representada por minhas sábias avós Gleide e Lelia; e à educação pública brasileira, representada por todos os colegas, professores e técnicos que me honraram com sua companhia ao longo do caminho. Entre tantos, deixo um agradecimento destacado ao meu orientador Rodrigo da Silva Souza pela compreensão e calma em momentos turbulentos

Y también deseo registrar mi gratitud al oficio de la traducción, representados por Juan, Agustina, Sergio, Ana Rhandes y demás compañeros: por las oportunidades, el mate en cada mañana fría y el aguante en cada día largo; y a Colombia, representada en mi compañera Angélica, por estar y ser esta nueva etapa de la vida.

RESUMO

Este trabalho investiga se choques nos preços reais de petróleo, carvão e café produzem efeitos distintos sobre a economia colombiana. Estimam-se três modelos de autorregressão vetorial estrutural (SVAR) bayesianos para o período 2000T1–2025T4, um para cada commodity, com identificação recursiva e priori de Minnesota, tendo como variáveis domésticas o saldo da balança comercial de bens, o PIB real, a taxa de câmbio real efetiva e a incerteza (World Uncertainty Index). A partir das funções impulso-resposta e da decomposição da variância do erro de previsão, encontra-se um padrão qualitativo comum: os choques de preço afetam mais o câmbio real e o produto do que a balança comercial e a incerteza. Em doze trimestres, o choque de preço explica cerca de 18% a 23% da variância do PIB real e de 17% a 30% do câmbio real, sendo o carvão a commodity que mais movimentava o câmbio — compatível com o canal de apreciação da hipótese de doença holandesa.

Palavras-chave: choques de preços de commodities; doença holandesa; SVAR bayesiano; termos de troca; Colômbia.

RESUMEN

Este trabajo investiga si los choques en los precios reales del petróleo, el carbón y el café producen efectos distintos sobre la economía colombiana. Se estiman tres modelos de autorregresión vectorial estructural (SVAR) bayesianos para el período 2000T1–2025T4, uno por cada commodity, con identificación recursiva y priori de Minnesota, teniendo como variables domésticas el saldo de la balanza comercial de bienes, el PIB real, el tipo de cambio real efectivo y la incertidumbre (World Uncertainty Index). A partir de las funciones impulso-respuesta y de la descomposición de la varianza del error de predicción, se encuentra un patrón cualitativo común: los choques de precio afectan más al tipo de cambio real y al producto que a la balanza comercial y a la incertidumbre. En doce trimestres, el choque de precio explica cerca del 18% al 23% de la varianza del PIB real y del 17% al 30% de la del tipo de cambio real, siendo el carbón la commodity que más mueve el tipo de cambio — compatible con el canal de apreciación de la hipótesis de enfermedad holandesa.

Palabras clave: choques de precios de commodities; enfermedad holandesa; SVAR bayesiano; términos de intercambio; Colombia.

ABSTRACT

This study investigates whether shocks to the real prices of oil, coal and coffee produce distinct effects on the Colombian economy. Three Bayesian structural vector autoregression (SVAR) models are estimated for the 2000Q1–2025Q4 period, one per commodity, using a recursive identification and a Minnesota prior, with the goods trade balance, real GDP, the real effective exchange rate and uncertainty (World Uncertainty Index) as domestic variables. Based on the impulse-response functions and the forecast error variance decomposition, a common qualitative pattern emerges: price shocks affect the real exchange rate and output more than the trade balance and uncertainty. At a twelve-quarter horizon, the price shock accounts for roughly 18% to 23% of real GDP variance and 17% to 30% of real exchange rate variance, with coal being the commodity that moves the exchange rate the most — consistent with the appreciation channel of the Dutch disease hypothesis.

Keywords: commodity price shocks; Dutch disease; Bayesian SVAR; terms of trade; Colombia.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Teste Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Critério de Informação de Akaike
ALC	América Latina e Caribe
Banrep	Banco de la República (BC da Colômbia)
BIS	Bank for International Settlements
BM	Banco Mundial
CC	Conta Corrente
DANE	Departamento Administrativo Nacional de Estadística (Colômbia)
DF-GLS	Teste Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizados
EIA	U.S. Energy Information Administration
EIU	Economist Intelligence Unit
ERS	Elliott, Rothenberg e Stock
FAVAR	Autorregressão Vetorial Aumentada por Fatores
FEVD	Decomposição da Variância do Erro de Previsão
FIR	Funções Impulso-Resposta
FMI	Fundo Monetário Internacional
FRED	Federal Reserve Economic Data
GEM	Global Economic Monitor (Banco Mundial)
GIMF	Global Integrated Monetary and Fiscal Model
IPC	Índice de Preços ao Consumidor
KPSS	Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
NBER	National Bureau of Economic Research
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PIB	Produto Interno Bruto
PP	Teste Phillips-Perron
REER	Taxa de Câmbio Real Efetiva
SVAR	Autorregressão Vetorial Estrutural
ToT	Termos de Troca
UE	União Europeia
UNCTAD	Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento
USD	Dólar dos Estados Unidos
VAR	Autorregressão Vetorial

VECM	Modelo Vetorial de Correção de Erros
WUI	Índice de Incerteza Mundial
ZA	Teste Zivot-Andrews

SUMÁRIO

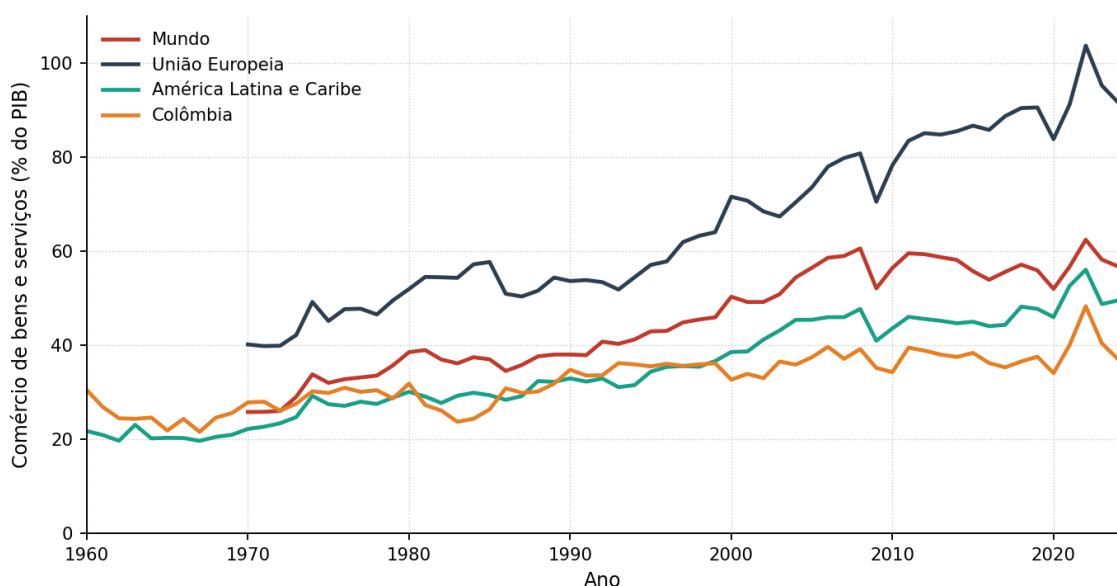
BANCA EXAMINADORA.....	3
AGRADECIMENTOS.....	4
LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS.....	8
1 INTRODUÇÃO	12
1.1 A ECONOMIA COLOMBIANA E SUA INSERÇÃO EXTERNA.....	13
1.2 EVIDÊNCIA EMPÍRICA SOBRE CHOQUES DE COMMODITIES	17
1.3 OBJETIVOS E ESTRUTURA DO TRABALHO	23
2 ANÁLISE EMPÍRICA.....	24
2.1 DADOS	24
2.2 METODOLOGIA	27
2.3 RESULTADOS	31
2.3.1 Estatísticas descritivas e propriedades das séries	31
2.3.2 Funções impulso-resposta	33
2.3.3 Decomposição da variância do erro de previsão	37
2.3.4 Síntese comparativa	38
3 CONSIDERAÇÕES FINAIS	40
REFERÊNCIAS	43

1 INTRODUÇÃO

Desde a segunda metade do século 20, o comércio internacional tem representado uma porcentagem cada vez maior do PIB global, fenômeno que se reproduz em maior ou menor escala em todas as regiões do mundo. Esse crescimento aponta para uma maior interconexão entre as economias nacionais, expondo-as a potenciais benefícios, mas também a efeitos deletérios de choques fora de seu controle.

Como podemos ver na Figura 1, o comércio de bens e serviços como porcentagem do PIB global tem um crescimento gradual desde 1960 e acelera a partir dos anos 90, com um padrão similar de crescimento ocorrendo nos países da União Europeia (UE) e América Latina e Caribe (ALC), a despeito do comércio dos países europeus (92%) representar um percentual muito maior do seu PIB do que para os latino-americanos e caribenhos (50%) em 2024. A Colômbia permanece com essa razão ainda mais baixa do que a média continental, chegando a 2024 com este valor sendo pouco menos de 40% do seu PIB.

Figura 1 – Comércio de bens e serviços como percentual do PIB



Fonte: elaboração própria, com dados do Banco Mundial.

O rápido crescimento do comércio de bens nos anos 90 encontrava defensores institucionais no Banco Mundial (BM) e Fundo Monetário Internacional (FMI): Em 1996 um relatório do primeiro calculava um índice de “velocidade de integração” a partir de dados como a razão comércio-PIB, fluxos de investimento estrangeiro e participação da manufatura na pauta de exportações, e encontrava que uma maior liberalização (ou aumento desse índice) era “o primeiro passo para o desenvolvimento econômico sustentável” (World Bank, 1996). Onze anos depois o FMI publica um working paper que utiliza controle sintético para comparar países similares no Oriente Médio e Ásia, e mostra que aberturas comerciais têm efeito positivo no crescimento da renda per capita na maioria dos casos (Billmeier; Nannicini, 2007).

A segunda publicação responde, em partes, a contrapontos como o trabalho de Birdsall e Hamoudi que argumenta que o grau de abertura não é condição suficiente para explicar o crescimento ou não de uma economia nacional. O trabalho inclusive encontra que os países “globalizadores” ou “não-globalizadores”, que teriam respectivamente índices de “velocidade de integração” mais altos ou baixos no relatório do BM, possuem forte sobreposição com ser não-dependentes ou dependentes de commodities em sua balança comercial, respectivamente (Birdsall; Hamoudi, 2002). Do ponto de vista dos mecanismos de transmissão que leva a tal diferenciação, se destacam na literatura o aumento da desigualdade devido à distribuição e controle desigual dos recursos e o aumento da volatilidade macroeconômica causado por choques de preços (Carmignani; Avom, 2010).

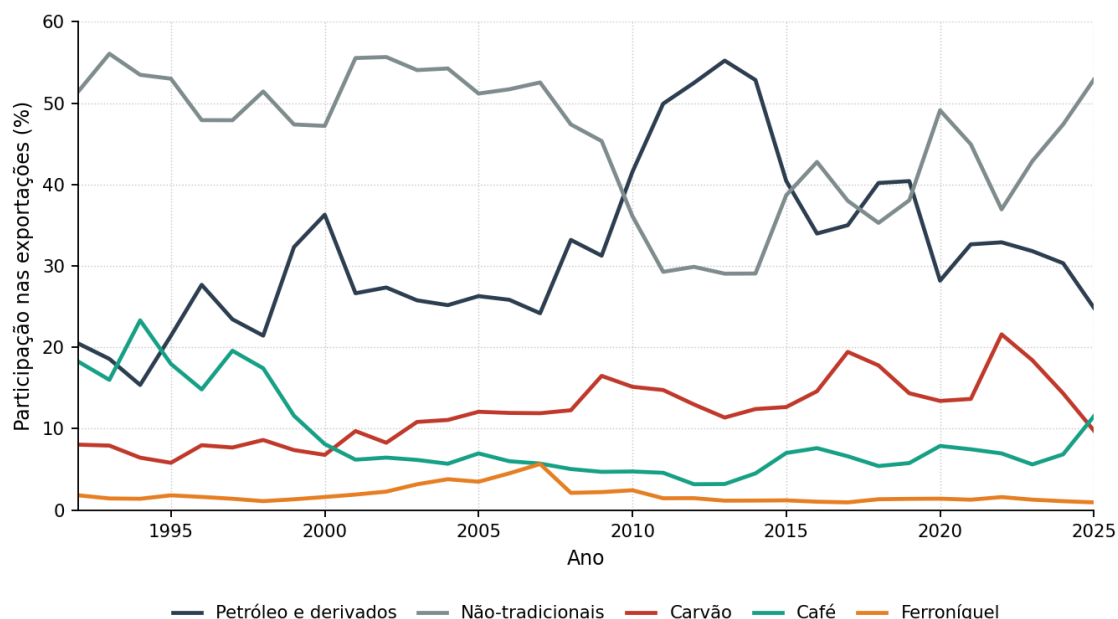
1.1 A ECONOMIA COLOMBIANA E SUA INSERÇÃO EXTERNA

A Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (UNCTAD) produz um relatório bienal intitulado The State of Commodity Dependence, e na edição de 2025, destaca uma ligeira queda da parcela das commodities no comércio a nível

global entre os relatórios de 2012-14 e 2021-23, de 35,5% para 32,7%. A UNCTAD define a dependência de commodities como ter mais de 60% do valor de suas exportações de bens vindo de commodities, fazendo com que todos os países da América do Sul se encaixem nessa definição (UNCTAD, 2025). Argentina, Brasil, Equador, Paraguai e Uruguai dependem principalmente de produtos agrícolas; Bolívia, Chile, Peru e Suriname de produtos minerais; e Colômbia, Guyana e Venezuela exportam principalmente produtos energéticos.

Segundo o relatório, as commodities compõem cerca de 80% das exportações e representam 11% do PIB da Colômbia. Como é possível ver nos dados da Figura 2, oriundos do Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), a balança comercial vem sendo dominada por Petróleo e Derivados e pela agregação não-específica de Exportações não-tradicionais, ou seja, tudo o que não for uma das quatro outras classificações, mas cujas rubricas predominantes são Ouro e Esmeraldas, Bananas e Flores, commodities minerais e agrícolas. (DANE, 2026).

Figura 2 – Composição das exportações colombianas por categoria (% do total)



Fonte: elaboração própria, com dados do DANE.

A composição dessa pauta, contudo, não é estável, e sua transformação ao longo do próprio período amostral é parte do problema aqui investigado. A Figura 2 registra três movimentos sucessivos: a perda de participação do café, que respondia por cerca de um quinto das exportações no início dos anos 1990 e recuou a uma fração pequena já na virada do século; a ascensão do petróleo e derivados, que se tornaram o principal item da pauta e atingiram seu pico por volta de 2013; e a expansão do carvão, mais gradual, cuja maior participação ocorre já na década de 2020. O trecho final da série registra movimento de sentido contrário, com a queda da participação dos combustíveis fósseis acompanhada da recuperação das exportações não-tradicionais e do próprio café. Um exercício que trate as commodities como um bloco homogêneo — por meio de um índice ou de uma cesta — perde justamente essa recomposição.

Do lado da política econômica, o período coberto pela amostra corresponde a um regime único. Depois da crise de confiança de 1998–1999, quando a banda cambial foi abandonada, a Colômbia passou a operar com câmbio flutuante e metas de inflação, arranjo que rompe com a dinâmica descrita por Kamas (2001) para os anos 1990, em que

a apreciação real de cerca de 40% entre 1990 e 1997 e o déficit em conta corrente superior a 5% do PIB conviveram com um regime cambial administrado e com uma política monetária contracionista que atraía capitais. A relevância dessa mudança para o objeto deste trabalho é direta: a flexibilidade cambial é o que permite que parte do ajuste a um choque externo se dê pelo preço relativo, e não apenas pela quantidade. Simulações com o modelo GIMF para a Colômbia sugerem que câmbio flexível e resposta tempestiva da autoridade monetária atenuam o efeito de um choque externo adverso, ainda que essa margem se estreite quando o prêmio de risco se eleva (Clements; Flores; Leigh, 2009); e a comparação entre Chile, Colômbia e Peru indica que a capacidade de absorção depende também do grau de diversificação produtiva e do arcabouço fiscal (Roch, 2019). Restringir a amostra a 2000T1–2025T4 mantém o regime constante e evita misturar dois mecanismos de ajuste distintos.

Por fim, as três commodities aqui comparadas diferem em algo que o preço não revela: a tecnologia com que são produzidas e a forma como a renda gerada se distribui. Petróleo e carvão são atividades intensivas em capital, concentradas geograficamente e operadas por um número reduzido de firmas de grande porte; um choque de preço eleva sobretudo a renda de propriedade — lucros, royalties e receita fiscal — e chega às famílias por vias indiretas. O café ocupa o extremo oposto: é intensivo em mão de obra, com colheita predominantemente manual, e a parcela doméstica de sua cadeia de valor concentra-se no cultivo e no beneficiamento primário, de modo que a variação do preço internacional se transmite de forma relativamente direta à demanda por trabalho e à renda de um grande número de produtores dispersos pelo território. Essa assimetria tem consequências documentadas: Dube e Vargas (2013), cujos resultados se discutem adiante, mostram que choques de preço no café e no petróleo produziram efeitos opostos sobre a violência nos municípios produtores, precisamente porque um opera via

salários e o outro via rendas de propriedade. Se os canais de transmissão diferem nesse grau, não há razão para esperar que as respostas macroeconômicas agregadas sejam idênticas — e é essa expectativa que justifica estimar um modelo por commodity, em vez de um único modelo sobre um índice agregado.

Isso faz com que a economia nacional sinta fortemente as flutuações nos preços de suas principais exportações, notadamente petróleo, minérios, carvão e café, embora a intensidade e os mecanismos de transmissão desses choques sejam tema de debate na literatura: tal melhora nos termos de troca resulta na chamada "doença holandesa" em que a valorização da taxa de câmbio real, impulsionada pelo aumento nos preços dos bens não-transacionáveis, erode a competitividade do setor manufatureiro — ou gera, simultaneamente, saldos comerciais e um aumento de liquidez que podem ser alavancados em benefício do desenvolvimento econômico nacional?

1.2 EVIDÊNCIA EMPÍRICA SOBRE CHOQUES DE COMMODITIES

A resposta a essa pergunta não é trivial, e a literatura empírica tem produzido evidências que alimentam os dois lados do debate. De um lado, Schmitt-Grohé e Uribe (2018) estimam SVARs país a país para 38 economias pobres e emergentes, incluindo a Colômbia, e encontram que uma melhora nos termos de troca está associada a uma apreciação da taxa de câmbio real e também a uma melhora do saldo da balança comercial no impacto. Os autores interpretam isso como um sinal de que a expansão direta do setor exportador de commodities é suficientemente forte para gerar ganhos líquidos de curto prazo, mesmo diante da perda de competitividade externa. Contudo, quando olham para a contribuição desses choques sobre a variância do produto, encontram números modestos: em média, apenas 10% das flutuações do PIB seriam explicadas pelos termos de troca.

De outro lado, há quem argumente que o problema está na identificação

empregada por esses SVARs, que ignora o componente antecipado (notícias) das flutuações dos termos de troca. Ben Zeev, Pappa e Vicondoa (2017) mostram que os agentes econômicos reagem não apenas ao choque corrente de preços, mas também à notícia de que haverá uma mudança futura; por exemplo, o anúncio de crescimento acelerado na China que elevaria a demanda por commodities nos anos seguintes. Para capturar esse efeito, eles estimam VARs trimestrais para cinco economias latino-americanas (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia e Peru) com uma identificação de variância máxima do erro de previsão que não impõe a restrição de que o choque de notícia seja ortogonal ao movimento contemporâneo dos termos de troca, já que preços de commodities podem se mover hoje por expectativas de escassez futura via estoques. O resultado é que o choque de termos de troca “ampliado por notícias” explica, em média, 49% da variância do produto nos países emergentes, quase o dobro do que se obtém com a identificação tradicional de Cholesky. Para a Colômbia, especificamente, o número chega a 64% segundo suas estimativas. Com isso, eles reabilitam o papel dos termos de troca como um dos principais motores dos ciclos de negócios na região.

Entre essas duas posições, cabe ainda incorporar o papel das fricções financeiras na amplificação dos choques de preços de commodities. Shousha (2016) estima um painel VAR e um modelo DSGE de economia pequena aberta com três setores (transacionáveis, não transacionáveis e commodities) e com canais financeiros detalhados: bancos sujeitos a restrição de alavancagem, firmas que demandam capital de giro, e um prêmio de risco-país sensível aos preços das commodities — uma relação claramente identificada nos dados colombianos. Ele encontra que os choques de preços de commodities explicam cerca de 23% da variância do produto em economias emergentes, e que o grosso do efeito vem da interação entre a redução da taxa de juros doméstica (provocada pela queda do risco-país) e o custo do capital de giro. Esse resultado sugere

que, para o caso colombiano, a transmissão dos choques de preços de commodities se dá menos por mecanismos bancários complexos e mais pela conexão direta entre preços externos, prêmio de risco e custo do crédito para as firmas.

Outro estudo busca entender como ocorrem as flutuações dos preços de commodities, construindo índices de preços de commodities específicos por país (61 emergentes, 1980-2014). Nele, Fernández, González e Rodríguez (2018) encontram que os índices são pró-cíclicos e antecipam os ciclos domésticos de produção, consumo e investimento, e destacam que os preços de commodities individuais se movem juntos por fatores globais comuns.

Entretanto, olhar apenas o preço pode não ser suficiente. Souza e Fry-McKibbin (2021) constroem um índice de preços específico para o Brasil (minério, soja, petróleo) e usam a produção chinesa de aço como proxy de choques de demanda, separando, com um SVAR, choques de demanda (via produção chinesa) de choques de oferta (via preço, sem aumento de quantidade). Encontram que o choque de demanda chinês é muito mais persistente e explica 46% da variância do PIB brasileiro, enquanto o choque de preço sozinho explica apenas 8%, e que omitir a demanda chinesa leva a superestimar o papel dos preços. Portanto, é importante distinguir se o aumento de preço vem via demanda ou oferta, pois usar somente o preço pode sobrestimar o efeito de choques de oferta, confundindo o canal de transmissão.

O petróleo assumiu um papel fundamental na pauta de exportações colombiana na passagem dos anos 80 para os 90, coincidindo com o estabelecimento da independência do Banco de la República (Banrep) para perseguir metas de inflação. Neste período, a expansão petrolífera do país teria apreciado a taxa de câmbio real efetiva (REER), o que teria aumentado a demanda por importações e promovido déficits na conta corrente (CC). Kamas (2001) documenta que a taxa de câmbio real efetiva se valorizou

cerca de 40% entre 1990 e 1997, e o déficit em conta corrente superou 5% do PIB. O Banrep, buscando controlar a inflação, apertou a política monetária, atraindo capitais. Este descasamento entre taxa de câmbio nominal e real e o endividamento estrangeiro deixaram a economia exposta a uma crise de confiança, que explodiu entre 1998 e 1999, quando finalmente foi retirada a banda cambial (Kamas, 2001).

A partir do uso do modelo Monetário e Fiscal Global Integrado (GIMF), desenvolvido pelo FMI, aplicado à economia da Colômbia, há evidência de que uma taxa de câmbio flexível e resposta rápida das autoridades monetárias permite a mitigação dos efeitos de um choque causado pela queda da demanda por exportações. No GIMF, um choque de queda na demanda externa reduz o produto em cerca de 1,75% no primeiro ano sob condições normais, mas o aperto monetário contém a inflação. Quando o financiamento se torna adverso (aumento do prêmio de risco), a margem de manobra se reduz e a efetividade da política cai. (Clements; Flores; Leigh, 2009)

Além disso, nem todos os choques de commodities são iguais. A capital ou trabalho-intensidade de uma certa mercadoria faz com que choques no seu preço induzam efeitos sociais e econômicos diferentes, como evidenciado na comparação entre os impactos de choques no preço do café e do petróleo na violência política na Colômbia. Dube e Vargas (2013) mostram que a forte queda do preço do café nos anos 1990 elevou a violência nos municípios cafeeiros ao reduzir o custo de oportunidade do recrutamento armado, enquanto a alta do petróleo após 1998 intensificou ataques paramilitares nas áreas produtoras, via aumento da receita contestável — isto é, do fluxo de renda gerado localmente que grupos armados conseguem capturar por extorsão, tributação informal ou controle territorial, e que se eleva com o preço da commodity sem que haja aumento correspondente dos salários locais. Isto é um fator que pode ter relevância considerando a queda recente do petróleo em favor de produtos como café, bananas e flores, intensivos

em mão-de-obra. Quanto aos efeitos de choques de termos de trocas, há evidências que apontam que melhorias na relação podem acabar aumentando mais rapidamente a demanda por importações da economia colombiana, tornando insustentável a manutenção de superávits comerciais na ausência de crescimento da produtividade (Cao-Alvira, 2014). Este dilema pode ser visto na Colômbia tanto em situações de melhora ou deterioração dos termos de troca, já que o Banrep se vê em uma encruzilhada, já que na primeira possui o mandato de combater a alta na inflação oriunda da demanda agregada, e na segunda a inflação resultante do aumento de preços de bens importados inelásticos, gerando apreciação da taxa de câmbio real (Rohe; Hartermann, 2015).

Em um estudo utilizando uma série de modelos VAR bivariados, Roch e Balakrishnan (2017) encontram que choques nos termos de troca geram um ajuste mais forte da balança comercial pela compressão das importações do que pelo crescimento das exportações, e também que enquanto os choques de termos de troca podem relaxar a restrição externa pela via comercial, ao observar a Conta Financeira e de Capital, Médici (2018) encontra que ocorre um fenômeno no sentido oposto gerado pela economia do setor privado não financeiro no exterior. Utilizando um modelo FAVAR com dados da economia da Colômbia, foram encontradas evidências de impacto duradouro de choques de termos de troca no crescimento e balança comercial, e menos duradouros porém fundamentais para o investimento (Oviedo-Gómez; Sierra Suárez, 2019).

Candelo-Viafara e Oviedo-Gómez (2020) mostram, utilizando um modelo VAR para a Colômbia, que choques nos preços do petróleo e do carvão afetam significativamente os setores industriais do Brasil, Chile, Colômbia e México, e que há transmissão para os preços de gás. Roch (2019) compara Chile, Colômbia e Peru e encontra que a capacidade de absorção destes choques por uma economia está ligada, por um lado, ao seu nível de desenvolvimento ou diversidade econômica, e por outro lado

pelo seu marco institucional. Países em desenvolvimento são mais afetados do que os avançados, com os países detentores de flexibilidade cambial tendo maior apreciação da taxa de câmbio real após um choque positivo, enquanto países com ausência de regras fiscais e alto endividamento sofrem impactos mais severos. Em conjunto, esses estudos indicam que os efeitos dos choques de preços de commodities na Colômbia não se restringem aos agregados macroeconômicos, mas se propagam por diferentes canais setoriais e institucionais, cuja intensidade depende da estrutura produtiva e do regime de política econômica.

Oviedo-Gómez e Candelo-Viafara (2020) mostram que dentre as principais commodities minerais-energéticas exportadas (petróleo, carvão e níquel), os choques de preços do petróleo causam os maiores impactos na economia colombiana, gerando impactos positivos na balança comercial e na redução do endividamento, porém sem gerar efeitos nos gastos do setor público ou na taxa de desemprego. Usando um modelo FAVAR, eles mostram que o choque de petróleo explica 7,6% da variância do PIB, 5,4% do investimento e 7,9% da taxa de câmbio, enquanto carvão e níquel têm efeito menor. O gasto público e o desemprego não reagem significativamente.

Nas últimas décadas, a literatura colombiana sobre choques de commodities tem se debruçado, compreensivelmente, sobre o petróleo, e há poucos exemplos que comparam diferentes commodities com a mesma metodologia. A assimetria dos choques de termos de troca segue estando em foco, como no trabalho de Cárdenas-Hurtado (2018) publicado na publicação *Borradores de Economía* do Banco da República, que mostra que estas podem ser de regime (termos de troca — ToT — altos vs. baixos) e de setor (transacionáveis vs não-transacionáveis), sugerindo uma diversidade de padrões de transmissão. Num momento em que há sinais de mudanças estruturais, como a queda consistente na produção de combustíveis fósseis, e aumento das exportações agrícolas, é

relevante trazer à lupa as respostas a um choque aos diferentes tipos de commodities que prevalecem na balança comercial.

1.3 OBJETIVOS E ESTRUTURA DO TRABALHO

Em resumo, busca-se entender se os choques nos preços e na demanda de petróleo, carvão e café geram efeitos distintos sobre a atividade econômica colombiana, e qual deles produz o impacto mais persistente, inclusive sobre a incerteza. O trabalho busca desagregar e diferenciar as três principais commodities, reconhecendo que não são substitutos perfeitos na transmissão de choques. O estudo incorpora ainda a incerteza via World Uncertainty Index (WUI), de Ahir, Bloom e Furceri, e utiliza um único SVAR com a mesma identificação de Cholesky, permitindo comparar as funções impulso-resposta e decomposição da variação.

Para estas perguntas, estimam-se três SVARs trimestrais, um para cada commodity, para o período 2000T1 – 2025T4, período em que o Banco da República já trabalhava com metas de inflação com câmbio flutuante. As variáveis endógenas são (para cada commodity): preço real da commodity (log nível, exógeno por construção, hipótese de país tomador de preços), saldo da balança comercial de bens (nível, como % do PIB), PIB real (nível), taxa de câmbio real efetiva (log-nível) e índice de incerteza mundial (nível). A identificação segue a recursividade de Cholesky, com a commodity em primeiro lugar, assumindo que os preços internacionais não são afetados contemporaneamente pelas variáveis domésticas – uma premissa padrão na literatura (Schmitt-Grohé; Uribe, 2018; Broda, 2004).

Com o modelo, obtêm-se funções impulso-resposta (não acumuladas), e decomposição da variância do erro de previsão para quantificar a importância relativa de cada choque de commodity sobre cada variável doméstica.

2 ANÁLISE EMPÍRICA

O quão diferentes são as respostas a choques de petróleo, carvão e café, qual é seu efeito sobre diferentes variáveis macroeconômicas e qual é sua persistência? Para poder obter o choque estrutural de cada um dos preços dos produtos mencionados sobre a balança comercial, o câmbio, o PIB e a incerteza, se estimará um SVAR para cada uma das commodities, o que permite obter as funções impulso-resposta (FIR) e inferir a causalidade através da decomposição da variância do erro de previsão.

Os modelos serão estimados separadamente com a mesma estratégia de identificação de Cholesky, em vez de sobre um índice ou cesta, para capturar a assimetria entre os choques sugerida pela literatura. Na seção a seguir, serão apresentadas as séries temporais, posteriormente se especificará o SVAR Bayesiano com Minnesota Prior.

2.1 DADOS

Constroem-se três bases (petróleo, carvão e café) com as mesmas quatro variáveis domésticas: saldo da balança comercial de bens, PIB real, taxa de câmbio real efetiva e incerteza. Os dados são trimestrais e cobrem de 2000T1 a 2025T4, totalizando 104 observações. O início da amostra acompanha a adoção do regime de metas de inflação com câmbio flutuante, em setembro de 1999, e o fim corresponde ao limite de disponibilidade dos dados; a restrição evita combinar observações de câmbio anteriores e posteriores à mudança de regime, o que enfraqueceria a identificação.

O saldo da balança comercial de bens, bp_t , corresponde ao componente Balança de Bens (exportações menos importações de bens) da série trimestral dessazonalizada da conta corrente da balança de pagamentos publicada pelo Banco de la República (2026), em milhões de dólares correntes. Trata-se, portanto, do saldo de bens, e não do saldo em conta corrente nem do resultado global da balança de pagamentos: serviços, renda primária e renda secundária ficam de fora. A série é expressa como

porcentagem do PIB nominal em dólares correntes do Global Economic Monitor do Banco Mundial (2026), de modo a normalizar sua magnitude ao longo do tempo, seguindo a prática da literatura (Schmitt-Grohé; Uribe, 2018). Como numerador e denominador estão na mesma unidade — dólares correntes —, a razão é adimensional e dispensa deflacionamento.

O PIB real, pib_t , provém das contas nacionais trimestrais da OCDE (2026), na medida pela ótica da despesa em dólares constantes de 2020 convertidos por paridade do poder de compra, ajustada por efeito calendário e por sazonalidade, e entra no modelo em log-nível. A taxa de câmbio real efetiva, e_t , é o índice de base ampla do Bank for International Settlements (2026), média trimestral com base 2020 = 100, também em log-nível; nessa convenção, uma elevação do índice corresponde a apreciação real do peso colombiano, o que importa para a leitura das funções impulso-resposta. A incerteza, in_t , é o World Uncertainty Index para a Colômbia, de Ahir, Bloom e Furceri (2022), construído a partir da frequência do termo uncertainty e de suas variantes nos relatórios de país da Economist Intelligence Unit, normalizada pelo total de palavras, e utilizado em nível — na linha de Carrière-Swallow e Céspedes (2013), que estudam as respostas de risco-país e incerteza a choques de commodities.

Os preços de commodities, pp_t , pco_t e pcf_t , resultam da transformação em log-nível dos respectivos preços reais em dólares. O petróleo corresponde ao custo de aquisição de petróleo bruto pelas refinarias dos Estados Unidos, em dólares por barril, publicado pela U.S. Energy Information Administration (2026); o carvão, ao preço global do carvão australiano, em dólares por tonelada métrica; e o café, ao preço global do café Arábica Outros Suaves, em centavos de dólar por libra, ambos obtidos no Federal Reserve Bank of St. Louis (2026). As três séries foram deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor dos Estados Unidos para todos os consumidores urbanos, média de todos os

itens, cuja base é 1982–1984 = 100; os valores reais estão, portanto, expressos em dólares dessa base.

Antes da estimação, as séries passaram por dois tratamentos. Primeiro, o ajuste sazonal por X-13-ARIMA, aplicado a todas elas com exceção do WUI — procedimento redundante, ainda que inócuo, no caso da balança de bens e do PIB, que já são divulgados dessazonalizados na fonte. Segundo, a remoção de uma tendência linear determinística estimada por mínimos quadrados ordinários, sendo os resíduos dessa regressão as séries efetivamente utilizadas no VAR. O WUI, que não recebe ajuste sazonal, também é destendenciado, de modo que as sete séries entram no modelo na mesma escala: desvios em relação à respectiva tendência de longo prazo.

Com estas variáveis, foram construídos três conjuntos, com uma variável de preço e as variáveis domésticas:

$$\begin{aligned} X_t &= [pp_t \ bp_t \ pib_t \ e_t \ in_t] \\ Y_t &= [pco_t \ bp_t \ pib_t \ e_t \ in_t] \\ Z_t &= [pcf_t \ bp_t \ pib_t \ e_t \ in_t] \end{aligned} \quad (1)$$

Tabela 1 – Variáveis, fontes e transformações

Variável	Fonte	Transformação
Preço real do petróleo (pp)	EIA	log-nível; deflacionado pelo IPC-EUA (1982–1984 = 100); dessaz. + destend.
Preço real do carvão (pco)	FRED	log-nível; deflacionado pelo IPC-EUA (1982–1984 = 100); dessaz. + destend.
Preço real do café (pcf)	FRED	log-nível; deflacionado pelo IPC-EUA (1982–1984 = 100); dessaz. + destend.
Balança comercial de bens, % do PIB (bp)	Banrep (numerador); Banco Mundial – GEM (denominador)	razão entre o saldo de bens e o PIB, ambos em USD correntes; dessaz. + destend.
PIB real (pib)	OCDE	log-nível (USD PPC de 2020); dessaz. + destend.
Câmbio real efetivo (e)	BIS	log-nível (índice de base ampla, 2020 = 100); dessaz. + destend.
Incerteza – WUI Colômbia (in)	Ahir, Bloom e Furceri	nível; destend.

Fonte: elaboração própria.

2.2 METODOLOGIA

Os modelos de autorregressão vetorial estruturais, SVAR na sigla em inglês, tem seus primeiros usos na década de 1980, inicialmente no debate sobre o sentido da causalidade na relação entre política monetária e preços, no debate que Sims trava com os monetaristas e keynesianos (Sims, 1980). Ele justifica a necessidade de modificar os modelos dinâmicos de equações simultâneas comuns na época pela dificuldade de encontrar variáveis econômicas efetivamente exógenas no objeto de estudos do artigo em questão, decisões de política monetária. Entretanto, é possível encontrar objeções à exogeneidade de praticamente qualquer variável, até mesmo nas de demanda, como no exemplo citado em que a demanda por café nos EUA pode ser influenciada pelo clima no

Brasil devido às expectativas quanto à produção futura (Gottschalk, 2001).

Em termos operacionais, um VAR trata todas as variáveis do sistema como endógenas e escreve cada uma delas como função de seus próprios valores passados e dos valores passados das demais. O que se estima diretamente é a forma reduzida, cujos resíduos são combinações dos choques econômicos de interesse e, por isso, correlacionados entre si: um resíduo elevado na equação do câmbio pode refletir tanto um choque cambial quanto a repercussão contemporânea de um choque no preço da commodity. A parte estrutural do SVAR consiste precisamente em impor restrições que permitam recuperar, a partir desses resíduos correlacionados, choques ortogonais entre si e interpretáveis economicamente. Sem tais restrições o modelo descreve correlações, mas não autoriza falar em efeito de um choque; com elas, torna-se possível perguntar o que acontece com o PIB, com o câmbio e com a balança comercial quando o preço de uma commodity sobe por razões alheias à economia colombiana.

Portanto, cada um dos conjuntos de variáveis em (1) foi modelado em um SVAR da seguinte maneira:

$$B_0 X_t = B_1 X_{(t-1)} + B_2 X_{(t-2)} + B_3 X_{(t-3)} + B_4 X_{(t-4)} + \epsilon_t \quad (2)$$

Onde $B_1 \dots B_4$ são os parâmetros estruturais das variáveis endógenas defasadas e ϵ_t é um vetor de 5x1 de choques estruturais. A matriz B_0^{-1} permite a ligação com a forma reduzida do modelo, $v_t = B_0^{-1} \epsilon$.

Ainda que resolva, de certa maneira, o problema da exo/endogeneidade das variáveis, a metodologia SVAR não está imune ao problema da identificação. É necessário impor restrições de sentido (vetoriais) à causalidade entre as variáveis, ou ao tempo em que ocorrem estas relações, de maneira a obter a ortogonalidade dos resíduos. Para tanto, é necessário admitir algumas premissas, de natureza indutiva. Seguindo Rubio-Ramírez, Waggoner e Zha (2010), utilizamos um esquema de identificação recursiva em

conjunto com outras restrições para identificar o modelo.

Apesar de os preços do petróleo não serem exógenos, estes são afetados por choques globais de oferta, demanda e demanda específica de petróleo (Kilian, 2009). Ainda assim, estes não são influenciados pelas variáveis domésticas da Colômbia no curto prazo. De modo análogo, o preço das demais commodities não são afetadas pelas variáveis domésticas ou produção delas pela Colômbia, já que o país é tomador de preço nestes mercados devido ao tamanho de sua economia, em linha com Roch (2019), Schmitt-Grohé e Uribe (2018) e Broda (2004).

A identificação de Cholesky opera impondo uma estrutura recursiva: a matriz que liga os choques estruturais aos resíduos da forma reduzida é triangular inferior, de modo que a primeira variável da ordenação não responde contemporaneamente a nenhuma outra, a segunda responde apenas à primeira, e assim sucessivamente. A ordem das variáveis é, portanto, uma hipótese econômica sobre a velocidade com que cada uma reage dentro do trimestre, e não uma escolha arbitrária de apresentação.

Nessa linha, a identificação do modelo toma como primeira variável o preço da commodity, que não deve ser afetada contemporaneamente pelas demais variáveis. A seguir, a balança comercial, já que esta pode reagir imediatamente a um choque através da variação de receitas das exportações. Em terceiro lugar, o PIB, já que entendemos que este reage contemporaneamente à balança comercial, mas não à taxa de câmbio, já que os mecanismos de propagação são atenuados através de contratos e rearranjos logísticos. No quarto ordenamento, inclui-se a taxa de câmbio, supondo que responde contemporaneamente às variáveis anteriores sem afetá-las, um arranjo recorrente na literatura. Por último, o índice de incerteza que absorve toda informação contemporânea, mas não afeta as demais variáveis no mesmo tempo, sendo amplamente entendida como uma variável que responde à atividade macroeconômica (Carrière-Swallow e Céspedes,

2013).

A identificação recursiva descrita acima e a estimação dos parâmetros envolve duas etapas complementares: a primeira recupera os choques estruturais a partir da forma reduzida, por meio de uma identificação recursiva, enquanto que a segunda estima os coeficientes da forma reduzida por métodos bayesianos. A estimação do modelo é feita inicialmente utilizando 4 defasagens para capturar dinâmicas trimestrais ao longo do ano, e serão usados métodos Bayesianos considerando o n pequeno e o número de parâmetros (5 variáveis com 4 defasagens), com a priori Minnesota nos coeficientes da forma reduzida (parâmetros de tightness global = 0,5 e decaimento da defasagem = 1,0), conforme implementado no pacote bsvars (Woźniak, 2024). A estimação bayesiana segue Sims e Zha (1998) no uso de prior conjugada normal-inversa de Wishart, com 5.000 iterações de queima (burn-in) e 20.000 amostras válidas. As funções impulso-resposta e a decomposição da variância são baseadas na mediana posterior, com intervalos de credibilidade de 68%.

A priori de Minnesota, por sua vez, funciona como mecanismo de regularização: parte da hipótese de que cada variável se comporta aproximadamente como um passeio aleatório e penaliza os coeficientes das defasagens mais distantes, com intensidade governada pelo parâmetro de tightness. A justificativa é dimensional: com cinco variáveis e quatro defasagens, a forma reduzida tem 21 coeficientes por equação e 105 no total, contra 104 observações por série. Estimar esse sistema por mínimos quadrados produziria estimativas muito imprecisas; a priori reduz a variância ao custo de um viés na direção da hipótese inicial, e é o que torna viável manter as cinco variáveis sem recorrer a uma especificação mais parcimoniosa.

As FIR são extraídas da distribuição posterior: a cada iteração obtém-se a representação de médias móveis e reporta-se a mediana, ladeada por bandas de

credibilidade de 68%, (intervalo entre os percentis 16 e 84 da distribuição posterior). Mostram-se respostas não acumuladas; para as séries destendenciadas (log-nível ou após remoção da tendência linear), a resposta não acumulada revela o efeito sobre o desvio absoluto da variável em relação à sua tendência de longo prazo. A FEVD é calculada nos horizontes de 4, 8 e 12 trimestres. A parcela atribuída ao choque no preço da commodity mede sua importância em relação aos demais choques domésticos e indica se os efeitos se dissipam ou persistem no médio prazo.

Com a especificação descrita, o trabalho ganha um arcabouço comum que permite comparar diretamente os efeitos dos três choques. A estratégia bayesiana contorna o problema da dimensionalidade sem abandonar a identificação estrutural. A seção seguinte reporta os resultados obtidos com essa montagem

2.3 RESULTADOS

Nesta seção, apresentam-se primeiro as estatísticas descritivas e as propriedades de integração das séries e, em seguida, as funções impulso-resposta (FIR) não acumuladas e a decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) obtidas dos três SVARs bayesianos: petróleo, carvão e café. As FIR mostram, para cada trimestre após o choque, o desvio esperado da variável em relação à sua tendência de longo prazo. As Figuras 3 a 5 apresentam essas respostas, enquanto a Tabela 4 traz a FEVD nos horizontes de 4, 8 e 12 trimestres. As inferências baseiam-se na mediana posterior, com intervalos de credibilidade de 68%.

2.3.1 Estatísticas descritivas e propriedades das séries

A Tabela 2 resume as estatísticas descritivas das sete variáveis que compõem os modelos, para o período 2000T1-2025T4 (104 observações). Os preços reais

em log e o PIB real em log exibem dispersão moderada, ao passo que a balança comercial/PIB e a incerteza (WUI) apresentam maior variabilidade relativa.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis, 2000T1–2025T4

Variável	N	Média	Mediana	Desv.-pad.	Mínimo	Máximo
Preço real do petróleo (log)	104	3,182	3,164	0,400	2,255	3,984
Preço real do carvão (log)	104	3,536	3,564	0,502	2,606	5,025
Preço real do café (log)	104	-0,462	-0,463	0,333	-1,149	0,252
Balança comercial/PIB (%)	104	-0,818	-0,200	2,175	-5,491	3,009
PIB real (log)	104	13,404	13,449	0,274	12,931	13,805
Câmbio real efetivo (log)	104	4,722	4,707	0,137	4,451	4,994
Incerteza – WUI Colômbia	104	0,309	0,240	0,300	0,000	2,038

Fonte: elaboração própria.

Nota: valores em nível, antes da remoção da tendência.

Para avaliar a ordem de integração das séries e fundamentar a especificação em nível destendenciado, aplicou-se uma bateria de testes de raiz unitária sobre as séries já dessazonalizadas e destendenciadas: ADF (com constante, c; e com constante e tendência, c+t), Phillips-Perron (PP), KPSS, DF-GLS (ERS) e Zivot-Andrews (ZA), este último admitindo uma quebra estrutural endógena na constante (int.), na tendência (tend.) ou em ambas (amb.). Em todos os testes, exceto o KPSS, a hipótese nula é a presença de raiz unitária; no KPSS, a nula é a estacionariedade. A seleção de defasagens seguiu o critério AIC (até oito defasagens), e as conclusões reportadas na Tabela 3 referem-se ao nível de significância de 5%.

Tabela 3 – Testes de raiz unitária sobre as séries dessazonalizadas e destendenciadas

Variável	ADF (c)	ADF (c+t)	PP (c)	PP (c+t)	KPSS (μ)	DF-GLS (c)	DF-GLS (c+t)	ZA (int.)	ZA (tend.)	ZA (amb.)
Preço real petróleo	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Preço real carvão	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Preço real café	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Balança comercial/PIB	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)
PIB real	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Câmbio real efetivo	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Incerteza – WUI	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)

Fonte: elaboração própria.

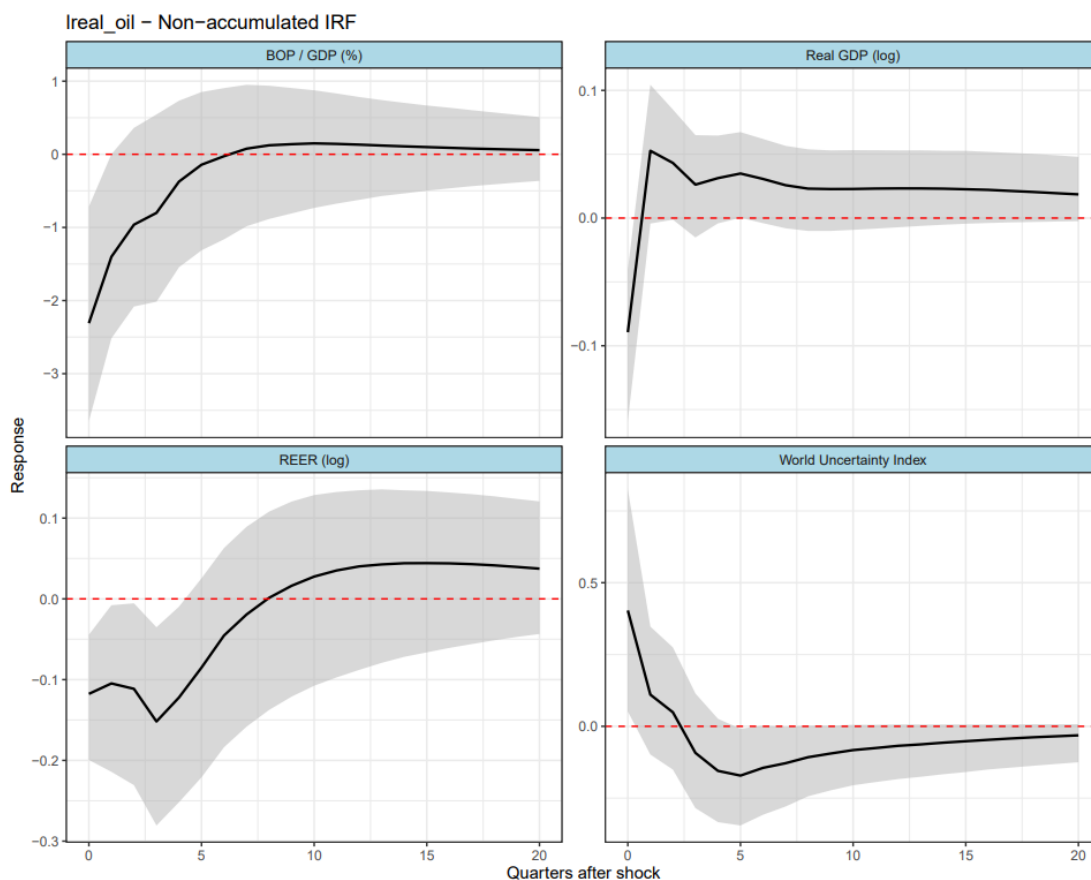
Nota: classificação I(0)/I(1) ao nível de significância de 5%. A seleção de defasagens seguiu o critério AIC, com o máximo de oito defasagens.

Os testes indicam que a balança comercial/PIB e a incerteza (WUI) são estacionárias na maioria dos casos, ao passo que o PIB real e o câmbio real efetivo exibem, em vários testes, comportamento próximo de $I(1)$; os preços reais do petróleo e do café também tendem a $I(1)$, enquanto o do carvão é estacionário pelos testes ADF. Como as séries entram no modelo já dessazonalizadas e destendenciadas, e o VAR estimado é estacionário — os autovalores têm módulo entre 0,86 e 0,90 na mediana posterior e permanecem dentro do círculo unitário em 92% a 98% dos sorteios —, adota-se a especificação em nível destendenciado. Essa escolha é ainda respaldada por testes de cointegração de Johansen sobre o sistema preço–PIB–câmbio real: na especificação com constante, rejeita-se a ausência de vetores de cointegração para as três commodities (posto 1 para petróleo e café; 2 para o carvão), o que indica relações de equilíbrio de longo prazo entre as séries. Havendo cointegração, a estimação em nível é apropriada, ao passo que uma alternativa em primeira diferença, por omitir o termo de correção de erro, seria mal especificada — razão pela qual se mantém o nível, que ainda favorece a interpretação direta das funções impulso-resposta.

2.3.2 Funções impulso-resposta

Figura 3 – Funções impulso-resposta não acumuladas a um choque de um desvio-padrão no preço

real do petróleo



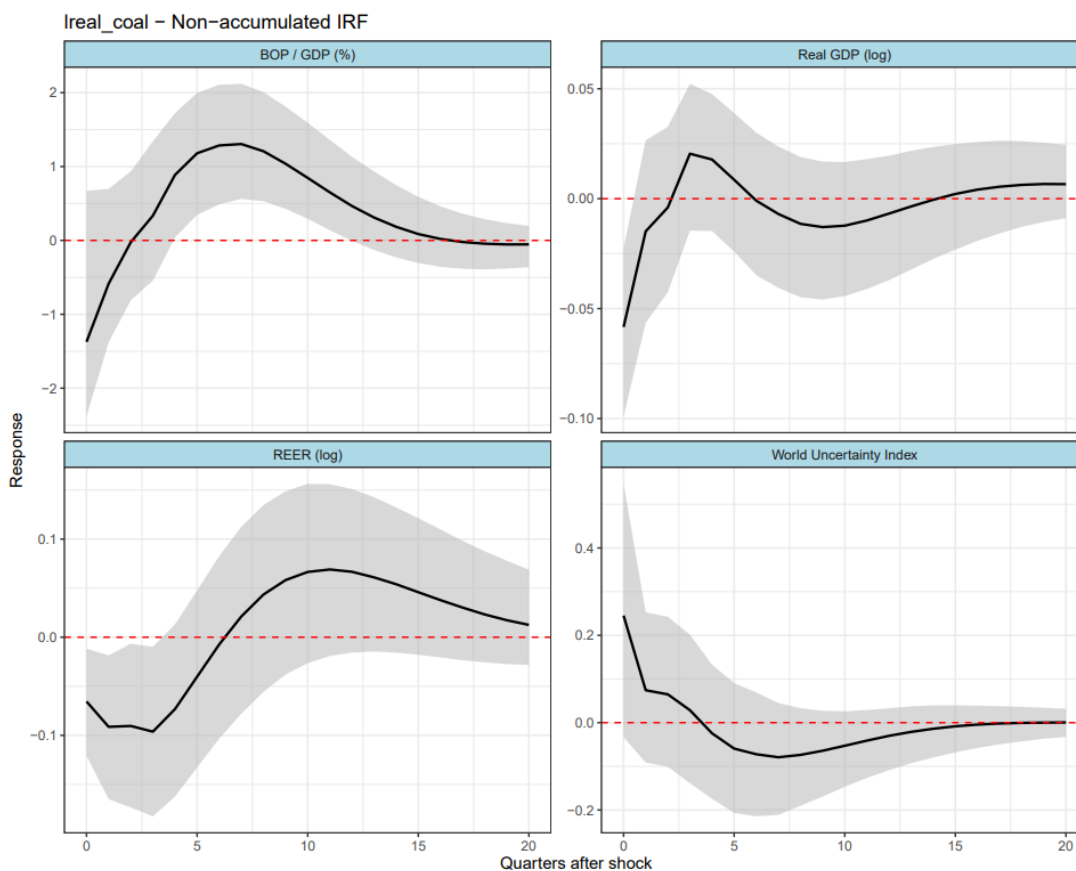
Fonte: elaboração própria.

Nota: linha sólida — mediana posterior; área sombreada — intervalo de credibilidade de 68%.

Choque no preço do petróleo (Figura 3).

Na mediana, o choque positivo no preço real do petróleo produz respostas domésticas de magnitude modesta. O câmbio real efetivo move-se na direção de uma apreciação no médio prazo — após uma breve depreciação inicial, a REER passa a terreno positivo, sinal compatível, ainda que tênue, com o canal da doença holandesa (lembrando que, neste índice, uma alta da REER corresponde a apreciação real). O produto reage pouco: queda discreta no impacto e rápida recuperação, sem deslocamento persistente. A balança comercial piora no impacto e retorna logo à sua trajetória de longo prazo. A incerteza (WUI) é a variável de resposta mais nítida, elevando-se no impacto e revertendo para terreno negativo no médio prazo. Em suma, o petróleo movimenta sobretudo o câmbio e a incerteza, com efeito modesto sobre produto e balança comercial.

Figura 4 – Funções impulso-resposta não acumuladas a um choque de um desvio-padrão no preço real do carvão



Fonte: elaboração própria.

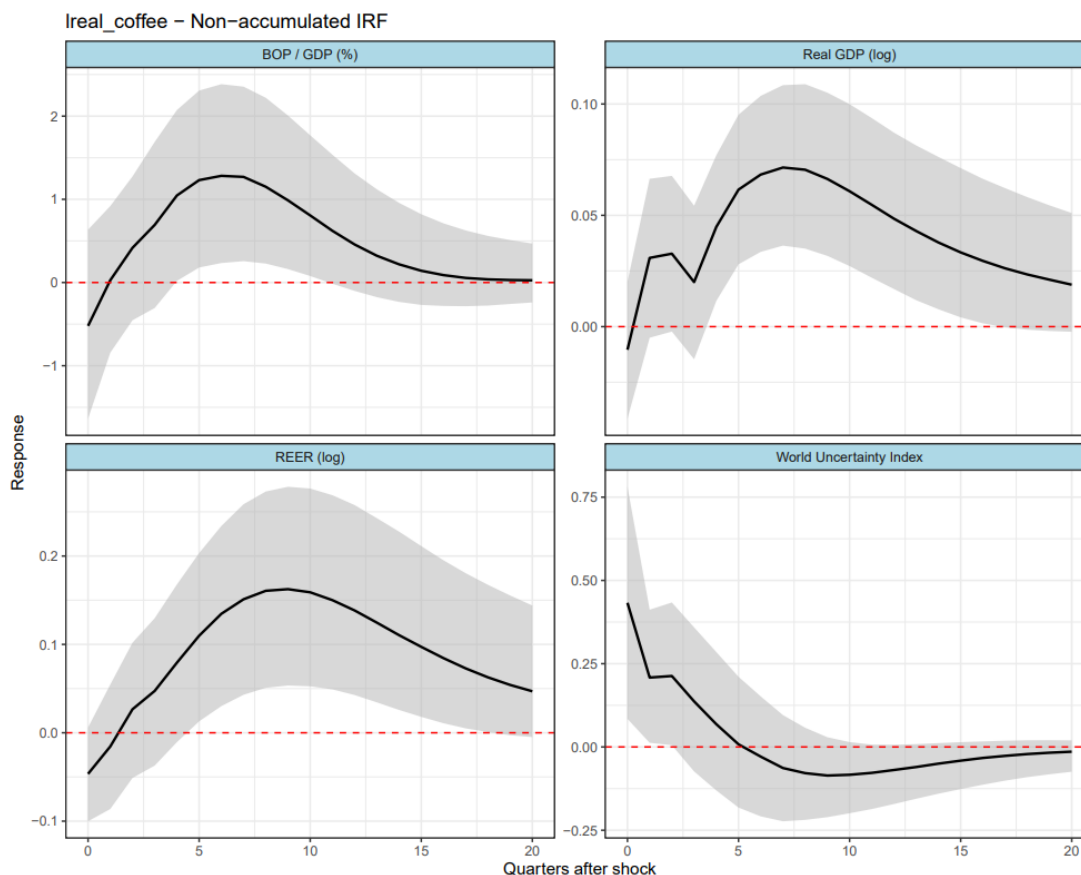
Nota: convenções idênticas às da Figura 3.

Choque no preço do carvão (Figura 4).

O choque positivo no preço real do carvão produz a apreciação cambial mais marcante entre as três commodities: o câmbio real efetivo aprecia-se de forma persistente no médio prazo (pico em torno de +0,07 em log, ao redor do décimo trimestre), o sinal mais claro da doença holandesa no exercício. A balança comercial melhora de forma defasada: após piorar no impacto, alcança um saldo positivo de cerca de 1,2 ponto percentual do PIB entre o sétimo e o oitavo trimestre, refletindo o ganho de receita de exportação. O produto sobe de forma modesta, e a incerteza eleva-se no impacto antes de reverter. O carvão é, assim, a commodity em que o canal de apreciação cambial se manifesta com mais força, condizente com seu peso crescente na pauta mineral-energética

de exportação.

Figura 5 – Funções impulso-resposta não acumuladas a um choque de um desvio-padrão no preço real do café



Fonte: elaboração própria.

Nota: convenções idênticas às da Figura 3.

Choque no preço do café (Figura 5).

O choque positivo no preço real do café gera a resposta de produto mais robusta do exercício: o PIB real permanece acima da tendência durante quase todo o horizonte (pico em torno de +0,07 em log), efeito coerente com o caráter intensivo em mão de obra da cafeicultura. O câmbio real efetivo também se aprecia, com o maior pico entre as commodities (cerca de +0,15 em log, entre o oitavo e o nono trimestre), e a balança comercial melhora no médio prazo (cerca de 1,2 ponto percentual do PIB). A incerteza sobre o impacto e reverte em seguida. Apesar do peso decrescente do café na pauta exportadora, seus choques têm, portanto, efeitos reais relevantes: apreciação cambial e

expansão do produto.

2.3.3 Decomposição da variância do erro de previsão

A Tabela 4 reporta a parcela da variância do erro de previsão de cada variável doméstica atribuída ao choque no preço da commodity, nos horizontes de 4, 8 e 12 trimestres (mediana posterior). Três padrões se destacam. Primeiro, a contribuição do choque de preço para a variância da balança comercial e do índice de incerteza é negligenciável em todas as commodities (abaixo de 0,3% e de 0,8%, respectivamente), o que é coerente com as FIR, cujas bandas para essas variáveis contêm o zero. Segundo, o choque explica fração substancial e crescente da variância do PIB real e da REER: para o PIB, entre cerca de 18% e 23% em doze trimestres; para a REER, entre cerca de 17% e 30%. Terceiro, é no câmbio real que o carvão se destaca — responde por cerca de 30% da variância da REER em doze trimestres, contra 19% do petróleo e 18% do café —, ao passo que para o PIB as três commodities convergem para parcelas semelhantes.

Tabela 4 – Decomposição da variância do erro de previsão: parcela atribuída ao choque no preço da commodity (%)

Variável	Petróleo			Carvão			Café		
	h = 4	h = 8	h = 12	h = 4	h = 8	h = 12	h = 4	h = 8	h = 12
Balança comercial/PIB	0,28	0,24	0,22	0,06	0,07	0,10	0,03	0,06	0,09
PIB real	16,1	20,1	22,1	12,4	19,0	22,6	7,7	14,7	18,0
REER	9,8	16,0	19,1	21,0	29,2	30,4	6,9	15,1	17,5
WUI	0,63	0,70	0,69	0,35	0,67	0,77	0,49	0,77	0,80

Fonte: elaboração própria.

Nota: mediana posterior, por variável doméstica e horizonte h, em trimestres.

Dada a amostra reduzida — cem observações, cinco variáveis e quatro defasagens, as magnitudes da FEVD devem ser lidas como ordens de grandeza, e não como estimativas pontuais.

2.3.4 Síntese comparativa

Tomados em conjunto, FIR e FEVD desenham um quadro economicamente coerente. Os choques de preço de commodities transmitem-se à economia colombiana sobretudo por dois canais: a valorização do câmbio real — núcleo da hipótese de doença holandesa — e a atividade real, enquanto a balança comercial e a incerteza respondem pouco. A decomposição da variância confirma a leitura: em doze trimestres, o preço da commodity explica cerca de 18% a 23% da variância do PIB real e de 17% a 30% da do câmbio real, contra parcelas negligenciáveis da balança comercial e da incerteza. Em perspectiva comparada, a parcela atribuída ao produto supera a estimativa de Schmitt-Grohé e Uribe (2018), em torno de 10%, e aproxima-se da de Shousha (2016), cerca de 23%, situando-se abaixo dos 49% a 64% de Ben Zeev, Pappa e Vicondoa (2017) — diferença atribuível ao componente de notícias dos termos de troca, que a identificação recursiva aqui adotada não captura.

O contraste entre as commodities é economicamente informativo. O carvão é o que mais movimenta o câmbio real (cerca de 30% da variância em doze trimestres), coerente com seu peso crescente na pauta mineral-energética e com um canal de apreciação típico de booms de exportação concentrados na geração de divisas. O café, apesar do peso decrescente, produz a resposta de produto mais robusta, compatível com seu caráter intensivo em mão de obra, cujos ganhos de renda se difundem mais diretamente pela atividade doméstica. O petróleo, principal item da pauta, distribui seu efeito de forma comparável entre produto e câmbio, sem concentrá-lo num único canal.

Por que os três choques não são intercambiáveis é uma questão de estrutura produtiva, e não apenas do peso de cada produto na pauta. Petróleo e carvão são enclaves intensivos em capital: o ganho de um choque de preço aparece primeiro como entrada de divisas e renda de propriedade, e é por essa via — maior oferta de moeda estrangeira e apreciação real — que se transmite. Isso é compatível com o carvão

concentrar seu efeito no câmbio e apresentar efeito mais contido sobre o produto. O café ocupa o extremo oposto: é intensivo em mão de obra e a parcela doméstica de sua cadeia de valor concentra-se no cultivo e no beneficiamento primário, com renda distribuída entre um grande número de produtores; um choque de preço converte-se mais rapidamente em renda familiar e demanda doméstica, o que ajuda a entender a resposta de produto comparativamente mais forte. O petróleo, item de maior peso na pauta durante boa parte da amostra, combina as duas coisas: gera divisas em escala e ocupa posição central na receita fiscal e no prêmio de risco-país — mecanismo que Shousha (2016) identifica de forma explícita nos dados colombianos —, o que é consistente com um efeito repartido entre câmbio e produto, em vez de concentrado em um deles. Trata-se, contudo, de uma leitura das ordens de grandeza estimadas, e não de uma decomposição formal desses canais, que o modelo aqui empregado não separa.

Convém, ainda assim, cautela quanto às comparações entre commodities: a sobreposição das bandas de credibilidade desaconselha tratar as diferenças de magnitude como estatisticamente conclusivas. O que os resultados sustentam com segurança é o padrão qualitativo — câmbio real e produto como as variáveis mais sensíveis aos choques de preço, com gradações plausíveis, porém não definitivas, entre as três commodities.

3 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho investigou se choques nos preços reais de petróleo, carvão e café produzem efeitos distintos sobre o saldo da balança comercial de bens, o PIB real, o câmbio real efetivo e a incerteza na Colômbia, e em que medida esses efeitos são compatíveis com a hipótese de doença holandesa. Para tanto, estimaram-se três SVARs bayesianos trimestrais para 2000–2025, um por commodity, com identificação recursiva de Cholesky e prior de Minnesota, e examinaram-se as funções impulso-resposta não acumuladas e a decomposição da variância do erro de previsão.

A evidência aponta para um padrão econômico claro: os choques de preço de commodities afetam principalmente o câmbio real e o produto, e pouco a balança comercial e a incerteza. A decomposição da variância atribui ao choque de preço, em doze trimestres, cerca de 18% a 23% da variância do PIB real e de 17% a 30% da do câmbio real — magnitudes economicamente relevantes para uma economia exportadora de commodities. O canal cambial, central à hipótese de doença holandesa, é mais nítido para o carvão (cerca de 30% da variância do câmbio real), ao passo que o café se destaca pela resposta do produto, coerente com sua maior intensidade em mão de obra.

Esses resultados devem ser lidos como indícios robustos quanto ao padrão qualitativo, ainda que as magnitudes pontuais comportem incerteza, dada a amostra de cem observações com cinco variáveis e quatro defasagens. Quanto à ordem de integração das séries, embora os testes de raiz unitária sejam mistos para o PIB e o câmbio real, o VAR estimado é estacionário e os testes de cointegração de Johansen indicam relações de equilíbrio de longo prazo entre preço, produto e câmbio real — o que respalda a especificação em nível, já que, na presença de cointegração, uma estimação em primeira diferença omitiria o termo de correção de erro e seria mal especificada.

Convém, porém, problematizar o que o exercício de fato mede. A identificação recursiva atribui ao preço da commodity todo o movimento contemporâneo que dele decorre, mas não distingue a origem do choque: um mesmo aumento de preço pode refletir restrição de oferta ou expansão da demanda global, e as duas coisas têm efeitos macroeconômicos distintos sobre um país exportador. Souza e Fry-McKibbin (2021) mostram, para o Brasil, que o choque de demanda é bem mais persistente do que o de preço isolado e que ignorar essa distinção sobrestima o papel dos preços. Pela mesma razão, a identificação empregada não capta o componente antecipado das flutuações de termos de troca, o que ajuda a explicar por que as parcelas aqui estimadas ficam bem abaixo das obtidas por Ben Zeev, Pappa e Vicondoa (2017). Há ainda o fato de que o preço é apenas uma das dimensões do choque: nada garante que uma alta de preço se traduza em maior valor exportado, já que a quantidade produzida não integra o sistema — limitação especialmente relevante num período em que a produção colombiana de combustíveis fósseis vem recuando. Por fim, os três preços não são independentes entre si, pois respondem a fatores globais comuns (Fernández; González; Rodríguez, 2018); estimar um modelo por commodity permite comparar magnitudes, mas não separa o que é específico de cada mercado do que é choque global comum a todos. Nesse sentido, os resultados devem ser lidos como medida do efeito agregado de movimentos de preço, e não como identificação de um canal causal particular.

Como agenda futura, destacam-se: estimar formalmente o VECM correspondente às relações de cointegração aqui identificadas, explorando a dinâmica de correção de erro; avaliar esquemas de identificação alternativos — por restrições de sinal ou pela decomposição do preço da commodity em componentes de oferta e demanda, à la Kilian (2009) —, capazes de separar a origem do choque; e ampliar a amostra ou recorrer a métodos de painel entre exportadores de commodities, de modo a estreitar os intervalos

de credibilidade. Por fim, seria informativo confrontar a especificação bayesiana com uma estimação por máxima verossimilhança e a mesma identificação de Cholesky, isolando o papel da priori de Minnesota.

REFERÊNCIAS

AHIR, H.; BLOOM, N.; FURCERI, D. **The World Uncertainty Index**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2022. (NBER Working Paper, n. 29763).

BANCO DE LA REPÚBLICA. Balanza de pagos de Colombia: serie desestacionalizada de la cuenta corriente — Cuadro 1, componente A (Balanza de Bienes). Bogotá: Banco de la República de Colombia, 2026.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. Effective exchange rate indices: real broad index, 2020 = 100. Basel: Bank for International Settlements, 2026.

BEN ZEEV, N.; PAPPA, E.; VICONDOA, A. Emerging economies business cycles: the role of commodity terms of trade news. **Journal of International Economics**, p. 368-376, 2017.

BILLMEIER, A.; NANNICINI, T. **Trade openness and growth**: pursuing empirical glasnost. Washington, DC: International Monetary Fund, 2007. (IMF Working Paper, n. 07/156).

BIRDSALL, N.; HAMOUDI, A. **Commodity dependence, trade and growth**: when “openness” is not enough. Washington, D.C.: Center for Global Development, 2002.

BRODA, C. Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. **Journal of International Economics**, v. 63, n. 1, p. 31-58, 2004.

CANDELO-VIAFARA, J. M.; OVIEDO-GÓMEZ, A. F. Spillover effect of international market on Latin American economies: the cases of Chile, Brazil, Colombia and Mexico. **Apuntes del Cenes**, v. 39, n. 70, p. 107-138, 2020.

CAO-ALVIRA, J. J. Real exchange rate volatility on the short- and long-run trade dynamics in Colombia. **International Trade Journal**, p. 45-64, 2014.

CÁRDENAS-HURTADO, C. A.; GARAVITO-ACOSTA, A. L.; TORO-CÓRDOBA, J. H. **Asymmetric effects of terms of trade shocks on tradable and non-tradable investment rates**: the Colombian case. Bogotá: Banco de la República, 2018. (Borradores de Economía, n. 1043).

CARMIGNANI, F.; AVOM, D. The social development effects of primary commodity export dependence. **Ecological Economics**, 2010.

CARRIÈRE-SWALLOW, Y.; CÉSPEDES, L. F. The impact of uncertainty shocks in emerging economies. **Journal of International Economics**, v. 90, n. 2, p. 316-325, 2013.

CLEMENTS, B.; FLORES, E.; LEIGH, D. **Monetary and fiscal policy options for dealing with external shocks**: insights from the GIMF for Colombia. Washington, DC: International Monetary Fund, 2009. (IMF Working Papers, p. 1-19).

DANE. **Estadísticas de comercio exterior**: exportaciones. Bogotá: Departamento Administrativo Nacional de Estadística, 2026.

DUBE, O.; VARGAS, J. F. Commodity price shocks and civil conflict: evidence from Colombia. **Review of Economic Studies**, p. 1384-1421, 2013.

FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS. **FRED Economic Data**: global price of Coal (Australia), global price of Coffee, and Consumer Price Index for All Urban Consumers. St. Louis, MO: Federal Reserve Bank of St. Louis, 2026.

FERNÁNDEZ, A.; GONZÁLEZ, A.; RODRÍGUEZ, D. Sharing a ride on the commodities roller coaster: common factors in business cycles of emerging economies. **Journal of International Economics**, p. 99-121, 2018.

GOTTSCHALK, J. **An introduction into the SVAR methodology**: identification, interpretation and limitations of SVAR models. Kiel: Kiel Institute for the World Economy, 2001. (Kiel Working Paper, n. 1072).

KAMAS, L. Monetary and exchange rate policy in Colombia: effects on the real exchange rate in the 1990s. **Journal of Development Studies**, p. 131-166, 2001.

KILIAN, L. Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. **American Economic Review**, v. 99, n. 3, p. 1053-1069, 2009.

MÉDICI, F. Terms of exchange, capital account, and the growth model restricted by the balance of payments. **Cuadernos de Economía (Colombia)**, p. 443-470, 2018.

OECD. Quarterly national accounts: gross domestic product, expenditure approach, constant prices, PPP converted. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 2026.

OVIEDO-GÓMEZ, A. F.; CANDELO-VIAFARA, J. M. Mining and energy commodity price effects on Colombian economy. **Cuadernos de Administración**, v. 36, n. 67, p. 93-108, 2020.

OVIEDO-GÓMEZ, A. F.; SIERRA SUÁREZ, L. P. The importance of terms of trade in the Colombian economy. **CEPAL Review**, n. 128, p. 113-141, 2019.

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

ROCH, F.; BALAKRISHNAN, R. **The adjustment to commodity price shocks in Chile, Colombia, and Peru**. Washington, DC: International Monetary Fund, 2017. (IMF Working Paper).

ROHE, C.; HARTERMANN, M. The role of external shocks for monetary policy in Colombia and Brazil: a Bayesian SVAR analysis. **Wissen Leben**, 2015.

RUBIO-RAMÍREZ, J. F.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Structural vector autoregressions: theory of identification and algorithms for inference. **Review of Economic Studies**, v. 77, n. 2, p. 665-696, 2010.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. How important are terms-of-trade shocks? **International Economic Review**, p. 85-111, 2018.

SHOUSHA, S. **Macroeconomic effects of commodity booms and busts**: the role of financial frictions. 2016. Job Market Paper.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SIMS, C. A.; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, p. 949-968, 1998.

SOUZA, R. de; FRY-MCKIBBIN, R. Global liquidity and commodity market interactions: macroeconomic effects on a commodity exporting emerging market. **International Review of Economics and Finance**, p. 781-800, 2021.

UNCTAD. **The State of Commodity Dependence 2025**. Geneva: United Nations Conference on Trade and Development, 2025.

U.S. ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION. **Petroleum & other liquids**: refiner acquisition cost of imported crude oil. Washington, DC: U.S. Energy Information Administration, 2026.

WORLD BANK. Global Economic Monitor (GEM): GDP at market prices, current US\$, seasonally adjusted. Washington, DC: World Bank, 2026.

WORLD BANK. **Global Economic Prospects and the Developing Countries 1996**. Washington, DC: World Bank, 1996.

WOŹNIAK, T. **Fast and efficient Bayesian analysis of structural vector autoregressions using the R package bsvars.** [S.l.]: arXiv, 2024. (arXiv preprint, n. 2410.15090).