

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS

Nicole Cirelli Ruiz

O MODELO DE TRÊS EQUAÇÕES IS-PC-MR E VIOLAÇÃO DA CONDIÇÃO DE
MARSHALL-LERNER. UMA ANÁLISE EMPÍRICA VIA BARVX PARA AMÉRICA
LATINA ENTRE OS ANOS DE 2000 A 2024.

Uberlândia - MG

2026

NICOLE CIRELLI RUIZ

O MODELO DE TRÊS EQUAÇÕES IS-PC-MR E VIOLAÇÃO DA CONDIÇÃO DE
MARSHALL-LERNER. UMA ANÁLISE EMPÍRICA VIA BARVX PARA AMÉRICA
LATINA ENTRE OS ANOS DE 2000 A 2024.

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Instituto de
Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de
Uberlândia como requisito parcial à obtenção do título de bacharel
em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Julio Fernando Costa Santos

Uberlândia - MG

2026

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

R934 2026	Ruiz, Nicole Cirelli, 2003- O Modelo de três equações IS-PC-MR e violação da Condição de Marshall-Lerner: uma análise empírica via BVARX para a América Latina entre os anos de 2000 a 2024. [recurso eletrônico] / Nicole Cirelli Ruiz. - 2026. Orientador: Julio Fernando Costa Santos. Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Uberlândia, Graduação em Ciências Econômicas. Modo de acesso: Internet. Inclui bibliografia. Inclui ilustrações. 1. Economia. I. Santos, Julio Fernando Costa ,1985-, (Orient.). II. Universidade Federal de Uberlândia. Graduação em Ciências Econômicas. III. Título. CDU: 330
--------------	--

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:
Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091
Nelson Marcos Ferreira - CRB6/3074

NICOLE CIRELLI RUIZ

O MODELO DE TRÊS EQUAÇÕES IS-PC-MR E VIOLAÇÃO DA CONDIÇÃO DE
MARSHALL-LERNER. UMA ANÁLISE EMPÍRICA VIA BARVX PARA AMÉRICA
LATINA ENTRE OS ANOS DE 2000 A 2024.

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Instituto de
Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de
Uberlândia como requisito parcial à obtenção do título de bacharel
em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Julio Fernando Costa Santos

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Julio Fernando Costa Santos (IERI UFU)

Prof. Dr. Flavio Vilela Vieira (IERI UFU)

Prof. Ms. Sinara do Vale (IERI UFU)

UBERLÂNDIA

2026

*Dedico este trabalho à minha família, que é
meu ponto de partida e meu caminho de volta.
E irei sempre voltar.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, à Deus, por ter iluminado meu caminho por esses quatro anos. Por ter me dado a oportunidade de ter uma base tão sólida em casa que me permitiu estar em outro estado e nunca ter me sentido sozinha.

Meus eternos agradecimentos à minha família, que é minha fortaleza. Meus pais, Fábiana e Cesar, que nunca mediram esforços para me verem feliz. Obrigada por sempre acreditarem em mim e me convencerem de que eu poderia sonhar alto. Por terem me dado o amor que todos os filhos deveriam sentir. E à minha irmã, Leticia, que é minha maior inspiração e melhor amiga desde que eu nasci. Nossas trocas sinceras, companheirismo e lealdade me salvam todos os dias. Sou mais feliz por nos escolhermos diariamente.

Agradeço a todos os meus amigos da faculdade, que tornaram essa caminhada mais leve e divertida. Um agradecimento em especial ao Guilherme, Vinicius, Ionel e Diego. A todos os meus amigos de Descalvado, que me acompanharam em todas as fases, e por se fazerem presentes a quilômetros de distância, em especial, Livia, Júlia Pratta, Julia Sposito, e João Pedro. E por fim, às minhas grandes amigas que tive a honra de conhecer fora da sala de aula: Aline, Layne e Nina. Vocês são família e as admiro como mulheres, amigas e profissionais.

Ao Matheus Henrique, por todo apoio no fim da minha trajetória acadêmica. Agradeço por todo o companheirismo e espontaneidade, que me auxiliaram muito nessa reta final. Sua celebração pelas minhas conquistas e suporte nos momentos difíceis me fizeram conhecer um amor sincero.

Finalmente, agradeço ao Instituto de Economia e Relações Internacionais, e à Universidade Federal de Uberlândia pela oportunidade de estudo. Agradeço aos professores que me guiaram nesse caminho, e em especial ao meu professor orientador Julio Fernando, que permitiu que este projeto saísse da teoria. Meus mais sinceros, muito obrigada.

RESUMO

Este artigo analisa a dinâmica entre taxa de câmbio real, exportações, importações, produto doméstico, taxa de juros e renda externa, para quatro países da América Latina – Brasil, Chile, México e Colômbia, em um contexto de teste da versão dinâmica da Condição de Marshall-Lerner no horizonte temporal de 2000 a 2024. O trabalho combina cinco variáveis domésticas – exportações em volume, importações em volume, taxa de câmbio efetiva real, taxa de juros de política monetária e PIB real, a uma variável externa, correspondente a uma proxy para a taxa de crescimento da renda mundial, no período de 2000 a 2024. Buscando compatibilizar medidas de competitividade externa e impulso da demanda internacional desconsiderando o problema da dimensionalidade, o estudo estima para cada país da amostra, um modelo autorregressivo vetorial bayesiano com uma variável exógena BVARX para os anos de 2026, 2027 e 2028. Os resultados indicam heterogeneidade entre as economias analisadas quanto à resposta aos choques de apreciação cambial. Enquanto as economias brasileira e chilena apresentam resultados consistentes com a condição de Marshall-Lerner, principalmente a partir do comportamento das importações, as economias colombiana e mexicana refletem algumas inconsistências do modelo. Por fim, a análise de decomposição da variância revela que para Brasil, Chile e Colômbia, as exportações são majoritariamente explicadas por choques próprios, e o México apresenta grande sensibilidade à renda doméstica; e as importações confirmam o padrão identificado, pois a dinâmica dessa variável se mostra predominantemente explicada por suas próprias defasagens, apresentando baixa sensibilidade às demais variáveis do modelo.

Palavras-chave: Taxa de câmbio real; BVARX; Condição de Marshall-Lerner; América Latina; Decomposição da variância.

ABSTRACT

This paper analyzes the dynamics between the real exchange rate, exports, imports, domestic output, interest rates, and external income for four Latin American countries—Brazil, Chile, Mexico, and Colombia—within the framework of testing the dynamic version of the Marshall-Lerner condition. The study combines five domestic variables—export volumes, import volumes, the real effective exchange rate, the monetary policy interest rate, and real GDP—with one external variable, serving as a proxy for global income growth. In order to reconcile measures of external competitiveness and international demand while avoiding dimensionality issues, the study estimates, for each country in the sample, two Bayesian Vector Autoregressive models with an exogenous variable (BVARX). The results indicate significant heterogeneity across the economies analyzed in response to real exchange rate appreciation shocks. While Brazil and Chile exhibit results broadly consistent with the Marshall-Lerner condition, particularly through the behavior of imports, Colombia and Mexico display deviations from the model's theoretical predictions. In general, both GDP and interest rates do not conform to the expected dynamics under the validity of the Marshall-Lerner condition, highlighting limitations in the explanatory power of the three-equation model. Finally, the variance decomposition analysis reveals that, for Brazil, Chile, and Colombia, exports are predominantly explained by their own shocks, whereas in Mexico they are more sensitive to domestic income. Imports exhibit a similar pattern across countries, with their dynamics largely driven by their own lags and showing low sensitivity to the other variables included in the model.

Keywords: BVARX; Real exchange rate; Marshall-Lerner condition; International trade; Latin America; Variance decomposition.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Curva IS	17
Figura 2 - Curva de Phillips.....	18
Figura 3 - Curva WS-PS	19
Figura 4: Função Impulso-resposta Brasil.....	46
Figura 5: Função Impulso-resposta Chile.....	47
Figura 6: Função Impulso-resposta Colômbia.....	48
Figura 7: Função Impulso-resposta México	49
Figura 8: Decomposição da variância – Exportações.....	50
Figura 9: Decomposição da variância: Importações.....	51

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Séries utilizadas e critérios de seleção	30
Tabela 2: Testes de raiz unitária para as variáveis do BVARX	34
Tabela 2: Testes de raiz unitária para as variáveis do BVARX (continuação)	35
Tabela 3: Calibração dos modelos BVARX.....	43

SUMÁRIO

Sumário

INTRODUÇÃO.....	11
1. REVISÃO DA LITERATURA.....	13
1.1 O modelo IS-PC-MR.....	13
1.1.1 A curva IS	15
1.1.2 A curva PC - Curva de Phillips.....	17
1.1.3 A curva MR - Regra Monetária	19
2. CONTEXTO HISTÓRICO	21
3. CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA PARA UMA ECONOMIA ABERTA.....	22
4. LIMITAÇÕES E POSSÍVEIS VIOLAÇÕES DOS CANAIS DE TRANSMISSÃO	25
4.1 EFEITO RIQUEZA	25
4.2 EFEITO ECONOMIA ABERTA	26
4.3 VOLATILIDADE.....	28
5. BASE DE DADOS E TRATAMENTO DAS SÉRIES	28
5.1 Definição das séries e critérios de seleção	29
5.2 Periodicidade e organização da amostra	30
5.3 Ajuste Sazonal	31
5.5 Proxy para a taxa de crescimento da renda mundial.....	32
5.6 Estrutura da base final.....	32
6. Raízes Unitárias.....	33
6.1 Testes de raiz unitária	33
7. ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA: BVARX E TESTE DINÂMICO DA CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER	37
7.1 Especificações do modelo.....	38
7.2 Dimensão do sistema e escolha pelo BVARX.....	39
7.3 Uso das séries no sistema.....	40
7.4 Condição de Marshall-Lerner e interpretação dinâmica.....	40
7.5 Funções impulso-resposta e critério qualitativo de avaliação.....	41
7.6 Calibração do BVARX	42
8. RESULTADOS	45
8.1 Função impulso-resposta	45
8.1.1 Função impulso-resposta Brasil	45

8.1.2 Função Impulso-resposta Chile	46
8.1.3 Função Impulso-resposta Colômbia.....	47
8.1.4 Função Impulso-resposta México	48
8.2 Decomposição da variância	49
8.2.1 Decomposição da variância das exportações	50
8.2.2 Decomposição da variância das importações.....	51
9. CONSIDERAÇÕES FINAIS	52
10. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	53

INTRODUÇÃO

Um dos papéis centrais no debate econômico vem sendo, nas últimas décadas, a dinâmica da taxa de câmbio e os impactos de sua volatilidade, principalmente em economias emergentes. A crescente integração de economias ao comércio internacional tem ampliado a relevância da taxa de câmbio como determinação do desempenho macroeconômico. Nesse cenário, tensões geopolíticas no cenário global provocam pressões sobre o dólar, e, conseqüentemente, dificultam o processo produtivo das empresas que dependem de fatores externos.

No contexto da América Latina, cuja tendência é de alta volatilidade cambial decorrente da dependência dos países desenvolvidos, o comportamento recente de apreciação e depreciação da taxa de câmbio impactam suas cadeias produtivas, gerando impasses relevantes para a condução da política monetária, ao afetar variáveis como exportações, importações e produto interno bruto. Diante disso, é fundamental compreender os mecanismos de transmissão da política monetária, para analisar a resposta do Banco Central frente a choques cambiais com o objetivo de controlar a inflação. Ademais, a condição de Marshall-Lerner constitui um dos principais referenciais para o estudo dos efeitos cambiais no funcionamento das economias ao que uma depreciação cambial tende a melhorar a balança comercial, gerando superávit em conta corrente.

Embora a literatura tenha avançado na previsão dos efeitos de tais alterações cambiais por meio de estruturas macroeconômicas, como o modelo de três equações IS-PC-MR, o qual permite análises específicas sobre a minimização das possíveis perdas do Banco Central e as respostas ótimas da Instituição frente a choques econômicos, ainda existem algumas limitações quanto a evidência empírica do comportamento das economias frente a essa dinâmica. Nesse contexto, a condição de Marshall-Lerner fornece um importante referencial teórico para avaliar a capacidade de uma desvalorização cambial melhorar a balança comercial, a depender das elasticidades das exportações e importações. Paralelamente, o modelo de três equações permite analisar a dinâmica macroeconômica das economias analisadas frente a choques cambiais, bem como a reação da autoridade monetária.

Dessa forma, o presente trabalho tem como objetivo analisar o comportamento das exportações, importações, PIB e taxa de juros frente a choques cambiais, para o Brasil, Chile,

México e Colômbia, no recorte temporal de 2000 a 2024, a fim de validar a condição de Marshall-Lerner e a funcionalidade do modelo de três equações.

Para isso, no modelo desenvolvido no artigo, são estimados, para cada país, modelos autorregressivos vetoriais bayesianos com uma variável exógena, representada pela proxy da renda mundial (BVARX). Essa abordagem permite entender os efeitos de curto prazo nas economias e a relevância da taxa de câmbio frente aos diferentes canais de transmissão. Pretende-se, dessa maneira, verificar a capacidade explicativa do modelo de três equações IS-MR-PC, e validar a condição de Marshall-Lerner para os países selecionados.

Além da introdução, este artigo está dividido da seguinte forma: da seção dois à seção quatro, é apresentado a revisão da literatura e o referencial teórico, contextualizando a escolha dos países e o horizonte temporal; o capítulo cinco detalha a base de dados utilizada; o capítulo seis demonstra os testes de raiz unitária. No capítulo sete é apresentado a metodologia aplicada. A análise dos resultados é feita no capítulo oito, e, por fim, a última seção evidencia as considerações finais.

1. REVISÃO DA LITERATURA

1.1 O modelo IS-PC-MR

A teoria macroeconômica, ao longo de seu desenvolvimento, enfrentou uma série de críticas e adaptações que alteraram a compreensão do funcionamento da economia. Os primeiros debates sobre teorias macroeconômicas surgiram na década de 1930, estimuladas, principalmente, pela crise de 1929, a qual afetou com mais intensidade os países da América Latina. Diante disso, o Brasil, Argentina, México e Chile compõem o grupo de países cuja tendência foi a realização de tentativas para a melhoria no padrão de crescimento econômico de maneira mais rápida, por meio de alterações na política econômica, intervenção estatal, e industrialização por substituição de importações.

Nos anos seguintes, mais especificamente nas décadas de 60 e 70, começaram a surgir novas discussões sobre limitações do keynesianismo tradicional, como a invalidação da Curva de Phillips tradicional com a crise da estagflação de 1970, e críticas às expectativas adaptativas. Nesse período, alguns economistas, como Robert Lucas (1976), Milton Friedman (1967), Thomas Sargent e Neil Wallace (1975) deram origem à corrente neoclássica, consolidando as principais oposições a respeito da capacidade dos modelos keynesianos e monetaristas de apresentarem resultados confiáveis da formulação da política econômica.

Diante disso, e após o declínio da síntese neoclássica-keynesiana no final da década de 60, a ascensão do Novo Keynesianismo toma força, e busca oferecer uma base teórica e um direcionamento para a política econômica em economias monetárias. O objetivo dessa corrente pode ser sintetizado a partir do chamado Novo Consenso Macroeconômico¹, adotado em 1999 para consolidar o tripé macroeconômico brasileiro – metas de inflação, câmbio flutuante e metas fiscais.

Com o objetivo de alcançar a estabilidade de preços e ancorar as expectativas econômicas, o Conselho Monetário Nacional (CMN) determina uma meta de inflação junto a

¹ O Novo Consenso Macroeconômico é caracterizado como uma síntese das contribuições de autores novos-keynesianos, e representa um modelo dinâmico de equilíbrio geral com rigidez temporária dos preços nominais, nos quais a política monetária tem papel central na estabilização macroeconômica. (Piza, Dias, 2006). O NCM se relaciona a três conceitos fundamentais: uma demanda agregada do tipo IS, uma Curva de Phillips que apresenta o comportamento da inflação, e a uma Regra Monetária (MR), frequentemente associada à Regra de Taylor (ARESTIS; SAWYER, 2008). No caso do Brasil, a adoção deste princípio ocorre com o Plano Real, consolidado, sobretudo, a partir do chamado “Tripé Macroeconômico”, e da adoção dos regimes de meta de inflação, orientando de maneira estruturada as bases para as decisões de Política Monetária no país.

um intervalo de tolerância para o período estabelecido, operacionalizada pelo Banco Central. Implementado pelo Decreto nº 3.088/1999, o Regime de Metas permite que a política monetária seja conduzida a partir de metas explícitas de inflação, as quais são definidas anualmente, e atuam como uma âncora para as expectativas dos agentes sobre a inflação futura, auxiliando na previsibilidade econômica.

A partir disso, o Novo Consenso, entende que quando a política monetária é sensível às variações da inflação, as expectativas inflacionárias tendem a ser híbridas, ou seja, não mais fundamentadas apenas pela inércia inflacionária (*backward-looking*) utilizada nos modelos keynesianos tradicionais, mas passando a ser ancoradas também a uma meta estipulada (*forward-looking*). O comportamento racional dos agentes, que agora são maximizadores de satisfação (Lucas, 1976), reforça a importância da adoção do regime de metas e do papel do Banco Central. Essa dinâmica é comumente representada por uma regra de Taylor padrão, em que a taxa nominal de juros atua como resposta para os choques inflacionários e estabilização da economia (TAYLOR, 1993).

Frente a isso, percebe-se a importância da adoção de regras, pois elas ajudam a reduzir a assimetria de informações e a inconsistência dinâmica em uma economia, alinhando as expectativas e reduzindo vieses inflacionários (KYDLAND; PRESCOTT, 1977), além de impedir que o *policy maker* altere sua decisão no futuro. Por esse motivo, é necessário o estabelecimento de um regime de metas de inflação eficaz para que uma economia aberta não se baseie apenas na taxa de juros de curto prazo (LIBMAN, 2018).

Nos países emergentes, o Novo Consenso Macroeconômico foi adotado pelas principais economias abertas e financeiramente integradas, como o Brasil, Chile, México e Colômbia. Tais países foram os primeiros da América Latina a adotarem o NCM, em 1999, com a introdução do regime de metas de inflação em suas economias, a qual consolida o tripé macroeconômico.

É possível consolidar as principais ideias do NCM, bem como o tripé macroeconômico por um modelo de três equações. Esse trabalho utiliza do modelo proposto por Carlin & Soskice (2006), relacionando as curvas IS-MR-PC. Quando o Banco Central reconhece os lados da demanda (IS) e oferta (PC) frente àquilo que busca alcançar a partir da implementação da política monetária (MR), é formulado um modelo cujo objetivo é traduzir a resposta do BCB a uma possível variedade de choques na economia (Carlin & Soskice, 2006). Desse modo, o

modelo de três equações IS-PC-MR pode ser aplicado em uma situação em que um aumento pontual na demanda desloca a curva IS para a direita, elevando a produção e inflação no curto prazo, assim, a trajetória de equilíbrio segue a curva MR, com o BCB aumentando a taxa de juros gradualmente até o retorno ao ponto de equilíbrio.

1.1.1 A curva IS

A curva IS equilibra o mercado de bens e serviços, e fornece pares ordenados entre nível de atividade e taxa de juros. A partir desse conceito, pode ser construída a partir dos elementos da demanda agregada, $(C + I + G + X - M)$, em que C representa o Consumo, I os investimentos, G os gastos do governo, e $(X - M)$ as exportações líquidas.

A princípio, para compreender a composição dos elementos da curva IS, é preciso apresentar os determinantes da demanda agregada. Para isso, é necessário diferenciar seus elementos autônomos, ou seja, que não dependem do nível da atividade econômica, e não autônomos, os quais dependem diretamente da atividade econômica.

Iniciando a análise das equações simplificadas que compõem a demanda agregada pela variável do consumo, temos que:

$$c = c_0 + c_y (y - t) \quad (1)$$

Em que c_0 é o componente autônomo da variável consumo, pois é externo ao modelo, visto que depende do nível de renda das famílias, a qual, por sua vez, é influenciada pela alíquota média de impostos, representado por:

$$t = t_y y \quad (2)$$

Em que t_y é a alíquota média de impostos sobre a renda das famílias. Substituindo (2) em (1), temos que:

$$c = c_0 + c_y (1 - t_y) y \quad (3)$$

Analisando a variável investimento, que compõe a equação que determina a demanda agregada, temos sua função linear representada por:

$$I = A - a r \quad (4)$$

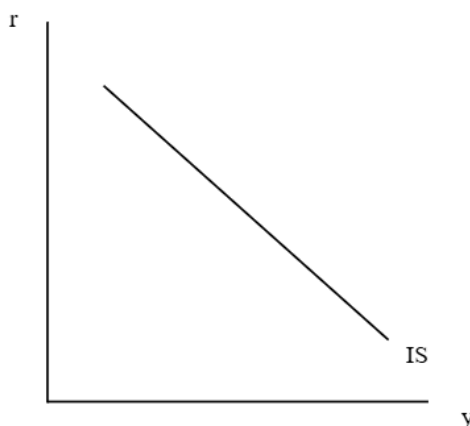
Em que A representa o investimento autônomo, ou seja, não depende da taxa de juros, e leva em consideração as expectativas dos empresários no longo prazo. O coeficiente a mede a sensibilidade do investimento agregado I às mudanças na taxa de juros, e possuem uma relação inversamente proporcional, ou seja, quanto maior o valor de a , menores são as alterações nas taxas de juros (r) necessárias para causar um grande impacto no investimento. É perceptível, portanto, que o estado de confiança dos empresários tem grande influência em suas decisões de investimento.

“The state of long-term expectation, upon which our decisions are based, does not solely depend, therefore, on the most probable forecast we can make. It also depends on the confidence with which we make this forecast – on how highly we rate the likelihood of our best forecast turning out to be wrong. If we expect large changes but we are very uncertain as to what precise form these changes will take, then our confidence will be weak” (Keynes, 1936, p.148).

Finalmente, ao substituir as equações comportamentais descritas anteriormente na identidade da demanda agregada, obtém-se uma relação IS do tipo: $y_t = (A_t - y_e) - a_{t-1}$, em que, y_t é o hiato do produto no período t ; A_t representa a demanda agregada autônoma; y_e o produto no ponto de equilíbrio; a indica a sensibilidade da demanda à taxa de juros; e $t - 1$, a taxa de juros real no período anterior. É perceptível, portanto, que o produto do período t depende da diferença entre a demanda autônoma e o produto potencial, corrigida negativamente pelo efeito da taxa de juros passada.

Diante disso, por meio da curva IS, é possível perceber como as ações do Banco Central podem influenciar o lado da demanda, pois uma alteração na taxa de juros leva a um deslocamento da curva IS, considerando que quanto maior o multiplicador, maior o seu deslocamento e maior sua inclinação: um multiplicador maior na taxa de juros leva a um efeito maior na produção (Carlin & Soskice, 2006). Além disso, entende-se que o nível de atividade depende negativamente da taxa de juros real e positivamente do câmbio real via exportações líquidas (NX), de modo que choques nos juros e câmbio afetem a demanda agregada, deslocando, portanto, a curva IS.

Figura 1 – Curva IS



Fonte: Elaboração própria (2026)

1.1.2 A curva PC - Curva de Phillips

Para introduzir a Curva de Phillips ao modelo de três equações, é necessário entender a dinâmica do lado da oferta nas economias de mercado, além de entender o fator do desemprego involuntário e a formação de preços e salários. O lado da oferta no modelo macroeconômico de três equações relaciona, principalmente, a inflação ao nível de atividade econômica, por meio do desemprego e a produção na economia, como a oferta de trabalho pelos trabalhadores e a demanda por trabalho pelo lado das firmas.

Historicamente, a Curva de Phillips (PC) surge a partir de uma análise feita por A. W. Phillips (1958) da relação inversa entre os salários nominais e as curvas de desemprego, a qual sugeriu a existência de um trade-off entre essas variáveis no curto prazo. Assim, a curva PC relaciona esses pontos, obtendo uma linha positivamente inclinada no quadro de inflação-produção (Carlin & Soskice, 2006).

No modelo novo keynesiano IS-MR-PC apresentado por Carlin e Soskice (2006), a Curva de Phillips pode assumir dois comportamentos diferentes: a versão inercial (*backward-looking*), em que os agentes formam expectativas de preços utilizando-se, exclusivamente, de informações sobre o passado, considerando a inflação do período anterior; e a versão de expectativas racionais (*forward-looking*), a qual considera que os agentes são maximizadores de satisfação, otimizando as informações que recebem, de forma que a inflação passa a depender predominantemente de suas expectativas. Entende-se, portanto, que os agentes

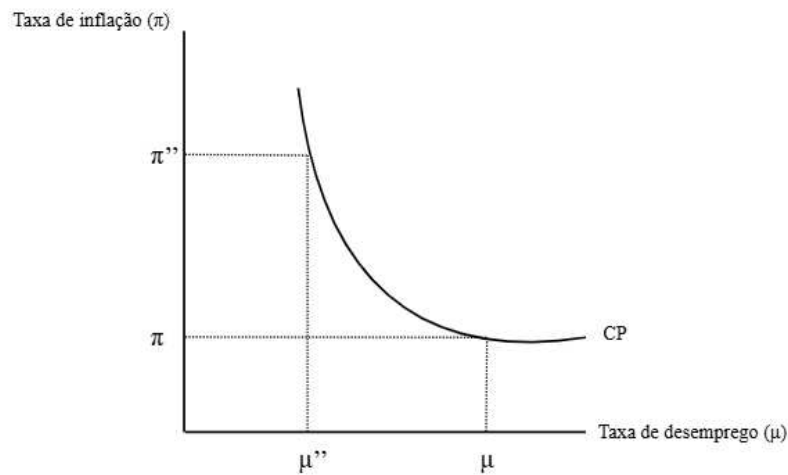
confiam na credibilidade das autoridades monetárias e no compromisso com a meta de inflação, de modo que choques temporários tendem a ter efeitos menos duradouros sobre a inflação.

Sua equação é dada por:

$$\pi_t = \pi^e + \alpha(y_t - y_e) \quad (1)$$

Em que π_t é a inflação do período, π^e é a inflação esperada, α é o parâmetro de sensibilidade da inflação frente as variações no hiato do produto, e $(y_t - y_e)$ representa a diferença entre o produto efetivo e o esperado.

Figura 2 - Curva de Phillips



Fonte: elaboração própria (2026)

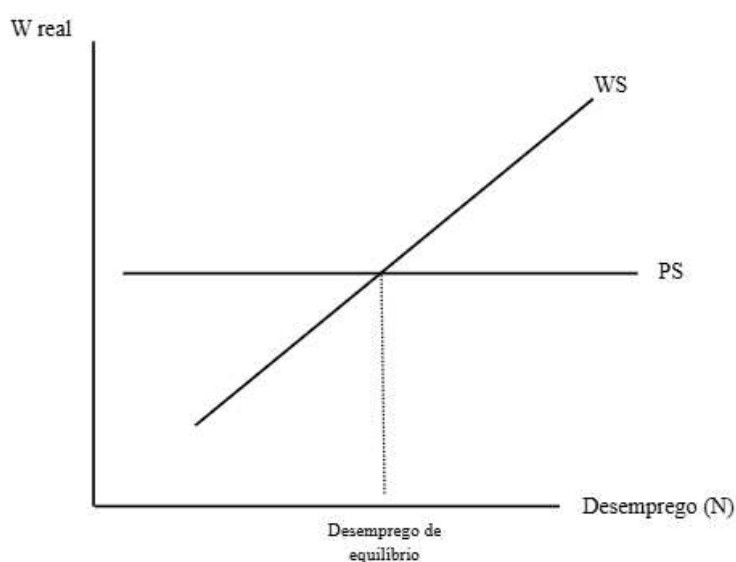
A oferta de trabalho no arcabouço novo-keynesiano é representada pela curva de determinação salarial WS (*wage-setting*), a qual tem inclinação positiva, e a demanda por trabalho por parte das empresas é determinada pela curva PS (*price-setting*), e a interseção entre as duas estabelece o salário de equilíbrio, e, conseqüentemente, a taxa de desemprego de equilíbrio da economia.

A curva WS representa o salário real que os trabalhadores conseguem negociar frente a uma determinada quantidade de trabalho, ou seja, o poder de barganha, o qual é determinado por fatores institucionais, como o grau de sindicalização. É positivamente inclinada, uma vez que quanto menor a taxa de desemprego, maior o salário que os trabalhadores demandam, pois há menos trabalhadores disponíveis, aumentando a competição por eles.

A curva PS, por sua vez, mostra o comportamento das firmas na maximização de seus lucros, demonstrando o salário real que estão dispostas a pagar que torna a produção e o emprego dos trabalhadores lucrativos. (Carlin & Soskice, 2006). A curva PS é horizontal, pois a um dado nível de produtividade, o salário real pago pelas empresas é constante, independentemente do nível de desemprego.

Nesse cenário, o chamado desemprego de equilíbrio, ou a taxa natural de desemprego, surge com a intersecção das curvas WS e PS, visto que neste ponto o salário desejado pelos trabalhadores é compatível com o que as firmas estão dispostas a pagar, não gerando pressões inflacionárias.

Figura 3 - Curva WS-PS



Fonte: Elaboração Própria (2026)

1.1.3 A curva MR - Regra Monetária

A curva MR representa uma função de reação do Banco Central a partir do momento em que se conhece os comportamentos das curvas IS e PC, e surge a partir de uma função de perda do Banco Central, a qual tem o objetivo de apresentar as prioridades da Instituição e minimizar possíveis desvios nas escolhas dos objetivos macroeconômicos. Além disso, cabe salientar que a MR tem como especificação operacional a Regra de Taylor, que apresenta o

ponto ótimo em que o Banco Central garanta uma relação inflação-produto ótima para qualquer curva de Phillips.

Entender as alterações na economia, como *booms* no lado da demanda, são de extrema relevância para o Banco Central escolher sua melhor resposta para a situação, alocando a curva MR em seu ponto ótimo. Para isso, pode-se minimizar a função de perda do Banco Central, sujeita a curva de Phillips dessa economia, por meio do modelo proposto por (Carlin-Soskice, 2006).

Função de perda do BC:

$$L = (Y_e - Y_e)^2 + \beta(\pi_t - \pi)^2 \quad (1)$$

Curva de Phillips (PC):

$$\pi_t = \pi^e + \alpha(y_t - y_e) \quad (2)$$

Derivando a PC (2) em relação a função de perda do Banco Central (1), e igualando a zero, temos que:

$$\frac{\partial L}{\partial Y_1} = (y_1 - y_e) + \alpha\beta(\pi_0 + \alpha(y_1 - y_e) - \pi^T) = 0 \quad (3)$$

Novamente substituindo a Curva de Phillips (2) na equação (3) temos a equação da curva MR, dada por:

$$(y_1 - y_e) = -\alpha\beta(\pi_1 - \pi^T) \quad (4)$$

Quando o Banco Central escolhe o ponto ideal na curva MR para as mudanças no mercado, utiliza-se da curva IS para indicar a política monetária que permitirá levar a economia até alcançar o nível esperado de produto (Carlin e Soskice, 2006). É possível concluir, por conseguinte, que no modelo de três equações, a trajetória de retorno ao equilíbrio de uma economia que enfrentou choques macroeconômicos segue a curva MR, com o BCB reduzindo, ou aumentando, gradualmente a taxa de juros para alcançar o ponto ideal.

2. CONTEXTO HISTÓRICO

Para entender a aplicação do modelo de três equações nas economias mundiais, é necessário entender seus antecedentes. Até o ano de 1970, o *mainstream* econômico estava alicerçado na Síntese Neoclássica de Hicks e Samuelson (1937), a qual se baseava no modelo IS-LM², em que a curva IS representa os infinitos pontos que equilibram o mercado de bens e serviços, a curva LM representa os infinitos pontos que equilibram o mercado monetário, e, no caso da versão expandida, a curva BP indica os infinitos pontos que equilibram o balanço de pagamentos no plano de fase da renda frente a taxa de juros.

Porém, esse modelo passou a ser questionado no final da década de 70, em que a economia global passava por um estagflação - fenômeno de alta inflação e estagnação econômica, com altas taxas de desemprego, causada, principalmente, pelos choques do petróleo em 1973 e 1979, e desvalorização do dólar. Diante desse cenário, o uso das políticas convencionais de expansão da atividade pelo lado da demanda não gerava, de maneira suficiente, a recuperação do nível de atividade econômica e se traduziam em mais inflação. Como consequência, muitos países adotaram políticas monetárias expansionistas, aumentando a oferta de moeda, o que também contribuiu para o aumento da inflação.

Assim, nesse período, alguns economistas como Lucas (1976), Thomas Sargent (1973) e Wallace (1975) afirmam o colapso do modelo keynesiano tradicional com trabalhos que evidenciaram que políticas monetárias são ineficazes para alterar variáveis reais, pois, os agentes econômicos, assim como as autoridades monetárias, são maximizadores de satisfação, dessa forma, otimizam as informações que recebem, e não formam suas expectativas apenas olhando para trás (*backward-looking*), mas com uma visão racional e pensando no futuro (*forward-looking*).

Adicionalmente, consolida-se nesse período a chamada escola Novo Clássica, responsável pelo desenvolvimento dos trabalhos baseados em expectativas racionais. Essa abordagem sustenta que intervenções sistemáticas de política monetária tendem a gerar distorções na alocação eficiente de recursos, podendo produzir mais custos do que benefícios. Como consequência, tais contribuições abriram espaço para a críticas à condução discricionária da política monetária pelos bancos centrais.

² E na extensão para incorporar o equilíbrio no Balanço de Pagamentos, IS-LM-BP.

Tais críticas e elaboração de novos modelos levaram à transição da Síntese Neoclássica para a Nova Síntese Novo-keynesiana, formando um novo arcabouço para a análise da política monetária, o chamado Novo Consenso Macroeconômico (NCM), o qual tem como principais fundamentos:

1. Os agentes econômicos adotam um comportamento *forward-looking*, formando suas expectativas de forma racional, avaliando as informações recebidas das autoridades monetárias e antecipando as políticas do governo;
2. A Política monetária deve ser o principal estabilizador de preços da economia, e a política fiscal assume menor importância. A regra monetária a ser adotada toma a forma de uma regra de Taylor;
3. A política monetária do BC passa a ter como principal objetivo alcançar a meta inflacionária determinada a partir do Regime de Metas (1999)³;
4. Não há um *trade-off* entre inflação e desemprego, por isso, no longo prazo, produto e emprego são determinados por fatores reais do lado da oferta, originando uma PC negativamente inclinada.

Dessa forma, o modelo de três equações compõe o núcleo dos ideais do NCM pois sintetiza os principais equilíbrios entre a política monetária, representada, agora, pela Regra de Taylor, a atividade econômica e a inflação, além de ser compatível com o regime de metas de inflação elaborado no ano de 1999, permitindo análises específicas sobre a minimização das possíveis perdas do Banco Central (função de perda) e respostas ótimas da Instituição frente a choques econômicos.

3. CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA PARA UMA ECONOMIA ABERTA

No âmbito da macroeconomia internacional, uma pequena economia aberta é aquela que, apesar de integrada ao comércio internacional, não tem dimensão econômica a ponto de influenciar preços globais, e suas políticas internas possuem capacidade limitada para a alteração de dinâmicas de juros e taxas internacionais. Nesse contexto, cabe destacar o conceito

³ Arelado a isso, a preferência por regras claras e objetivas sobre políticas discricionárias decorre problema da inconsistência dinâmica, segundo o qual a ausência de compromisso pode comprometer a credibilidade da política monetária, justificando a adoção de metas explícitas de inflação. (Kydland and Prescott, 1977).

de vulnerabilidade externa, entendida pelo grau de exposição de uma economia nacional a alterações nos fluxos de capitais internacionais. Economias emergentes apresentam maior grau de vulnerabilidade, uma vez que, historicamente, apresentam maior dependência de importação de insumos produtivos, e exportação de produtos primários, amplificando os efeitos de choques externos.

Diante disso, a compreensão da aplicabilidade da política monetária em países emergentes como Brasil, México, Chile e Colômbia, e que adotam regimes de metas de inflação, necessita da análise dos meios em que as decisões tomadas pelo Banco Central - representadas pela alocação ótima da curva MR - se propagam pela economia.

Os mecanismos de transmissão da política monetária são os canais que refletem as interações entre o setor financeiro e a economia. Alguns dos principais canais reconhecidos pela literatura são o canal da taxa de juros, de câmbio, dos preços dos ativos, de crédito, e das expectativas. Assim, tais mecanismos mostram como as mudanças na taxa Selic afetam a tomada de decisão dos agentes econômicos, bem como a alteração de preços e produção.

O canal da taxa de juros para as decisões de consumo e investimento é o mecanismo clássico de transmissão da política monetária, uma vez que o aumento da taxa de juros nominal leva a um aumento da taxa de juros real, reduzindo a demanda por investimentos por parte das firmas, e a demanda por bens e serviços por parte das famílias (Mishkin, 1996) desacelerando a produção e contribuindo para a redução das pressões inflacionárias.

Retomando os princípios dos modelos Novo-Keynesianos, entende-se que um dos objetivos principais é minimizar a função de perda do Banco Central por meio da política monetária, a qual é representada pela regra de Taylor. No modelo de Carlin & Soskice (2006), a transmissão da política monetária ocorre por meio da curva IS, o Banco Central define a taxa de juros a partir de uma regra de reação associada aos desvios da inflação em relação à meta. Frente a isso, as variações da taxa de juros representam o principal instrumento de estabilização macroeconômica de curto prazo, conectando a curva MR à dinâmica da curva IS.

O canal da taxa de câmbio representa outro importante mecanismo de transmissão da política monetária, além de ter efeito direto na demanda agregada no modelo IS-MR-PC. Isso acontece, pois, as alterações da taxa de juros afetam o valor da moeda doméstica: um aumento na taxa de juros, por exemplo, tende a apreciar a moeda nacional, ou seja, diminuir os preços dos bens internacionais e estimular as importações, caracterizando um efeito contracionista. Por

outro lado, uma depreciação real tende a elevar NX uma vez que torna as exportações mais baratas, gerando um efeito de caráter expansionista. Dessa forma, é perceptível que, em economias emergentes abertas, o canal da taxa de câmbio atua de forma conjunta com o da taxa de juros, pois alterações na política monetária afetam o câmbio, as expectativas dos agentes e os fluxos de capitais (Libman, 2018). Além disso, para que o canal cambial funcione como previsto pelo modelo, ou seja, apreciação com efeito contracionista e depreciação com efeito expansionista, assume-se a validade da condição de Marshall-Lerner, a qual assume que a desvalorização do real gera aumento nas exportações líquidas, e, por sua vez, melhora na balança comercial.

O terceiro canal de transmissão da política monetária é o canal do preço dos ativos. As alterações na taxa de juros podem afetar a variação das riquezas dos agentes econômicos, uma vez que uma redução percentual da taxa de juros, por exemplo, estimula a atividade econômica, elevam o preço de ações e imóveis, e, consequentemente, o lucro das empresas, aumentando as decisões de consumo e investimento das firmas. Esse canal de transmissão liga-se ao efeito-riqueza, encontrado, principalmente em países desenvolvidos, em que as decisões de investimento estão intimamente ligadas às condições financeiras dos investidores (Mishkin, 1996).

O canal crédito atua como componente importante para os mecanismos de transmissão da política monetária, visto que atua sobre a oferta de crédito do sistema financeiro. As decisões do Banco Central são capazes de interferir nas taxas cobradas por empréstimos bancários, afetando diretamente no volume de empréstimos por famílias e firmas, a partir do momento em que define o aumento ou diminuição da taxa de juros. No Brasil, por exemplo, as políticas públicas de crédito diminuem parcialmente a atuação desse canal (Barbosa-Filho, 2015), uma vez que uma considerável parcela do crédito que é disponibilizado no sistema financeiro é menos sensível à taxa Selic, enfraquecendo o mecanismo de transmissão da política monetária.

O quinto e último canal de transmissão da política monetária é o canal das expectativas, o qual reflete a alteração das expectativas dos agentes econômicos frente às mudanças na taxa Selic. O modelo de Carlin & Soskice (2006) enfatiza que o canal das expectativas está inserido na Curva de Phillips (PC) e na curva MR, uma vez que as decisões do Banco Central influenciam na inflação esperada pelos agentes. Conclui-se que o funcionamento desse canal requer altos níveis de credibilidade do Banco Central, pois as expectativas dos investidores se

ajustam conforme o objetivo das políticas monetárias, afetando as condições presentes, e as decisões futuras de investimento e consumo.

4. LIMITAÇÕES E POSSÍVEIS VIOLAÇÕES DOS CANAIS DE TRANSMISSÃO

Apesar de a literatura reconhecer os diversos canais de transmissão da política monetária, e apresentar como ela afeta o nível de atividade e a inflação, esses efeitos podem encontrar limitações, uma vez que sua transmissão não é automática ou padronizada entre países. Na prática, alguns canais são enfraquecidos ou assimétricos, e muitas vezes o mecanismo usual teórico não ocorre como esperado, principalmente em economias latino-americanas.

É importante entender que um canal de transmissão apresenta uma falha quando há uma ruptura ou enfraquecimento em algum elo da cadeia, ou seja, as ações do Banco Central não têm o impacto esperado na economia. Isso ocorre, principalmente, por gargalos estruturais, como fragilidades em investimentos, choques de demanda, baixa capacidade produtiva, e volatilidades.

4.1 EFEITO RIQUEZA

Nas seções anteriores, o canal preço dos ativos foi apresentado como importante transmissor da política monetária, uma vez que alterações nos juros podem afetar o preço de ações, imóveis e títulos. Dentro deste canal principal, há sub mecanismos que propagam efeitos secundários na economia, podendo destacar o efeito riqueza, focado principalmente na renda das famílias e em como mudanças no valor dos ativos alteram seu consumo.

A taxa de participação no mercado de ações impacta diretamente o consumo entre as famílias que participam ou não deste mercado, visto que este montante afeta a combinação de canais de transmissão e determina as respostas à política monetária (ROSSI JÚNIOR; ROSSI; CUNHA, 2019). Diante disso, ao considerar as economias latino-americanas, entende-se que a participação das famílias neste mercado é baixa quando comparada a economias mais desenvolvidas, como a dos Estados Unidos, uma vez que o acesso ao mercado de ativos para a maioria da população ainda é restrito. No Brasil, por exemplo, os bancos de investimento não existiam até meados da década de 1960, e até há duas décadas, a oferta de instrumentos de renda fixa e variável nos mercados de capitais brasileiros era muito limitada (MIRANDA, 2018).

Embora o crescimento dos mercados de capitais na América Latina tenha sido perceptível nas últimas décadas, o subdesenvolvimento desse mercado nessas economias é determinado por muitos fatores, como características regulatórias e culturais (MIRANDA, 2018). Nesse contexto, a condução da política monetária na região tende a dar grande peso à manutenção da credibilidade e ao controle inflacionário, o que pode influenciar o nível e a persistência das decisões sobre a taxa de juros (J.P. MORGAN PRIVATE BANK, 2025).

A perceptível fragilidade do efeito riqueza nas economias latino-americanas, ocasionado pela baixa participação no mercado de ações, leva a implicações diretas para o arcabouço IS-PC-MR. No modelo, a transmissão da política monetária ocorre a partir de alterações na taxa de juros, as quais modificam decisões de consumo e investimento, influenciando o nível de demanda agregada e, portanto, o hiato do produto representado na curva IS. Quando a participação das famílias no mercado de ativos é reduzida, como visto em países como o Brasil e a Argentina, por exemplo, o canal de preços de ativos opera de forma limitada, e diminui-se um dos mecanismos pelos quais a resposta do Banco Central afeta o consumo agregado, reduzindo a sensibilidade da IS às variações da taxa de juros. Como consequência, a resposta da demanda tende a ser menor ou mais lenta, o que enfraquece a transmissão do produto para a inflação na curva de Phillips (PC).

Dessa forma, a autoridade monetária pode precisar intervir a partir de variações mais intensas na taxa de juros, ou até adotar um comportamento mais contracionista por um período maior, para conseguir produzir o mesmo efeito desinflacionário previsto pelo modelo, elevando a importância relativa de outros canais. Portanto, fica claro uma possível violação dos canais de transmissão pela baixa relevância do efeito riqueza em economias subdesenvolvidas, o que pode comprometer a funcionalidade do modelo estudado.

4.2 EFEITO ECONOMIA ABERTA

Neste estudo, o efeito da economia aberta será entendido como uma extensão do canal de câmbio, e é identificado desta maneira pois não aparece em uma economia fechada, visto que depende do comércio exterior e fluxos de capitais internacionais para seu funcionamento. Cabe destacar que ao classificar uma economia como aberta, consideramos válida a condição de Marshall-Lerner ($|EX| + |EM| > 1$), garantindo que a desvalorização da moeda nacional melhora o saldo comercial se a soma das elasticidades preço-demanda por importações e exportações for elástica. Dessa forma, em uma economia aberta, os juros afetam o canal de

câmbio, alterando as exportações líquidas (IS) e o preço dos produtos importados (PC), incorporando a influência de choques externos como determinante fundamental para a resposta do Banco Central (MR).

Cabe salientar que caso a condição de Marshall-Lerner não for satisfeita, a desvalorização cambial pode não produzir o efeito esperado sobre as exportações líquidas, pois, neste caso, o volume das importações e exportações é insuficiente para compensar o aumento do valor das importações em moeda doméstica. Esse cenário representa um desafio à condução da política monetária, e, além de uma ineficácia no funcionamento do arcabouço IS-MR-PC, uma vez que a desvalorização cambial reflete em um choque inflacionário, exigindo uma resposta mais restritiva da curva MR, também reflete um conflito entre os canais de transmissão do modelo. Em um regime de câmbio flutuante, o aumento da taxa de juros tende a atrair capitais e a valorizar a moeda. Porém, se a apreciação tiver efeito expansionista sobre NX, o consumo é afetado (em sua parte induzida pela renda), deslocando a curva IS para a direita. Por outro lado, o setor externo pode utilizar a elevação dos juros para atuar no canal contrário do esperado, e elevar as exportações líquidas, deslocando a curva IS para direita, o que geraria um cenário ambíguo sobre a inflação. O efeito líquido da violação da condição Marshall-Lerner pode atenuar ou até inverter o efeito total do canal de juros.

Diante desse cenário, o modelo IS-PC-MR pressupõe coerência entre o diagnóstico inflacionário e a resposta do Banco Central, baseado no regime de metas de inflação. Se a inflação está acima da meta estabelecida pelo CMN, a alocação do ponto ótimo na curva MR deve ser de caráter contracionista, o que significa elevar as taxas de juros para reduzir a inflação. Simultaneamente, um aumento nas taxas de juros leva a uma apreciação da moeda nacional, diminuindo os preços dos bens comercializáveis internacionalmente, ao mesmo tempo em que desincentiva as exportações.

De maneira oposta, caso o Banco Central não esteja alinhado com os choques inflacionários, sua resposta poderia ser de caráter expansionista, abaixando, portanto, as taxas de juros, o que consequentemente desvaloriza a moeda nacional, encarecendo os produtos exportados e incentivando a exportação e aumentando a demanda agregada. Essa situação representa uma falha nos canais de transmissão e compromete a estabilização prevista pelo IS-MR-PC, pois no modelo a inflação aumenta quando a demanda agregada não acompanha a capacidade de oferta da economia.

4.3 VOLATILIDADE

A volatilidade macroeconômica é entendida como intensas alterações em variáveis econômicas ao longo do tempo, e o grau de variabilidade dos indicadores é medido a partir do montante de oscilações em torno de seu valor médio, ou seja, de seu desvio-padrão. Altos índices de volatilidade representam uma vulnerabilidade no cenário analisado, bem como uma incerteza financeira, fazendo com que os choques econômicos sejam amplificados.

Nas últimas décadas, as principais economias da América Latina apresentaram crescimentos consideráveis: os termos de troca da região melhoraram 14% desde o início dos anos 2000, principalmente devido à importância da região como fornecedora de petróleo e commodities (SINGH, 2002). É perceptível, diante disso, que um crescimento dinâmico para economias em desenvolvimento exige um ritmo acelerado, porém, essa região ainda enfrenta um desequilíbrio em instituições e mercados, compondo um cenário delicado e potencialmente volátil.

Relacionando essa discussão com as três equações IS-MR-PC, a volatilidade é um fator que compromete o funcionamento do modelo, pois os parâmetros dos mecanismos de transmissão da política monetária se tornam descontínuos, dificultando a coerência entre o deslocamento da curva IS e o movimento instável da taxa de juros. Além disso, a curva PC tende a sofrer maiores deslocamentos frente à rápidas alterações no câmbio, o qual assume papel importante na dinâmica de preços em economias em desenvolvimento. Consequentemente, a curva MR enfrenta um desafio: precisa atuar em um cenário em que a inflação pode subir a qualquer momento frente aos choques cambiais e a desaceleração da atividade econômica.

Dessa forma, a frequente volatilidade presente nas economias da América Latina, ocorrida, principalmente, por fatores históricos e estruturais, atua como falha nos canais de transmissão ao dificultar a relação entre a demanda agregada (IS), intensificar a inflação por meio de choques externos (PC), e exigir uma resposta do Banco Central (MR), em um cenário de incerteza e vulnerabilidade.

5. BASE DE DADOS E TRATAMENTO DAS SÉRIES

A base de dados utilizada neste artigo foi construída a partir de séries trimestrais obtidas no Fundo Monetário Internacional (FMI) para quatro economias latino-americanas que adotaram

o Regime de Metas de Inflação desde o início de 2003⁴: Brasil, Chile, Colômbia e México. O objetivo da base é permitir a avaliação empírica da dinâmica entre taxa de câmbio real, exportações, importações, produto doméstico, taxa de juros e renda externa, em um contexto de teste da versão dinâmica da Condição de Marshall–Lerner. As séries foram extraídas de arquivos .csv exportados da base do FMI e posteriormente organizadas em painel séries temporais trimestrais. Foram utilizadas cinco variáveis domésticas — exportações em volume (índice), importações em volume (índice), taxa de câmbio efetiva real (índice), taxa de juros básica para a condução da política monetária e PIB real — e uma variável externa, correspondente a uma proxy para a taxa de crescimento da renda mundial. Essa estrutura busca compatibilizar medidas de competitividade externa, atividade econômica interna, postura de política monetária e impulso da demanda internacional.

5.1 Definição das séries e critérios de seleção

As exportações e importações foram medidas por índices de volume do comércio de bens. Para as exportações, a seleção foi feita a partir do indicador *Exports of goods, Volume index* ou, alternativamente, do código de série XG_VI.FOB_IX. Para as importações, utilizou-se o indicador *Imports of goods, Volume index* ou o código MG_VI.CIF_IX. Em ambos os casos, trata-se de medidas reais de quantidade, adequadas para a análise da resposta do setor externo a alterações cambiais.

A taxa de câmbio foi representada pelo índice de taxa de câmbio efetiva real, identificado na base do FMI pelo indicador *Real effective exchange rate* ou pelo código REER_IX_RY2010_ACW_RCPI. Vale destacar que um aumento na taxa de juros indica uma apreciação cambial, o que faz com que essa medida seja particularmente apropriada para o problema em questão porque capta alterações de competitividade-preço em termos multilaterais, e não apenas movimentos bilaterais do câmbio nominal.

A taxa de juros foi representada pela taxa de política monetária, selecionada a partir do indicador *Monetary policy-related, Rate, Percent per annum* ou, alternativamente, do código de série MFS166_RT_PT_A_PT.Q. Trata-se de uma medida expressa em percentual ao ano, compatível com a caracterização da orientação da política monetária nas economias sob regime de metas de inflação.

⁴ Embora atualmente haja amostra maior para países da América Latina que façam uso do RMI, este trabalho preconizou a maior amostra temporal disponível, e se limitou aos quatro países escolhidos.

O produto doméstico foi representado pelo PIB real trimestral em nível, selecionado com base em quatro filtros simultâneos na base do FMI: *Gross domestic product* no campo do indicador, *Constant prices* no campo de tipo de preço, *Not seasonally adjusted* no campo de ajuste sazonal e *Domestic currency* no campo de transformação. Assim, utilizou-se exclusivamente o PIB real expresso em moeda doméstica constante, descartando-se as versões em dólar. Essa escolha evita a combinação de unidades monetárias heterogêneas e reduz problemas de perda de informação decorrentes da presença de valores ausentes nas séries dolarizadas.

Tabela 1 - Séries utilizadas e critérios de seleção

Série	Critério de seleção no FMI	Unidade original
Exportações de bens em volume (FOB)	Indicador <i>Exports of goods, Volume index</i> ou código XG_VI.FOB_IX	Índice de volume
Importações de bens em volume (CIF)	Indicador <i>Imports of goods, Volume index</i> ou código MG_VI.CIF_IX	Índice de volume
Taxa de câmbio efetiva real	Indicador <i>Real effective exchange rate</i> ou código REER_IX_RY2010_ACW_RCPI	Índice
Taxa de juros de política monetária	Indicador <i>Monetary policy-related, Rate, Percent per annum</i> ou código MFS166_RT_PT_A_PT. Q	Percentual ao ano
PIB real doméstico	Indicador <i>Gross domestic product; Constant prices; Not seasonally adjusted; Domestic currency</i>	Nível em moeda doméstica constante
PIB real externo (Estados Unidos, China e Área do Euro)	Mesmo critério adotado para o PIB doméstico	Nível em moeda doméstica constante

O PIB foi selecionado com base nos metadados da base do FMI, e não por um único código de série fixado ex ante. Isso permite utilizar, em cada país, a série que satisfaz simultaneamente os critérios de periodicidade, preços constantes, ausência de ajuste sazonal prévio e denominação em moeda doméstica.

5.2 Periodicidade e organização da amostra

Todas as séries foram organizadas em frequência trimestral. Na etapa de preparação da base, os registros temporais originalmente disponíveis no formato AAAA-Qn foram convertidos para um índice trimestral padronizado, o que permitiu a compatibilização das séries em painel por país e por período. A base intermediária em nível reúne, para cada economia da

amostra, as observações de exportações, importações, taxa de câmbio efetiva real, taxa de juros de política monetária e PIB real.

Embora a cobertura bruta de cada série dependa da disponibilidade observada nos arquivos do FMI, a amostra efetivamente utilizada na etapa de estimação econométrica foi truncada a partir do primeiro trimestre de 2000. Em consequência, a base final de análise contém, para cada país, apenas as observações trimestrais completas a partir de 2000T1.

5.3 Ajuste Sazonal

Como as séries originais de produto e comércio foram selecionadas em nível e sem ajuste sazonal prévio, tornou-se necessário um procedimento uniforme de dessazonalização antes da construção das taxas de crescimento. Para isso, utilizou-se o método X-13ARIMA-SEATS, implementado no pacote *seasonal* do R. O ajuste sazonal foi realizado separadamente para cada país e para cada variável em nível cujas propriedades recomendam esse tratamento, incluindo as séries domésticas de exportações, importações, taxa de câmbio efetiva real e PIB real, bem como os componentes externos empregados na construção da proxy da renda mundial.

O procedimento foi aplicado às séries de exportações, importações, taxa de câmbio efetiva real e PIB real doméstico, bem como às séries de PIB dos Estados Unidos, da China e da Área do Euro. Esse procedimento foi adotado para garantir homogeneidade no tratamento das séries, preservando ao mesmo tempo a máxima cobertura temporal possível.

A taxa de juros, por sua vez, foi mantida em sua forma original, sem dessazonalização adicional. Como se trata de uma taxa de política monetária já expressa em percentual ao ano, sua utilização em nível preserva a interpretação econômica direta da postura monetária ao longo do tempo.

5.4 Transformação das variáveis

Após a dessazonalização, as variáveis reais em nível foram transformadas em taxas de crescimento trimestrais por meio da variação logarítmica multiplicada por 100. Para uma variável genérica x_t , a transformação adotada foi

$$\Delta x_t = 100 [\ln(x_t^{sa}) - \ln(x_{t-1}^{sa})], \quad (1)$$

em que x_t^{sa} denota a série dessazonalizada. Esse procedimento foi aplicado ao PIB real, às exportações em volume, às importações em volume e à taxa de câmbio efetiva real. Já a taxa de juros foi mantida em nível, medida em percentual ao ano.

5.5 Proxy para a taxa de crescimento da renda mundial

A variável externa do modelo foi construída como uma proxy para a taxa de crescimento da renda mundial a partir de três economias: Estados Unidos, China e Área do Euro. A construção ocorreu em três etapas: seleção das séries de PIB real trimestral a preços constantes, sem ajuste sazonal prévio e em moeda doméstica; dessazonalização individual pelo método X-13ARIMA-SEATS; e cálculo das respectivas taxas de crescimento trimestral.

Denotando por g_t^{US} , g_t^{CH} , g_t^{EA} as taxas de crescimento trimestrais dessazonalizadas do PIB dos Estados Unidos, da China e da Área do Euro, respectivamente, a proxy da renda mundial foi definida como

$$y_t^* = \frac{1}{3} (g_t^{US} + g_t^{CH} + g_t^{EA}) \quad (2)$$

5.6 Estrutura da base final

A base final de estimação é um painel trimestral por país contendo, para cada observação, as taxas de crescimento do PIB real doméstico, das exportações em volume, das importações em volume e da taxa de câmbio efetiva real, a taxa de juros de política monetária em nível e a proxy da taxa de crescimento da renda mundial. Essas séries alimentam duas especificações econométricas: um modelo principal, sem taxa de juros no vetor endógeno, e um modelo ampliado com taxa de juros, utilizado como teste de robustez. Em ambos os casos, a proxy da renda mundial é tratada como condicionante exógena do sistema.

Em síntese, a estratégia de construção da base combinou: (i) seleção criteriosa das séries reais e monetárias do FMI; (ii) padronização da frequência trimestral; (iii) dessazonalização uniforme das variáveis reais via X-13ARIMA-SEATS; (iv) transformação das variáveis reais em taxas de crescimento trimestrais; (v) preservação da taxa de juros em nível, em percentual ao ano; e (vi) construção de uma proxy externa baseada na média simples do crescimento do PIB de Estados Unidos, China e Área do Euro.

6. Raízes Unitárias

6.1 Testes de raiz unitária

Antes da estimação dos modelos BVARX, foram realizados testes de raiz unitária para verificar a ordem de integração das séries utilizadas. Essa etapa é importante porque a presença de séries não estacionárias em nível pode gerar relações espúrias, comprometendo a interpretação econométrica dos resultados. Como o modelo estimado utiliza taxas de crescimento e variações logarítmicas, os testes foram aplicados tanto às séries em nível quanto às transformações efetivamente utilizadas no BVARX.

Tabela 2: Testes de raiz unitária para as variáveis do BVARX

País	Variável	Determinístico	ADF	PP	KPSS
<i>Painel A: Variáveis em nível</i>					
Brasil	Taxa de juros	Nenhum	-0.865	-2.125	1.024***
Brasil	Log (Exportações)	Nenhum	0.590	-1.979	1.328***
Brasil	Log (PIB real)	Nenhum	2.941	-1.653	1.901***
Brasil	Log (Importações)	Nenhum	0.959	-1.911	1.162***
Brasil	Log (REER)	Nenhum	-0.412	-1.639	0.554**
Chile	Taxa de juros	Nenhum	-1.628*	-2.900**	0.139
Chile	Log (Exportações)	Nenhum	0.951	-2.044	1.822***
Chile	Log (PIB real)	Nenhum	4.010	-1.618	2.096***
Chile	Log (Importações)	Nenhum	0.782	-2.014	1.735***
Chile	Log (REER)	Nenhum	-0.310	-2.856*	0.812***
Colômbia	Taxa de juros	Nenhum	-0.249	-2.559	0.268
Colômbia	Log (Exportações)	Nenhum	0.336	-2.535	0.468**
Colômbia	Log (PIB real)	Nenhum	3.129	-1.534	2.120***
Colômbia	Log (Importações)	Nenhum	0.895	-2.581	1.402***
Colômbia	Log (REER)	Nenhum	-0.030	-1.810	0.612**
México	Taxa de juros	Nenhum	-1.091	-2.156	0.418*
México	Log (Exportações)	Nenhum	1.609	-0.885	2.031***
México	Log (PIB real)	Nenhum	2.005	-0.850	2.068***
México	Log (Importações)	Nenhum	1.244	-1.258	2.063***
México	Log (REER)	Nenhum	-0.724	-1.745	1.411***
<i>Painel B. Primeiras diferenças e taxas de crescimento utilizadas no BVARX</i>					
Brasil	100 Δ Log (Exportações)	Nenhum	-5.086***	-8.843***	0.037
Brasil	100 Δ Log (PIB real)	Nenhum	-6.309***	-9.584***	0.276

Tabela 3: Testes de raiz unitária para as variáveis do BVARX (continuação)

País	Variável	Determinístico	ADF	PP	KPSS
Brasil	100 Δ log (Importações)	Nenhum	-5.114***	-8.070***	0.102
Brasil	100 Δ log (REER)	Nenhum	-7.617***	-7.329***	0.094
Brasil	Δ (Taxa de juros)	Nenhum	-6.479***	-5.413***	0.108
Chile	100 Δ Log (Exportações)	Nenhum	-8.011***	-11.889***	0.071
Chile	100 Δ Log (PIB real)	Nenhum	-5.450***	-11.445***	0.214
Chile	100 Δ log (Importações)	Nenhum	-4.955***	-5.882***	0.092
Chile	100 Δ log (REER)	Nenhum	-8.171***	-8.253***	0.054
Chile	Δ (Taxa de juros)	Nenhum	-5.188***	-6.162***	0.037
Colômbia	100 Δ Log (Exportações)	Nenhum	-4.230***	-10.800***	0.201
Colômbia	100 Δ Log (PIB real)	Nenhum	-3.537***	-9.884***	0.141
Colômbia	100 Δ log (Importações)	Nenhum	-4.941***	-7.445***	0.184
Colômbia	100 Δ log (REER)	Nenhum	-5.853***	-7.400***	0.084
Colômbia	Δ (Taxa de juros)	Nenhum	-5.074***	-4.480***	0.134
México	100 Δ Log (Exportações)	Nenhum	-8.027***	-13.443***	0.039
México	100 Δ Log (PIB real)	Nenhum	-8.607***	-13.819***	0.034
México	100 Δ log (Importações)	Nenhum	-6.661***	-9.530***	0.040
México	100 Δ log (REER)	Nenhum	-7.402***	-8.708***	0.113
México	Δ (Taxa de juros)	Nenhum	-4.157***	-6.711***	0.059
Resto do mundo	Proxy de renda mundial	Nenhum	-7.117***	-11.872***	0.050

Notas: *, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Nos testes ADF e PP, a hipótese nula é a presença de raiz unitária. Portanto, a rejeição da hipótese nula indica evidência de estacionariedade. No teste KPSS, a hipótese nula é de estacionalidade; nesse caso, a rejeição indica evidência contra a estacionariedade. O componente determinístico foi selecionado entre tendência, intercepto e ausência de componente determinístico a partir da regressão auxiliar do teste ADF. Para os testes PP e KPSS, quando o modelo selecionado é sem componente determinístico, utiliza-se a especificação mais próxima disponível no pacote *urca*, isto é, a especificação com intercepto/estacionalidade em nível. O Pannel A reporta as variáveis em n' nível. O

Painel B reporta as variáveis em primeira diferença ou em taxas de crescimento utilizadas no BVARX. A proxy de renda do resto do mundo já é uma variável expressa em taxa de crescimento e, por isso, é incluída no Painel B.

A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes ADF, Phillips–Perron (PP) e KPSS. Os testes ADF e PP têm como hipótese nula a presença de raiz unitária, enquanto o teste KPSS possui hipótese nula oposta, isto é, estacionariedade. Dessa forma, para ADF e PP, a rejeição da hipótese nula indica evidência de estacionariedade. Já para o KPSS, a rejeição da hipótese nula indica evidência contra a estacionariedade. A tabela também reporta o componente determinístico selecionado automaticamente para cada caso, entre tendência, intercepto ou ausência de componente determinístico. Nos resultados obtidos, a seleção indicou predominantemente a especificação sem componente determinístico, o que sugere que, de acordo com o procedimento adotado, os termos determinísticos adicionais não foram estatisticamente relevantes nas regressões auxiliares.

O Painel A da tabela reporta os testes para as variáveis em n° nível. De modo geral, os resultados indicam que as séries em nível não podem ser tratadas como estacionárias. Para Brasil, os testes ADF e PP não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária para as exportações, PIB real, importações, taxa de juros e taxa de câmbio real efetiva. Além disso, o teste KPSS rejeita a hipótese nula de estacionariedade para todas essas séries, reforçando a evidência de não estacionariedade em nível.

Resultado semelhante é observado para Chile, Colômbia e México. No caso chileno, há alguma evidência de estacionariedade da taxa de juros em nível, uma vez que os testes ADF e PP rejeitam a hipótese de raiz unitária e o KPSS não rejeita a hipótese de estacionariedade. Entretanto, esse resultado não altera a conclusão geral, pois as demais variáveis reais e externas apresentam comportamento compatível com não estacionariedade em nível. Para a Colômbia, os testes ADF e PP não rejeitam a presença de raiz unitária para as principais variáveis em nível, enquanto o KPSS rejeita a estacionariedade para exportações, PIB real, importações e REER. No México, também se observa forte evidência de não estacionariedade nas séries em nível, especialmente pelo teste KPSS, que rejeita a estacionariedade para todas as variáveis reportadas.

Portanto, a leitura conjunta do Painel A sugere que as séries macroeconômicas em nível, especialmente PIB real, exportações, importações e REER, apresentam comportamento típico de processos integrados de ordem um, isto é, processos $I(1)$. Esse resultado é esperado para

séries macroeconômicas em nível, particularmente aquelas relacionadas a produto, comércio exterior e índices de preços relativos, que tendem a apresentar alta persistência ao longo do tempo.

O Painel B apresenta os testes para as variáveis transformadas, isto é, as séries em primeira diferença ou em taxa de crescimento utilizadas no BVARX. Nesse caso, os resultados são bastante mais homogêneos. Para todos os países, os testes ADF e PP rejeitam a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% para as taxas de crescimento das exportações, do PIB real, das importações e da REER, bem como para a primeira diferença da taxa de juros. Ao mesmo tempo, o teste KPSS não rejeita a hipótese nula de estacionariedade para essas mesmas séries. A combinação desses resultados fornece evidência robusta de que as variáveis transformadas são estacionárias.

A proxy de renda do resto do mundo, construída como uma medida de crescimento da renda mundial relevante para os países analisados, também foi incluída no Painel B. Os testes ADF e PP rejeitam a hipótese de raiz unitária ao nível de 1%, enquanto o KPSS não rejeita a hipótese de estacionariedade. Isso indica que a proxy externa utilizada como variável exógena no BVARX também é estacionária, sendo adequada para entrar no modelo na forma em que foi construída.

Em síntese, os testes de raiz unitária sustentam a estratégia de transformação das séries adotada no trabalho. As variáveis em nível apresentam, em geral, evidência de não estacionariedade, enquanto as taxas de crescimento e primeiras diferenças utilizadas no BVARX são estacionárias. Assim, a especificação do modelo em termos de $100\Delta \log(x)$ para PIB real, exportações, importações e REER, além da primeira diferença da taxa de juros, reduz o risco de regressões espúrias e torna mais apropriada a análise dinâmica por meio do BVARX. Esses resultados justificam, portanto, a utilização das variáveis transformadas na estimação das funções impulso-resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão.

7. ESTRATÉGIA ECONOMETRICA: BVARX E TESTE DINÂMICO DA CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER

Com base nas séries construídas na seção anterior, o artigo estima, para cada país da amostra, um modelo autorregressivo vetorial bayesiano com variável exógena, doravante BVARX. A distinção terminológica é relevante. Um VAR descreve um sistema dinâmico multivariado em que cada variável depende de suas próprias defasagens e das defasagens das

demais variáveis (SIMS, 1980). Quando esse sistema é estimado sob abordagem bayesiana, com priors que regularizam o grande número de coeficientes, obtém-se um BVAR (DOAN; LITTERMAN; SIMS, 1984; LITTERMAN, 1986; KARLSSON, 2013). Quando, além disso, uma ou mais variáveis são tratadas como estritamente exógenas ao sistema, a especificação passa a ser um BVARX. Esse é exatamente o caso deste artigo, em que a proxy da renda mundial, y_t^* , entra como condicionante exógena contemporânea do sistema doméstico.

A estratégia empírica baseia-se em duas especificações complementares. A primeira constitui o modelo principal e exclui a taxa de juros do vetor endógeno, concentrando a análise na interação entre produto, exportações, importações, taxa de câmbio real e renda mundial. A segunda adiciona a taxa de juros de política monetária ao sistema e funciona como teste de robustez, permitindo verificar se a evidência para a versão dinâmica da Condição de Marshall–Lerner permanece estável quando se incorpora explicitamente o canal da política monetária.

7.1 Especificações do modelo

Na especificação ampliada, utilizada como teste de robustez, o vetor endógeno é dado por

$$\mathbf{z}_{i,t}^{(2)} = \begin{pmatrix} g_{i,y}^y \\ g_{i,t}^x \\ g_{i,t}^m \\ g_{i,t}^q \\ r_{i,t} \end{pmatrix}, \quad (3)$$

em que $r_{i,t}$ representa a taxa de juros de política monetária, mantida em nível. Em ambas as especificações, a variável exógena é y_t^* , correspondente à proxy da taxa de crescimento da renda mundial definida em (2).

A forma reduzida geral do modelo pode ser escrita como

$$\mathbf{z}_{i,t}^{(s)} = \mathbf{c}_i^{(s)} = \sum_{l=1}^p \mathbf{A}_{i,l}^{(s)} \mathbf{z}_{i,t-l}^{(s)} + \mathbf{r}_{i,l}^{(s)} y_t^* + \mathbf{u}_{i,t}^{(s)}, \quad \mathbf{u}_{i,t}^{(s)} \sim N(0, \Sigma_i^{(s)}), \quad (4)$$

em que $s \in \{1,2\}$ identifica a especificação, $p = 4$ representa o número de defasagens trimestrais e a renda mundial entra como variável exógena estrita contemporânea.

7.2 Dimensão do sistema e escolha pelo BVARX

A escolha pelo BVARX, em vez de um VAR irrestrito estimado por métodos frequentistas, decorre diretamente do problema de dimensionalidade. Na especificação principal, com $K = 4$ variáveis endógenas e $p = 4$ defasagens, o bloco autorregressivo já envolve $K^2p = 4^2 \times 4 = 64$ coeficientes. Com a inclusão da constante e da variável exógena, cada equação passa a conter

$$1 + Kp + 1 = 1 + 4 \times 4 + 1 = 18 \quad (5)$$

parâmetros lineares, totalizando 72 coeficientes no sistema, sem contar os elementos da matriz de covariância dos erros.

Na especificação ampliada, com $K = 5$ variáveis endógenas e $p = 4$ defasagens, o número de coeficientes no bloco autorregressivo sobe para $K^2p = 5^2 \times 4 = 100$. Com a constante e a variável exógena, cada equação passa a conter

$$1 + Kp + 1 = 1 + 5 \times 4 + 1 = 22 \quad (6)$$

parâmetros lineares, totalizando 110 coeficientes lineares no sistema. Esse crescimento rápido do número de parâmetros relativamente ao tamanho da amostra é precisamente o tipo de contexto em que a literatura destaca a chamada maldição das dimensões e a consequente instabilidade de modelos VAR densamente parametrizados (DOAN; LITTERMAN; SIMS, 1984; BAÑBURA; GIANNONE; REICHLIN, 2010; GIANNONE; LENZA; PRIMICERI, 2015; KARLSSON, 2013). Em aplicações com amostras trimestrais relativamente curtas, um VAR frequentista irrestrito tende a sofrer com sobreajuste, grande variância amostral e respostas dinâmicas excessivamente sensíveis à amostra disponível.

É nesse ponto que a abordagem bayesiana se torna especialmente atraente. Desde os trabalhos pioneiros de Doan, Litterman e Sims (1984) e Litterman (1986), os BVARs foram desenvolvidos precisamente para lidar com sistemas multivariados ricos, mas potencialmente superparametrizados. A ideia central é introduzir priors informativos que encolham os coeficientes em direção a estruturas mais parcimoniosas, reduzindo a incerteza de estimação sem impor exclusões rígidas (KARLSSON, 2013). No caso mais tradicional, esse encolhimento é operacionalizado pelo prior de Minnesota, que tende a privilegiar maior persistência nas próprias defasagens de cada variável e maior contração nas defasagens cruzadas e nos lags mais longos (LITTERMAN, 1986; KADIYALA; KARLSSON, 1997).

Nos modelos estimados neste artigo, a calibração segue essa lógica e utiliza o prior de Minnesota em ambas as especificações. Em particular, os hiper parâmetros são fixados em $k_0 = 0,20$, $k_1 = 0,50$, $k_2 = 0,50$ e $k_3 = 5,00$, preservando uma estrutura dinâmica relativamente rica, mas regularizada. Essa escolha é coerente com a literatura que mostra que o *shrinkage* bayesiano pode melhorar tanto o desempenho preditivo quanto a estabilidade das funções impulso-resposta em sistemas de dimensão moderada ou elevada (BAÑBURA; GIANNONE; REICHLIN, 2010; GIANNONE; LENZA; PRIMICERI, 2015).

7.3 Uso das séries no sistema

A notação empregada no modelo reflete diretamente o tratamento dado às séries na seção anterior. As variáveis $g_{i,y}^y$, $g_{i,y}^x$, $g_{i,y}^m$ e $g_{i,y}^q$ correspondem a taxas de crescimento trimestrais calculadas conforme (1). Já a taxa de juros $r_{i,t}$ entra em nível e aparece apenas na especificação ampliada, utilizada como teste de robustez. A variável exógena y_t^* , por sua vez, corresponde à proxy de renda mundial definida em (2).

Essa escolha permite distinguir, de um lado, a dinâmica das variáveis reais domésticas e, de outro, o papel da política monetária e do ambiente externo. Em particular, a comparação entre o modelo principal e o modelo com juros permite avaliar se a resposta do setor externo a choques cambiais é robusta à incorporação explícita do canal monetário.

7.4 Condição de Marshall-Lerner e interpretação dinâmica

No plano teórico, a referência de fundo é a Condição de Marshall–Lerner. Em sua formulação estática mais conhecida, uma depreciação real melhora o saldo comercial quando a

soma, em valor absoluto, das elasticidades-preço das exportações e das importações excede a unidade:

$$|nx| + |nM| > 1. \quad (7)$$

Uma forma simplificada de motivar essa condição é escrever

$$\ln X_t = \alpha_X + \eta X \ln Q_t + \phi_X \ln Y_t^* + \varepsilon_t^X, \quad (8)$$

$$\ln M_t = \alpha_M + \eta M \ln Q_t + \phi_M \ln Y_t + \varepsilon_t^M, \quad (9)$$

em que Q_t representa o câmbio real definido de forma que uma elevação corresponda a uma depreciação real.⁵ Nessa formulação, uma depreciação tende a elevar exportações e reduzir importações em volume, desde que os mecanismos quantitativos sejam suficientemente fortes.

Neste artigo, entretanto, a condição não é testada por uma regressão estática única de saldo comercial. O teste é conduzido em ambiente dinâmico, por meio das funções impulso-resposta do BVARX, o que permite examinar não apenas o sinal, mas também a persistência temporal das respostas.

7.5 Funções impulso-resposta e critério qualitativo de avaliação

A análise empírica da Condição de Marshall–Lerner é conduzida por meio das funções impulso-resposta associadas a choques ortogonalizados na taxa de câmbio efetiva real. Para cada especificação, examinam-se as respostas de exportações, importações e produto ao longo dos horizontes $h = 0, 1, \dots, 12$. No modelo ampliado, examina-se também a resposta da taxa de juros. Formalmente, interessa analisar

$$IRF_j^{(s)}(h) = \frac{\partial z_{j,t+h}^{(s)}}{\partial \varepsilon_t^q} \quad J \in \{g^x, g^m, g^y\} \text{ no modelo } s = 1 \quad (10)$$

$$IRF_j^{(s)}(h) = \frac{\partial z_{j,t+h}^0}{\partial \varepsilon_t^q} \quad J \in \{g^x, g^m, g^y, r\} \text{ no modelo } s = 2 \quad (11)$$

⁵ Caso o índice de câmbio real seja definido na direção oposta, isto é, de forma que um aumento represente apreciação real, a leitura dos sinais esperados deve ser invertida.

em que ε_t^q denota o choque estrutural associado ao câmbio real.

A leitura qualitativa para fins de Marshall–Lerner é direta. A evidência será considerada mais favorável à condição quando um choque cambial consistente com depreciação real produzir, após os lags relevantes, uma resposta positiva das exportações em volume e uma resposta negativa das importações em volume, ou, mais amplamente, quando a combinação dessas trajetórias sugerir melhora do ajuste externo ao longo do horizonte analisado. Como o modelo trabalha com taxas de crescimento, e não com o saldo comercial em nível, o teste deve ser entendido como uma avaliação dinâmica dos mecanismos compatíveis com a lógica de Marshall–Lerner, e não como uma estimação estrutural direta das elasticidades-preço do saldo comercial.

A estimação de duas especificações permite qualificar essa interpretação. Se os resultados qualitativos do modelo principal se preservarem quando a taxa de juros for incluída, isso reforça a robustez da evidência empírica. Se, ao contrário, a introdução de $r_{i,t}$ alterar substancialmente a magnitude, a persistência ou o sinal das respostas, isso indicará que a reação da política monetária é parte relevante do mecanismo de transmissão dos choques cambiais e, portanto, não pode ser ignorada na avaliação do ajuste externo em economias sob metas de inflação.

7.6 Calibração do BVARX

As duas especificações estimadas no artigo — a especificação principal, sem taxa de juros, e a especificação ampliada, com taxa de juros como teste de robustez — compartilham a mesma lógica geral de calibração. Em ambos os casos, a renda mundial, representada por y_t^* , entra como variável exógena contemporânea e defasada, de modo que o sistema assume a forma de um BVARX. Na especificação principal, o vetor endógeno contém quatro variáveis domésticas; na especificação ampliada, esse vetor passa a conter cinco variáveis, pela inclusão da taxa de juros. A escolha de manter a calibração nas duas estimações facilita a comparação entre os resultados e assegura que eventuais diferenças nas funções impulso-resposta reflitam a presença da taxa de juros no sistema, e não mudanças arbitrárias de parametrização.

Tabela 4: Calibração dos modelos BVARX

Elemento	Valor	Interpretação
Variáveis endógenas (modelo principal)	$K = 4$	$g_{y,t}, g_{x,t}, g_{m,t}, g_{q,t},$
Variáveis endógenas (robustez)	$K = 5$	$g_{y,t}, g_{x,t}, g_{m,t}, g_{q,t}, e\ r_t,$
Variável exógena	1	Proxy da renda mundial, y_t^*
Defasagens endógenas	$P = 4$	Quatro defasagens trimestrais, cobrindo aproximadamente um ano de dinâmica.
Defasagens exógenas	$S = 4$	A variável externa entra contemporaneamente como exógena estrita.
Iterações MCMC	12.000	Número total de sorteios da distribuição a posteriori.
<i>Burn-in</i>	6.000	Iterações iniciais descartadas para reduzir a influência das condições iniciais da cadeia
k_0	0,20	Variância a priori dos coeficientes associados às próprias defasagens de cada variável endógena.
k_1	0,50	Escala relativa da variância a priori das defasagens cruzadas das variáveis endógenas em relação a k_0 .
k_2	0,50	Escala relativa da variância a priori dos coeficientes ligados à variável exógena em relação a k_0 .
k_3	5,00	Escala relativa da variância a priori dos termos determinísticos, em particular a constante
Horizonte das IRFs	12	Respostas dinâmicas avaliadas ao longo de 12 trimestres.
Bandas das IRFs	68% e 95%	Intervalos de credibilidade reportados na apresentação gráfica.

MCMC refere-se ao procedimento de simulação da distribuição a posteriori por cadeias de Markov. Neste artigo, as funções impulso-resposta são calculadas a partir dos sorteios posteriores do modelo.

Na implementação empírica, o número de defasagens foi fixado em quatro, a variável exógena entra também com quatro defasagens ($s = 4$), o número total de iterações do algoritmo MCMC foi fixado em 12.000, com descarte das 6.000 primeiras interações como *burn-in*, e o horizonte das funções impulso-resposta foi fixado em 12 trimestres. Essas escolhas são consistentes com a prática usual em BVARs relativamente compactos, nos quais se busca combinar regularização bayesiana, estabilidade inferencial e horizonte suficientemente longo para captar a transmissão gradual de choques macroeconômicos (DOAN; LITTERMAN; SIMS, 1984; LITTERMAN, 1986; KADIYALA; KARLSSON, 1997; KARLSSON, 2013; BAÑBURA; GIANNONE; REICHLIN, 2010; GIANNONE; LENZA; PRIMICERI, 2015).

O uso de MCMC decorre do fato de que, em modelos bayesianos, o objeto central de interesse é a distribuição a posteriori dos parâmetros. Em termos intuitivos, o algoritmo gera uma sequência de sorteios dessa distribuição posterior, a partir dos quais se obtêm estatísticas-resumo, intervalos de credibilidade e funções impulso-resposta. O *burn-in* corresponde ao descarte das iterações iniciais, que podem refletir mais fortemente os valores de partida da cadeia do que a distribuição posterior de interesse (KADIYALA; KARLSSON, 1997; KARLSSON, 2013).

A calibração do prior de Minnesota segue a lógica clássica da literatura de BVARs. O parâmetro κ_0 governa a variância a priori dos coeficientes associados às próprias defasagens de cada variável endógena, de modo que valores menores implicam maior contração. O parâmetro κ_1 controla a variância relativa das defasagens cruzadas das demais variáveis endógenas; com $\kappa_1 = 0,50$, essas relações são *a priori* mais fortemente encolhidas do que os próprios lags de cada variável. O parâmetro κ_2 cumpre papel análogo para a variável exógena, enquanto κ_3 regula a variância dos termos determinísticos, como a constante (LITTERMAN, 1986; KADIYALA; KARLSSON, 1997). Na parametrização implementada no pacote utilizado, as variâncias a priori são proporcionais a κ_0/l^2 para os próprios lags, a $\kappa_0 \kappa_2/l^2$ para lags cruzados, a $\kappa_0 \kappa_2/(l+1)^2$ para exógenas e a $\kappa_0 \kappa_3$ para termos determinísticos, com ajuste adicional pelos desvios-padrão residuais de cada equação.

Por fim, o horizonte de 12 trimestres para as IRFs foi escolhido para permitir a observação de respostas de curto, médio e relativamente longo prazo. Como o problema empírico do artigo envolve a transmissão de choques cambiais para exportações, importações, produto e, na especificação ampliada, taxa de juros, um horizonte de três anos é suficiente para

captar tanto reações mais imediatas quanto efeitos defasados associados ao ajuste do comércio exterior e da política macroeconômica.

8. RESULTADOS

8.1 Função impulso-resposta

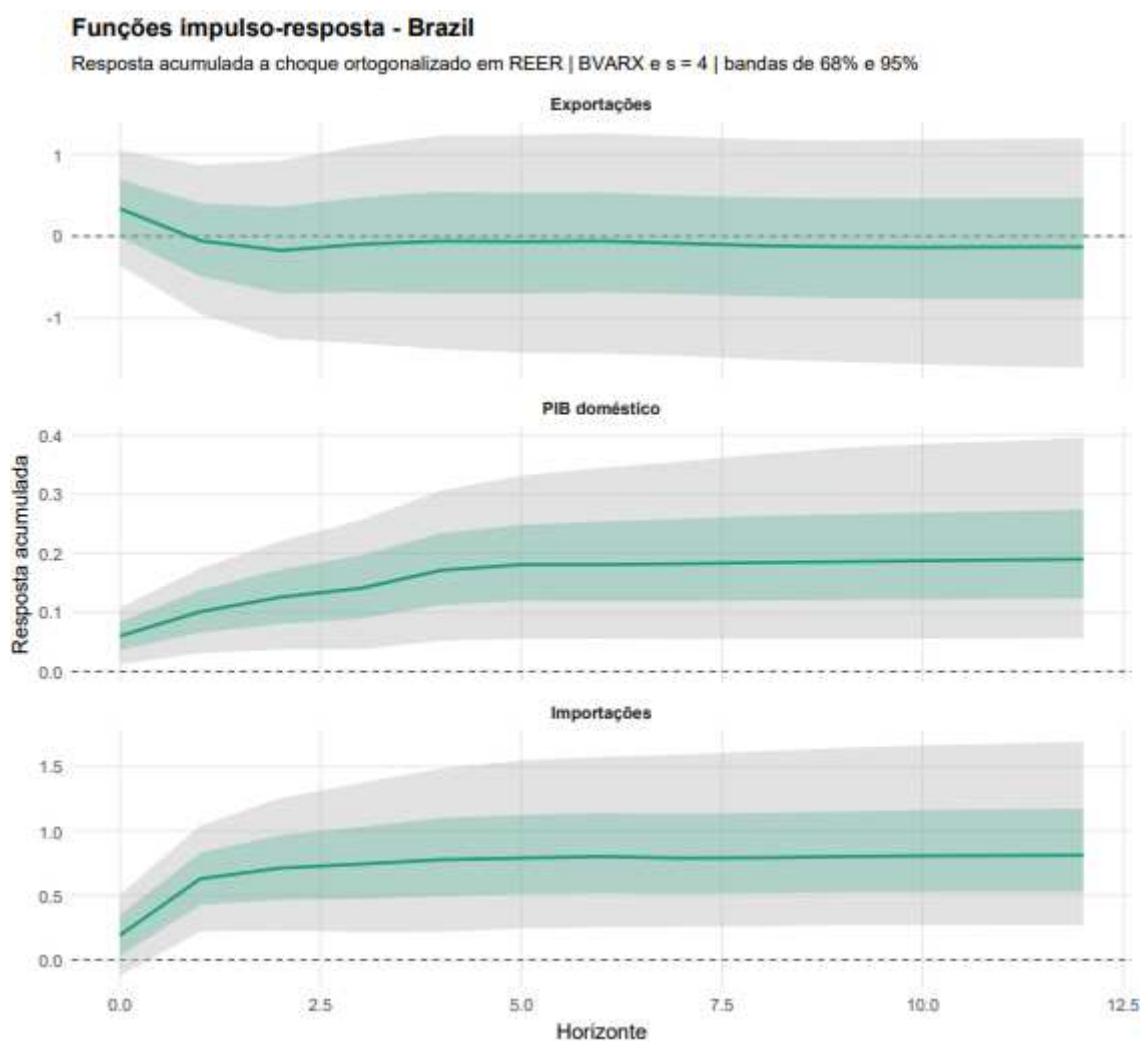
Inicialmente, realiza-se a análise das funções impulso resposta acumulada para os quatro países da América Latina, considerando intervalos de confiança de 68% e 95%, a partir da simulação de um choque de apreciação na taxa de câmbio. Com base nos conceitos apresentados neste artigo, e validando a condição de Marshall-Lerner, espera-se que as exportações apresentem comportamento de queda diante de um choque de apreciação cambial.

8.1.1 Função impulso-resposta Brasil

No caso do Brasil, é possível analisar que a mediana das exportações apresenta resultado próximo de zero, com efeito acumulativo de queda de 0,5 pontos percentual para a elevação de 1 ponto percentual na taxa de câmbio para os próximos doze trimestre, o que mostra neutralidade. As bandas de 68% estão entre o positivo e o negativo, mostrando inconclusão do sinal.

Em relação às importações, verifica-se uma trajetória de elevação ao longo do mesmo horizonte temporal, resultado coerente com a condição de Marshall-Lerner. O comportamento do PIB brasileiro, por sua vez, sugere uma limitação do modelo de Três equações nessa situação, uma vez que apresenta uma projeção de crescimento para os três anos subsequentes, quando a tendência seria de queda. Portanto, a apreciação mostra efeito expansionista por outros canais. Por fim, observa-se que a taxa de juros pouco é afetada pelo choque cambial, indicando uma baixa sensibilidade dessa variável às variações nos juros brasileiro.

Figura 4: Função Impulso-resposta Brasil



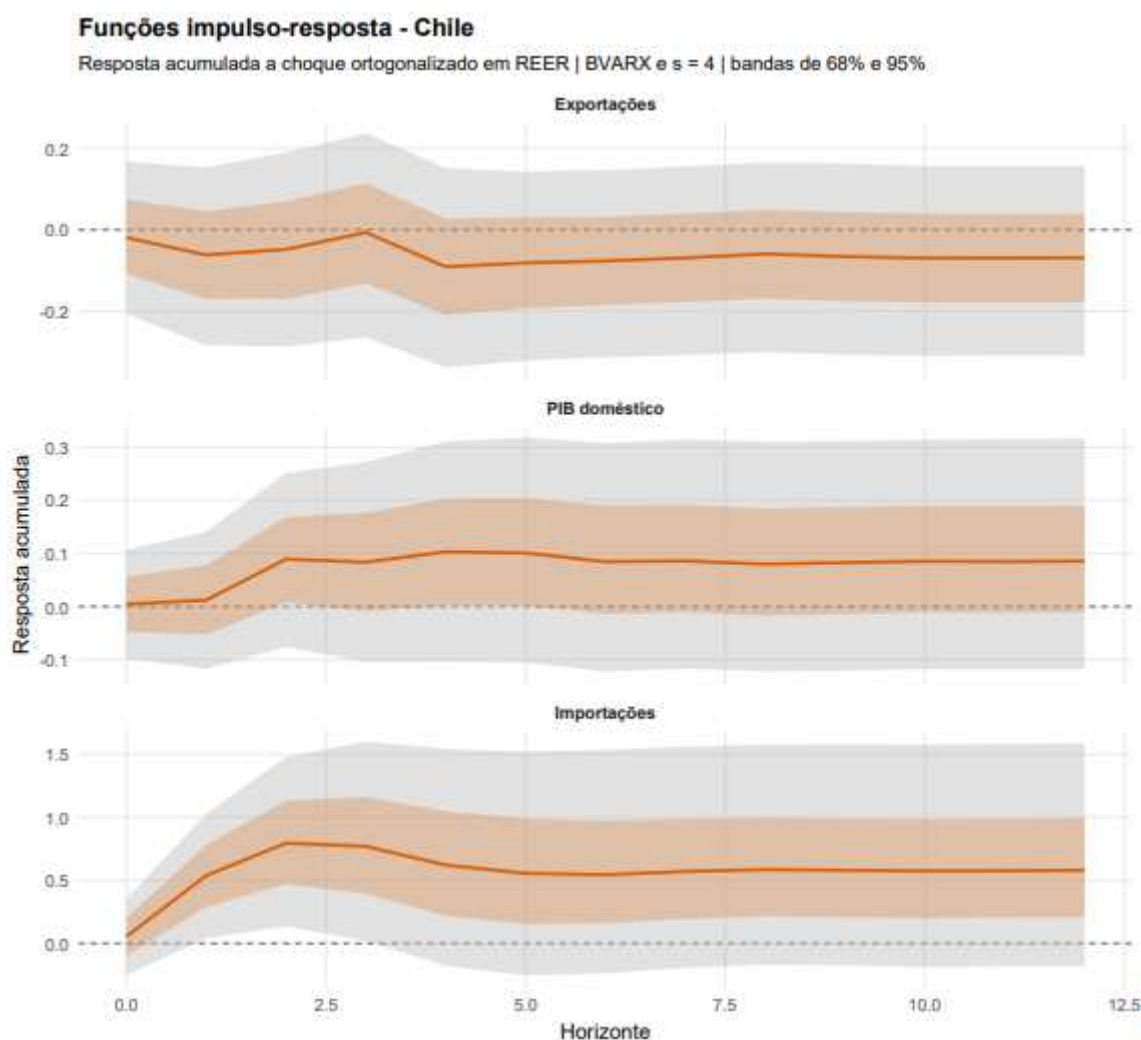
8.1.2 Função Impulso-resposta Chile

Para a economia chilena, observa-se uma leve redução da mediana das exportações em resposta a um choque de apreciação cambial, ainda que acompanhada a uma considerável incerteza refletida na amplitude dos intervalos de confiança estimados pela série. As importações, por sua vez, mostram-se altamente sensíveis à variação cambial, apresentando trajetória de crescimento em ambos os intervalos de confiança, resultado coerente com a condição de Marshall-Lerner.

No que se refere ao PIB doméstico do Chile, verifica-se comportamento semelhante ao caso brasileiro, com expansão do produto no intervalo de confiança de 68%, mas com perda de significância no intervalo de 95%, o que evidencia limitações na robustez dos resultados do

modelo de três equações. Dessa forma, ainda que haja evidência da validade da condição de Marshall-Lerner para o Chile, há indícios do efeito expansionista por outros canais.

Figura 5: Função Impulso-resposta Chile



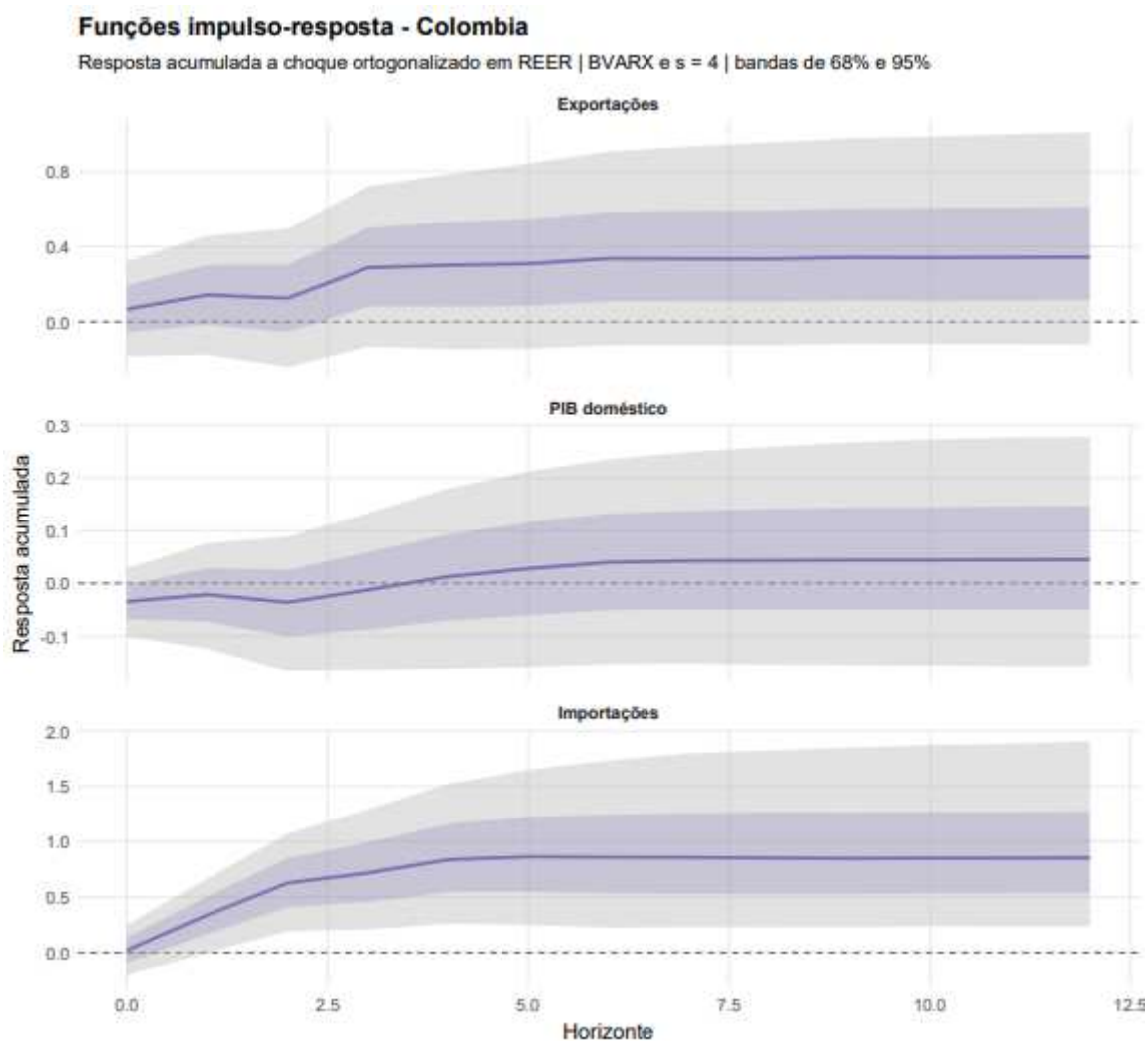
8.1.3 Função Impulso-resposta Colômbia

No caso da economia colombiana, as exportações não apresentam o comportamento previsto pelo sob a validade da condição de Marshall-Lerner, uma vez que a mediana dessa variável exibe trajetória de crescimento ao longo dos doze trimestres subsequentes, para um intervalo de confiança de 68%, indicando a não verificação da condição de Marshall-Lerner para o país. Em relação ao PIB, observa-se uma retração inicial nos primeiros 3 trimestres, e, posteriormente, esse cenário se inverte.

Por outro lado, as importações respondem conforme o esperado, apresentando um aumento de sua mediana diante de uma apreciação cambial, ainda que de maneira moderada.

Considerando-se que a magnitude da resposta das importações supera a das exportações, esse resultado é consistente com o modelo de três equações.

Figura 6: Função Impulso-resposta Colômbia



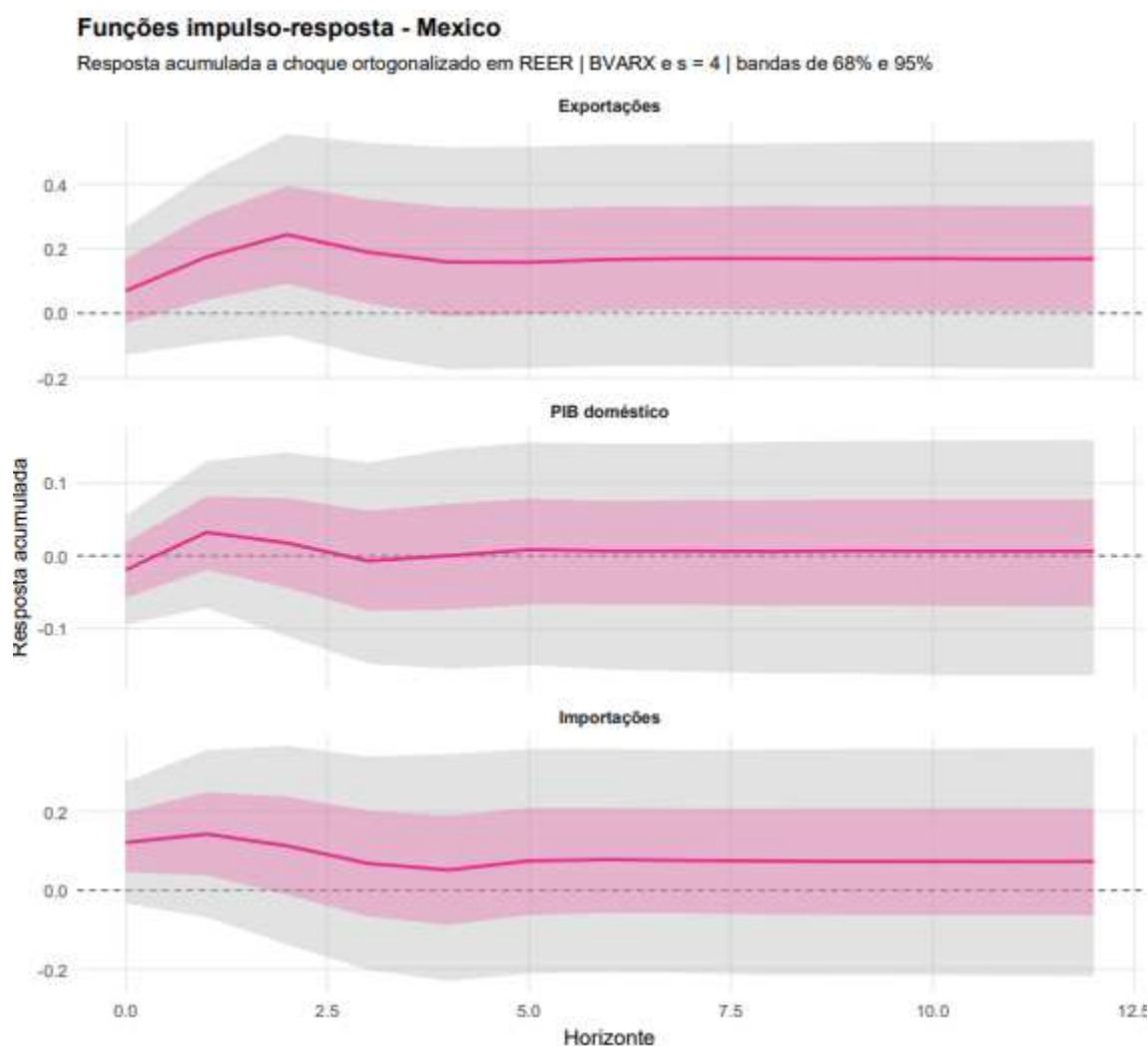
8.1.4 Função Impulso-resposta México

O caso mexicano apresenta uma particularidade relevante na análise dos resultados. Observa-se que o comportamento das importações exibe trajetória de queda, com magnitude inferior à observada para as exportações, as quais também se reduzem. Tal configuração contraria as previsões teóricas e implica da condição de Marshall-Lerner, uma vez que não se verifica o ajuste esperado na balança comercial frente a um choque cambial.

No que se refere ao PIB, identifica-se expansão da atividade econômica nos períodos subsequentes, comportamento que diverge do previsto pelo modelo, evidenciando limitações

na capacidade explicativa do modelo de três equações para a economia mexicana. Assim como observado em análises anteriores, a taxa de juros do país mostra-se pouco sensível às variações cambiais, configurando-se como uma variável de baixa relevância para a interpretação dos resultados no caso em questão.

Figura 7: Função Impulso-resposta México



8.2 Decomposição da variância

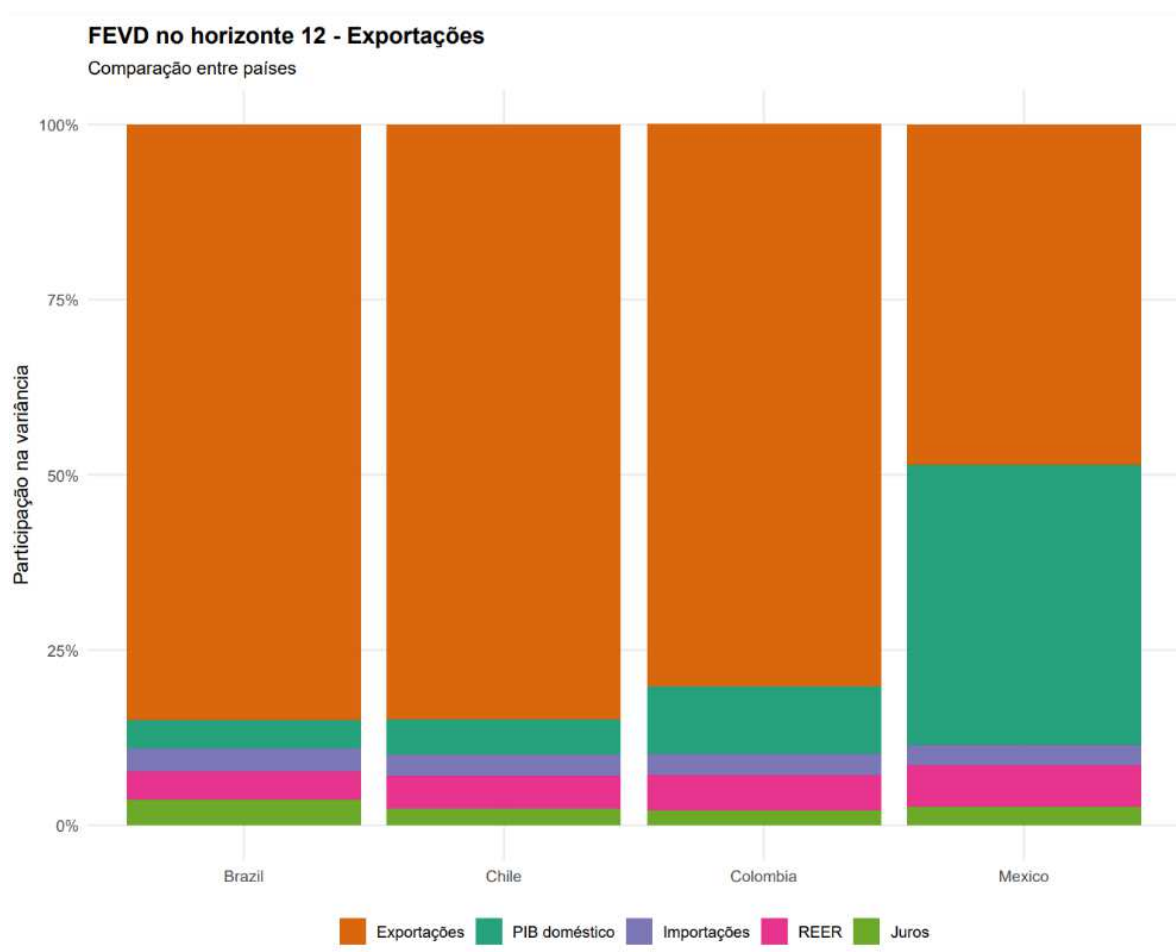
A decomposição da variância constrói um instrumento estatístico que permite identificar a contribuição relativa de diversos choques para a variância de erro de previsão de uma variável em um período. Nesse estudo, analisa-se a decomposição da variância das exportações e importações para quatro economias latino-americanas, considerando um horizonte de doze trimestres.

8.2.1 Decomposição da variância das exportações

Inicialmente, observa-se, conforme ilustrado na figura abaixo, que para as economias brasileira, chilena e colombiana, a dinâmica das exportações é predominantemente explicada por choques próprios, ou seja, associada à própria série ao longo do tempo, evidenciando baixa sensibilidade às variabilidades dos outros componentes da série. A análise conjunta dos demais indicadores reforça, portanto, a presença do efeito renda nessas economias.

Em contrapartida, a economia mexicana apresenta um padrão distinto, no qual as exportações revelam elevada dependência das defasagens do produto interno bruto. Tal resultado é associado à estrutura produtiva do país, marcada pela importação de insumos intermediários e posterior exportação de bens finais, que a dinâmica das exportações é fortemente influenciada pela variação da renda doméstica na economia.

Figura 8: Decomposição da variância – Exportações

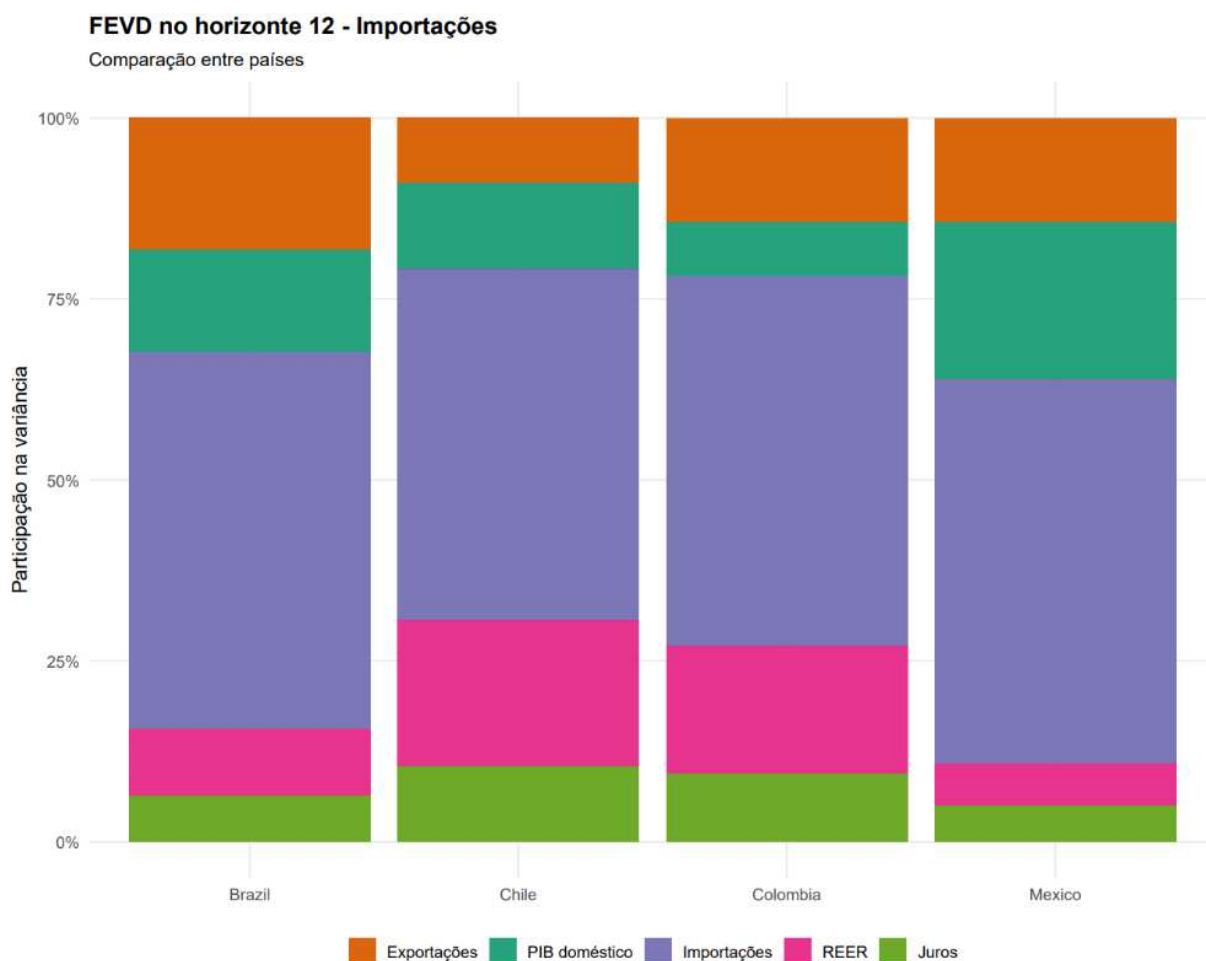


8.2.2 Decomposição da variância das importações

Na análise da decomposição da variância das importações, reforça o padrão anteriormente identificado, evidenciando, nas quatro economias latino-americanas, a dinâmica dessa variável é predominantemente explicada por seus próprios choques, associados às suas defasagens, apresentando baixa sensibilidade às demais variáveis do modelo.

No caso das economias brasileira, chilena e colombiana, O PIB doméstico e a taxa de câmbio exibem comportamentos semelhantes, contribuindo de forma reduzida para a variabilidade das importações. Esses resultados, portanto, sugerem maior presença do efeito renda em relação ao efeito preço nessas economias. Em contrapartida, para o México, o produto interno bruto apresenta maior relevância para a variabilidade das importações do país, enquanto a taxa de juros se mostra menos significativa, indicando maior influência da atividade econômica doméstica sobre a dinâmica das importações.

Figura 9: Decomposição da variância: Importações



9. CONSIDERAÇÕES FINAIS

É válido considerar que os resultados obtidos com o modelo estabelecido não implicam a invalidação o modelo de três equações, nem da veracidade da condição de Marshall-Lerner, mas evidenciam suas limitações empíricas e permitem analisar seu comportamento em resposta a choques externos. No caso brasileiro, os resultados mostram-se, em geral, consistentes com as previsões do modelo de três equações e verificam a condição de Marshall-Lerner: com um choque de apreciação cambial, observa-se o aumento das importações e diminuição das exportações, equilibrando a balança comercial. Tal comportamento indica a funcionalidade do modelo na economia brasileira, mesmo que o comportamento do PIB apresente uma trajetória com uma leve divergência do previsto teoricamente.

As análises dos resultados para os três demais países da amostra, México, Colômbia e Chile, indicam limitações mais expressivas do modelo de três equações, uma vez que o comportamento das variáveis-chave diverge do proposto, não confirmando a condição de Marshall-Lerner. Dessa forma, choques de apreciação cambial não são plenamente compensados por mecanismos de ajuste, e a soma da elasticidade-demanda das exportações e importações não se mostra suficiente para garantir o equilíbrio do saldo balança comercial.

Adicionalmente, cabe salientar que o juros se revelou uma variável de baixa relevância para o modelo elaborado, dada sua baixa sensibilidade a choques cambiais, mostrando que, no contexto analisado, a resposta da autoridade monetária, representada pela curva MR, ocorreria por outros canais de transmissão. Por fim, as funções impulso-resposta do modelo BVARX para os quatro países selecionados apresentaram padrões semelhantes quanto o comportamento das variáveis no horizonte analisado, com exceção do México, o qual apresenta maior relevância do produto interno bruto na determinação da trajetória das importações.

10. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

SANTOS, Júlio F. C. *An Empirical Analysis of the Monetary Policy in the Conflict Claims Approach for Some Latin American Economies Using the Hierarchical Bayesian VAR*, 2025.

DEBOROLI, Davide; KIM, Jinill; LINDÉ, Jesper; NUNES, Ricardo. *Designing a Simple Loss Function for Central Banks: Does a Dual Mandate Matter?* IMF Working Paper No. 17/164, International Monetary Fund, 2017.

KAHNEMAN, George A. *The Taylor Rule and the Practice of Central Banking*. Federal Reserve Bank of Kansas City, 2010.

A Macroeconomia do Novo Consenso: Uma abordagem pedagógica Carlos Eduardo Iwai Drumond (Professor do Departamento de Economia da UESC e doutorando do PPGDE-UFPR)
Cleiton Silva de Jesus (Professor do DCIS-UEFS e doutorando do PPGDE-UFPR)

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Mecanismos de transmissão da política monetária. Brasília, DF: Banco Central do Brasil. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/transmissaopoliticamonetaria>

MISHKIN, F. S. The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy. *NBER Working Paper* n. 5464, 1996.

ROSSI JÚNIOR, José Luiz; ROSSI, Marina Delmondes de Carvalho; CUNHA, Daniel Carvalho. Transmission of monetary policy through the wealth channel in Brazil: Does the type of asset matter? *Research in International Business and Finance*, v. 50, p. 279-293, 2019.

J.P. MORGAN PRIVATE BANK. América Latina: perspectiva atualizada. *J.P. Morgan Private Bank América Latina*, 4 set. 2025. Disponível em: <https://privatebank.jpmorgan.com/latam/pt/insights/markets-and-investing/america-latina-em-foco/america-latina-perspectiva-atualizada>.

MIRANDA, Mauro (Ed.). *Latin American local capital markets: challenges and solutions*. Charlottesville, VA: CFA Institute Research Foundation, 2018. ISBN 978-1-944960-48-3.

BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark. Monetary policy and asset price volatility. In: FEDERAL RESERVE BANK OF KANSAS CITY. *New challenges for monetary policy: symposium proceedings*. Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City, 1999. p. 77-128

SINGH, Anoop. Macroeconomic volatility: the policy lessons from Latin America. Washington, DC: International Monetary Fund, 2006. (*IMF Working Paper*, WP/06/166). Disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2006/wp06166.pdf>

PIZA, Elaine Cristina de; DIAS, Joilson. Novo consenso macroeconômico e política monetária no Brasil: uma avaliação empírica. [*S.l.: s.n.*], [2006].

ARESTIS, Philip; SAWYER, Malcolm. The New Consensus Macroeconomics: an unreliable guide for policy. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 26, n. 50, p. 275–297, set. 2008.

BAÑBURA, M.; GIANNONE, D.; REICHLIN, L. Large bayesian vector autoregressions. *Journal of Applied Econometrics*, v. 25, n. 1, p. 71–92, 2010.

DOAN, T.; LITTERMAN, R.; SIMS, C. A. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, v. 3, n. 1, p. 1–100, 1984. 11

GIANNONE, D.; LENZA, M.; PRIMICERI, G. E. Prior selection for vector autoregressions. *The Review of Economics and Statistics*, v. 97, n. 2, p. 436–451, 2015.

KADIYALA, K. R.; KARLSSON, S. Numerical methods for estimation and inference in Bayesian VAR-models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 12, n. 2, p. 99–132, 1997.

KARLSSON, S. Forecasting with Bayesian vector autoregression. In: ELLIOTT, G.; TIMMERMAN, A. (Ed.). *Handbook of Economic Forecasting*. [S.l.]: Elsevier, 2013. v. 2, p. 791–897.

LITTERMAN, R. B. Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 4, n. 1, p. 25–38, 1986. SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.