

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Lorena Félix de Almeida

Regimes de desancoragem e a Curva de Phillips: Uma análise para países emergentes

Governador Valadares

2026

Lorena Félix de Almeida

Regimes de desancoragem e a Curva de Phillips: Uma análise para países emergentes

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, campus Governador Valadares, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas

Orientador: Luckas Sabioni Lopes

Governador Valadares

2026

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

De Almeida, Lorena Félix.

Regimes de desancoragem e a Curva de Phillips : uma análise para países emergentes / Lorena Félix De Almeida. -- 2026.

61 p. : il.

Orientador: Luckas Sabioni Lopes

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Avançado de Governador Valadares, Instituto de Ciências Sociais Aplicadas - ICSA, 2026.

1. Política Monetária. 2. Credibilidade. 3. Curva de Phillips. 4. Expectativa de Inflação. 5. TVAR. I. Lopes, Luckas Sabioni , orient. II. Título.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA

ATA DE DEFESA DE TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO DE GRADUAÇÃO

ECO013GV MONOGRAFIA II

ATA DE DEFESA DE TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

Às 13:45 horas do dia 8 de JULHO de 2026, (X) na sala 403 do Prédio Anhanguera, foi instalada a banca do exame de Trabalho de Conclusão de Curso para julgamento do trabalho desenvolvido pelo(a) discente Lorena Félix de Almeida, matriculado(a) no curso de bacharelado em Ciências Econômicas. O(a) Prof.(a) Luckas Sabioni Lopes, orientador(a) e presidente da banca julgadora, abriu a sessão apresentando os demais examinadores, os professores: Luiz Antônio de Lima Júnior e Thiago Costa Soares. Após a arguição e avaliação do material apresentado, relativo ao trabalho intitulado: **Regimes de Desancoragem e a Curva de Phillips: Uma Análise para Países Emergentes**. A banca examinadora se reuniu em sessão fechada considerando o(a) discente:

- () Aprovado (a)
(X) Aprovado (a) com correções
() Reprovado (a)

Nada mais havendo a tratar, foi encerrada a sessão e lavrada a presente ata que vai assinada pelos presentes.

Governador Valadares, 9 de JULHO de 2026.

Luckas Sabioni Lopes - Orientador(a)

Luiz Antônio de Lima Júnior - Membro da Banca

Thiago Costa Soares - Membro da Banca

Lorena Félix de Almeida



Documento assinado eletronicamente por **Luckas Sabioni Lopes, Professor(a)**, em 09/07/2026, às 13:35, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Luiz Antonio de Lima Junior, Professor(a)**, em 09/07/2026, às 13:41, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Lorena Felix de Almeida, Usuário Externo**, em 09/07/2026, às 14:48, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Thiago Costa Soares, Professor(a)**, em 13/07/2026, às 07:56, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no Portal do SEI-Ufjf (www2.ufjf.br/SEI) através do ícone Conferência de Documentos, informando o código verificador **3076923** e o código CRC **FA715469**.

Dedico este trabalho à minha mãe e ao meu irmão, cuja presença, apoio e confiança foram fundamentais para que esta etapa fosse concluída.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus, a minha família pelo apoio ao longo desta trajetória. Aos meus amigos, pela companhia e pelos momentos que tornaram esse processo mais leve. Aos professores que tive ao longo da graduação, expresse minha profunda gratidão pelos ensinamentos, pela dedicação e pelo incentivo constante. Cada um deles contribuiu de maneira única para minha formação, despertando reflexões e fortalecendo minha construção como economista. Em especial, ao meu orientador, pelos ensinamentos e pelo suporte no desenvolvimento deste trabalho. Por fim, agradeço a todos que contribuíram, direta ou indiretamente, para a realização desta pesquisa.

RESUMO

Este trabalho investiga como a mudança nos regimes de credibilidade afeta os resultados da política monetária e a dinâmica da Curva de Phillips em economias que adotam o Regime de Metas de Inflação. Para isso, são caracterizados períodos de alta e baixa credibilidade por meio de um modelo de vetores autorregressivos com *Threshold* (TVAR), no qual os regimes são definidos endogenamente a partir de uma *proxy* de credibilidade baseada no desvio das expectativas de inflação em relação à meta estabelecida pelos bancos centrais. O modelo econométrico inclui, além da variável limiar, o hiato do produto, a inflação, as expectativas de inflação para os doze meses seguintes, a taxa básica de juros, o câmbio e um indicador de preços de commodities. A amostra compreende Brasil, Chile, Colômbia, Coreia do Sul e México, utiliza-se dados mensais entre janeiro de 2003 e junho de 2025. Os resultados indicam que, em regimes de alta credibilidade (baixa desancoragem), a política monetária é mais eficaz, o que produz respostas mais fortes do produto, da inflação e das expectativas inflacionárias aos choques da taxa de juros. Ademais, esses regimes estão associados a um ambiente de maior estabilidade de preços, no qual a inflação se mostra menos sensível às variações das expectativas inflacionárias de curto prazo. Os achados corroboram a hipótese *good policy* para as mudanças da curva de Phillips, o que sugere que a credibilidade da autoridade monetária constitui um importante mecanismo de estabilização inflacionária.

Palavras-chave: Política Monetária; Credibilidade; Curva de Phillips; Expectativa de Inflação; TVAR; Economias Emergentes.

Classificação JEL: E42; E52; E58

ABSTRACT

This paper investigates how changes in credibility regimes affect monetary policy outcomes and the dynamics of the Phillips Curve in inflation-targeting economies. To this end, periods of high and low credibility are identified using a Threshold Vector Autoregressive (TVAR) model, in which regimes are endogenously determined based on a credibility proxy derived from the deviation of inflation expectations from central bank targets. In addition to the threshold variable, the econometric model includes the output gap, inflation, twelve-month-ahead inflation expectations, the policy interest rate, the exchange rate, and a commodity price indicator. The sample comprises Brazil, Chile, Colombia, South Korea, and Mexico, using monthly data from January 2003 to June 2025. The results indicate that under high-credibility (low de-anchoring) regimes, monetary policy is more effective, generating stronger responses of output, inflation, and inflation expectations to interest rate shocks. Moreover, these regimes are associated with a more stable price environment, in which inflation is less sensitive to fluctuations in short-term inflation expectations. The findings support the good-policy hypothesis regarding changes in the Phillips Curve, suggesting that central bank credibility is an important mechanism for inflation stabilization.

Keywords: Monetary policy; Credibility; Phillips Curve; Inflation Expectations; TVAR; Emerging Economies.

Classificação JEL: E42; E52; E58.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Indicador de credibilidade/desancoragem e <i>thresholds</i> para os países	32
Figura 2 - GIRFs dos choques da taxa básica de juros (Brasil).....	34
Figura 3 - GIRFs dos choques da taxa básica de juros (Chile)	35
Figura 4 - GIRFs dos choques da taxa básica de juros (Colômbia)	36
Figura 5 - GIRFs dos choques da taxa básica de juros (Coréia do Sul)	37
Figura 6 - GIRF dos choques da taxa básica de juros (México).....	38
Figura 7 – Respostas da inflação aos choques da expectativa e do hiato (Brasil).....	40
Figura 8 – Respostas da inflação aos choques da expectativa e do hiato (Chile).....	41
Figura 9 - Respostas da inflação aos choques das expectativa e do hiato (Colômbia)	41
Figura 10 – Respostas da inflação aos choques das expectativa e do hiato (Coréia do Sul)....	42
Figura 11 - Respostas da inflação aos choques das expectativas e do hiato (México).....	43

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Teste de linearidade	31
Tabela 2 - Média da inflação e das expectativa nos regimes em cada país	33

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	REVISÃO DE LITERATURA.....	13
2.1	CURVA DE PHILLIPS: UMA BREVE REVISÃO	13
2.2	ACHATAMENTO DA CURVA DE PHILLIPS	15
2.3	O PAPEL DA CREDIBILIDADE NA ANCORAGEM DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO.....	17
2.4	REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NA AMOSTRA DE PAÍSES.....	21
3	METODOLOGIA	24
3.1	MODELO TVAR E SUAS FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA (GIRFS).	24
3.2	DESCRIÇÃO DOS DADOS E TRATAMENTOS DAS SÉRIES.....	27
4	RESULTADOS.....	30
4.1	RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS LÍMITROFES.....	30
4.2	REGIME DE CREDIBILIDADE E OS RESULTADOS DA POLÍTICA MONETÁRIA	33
4.3	EVIDÊNCIAS SOBRE A INCLINAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS.....	39
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	45
	REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA	48
	APÊNDICE A – VARIÁVEIS E SUAS FONTES	52
	APÊNDICE B – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA	54

1 INTRODUÇÃO

Diversos estudos recentes têm investigado os determinantes da estabilidade dos preços observada nas economias avançadas desde a década de 1990 — com exceção do período entre 2021 e 2023, marcado por choques de oferta e tensões geopolíticas que contribuíram para um recrudescimento inflacionário. Evidências empíricas sugerem que, apesar de oscilações expressivas nas taxas de desemprego e no nível de atividade produtiva, a dinâmica inflacionária permaneceu relativamente estável ao longo de um extenso horizonte temporal (ver, entre outros, Hazell *et al.*, 2022; Del Negro *et al.*, 2020; Hooper, Mishkin e Sufi, 2020). Em resposta ao aparente enfraquecimento da relação entre atividade econômica e variações de preços, a literatura passou a se referir a esse fenômeno como a “Curva de Phillips mais plana”.

Ao analisar essa questão para os Estados Unidos, Del Negro *et al.* (2020) apresentam quatro possíveis explicações para o fenômeno. Entre elas, destaca-se a hipótese de uma condução mais eficiente da política monetária pelos bancos centrais, capaz de promover uma ancoragem mais firme das expectativas dos agentes econômicos, perspectiva frequentemente denominada *good policy*¹ (Bernanke, 2007; Mishkin, 2007).

Embora Del Negro *et al.* (2020) investiguem empiricamente essa hipótese, a identificação precisa de relações causais permanece desafiadora. Conforme argumentam Hazell *et al.* (2022), uma ancoragem sólida das expectativas de inflação em prazos mais longos pode, por si só, contribuir para a estabilidade dos preços correntes, mesmo diante de variações substanciais no desemprego, o que afeta as estimativas da inclinação da Curva de Phillips. Em outras palavras, caso válida, a hipótese *good policy* não apenas explicaria parte da estabilidade inflacionária observada, mas também influenciaria a estimação do *trade-off* entre inflação e atividade econômica.

Nesse contexto, o presente trabalho busca contribuir para a literatura que investiga as fontes de mudanças na relação entre inflação e desemprego, que emprega uma metodologia de séries temporais capaz de caracterizar diferentes regimes de ancoragem das expectativas e seus impactos sobre as interrelações associados à Curva de Phillips².

¹ As outras hipóteses são detalhadas na próxima seção.

² De fato, a presente pesquisa analisa a curva de Phillips novo keynesiana, conforme Clarida, Galí e Gertler (1999).

Conforme as recomendações de Mavroeidis, Plagborg-Møller e Stock (2014), outra contribuição do presente trabalho consiste em investigar essa questão no contexto de cinco economias emergentes, a saber: Brasil, Chile, Colômbia, Coreia do Sul e México. Nesses países, a maior variabilidade das expectativas inflacionárias tende a facilitar a identificação de períodos de alta e baixa credibilidade na amostra. Ademais, a adoção do regime de metas de inflação ocorreu em datas relativamente próximas, nesta amostra, o que reduz dificuldades associadas à comparação entre contextos macroeconômicos substancialmente distintos. Com base em Levin, Natalucci e Piger (2004)³, a análise tem início em 2003 e se estende até meados de 2025 e utiliza dados mensais.

Para tanto, propõe-se a estimação de um modelo de vetores autorregressivos com um parâmetro de *threshold* (TVAR), no qual a dinâmica macroeconômica é condicionada por uma variável associada à desancoragem das expectativas ou, alternativamente, à perda de credibilidade da política monetária no curto prazo, mensurada a partir do indicador proposto por Blinder (2000). A metodologia permite identificar um valor limítrofe (*threshold*) capaz de distinguir períodos de alta e baixa credibilidade, o que possibilita avaliar se tais contextos alteram a transmissão dos choques de política monetária sobre variáveis como hiato do produto, inflação corrente e expectativas inflacionárias. Caso essas diferenças sejam relevantes, será possível caracterizar os regimes estimados como consistentes com contextos de *good policy* e *bad policy*, respectivamente.

Além disso, o estudo investiga se os distintos regimes de credibilidade (ou, equivalentemente, de desancoragem de curto prazo) modificam as relações entre hiato do produto, expectativas e inflação corrente, com base em funções impulso-resposta generalizadas (*generalized impulse response functions*, GIRFs). Em síntese, caso as interações entre as variáveis associadas à Curva de Phillips se revelem dependentes do regime, tal evidência poderá reforçar a hipótese *good policy* como uma explicação plausível para as mudanças na inclinação da curva de Phillips, ao possibilitar a caracterização de contextos macroeconômicos marcados tanto por estabilidade das expectativas inflacionárias quanto por períodos de aceleração da desancoragem⁴.

Em linha com essa agenda de pesquisa, Bems *et al.* (2018) analisam o impacto da ancoragem das expectativas de inflação sobre a persistência inflacionária em uma amostra de

³ Tais autores suportam a visão de que demarcar o ano de 2003 para o início da amostra nos países emergentes é interessante para demarcar um período de maior maturidade instrumental dos regimes de metas para a inflação.

⁴ Del Negro *et al.* (2020) realizam análise similar, porém, aplica-se o modelo VAR tradicional e sem considerar regimes de credibilidade para a política monetária.

45 economias no período de 1989 a 2017. Para isso, os autores desenvolvem um índice de ancoragem baseado no desvio das expectativas de longo prazo em relação à meta de inflação, em sua variabilidade ao longo do tempo, na dispersão das previsões dos agentes econômicos e na sua sensibilidade a surpresas inflacionárias de curto prazo. Ao aplicar um método de projeções locais para avaliar a resposta da inflação a choques de *commodities*, os resultados indicam que, em países com regimes de câmbio flexível, os preços apresentam respostas mais intensas e persistentes quando as expectativas não estão firmemente ancoradas. Em contraste, economias com expectativas mais alinhadas à meta exibem efeitos inflacionários mais moderados e um retorno mais rápido da inflação aos níveis pré-choque. Os autores concluem que a credibilidade da política monetária desempenha papel fundamental na redução da persistência inflacionária e na limitação da propagação de choques externos para os preços domésticos.

Güler (2021) investiga como a credibilidade da política monetária afeta as expectativas inflacionárias e a ancoragem das metas em seis economias emergentes — África do Sul, Brasil, Chile, Polônia, República Tcheca e Turquia. Ao considerar dados trimestrais entre 2004 e 2018, o autor encontra evidências de que níveis mais elevados de credibilidade da política monetária tendem a reduzir as expectativas de inflação e a reforçar sua aderência às metas estabelecidas. Os resultados também indicam que o simples anúncio de metas inflacionárias não é suficiente para promover essa ancoragem quando a autoridade monetária carece de credibilidade, uma vez que, nessas circunstâncias, as projeções de inflação passam a ser predominantemente influenciadas pelo comportamento pregresso dos preços.

Em consonância com essa discussão, Lopes e Corrêa (2024) analisaram como a credibilidade da autoridade monetária afeta a eficácia da política monetária brasileira. Para isso, os autores empregaram modelos TVAR, que possibilitam a identificação endógena dos regimes de alta e baixa credibilidade. A análise foi realizada com dados mensais da economia brasileira para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2022. Os resultados indicam que, em regimes caracterizados pela desancoragem das expectativas inflacionárias, a política monetária se torna significativamente menos eficaz. Porém, sob um regime de alta credibilidade, os efeitos dos choques dos juros sobre a economia mostram-se mais proeminentes. Além disso, os autores encontraram evidências de maior rigidez de preços e de menor sensibilidade da inflação a choques nas expectativas inflacionárias em contextos de maior ancoragem, resultado consistente com o achatamento da Curva de Phillips.

Assim, embora estudos anteriores tenham investigado os efeitos da ancoragem das expectativas sobre a persistência da inflação (Bems et al., 2018), a formação das expectativas

(Güler, 2021) ou a eficácia da política monetária em contextos específicos (Lopes e Corrêa, 2024), são escassas as evidências sobre como mudanças de regime de credibilidade alteram simultaneamente a transmissão da política monetária e as interações entre inflação, atividade econômica e expectativas. Essa lacuna é particularmente relevante para economias emergentes, onde a credibilidade das autoridades monetárias tende a apresentar maior variabilidade ao longo do tempo. Ao investigar essas questões por meio de um modelo TVAR aplicado a cinco países sob regime de metas para a inflação, o presente estudo busca ampliar a compreensão dos fatores que condicionam a estabilidade de preços e fornecer novas evidências a respeito das mudanças observadas na inclinação da Curva de Phillips.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma. A próxima seção apresenta a revisão da literatura; a terceira descreve a metodologia TVAR e a base de dados utilizada; a quarta discute os resultados empíricos; e, por fim, a quinta seção apresenta as principais conclusões e implicações do estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção apresenta-se, primeiramente, uma breve revisão teórica sobre a Curva de Phillips (CP), um dos tripés que sustentam a maioria dos modelos macroeconômicos modernos. Posteriormente, é abordado o processo de achatamento da CP e suas possíveis explicações. Logo em seguida, é discutido o papel da credibilidade dos bancos centrais na ancoragem das expectativas de inflação. Por fim, uma breve explicação do funcionamento do regime de metas para a inflação (RMI) nos países da amostra.

2.1 CURVA DE PHILLIPS: UMA BREVE REVISÃO

A Curva de Phillips (CP) foi proposta originalmente para caracterizar uma relação inversa (*trade-off*) entre inflação e desemprego. Segundo Phillips (1958), se a taxa de inflação aumentasse, haveria uma redução dos salários reais, o que incentivaria as firmas a contratar mais trabalhadores, o que reduz, assim, a taxa de desemprego. De outra forma, se a taxa de desemprego aumentasse e provocasse um excesso de oferta de trabalho, isso resultaria em uma redução da taxa de crescimento da inflação de salários. Em outras palavras, existiria uma relação negativa entre desemprego e a taxa de crescimento dos preços.

Entretanto, a análise da CP não permaneceu restrita à sua formulação original. Com o tempo, tanto pelas pressões dos eventos históricos, quanto pelas evoluções da teoria econômica, ela progrediu e incorporou novos elementos, como a hipótese da taxa natural de desemprego e o mecanismo de expectativas adaptativas. Em seguida, devido às limitações desta hipótese como modelo para a formação das expectativas dos agentes econômicos, a CP passa a incorporar as expectativas racionais (Humphrey, 1985).

Annable (2007) destaca que a CP é a relação simples mais importante da macroeconomia. Por isso, diversos autores se propuseram a estudá-la em diferentes linhas de pesquisa. É o caso de Ponzoni e Zilli (2015) e Ho e Iyke (2019). No primeiro trabalho, os autores estimaram uma Curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil, entre janeiro de 2002 e abril de 2014, com o intuito de analisar sua capacidade de descrever a dinâmica inflacionária brasileira. Encontraram evidências da existência da CP para o Brasil, mas ressaltaram que, conforme o modelo estimado, ela não pode ser considerada nem plenamente ajustada, nem uma explicação abrangente para a inflação brasileira.

Por sua vez, Ho e Iyke (2019) investigaram a existência de não linearidade na relação entre desemprego e inflação na Zona do Euro, de janeiro de 1999 a fevereiro 2017. O objetivo foi identificar e estimar *thresholds* (pontos de transição) onde esse *trade-off* mudaria de negativo para positivo ou até mesmo nulo. Metodologicamente, utilizaram o modelo de defasagem distribuída (*Distributed Lag Model*) para averiguar a suposição de linearidade e utilizaram o modelo de limiar (*Threshold Model*) para verificar a presença de *thresholds*. Os resultados apontam para uma não linearidade na relação inflação-desemprego, isto é, a inclinação da curva pode passar de negativa para positiva ou até se torna vertical, à medida que a taxa de desemprego ultrapassa determinados valores limítrofes. Essas mudanças na relação entre desemprego e inflação irão depender dos ciclos econômicos, da origem dos choques, da duração das respostas defasadas e da resposta das políticas.

A possibilidade de alteração da inclinação da curva de Phillips estimulou uma agenda de pesquisa que procura averiguar se ela não se tornou mais plana nos países desenvolvidos e em desenvolvimento (uma vez que a inflação estava silenciosa e aparentemente insensível ao nível da atividade econômica nos primeiros), principalmente antes dos eventos da pandemia da COVID-19 e da invasão russa na Ucrânia em 2022, conforme discutido adiante.

2.2 ACHATAMENTO DA CURVA DE PHILLIPS

Nos últimos anos, a CP tem aparentemente passado por um processo de achatamento (*flattening*), o que significa que a inflação tem se mostrado menos responsiva a variações do produto e do desemprego. Esse enfraquecimento do *trade-off* entre inflação e atividade econômica tem importantes implicações para a política monetária. Uma vantagem é que níveis mais altos de produção e níveis mais baixos de desemprego se tornariam menos inflacionários. Por outro lado, o desafio seria que, uma vez que a inflação esteja estabelecida, torna-se mais difícil revertê-la com políticas monetárias recessivas (Kuttner e Robinson, 2010).

No artigo de Lopes, Chauvet e Lima (2018), os autores analisam a estabilização da economia brasileira por meio da estimativa de um modelo novo keynesiano padrão (com três equações). O período analisado foi de 1975 a 2012. Um dos resultados encontrados com a estimação do modelo dinâmico de equilíbrio geral estocástico (DSGE) foi a redução da inclinação da CP, que se tornou mais plana após 1995, o que sugere menor sensibilidade da inflação ao hiato do produto, mas, principalmente, às expectativas de inflação. Em concordância, os autores Machado e Portugal (2014) estimaram CP alternativas para a economia brasileira, utiliza-se o método de componentes não observáveis que decompõe a dinâmica da inflação em parcelas permanentes e transitórias. No período observado de abril de 2000 a maio de 2011, os autores observaram uma redução do valor do parâmetro da inclinação da CP, o que também indica que a curva do país passou pelo processo de achatamento.

Kuttner e Robinson (2010), com base nos dados dos Estados Unidos da América (EUA) e da Austrália, objetivaram analisar as evidências e as possíveis explicações para o achatamento da CP à luz do modelo novo-keynesiano. Seus resultados apontaram para o processo de achatamento da CP “estrutural”. Os autores sugeriram que o intervalo entre a redefinição de preços pode ter sido prolongado. Entretanto, em modelos estruturais, os parâmetros profundos da curva não deveriam variar em relação a mudanças na condução da política monetária. Uma das possíveis explicações levantadas é a de que quando a inflação está em níveis mais baixos, resultado de uma boa política monetária, isto ocasionaria ajustes de preços infrequentes, o que leva a CP a se achatar. Alternativamente, o processo de

formação de expectativas pode ter sido alterado, o que pode refletir em uma maior credibilidade dos bancos centrais destes países. Contudo, essas explicações não são acomodadas pelo modelo novo-keynesiano considerado no trabalho.

Del Negro *et al.* (2020), analisam a estabilização dos preços nos EUA, propõem quatro explicações para o enfraquecimento do *trade-off* entre inflação e atividade econômica. A primeira é a má mensuração da inflação ou do hiato do produto. Entretanto, os autores rejeitam essa explicação, pois diversas medidas de custo marginal e de nível de atividade não apresentaram mudanças significativas em seus comportamentos ao longo do tempo. A segunda explicação seria o enfraquecimento do *trade-off* de salários, ou seja, mudanças estruturais no mercado de trabalho teriam reduzido a resposta dos salários ao nível da atividade. Essa explicação também é rejeitada pelos autores, dado que alterações estruturais no mercado de trabalho não explicariam isoladamente a estabilidade da inflação naquele país.

A terceira explicação para o processo enfatiza o papel da política monetária no controle inflacionário. Argumenta-se que uma política monetária mais forte em termos de controle da inflação achataria a curva de demanda agregada, o que reduz os efeitos causais entre inflação e flutuações reais, mesmo que a oferta agregada tenha permanecido inalterada. Nesse cenário, tal hipótese implica supor a hibernação da CP: com uma política monetária mais frouxa, a relação entre inflação e hiato do produto ficaria mais intensa e a CP reemergiria. Ainda assim, devido as evidências obtidas pelos autores, essa explicação, como as demais, não seria o principal motor para a redução da conexão da inflação e da atividade real (Del Negro *et al.*, 2020).

A principal explicação para os autores (a única que se sustentaria fortemente nos dados) para o processo de *flattening* da CP é que a relação estrutural entre a inflação e o custo marginal se enfraqueceu ao longo do tempo. Ou seja, as firmas reduziram seus repasses de custos para os preços finais, o que reduz a sensibilidade da inflação à atividade econômica. Essa mudança é atribuída a fatores estruturais como a globalização, o aumento da concorrência internacional e o ganho de relevância das cadeias globais de valor (Del Negro *et al.*, 2020).

Em contraste com Del Negro *et al.* (2020), que minimizam o papel da política monetária no processo de achatamento da CP, Hazell *et al.* (2022) defendem que a credibilidade da política monetária é o motivo da inclinação da relação entre preços e atividade real nos EUA ser extremamente baixa. Em seu trabalho, Hazell *et al.* (2022) buscam investigar a inclinação da curva de Phillips nos EUA, pois sua inflação era estável, mesmo com grandes oscilações na atividade econômica, especialmente após a década de 1990.

Segundo os autores, isso se deve, sobretudo, à forte ancoragem das expectativas de inflação, alcançadas por meio das reformulações da política monetária adotadas e pela melhora da credibilidade do *Federal Reserve* após 1990. O modelo apresentado no estudo mostra que, quando as expectativas estão firmemente ancoradas, a CP tende a se achatar.

Esta perspectiva sobre a ancoragem das expectativas e a credibilidade do Banco Central constitui a hipótese central deste trabalho, a qual será aprofundada à frente, no intuito de explicar o enfraquecimento da relação estrutural entre preços e hiato do produto.

2.3 O PAPEL DA CREDIBILIDADE NA ANCORAGEM DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO

De acordo com Mishkin (2007), as expectativas são fundamentais para a compreensão do comportamento da economia agregada. De acordo com o autor, a força motriz mais importante por trás da inflação são as expectativas de inflação, cujo processo de formação constitui uma fonte natural para procurar possíveis alterações na dinâmica de inflação. Em seu trabalho, Stock e Watson (2007) decompõem a inflação em dois componentes: um permanente e outro transitório. Um choque no componente permanente, que pode ser pensado como a tendência de longo prazo da inflação, possui um efeito duradouro. Já choques no componente transitório levam a alterações temporárias em torno da tendência.

Ao considerar os *insights* do artigo de Stock e Watson (2007), Mishkin (2007) afirma que, durante o período da Grande Inflação (1965/1980, aproximadamente), verificou-se um processo de elevação dos preços de forma acelerada e persistente, com uma forte desancoragem⁵ das expectativas de inflação. Quando se analisam os principais motores da tendência de longo prazo da inflação, um elemento determinante são as expectativas de inflação. Logo, a desancoragem das expectativas de inflação levaria a uma aceleração da tendência da inflação.

⁵ A desancoragem, no sentido de Mishkin (2007), ocorre quando a tendência subjacente da inflação começa a variar bastante, o que ocasiona em uma inflação persistentemente alta.

Portanto, ancorar as expectativas de inflação com o intuito de controlar a tendência de longo prazo da inflação não seria um *deus ex machina*⁶. Ela vem de algum lugar, e se a frase de Friedman (1963, p. 17) “*a inflação é sempre e em toda parte um fenômeno monetário*” ainda for verdadeira, a fonte para a mudança das expectativas de inflação de longo prazo seria a política monetária. No período da Grande Inflação, tanto a inflação observada quanto a esperada subiram significativamente, muito por conta da política monetária frouxa implementada pelo *Federal Reserve* e outros bancos centrais. No final da década de 1970, estes bancos centrais corrigem suas posições e aumentam seus compromissos com a estabilidade de preços, o que resulta não apenas em uma inflação baixa e estável, mas também, em uma forte ancoragem das expectativas de inflação de longo prazo (Mishkin, 2007).

A credibilidade da política monetária é, nesse sentido, uma ferramenta essencial para a eficácia da política monetária, além de ser utilizada para referir à capacidade do banco central de administrar as expectativas de inflação dos agentes econômicos (Güler, 2021). De acordo com Blinder (2000), um banco central é considerado credível quando o público acredita que a instituição fará o que anunciou. Quando o banco central anuncia a meta de inflação e a população acredita, o que demonstra uma alta credibilidade, as expectativas de inflação são ancoradas. Diferentemente, se a população não acreditar no cumprimento do banco central à meta estabelecida, fato que evidencia uma baixa credibilidade, as expectativas de inflação não são ancoradas (Mendonça, 2018).

A partir da experiência do banco central da Nova Zelândia, que adotou o então inédito regime de metas para a inflação (RMI) em 1990, vários países passam a ancorar sua política monetária por meio do paradigma de metas de inflação quantitativas e explícitas (Schmidt-Hebbel *et al.*, 2002). Em seu artigo, Schmidt-Hebbel *et al.* (2002) tiveram como objetivo analisar as experiências do Brasil, Chile e México no RMI, ao compará-los com um grupo de outros países que também adotaram o regime (como Canadá e Nova Zelândia). O período analisado foi de 1990 a 2001. Os resultados apontam para a eficácia do regime de metas para a estabilidade macroeconômica, com ganhos na ancoragem das expectativas e no controle inflacionário, embora cada um dos países tenha conseguido com diferentes velocidades e estratégias distintas. O estudo destaca que os resultados alcançados dependeram tanto da implementação técnica quanto da construção de credibilidade por parte dos bancos centrais.

⁶ Utilizado para descrever situações em que um problema complexo se resolve por intervenção improvável.

Em concordância, o objetivo de Nogueira (2009) foi apresentar evidências empíricas sobre a credibilidade da política monetária para um conjunto de economias emergentes e desenvolvidas. O período analisado foi de janeiro de 1985 a abril de 2005 para os países desenvolvidos (Reino Unido e Suécia) e janeiro de 1995 a abril de 2005 para os emergentes (Brasil e México). Para alcançar esse objetivo, usaram uma medida de credibilidade baseada no *trade-off* entre inflação e produção (isto é, na CP). A credibilidade, para Nogueira (2009), está associada à estabilidade da demanda nominal: quando muito volátil, os agentes tem dificuldade para diferenciar mudanças de preços relativos de mudanças no nível geral de preços. Desta forma, a CP se tornaria mais inclinada; o contrário também é válido. Os resultados indicam um ganho de credibilidade da política monetária com a adoção do RMI. Esse efeito se mostrou mais gradual nos mercados desenvolvidos e mais rápido nos mercados emergentes.

No trabalho de Sethi e Acharya (2019), o objetivo foi verificar a credibilidade do RMI em cinco economias asiáticas, especificamente, quanto à importância deste regime para a redução da taxa de sacrifício⁷. Para tal, os autores utilizaram dados anuais de 13 economias asiáticas no período de 1970 a 2014. Metodologicamente, para calcular a taxa de sacrifícios foram empregados os métodos de Zhang (2005) e de Hofstetter (2008), utiliza-se o filtro de banda de Baxter-King para estimar o produto potencial. Seus resultados mostram que a razão média de sacrifício do grupo dos países com o regime de metas foi negativa, diferentemente do outro grupo (que não utiliza o regime de metas), que foi positiva. Assim, os países com o RMI não apresentam perdas no PIB real para alcançar uma queda de 1% na inflação, enquanto que os países sem o RMI sofrem uma perda no PIB real. Além disso, o RMI é um determinante na diminuição da taxa de sacrifícios nessas economias asiáticas. Portanto, os resultados empíricos sugerem que o RMI aumentou a credibilidade da política monetária nesta amostra de países.

Em seu estudo, Güler (2021) verifica o efeito da credibilidade da política monetária sobre as expectativas de inflação e, empiricamente, em quanto a credibilidade contribui para a ancoragem das metas de inflação. Para isso, utiliza dados de seis países emergentes (África do Sul, Brasil, Chile, Polônia, República Tcheca e Turquia) e modelos fundamentados pela teoria econômica. Os dados foram coletados com periodicidade trimestral entre 2004 e 2018. Houve evidências de que o aumento da credibilidade da política monetária reduziu as expectativas de inflação (o contrário também é verdadeiro), e que a credibilidade contribui para um aumento

⁷ A taxa de sacrifício, oriunda da inclinação da CP, é definida como o percentual no PIB real anual que é perdida, a fim de reduzir 1 ponto percentual na inflação de longo prazo.

do poder de ancoragem das metas de inflação. Além disso, a principal conclusão deste artigo é que apenas o anúncio das metas, sem um respaldo da credibilidade, não é suficiente para ancorar as expectativas.

Em concordância, Mendonça (2018) propôs analisar o efeito da credibilidade da política monetária sobre as expectativas de inflação. Para o autor, a credibilidade não é determinada apenas pelo afastamento da inflação da meta, mas, mais do que isso, o quanto da meta anunciada (comportamento prospectivo) é capaz de explicar as expectativas de inflação doze meses à frente. O autor considerou dados trimestrais de sete economias emergentes (África do Sul, Brasil, Chile, Colômbia, México, Polônia e Turquia), no período entre 2001 e 2016. Os resultados apontaram que a credibilidade é importante quando o objetivo é ancorar as expectativas de inflação. Entretanto, quase todos os países, com exceção do Chile, falham em fornecer uma política monetária capaz de convergir as expectativas à meta ao longo do tempo, ou seja, o que demonstra uma baixa credibilidade, situação em que as expectativas de inflação são mais afetadas por um processo retrospectivo (inflação passada), do que por um processo prospectivo (meta de inflação). Conclui-se que, apenas adotar o RMI não é o suficiente para ancorar as expectativas.

Bonomo *et al.* (2024), por sua vez, buscam demonstrar, por meio de uma análise da mudança abrupta da política monetária brasileira em 2011, que a ancoragem das expectativas de inflação não é permanente e pode rapidamente ser perdida caso o banco central sinalize um enfraquecimento do seu compromisso com a meta de inflação. Utilizaram-se dados de previsões individuais da Pesquisa Focus, realizada pelo Banco Central do Brasil (BCB), de julho de 2008 a dezembro de 2019, para captar evidências sobre a desancoragem e reancoragem das expectativas no país. Foram identificadas características de desancoragem tais como: as expectativas de longo prazo ultrapassaram a meta e tornaram-se sensíveis a variações na inflação de curto prazo. A reancoragem só foi consolidada em agosto de 2016, após mudanças na direção da política econômica e do governo, além de uma reafirmação do comprometimento com as metas pela nova diretoria do BCB. Portanto, depreende-se que a credibilidade e o comprometimento institucional são fundamentais no processo de ancoragem e, uma vez perdida, a reancoragem pode revelar-se um processo demorado e custoso.

2.4 REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NA AMOSTRA DE PAÍSES

No Brasil, o Regime de Metas de Inflação (RMI) foi adotado em 1999, com o objetivo de manter a inflação baixa e controlada em um contexto de abandono da âncora cambial utilizada desde 1995. O Conselho Monetário Nacional (CMN) é o órgão responsável por definir a meta para a inflação, o intervalo de tolerância e o índice de preços a ser utilizado como referência, a saber, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). O BCB, por sua vez, é a instituição responsável por adotar as medidas necessárias para o cumprimento das metas estabelecidas. O principal instrumento de política monetária utilizado é a taxa de reservas interbancárias, conhecida como Selic. Entre 2019 e 2023, o CMN definia em junho a meta para os três anos-calendário seguintes. A partir de 2025, alinhado com a experiência internacional, a meta passa a se referir à inflação acumulada em doze meses, apurada mês a mês. Seu valor é, desde 2024, 3% a.a., com intervalo de tolerância de 1,5 p.p.. A meta é considerada descumprida se a inflação ficar de fora do intervalo de tolerância por seis meses consecutivos, prazo esse definido pelo banco central. Em caso de descumprimento, o BCB deve divulgar publicamente as razões para tal, por meio de uma nota no Relatório de Política Monetária e de uma carta aberta ao Ministério da Fazenda (que tem seu ministro como o presidente do CMN) (Banco Central do Brasil, 2026).

No Chile, o Regime de Metas de Inflação foi introduzido em 1991, ainda sob um sistema de banda cambial móvel, com metas anunciadas anualmente para o período seguinte. A transição para o regime pleno de metas de inflação ocorreu a partir dos anos 2000. Inicialmente, o Banco Central Chile (BCC) tinha como objetivo manter a taxa de inflação entre 2% e 4% em um horizonte de 12 e 24 meses. Desde 2007, o objetivo é manter a inflação próxima de 3%, com uma tolerância de 1 p.p., em um horizonte de dois anos. A inflação é medida pela variação do Índice de Preços ao Consumidor (IPC), com exclusão de itens voláteis. O instrumento principal utilizado para operacionalizar a política monetária é a taxa de política monetária (TPM), que corresponde à taxa que o BCC empresta recursos aos bancos comerciais. A TPM é determinada pelo Conselho do Banco Central⁸ nas Reuniões de Política Monetária (RPM), realizadas oito vezes ao ano, nas quais também é definido o nível

⁸ O Conselho é composto por cinco membros, nomeados pelo Presidente da República com a aprovação do Senado. Simultaneamente, um dos membros exerce a função de Presidente do Conselho por um mandato de cinco anos.

da meta de inflação e quais serão as medidas para alcançá-las. O BCC publica o Relatório de Política Monetária quatro vezes ao ano. Ele também divulga atas que resumem os assuntos discutidos nas RPM. Quando a meta é perdida, o BCC além de publicar, através do informe de política monetária, uma explicação e um plano de convergência, se apresenta ao congresso a fim de explicar suas decisões e responder algumas dúvidas (Banco Central do Chile, 2026).

A Colômbia adotou plenamente o RMI em setembro de 1999, com o apoio do programa do Fundo Monetário Internacional (Barajas, 2014). Desde 2003, o Banco de la Republica (BdR) estabeleceu a meta de inflação de longo prazo de 3% a.a., com uma banda de variação de 1 p.p. As ações voltadas para o cumprimento das metas são estabelecidas pelo Conselho de Administração do Banco Central da Colômbia (Junta Directiva del Banco de la República - JDDBR)⁹. O índice de preço base utilizado para a definição das metas de inflação é o IPC. O principal instrumento de política monetária do BdR é a taxa de juros de política monetária, também chamada de taxa de intervenção, à qual o banco central empresta ou toma emprestado recursos de instituições financeiras, geralmente por um período de um dia. A fim de explicar suas decisões tomadas e orientar as expectativas econômicas dos agentes, o BdR se comunica por meio de atas e relatórios mensais e semestrais. Quando a meta não é alcançada, o BdR publica em seus informes explicações e estratégias de convergência (Banco de la República, 2026).

A Coreia do Sul implementou o RMI em 1998. Posteriormente, o método de definição da meta foi alterado de uma faixa-alvo para um ponto alvo, com o objetivo de transmitir de forma mais clara a orientação da política monetária. Desde 2019, a meta de inflação é fixada em 2% a.a., utiliza-se o IPC como referência. O principal mecanismo do Banco da Coreia do Sul (BCS) é a taxa básica de juros, aplicada nas transações entre o banco central e as instituições financeiras. As decisões da política monetária são tomadas pelo órgão máximo de decisão do BCS, o Conselho de Política Monetária (CPM). O banco central publica relatórios, para esclarecer o funcionamento da política monetária, e uma avaliação da inflação, que informa os riscos de inflação futura, a evolução dos preços e a postura da política monetária frente a estabilidade dos preços. O BCS presta contas ao governo e parlamento caso a meta não seja cumprida. Além disso, revisa o quadro de metas a cada dois anos, juntamente com o governo, e explica a revisão à população. Caso o ajuste seja inevitável, o CPM ajustará a meta em consulta com o governo (Banco da Coreia, 2026).

⁹ Este Conselho é composto por sete membros, cada um com direito a um voto nas decisões. Os seus membros são: o Ministro das Finanças e do Crédito Público, que preside ao Conselho, o Diretor-Geral e cinco membros a tempo inteiro (co-diretores).

No México, o Regime de Metas de Inflação foi adotado oficialmente em 2001. Desde 2002, o Banco do México (Banxico) estabelece uma meta de inflação de longo prazo em 3% a.a., com intervalo de variabilidade de 1 p.p.. O índice de preços utilizados como referência é o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) (Ramos-Francia, 2005). O Banxico conta com um Conselho de Administração¹⁰ responsável, entre outras funções, por autorizar a emissão de notas, a cunhagem de moedas e determinar as políticas e critérios que orientam a implementação das operações e regulamentos do banco central. Desde 2008, o principal instrumento da política monetária utilizado é a taxa de juros *overnight* praticada no mercado interbancário. O Banxico publica relatórios trimestrais de inflação, nos quais apresenta uma análise detalhada das causas da inflação, o que visa prever seu comportamento no futuro. Com base nesses relatórios, o banco realiza as ações necessárias para o controle inflacionário. São nos informes trimestrais onde o Banxico comunica quando a meta não foi alcançada e relata suas causas e ações a serem tomadas para a convergência (Banco do México, 2026).

Por fim, nos últimos anos, os comitês de política monetária de todos os bancos centrais considerados realizam oito reuniões anuais para a tomada de decisão com respeito à taxa básica de juros.

¹⁰ Este conselho é formado por cinco membros nomeados pelo Presidente e confirmados pelo Senado. Dentre esses membros, o Presidente designa o Governador do Banco, que preside o Conselho, e os demais membros são conhecidos como Vice-Governadores.

3 METODOLOGIA

Esta seção está dividida em duas partes. Na primeira, apresenta-se o modelo de vetores autorregressivos com *threshold* endógeno (TVAR) e o algoritmo para a obtenção de suas funções impulso-resposta generalizadas (GIRFs). Na segunda parte, descrevem-se os dados e o tratamento da variável utilizada como proxy da credibilidade/desancoragem.

3.1 MODELO TVAR E SUAS FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA (GIRFS).

O modelo de vetores autorregressivos com *threshold* (TVAR) é utilizado neste trabalho a fim de verificar assimetrias nos choques da taxa de juros sobre os agregados econômicos, além de procurar evidências de alterações nas relações descritas pela curva de Phillips, que sejam dependentes de regimes de credibilidade/desancoragem da política monetária. De acordo com Balke (2000), os modelos TVAR foram introduzidos na literatura por conseguirem captar, de uma forma simples e intuitiva, a não linearidade nos dados, como mudanças de regimes e respostas assimétricas. Dessa forma, o modelo VAR com a especificação de um parâmetro limiar em sua estrutura pode ser descrito como:

$$Y_t = (\mu_1 + \sum_{j=1}^p \varphi_{1j} Y_{t-j}) * I(Cred_{t-d} \leq \gamma) + \left(\mu_2 + \sum_{j=1}^p \varphi_{2j} Y_{t-j} \right) * I(Cred_{t-d} > \gamma) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$\varepsilon_t \sim N(0, \Omega_t)$

onde Y_t representa o vetor de variáveis endógenas consideradas no modelo; $Cred_t$ é a *proxy* de credibilidade/desancoragem (variável limiar deste trabalho); μ_1 e μ_2 são vetores de parâmetros de intercepto; φ_{1j} e φ_{2j} são matrizes de coeficientes autorregressivos; $I(Cred_{t-d} > \gamma)$ é uma função indicadora que vale um quando $Cred_{t-d} > \gamma$, e zero caso contrário; γ é o valor do limiar de credibilidade que diferencia a mudança dos regimes; d

representa a defasagem temporal em que γ determina a mudança de regime; e, ε_t é um vetor de resíduos.

Devido à não linearidade assumida dos dados e ao fato do parâmetro de limiar, γ , não ser conhecido a priori, a estimação do modelo TVAR não pode ser realizada diretamente. No entanto, de acordo com Stigler (2020) e Hubric e Teräsvirta (2013), o modelo pode ser estimado ao minimizar a seguinte função objetivo:

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin}_{\gamma} Q(\gamma_i), \quad (2)$$

onde:

$$Q(\gamma_i) = \operatorname{tr} \sum_{t \in T_1} \varepsilon'_t(\gamma_i) \varepsilon_t(\gamma_i) + \operatorname{tr} \sum_{t \in T_2} \varepsilon'_t(\gamma_i) \varepsilon_t(\gamma_i), \text{ e} \quad (3)$$

$$\varepsilon_t(\gamma_i) = Y_t - (\mu_i + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} Y_{t-j}). \quad (4)$$

Uma busca em grade é realizada sobre os valores observados da variável que determina o parâmetro limiar (γ), que, neste trabalho, corresponde à *proxy* de credibilidade (*Cred*). Para isso, os valores desta são organizados em ordem crescente e uma fração das menores e maiores observações é descartada, a fim de garantir um número mínimo de observações em cada regime (T_1 e T_2)¹¹. Em seguida, $Q(\gamma_i)$ é calculado para cada valor do limiar e aquele que minimiza a função é o escolhido como estimativa do parâmetro limiar¹² (Stigler, 2020).

A variável que mensura a credibilidade da autoridade monetária determina o valor limiar e, ao mesmo tempo, compõe o vetor Y_t . Assim, o modelo consegue capturar tanto a dinâmica das variáveis, quanto os diferentes regimes de credibilidade. A estrutura dos TVAR's pode sofrer alterações quando o nível de credibilidade ultrapassa um valor específico (γ). Consequentemente, o valor limiar passa a refletir as condições macroeconômicas e as ações

¹¹ Neste trabalho, definiu-se um corte de 15% da amostra. O valor de corte padrão utilizado na literatura está entre 15% e 20% e é decidido sem critério específico (Fry-Mckibbin e Zheng, 2016).

¹² Como o parâmetro limiar não é identificado sob a hipótese nula, utiliza a metodologia de Hansen (1996) que consiste em simular, através de *bootstrap*, a distribuição de Wald, para estimar intervalos de confiança e valores de probabilidade, a fim de testar sua significância. Para isso, realiza-se 10.000 repetições *bootstrap*.

de política monetária. Essa é uma característica importante para o modelo, pois estabelece uma conexão entre o comportamento agregado da economia, representado por um vetor de variáveis endógenas, e o valor de referência que define os regimes de credibilidade (Lopes e Corrêa, 2024).

As variáveis aqui utilizadas incluem uma medida de credibilidade do banco central, o hiato do produto, a inflação e suas expectativas 12 meses à frente, o instrumento de política monetária (taxa de juros) e taxas de variações anuais da taxa de câmbio nominal (moeda local/dólar) e do indicador de preços internacionais das *commodities*¹³.

Para a implementação do algoritmo que estima as funções impulso-resposta generalizadas, emprega-se uma abordagem de ordem recursiva para dar início à computação. Contudo, ela não influencia o formato final das funções, que é independente da ordenação. Nesse contexto, a *proxy* de credibilidade (*Cred*) é posicionada como a primeira variável na especificação econométrica. Entende-se que a credibilidade afeta contemporaneamente todas as outras variáveis, o que define o contexto (ambiente) em que a política monetária é implementada. Posteriormente, considera-se que o hiato do produto (*Gap*) precede a inflação (*Prices*) e que ambos afetam as expectativas de inflação (*Exp12*). Em seguida, são incluídas a taxa de juros (*Interest*), a variação nominal do câmbio (*Exchange*) e do indicador de preços das *commodities* (*Commodities*). A escolha das variáveis procura respeitar a estrutura de modelos consolidados na literatura, como os propostos por Svensson (1997) e Clarida, Gali e Gertler (1999), além de adicionar variáveis importantes para a determinação da inflação e da desancoragem das expectativas, como o câmbio e os preços internacionais das *commodities*. Desta forma, o vetor Y_t é definido como a seguir:

$$Y'_t = (Cred_t, Gap_t, Prices_t, Exp12_t, Interest_t, Exchange_t, Commodities_t) \quad (5)$$

Na forma usual do modelo VAR, as funções impulso-resposta representam os efeitos de choques estruturalmente identificados sobre as variáveis do sistema. Estas funções não dependem das condições iniciais da economia e da magnitude e direção dos choques, visto que são construídas sob a hipótese de que a economia não muda de regime.

Entretanto, devido à não linearidade presente no modelo TVAR, a construção das funções de resposta ao impulso torna-se mais complexa, pois elas podem variar a depender da

¹³ Uma descrição mais detalhada das variáveis será apresentada na próxima subseção.

história (condições iniciais)¹⁴, bem como da magnitude e do sinal dos choques, conforme discutido em Koop, Pesaran e Potter (1996). Para acomodar as mudanças endógenas de regime no sistema, segue-se a sugestão desses autores e implementa-se funções de impulso-resposta generalizadas (GIRF's)

O algoritmo utilizado para calcular as GIRF's está relacionado à abordagem de Caggiano *et al.* (2015), que desenvolvem um procedimento para os modelos vetoriais autorregressivos de transição suave não linear (STVAR). Para controlar os efeitos das condições iniciais sobre o cálculo das GIRF's, foram extraídas amostras aleatórias de observações em cada regime. Condicional a uma amostra inicial (história), dois cenários são computados. O primeiro é simulado com todos os choques identificados com a decomposição de Cholesky da matriz de variância-covariância do TVAR (Ω) estimado, enquanto o segundo é simulado com os mesmos choques, exceto por um $\delta \neq 0$ correspondente à variação na variável de interesse.

Este processo é repetido 500 vezes para cada uma de 500 histórias simuladas, dentro de 36 horizontes de GIRF, o que totaliza nove milhões de simulações por variável em cada regime. A diferença entre as médias dos dois cenários simulados fornece as GIRF's para o choque específico analisado. O intervalo de confiança de 90% é construído a partir das densidades empíricas obtidas com o procedimento.

3.2 DESCRIÇÃO DOS DADOS E TRATAMENTOS DAS SÉRIES

Este trabalho utiliza dados com frequência mensal que abrange o período de janeiro de 2003 a junho de 2025, o que totaliza 270 observações¹⁵. Os países selecionados são Brasil, Chile, Colômbia, Coreia do Sul e México. Procurou-se uma amostra que abarcasse países emergentes ou de industrialização mais recente, com diferentes estágios de controle inflacionário, para que o conjunto de dados pudesse fornecer *insights* relevantes a respeito dos

¹⁴ As condições iniciais são associadas ao estágio do ciclo econômico em que a economia se encontra antes do choque, recessão, normalidade ou sobreaquecimento.

¹⁵ Por falta de disponibilidade do dado das expectativas de inflação da Colômbia, que começa a ser calculada em setembro de 2003, seu número total de observações é 262.

impactos da desancoragem sobre os resultados da política monetária. Além disso, a amostra inclui países membros do G20 que adotaram o Regime de Metas para a Inflação antes do início do período de análise, especificamente Brasil, Coreia do Sul e México¹⁶. As variáveis específicas para cada país e suas respectivas fontes estão apresentadas no Quadro A.1 (no Apêndice A).

O hiato do produto (*Gap*) é calculado por meio do filtro HP, proposto por Hodrick e Prescott (1997), amplamente utilizado na literatura, como nos trabalhos de Sebatin e Vieira (2025) e de Rosa, De Souza e Oliveira (2020). Inicialmente, para obter o produto real, utiliza-se um indicador de produção de cada país (previamente deflacionado e filtrado das flutuações sazonais com o procedimento multiplicativo *Census X.12*). Para o cálculo do produto potencial, aplica-se o filtro HP duas vezes nas séries. Na primeira, utiliza-se o parâmetro de suavização convencional (14400) com o objetivo de remover o componente cíclico da série do produto. Na segunda, essa série é refiltrada com o parâmetro de 1. Tal procedimento remove as flutuações muito ruidosas do componente cíclico, enquanto preserva as movimentações relevantes dentro do horizonte de implementação da política monetária. O componente cíclico duplamente filtrado é definido como o *Gap*.

A inflação (*Prices*) é medida como a taxa acumulada em 12 meses do índice de preços ao consumidor, com os indicadores inflacionários alvos da política monetária dos países. O indicador de expectativas (*Exp12*) corresponde à média mensal das expectativas de inflação acumuladas para os 12 meses à frente. O instrumento de política monetária é a taxa básica de juros de mercado (*Interest*), também acumulada ao longo de 12 meses. Além disso, são incluídos um índice de preços globais das *commodities* (*Commodities*) e a taxa de câmbio nominal (moeda local/Dólar), ambos incorporados em diferenças anuais, com o objetivo de captar efeitos de choques de oferta e cambiais e, assim, gerar resultados mais robustos. Tais variáveis são importantes termômetros das condições externas e podem rapidamente produzir pressões inflacionárias e desancoragem das expectativas. As metas de inflação consideradas neste trabalho são aquelas previamente definidas pelas autoridades monetárias.

Conforme aponta Blinder (2000), quando o banco central possui uma meta de inflação explícita, a credibilidade pode ser quantificada ao observar a distância entre as expectativas de inflação e as metas estipuladas. Dessa forma, matematicamente, o indicador de credibilidade (ou de desancoragem) considerado nesta pesquisa é definido como:

¹⁶ A África do Sul não foi incluída devido a falta de dados sobre as expectativas de inflação.

$$Cred_t = |Exp12_t - \pi_t^*|. \quad (6)$$

A equação (6) representa o valor absoluto da diferença entre a expectativa de inflação para os próximos 12 meses realizadas em t ($Exp12_t$) e a meta de inflação para o ano corrente (π_t^*)¹⁷. Assim, valores mais elevados dessa *proxy* indicam períodos de menor credibilidade, ou de elevada desancoragem das expectativas em um horizonte de curto prazo.

Existem outros indicadores baseados na diferença entre as expectativas e a meta de inflação, como aqueles desenvolvidos por Cecchetti e Krause (2002) e Mendonça (2007). Entretanto, o indicador adotado neste trabalho apresenta algumas vantagens importantes, quais sejam: i) é uma *proxy* simples de ser calculada e interpretada; ii) desvios positivos e negativos recebem o mesmo peso em relação à meta, o que enfatiza a importância de a autoridade monetária cumprir consistentemente a meta de inflação; iii) não se restringe ao intervalo entre zero e um, de modo que valores mais elevados contribuem sobremaneira para a estimação do parâmetro limiar dos TVAR; e iv) também pode ser interpretada como uma medida de desancoragem das expectativas de curto-prazo, variável de revelada importância para a explicação dos fortes fenômenos inflacionários recentes, como os verificados a partir de 2020 (Lopes e Corrêa, 2024; Coibion e Gorodnichenko, 2026).

¹⁷ Para a Coréia do Sul foi necessário fazer uma média móvel de 5 meses das expectativas antes de subtrair a meta. Pois, neste país as expectativas apresentaram valores muito próximos, o que impossibilita a obtenção de um parâmetro *threshold* único durante a estimação do modelo.

4 RESULTADOS

Esta seção está dividida em três partes. Na primeira, são discutidos os resultados preliminares do modelo TVAR e os valores dos limiares (*thresholds*) estimados para cada país. Na segunda, apresentam-se os resultados associados aos regimes de credibilidade, com foco nas respostas do hiato do produto (*Gap*), da inflação (*Prices*) e das expectativas de inflação (*Exp12*) aos choques da taxa de juros (*Interest*). Por fim, analisa-se o comportamento da inflação em resposta a choques no hiato do produto e nas expectativas inflacionárias. O objetivo é reunir evidências sobre a inclinação da curva de Phillips nos países amostrados, o que contribui para a interpretação dos resultados apresentados na seção anterior.

4.1 RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS LIMÍTROFES

Para estimar o modelo TVAR com algumas variáveis em nível, realizaram-se, inicialmente, testes de raiz unitária para verificar a questão da estacionariedade (a exceção ocorre nos casos do indicador de preços das *commodities* e da taxa de câmbio que, em função da forte raiz unitária nas séries em nível, foram incluídas em diferenças anuais). Os testes indicam que algumas séries, normalmente, a taxa de juros e a inflação, são não estacionárias em nível¹⁸. Desta forma, para manter válidas as propriedades do modelo, adota-se a abordagem de Toda e Yamamoto (1995), que sugere incluir nos modelos VAR o número de defasagens recomendado pelos critérios de informação bayesiano (por exemplo, BIC) mais um, a ordem máxima de integração das séries. Ademais, em todos os casos, as versões lineares dos TVAR estimados atenderam aos critérios de estabilidade dinâmica.

¹⁸ No apêndice, apresenta as tabelas dos testes de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) implementados para todas as séries de todos os países. Para a variável *Cred* da Colômbia, foi feito um teste adicional de raiz unitária do tipo Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), onde constatou que a variável é estacionária ao nível de 1% de significância.

Na Tabela 1, além da estrutura de defasagens escolhida (*lags*), são apresentados os resultados do teste de linearidade¹⁹ para cada país (isto é, de significância do parâmetro de *threshold*). Em todos os casos, encontram-se valores para o parâmetro de *threshold* altamente significativos, o que indica que o modelo TVAR é mais adequado para o problema de pesquisa em questão do que o VAR linear. Além disso, é possível verificar o percentual do tempo que os regimes de alta e baixa credibilidade vigoraram (em geral, o regime de alta credibilidade é verificado em 70% ou mais da amostra nos países).

Tabela 1 - Teste de linearidade

País	Teste (Especificação TVAR)	Estatística	Regime	% no regime
Brasil	Teste LR de linearidade	345.6817***	Alta Cred	83.52
	<i>Threshold (lag=3; thDelay=3)</i>	1.75	Baixa Cred	16.47
Chile	Teste LR de linearidade	219.1183***	Alta Cred	82.83
	<i>Threshold (lag=2; thDelay=1)</i>	0.70	Baixa Cred	17.16
Colômbia	Teste LR de linearidade	500.7542***	Alta Cred	70.15
	<i>Threshold (lag=4; thDelay=1)</i>	0.66	Baixa Cred	29.84
Coreia do Sul	Teste LR de linearidade	460.5931***	Alta Cred	84.64
	<i>Threshold (lag=3; thDelay=3)</i>	1.18	Baixa Cred	15.35
México	Teste LR de linearidade	326.6421**	Alta Cred	85.76
	<i>Threshold (lag=3; thDelay=1)</i>	1.29	Baixa Cred	14.23

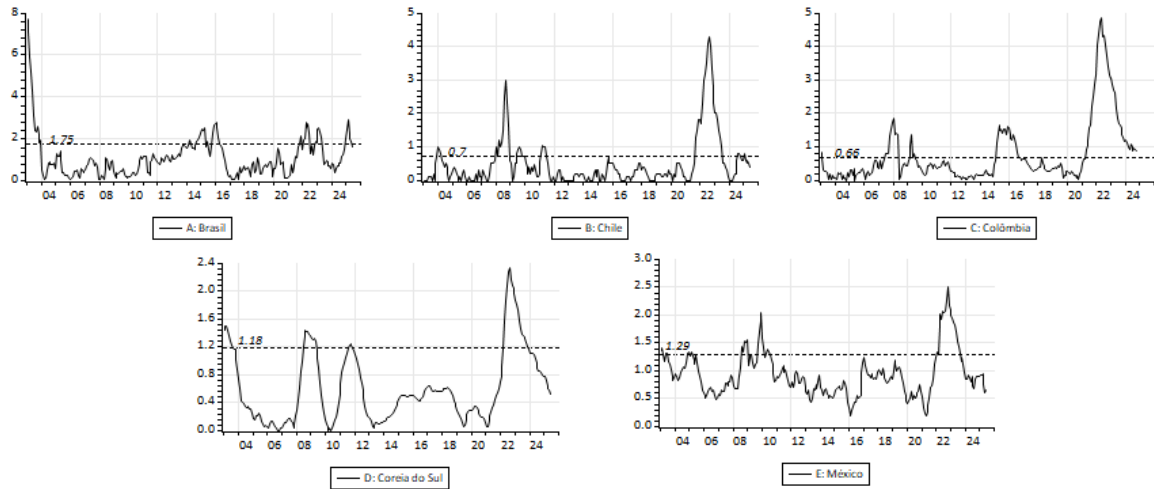
Nota: O número de lags e o *thDelay* são definidos através da minimização dos critérios de informação Akaike e Schwarz; *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, conforme distribuição obtida com 10000 simulações *bootstrap*.

Fonte: Elaboração própria (2026).

A Figura 1 apresenta a *proxy* de credibilidade ao longo do tempo, calculada pela equação (2), bem como os valores do limiar para os países analisados, representados pela linha tracejada preta. Essa representação permite identificar os períodos em que a credibilidade ultrapassa o limiar estimado, que caracteriza regimes de baixa credibilidade (ou de alta desancoragem das expectativas).

¹⁹ É testado um modelo VAR padrão (hipótese nula), com 1 regime, contra um modelo TVAR com um limiar (*Cred*), que divide a amostra em 2 regimes.

Figura 1 - Indicador de credibilidade/desancoragem e *thresholds* para os países



Nota: A (Brasil), B (Chile), C (Colômbia), D (Coreia do Sul) e E (México)

Fonte: Elaboração própria (2026).

Chile e Colômbia apresentaram valores do limiar relativamente mais baixos entre os países selecionados (0.70 e 0.66 respectivamente). Logo, para estes países, a entrada no regime de baixa credibilidade se dá antes mesmo de as expectativas de inflação superarem as bandas de tolerância da meta. Nesse caso, bastaria uma relativamente pequena oscilação nas expectativas inflacionárias para que aconteça a troca de regimes. Diferentemente, Brasil, Coreia do Sul e México apresentaram valores para este parâmetro mais elevados, geralmente, acima do intervalo de tolerância adotado para as metas (respectivamente, 1.75, 1.18 e 1.29). O que se pode inferir como “regra de bolso” para guiar os BC’s ao analisar conjuntamente os valores estimados para os parâmetros de *threshold*, é que a entrada no regime de baixa credibilidade (alta desancoragem) é normalmente associada com expectativas de inflação que se aproximam, ou ultrapassam o teto da meta.

A Tabela 2 fornece evidências descritivas importantes de que os regimes estimados de alta e baixa credibilidade estão efetivamente associados a diferentes ambientes inflacionários. Em todos os países analisados, os períodos classificados como de alta credibilidade apresentam taxas médias de inflação inferiores do que aquelas observadas nos regimes de baixa credibilidade. Além disso, as expectativas de inflação também se mostram menores e mais próximas das metas estabelecidas pelos respectivos bancos centrais quando a credibilidade é elevada. Esses resultados reforçam a interpretação de que os períodos estimados por esta pesquisa como de que maior credibilidade estão associados a um melhor

ajustamento das expectativas inflacionárias em torno das metas e a um ambiente de inflação mais estável e alinhado aos objetivos das autoridades monetárias.

Tabela 2 - Média da inflação e das expectativas nos regimes em cada país

País	Alta credibilidade		Baixa Credibilidade	
	Inflação	Expectativa de inflação	Inflação	Expectativa de inflação
Brasil	5.35	4.71	9.69	6.53
Chile	3.17	3.02	7.49	4.52
Colômbia	3.74	3.77	7.27	4.97
Coreia do Sul	2.05	2.89	4.24	4.07
México	4.19	3.80	5.96	4.66

Fonte: Elaboração própria (2026).

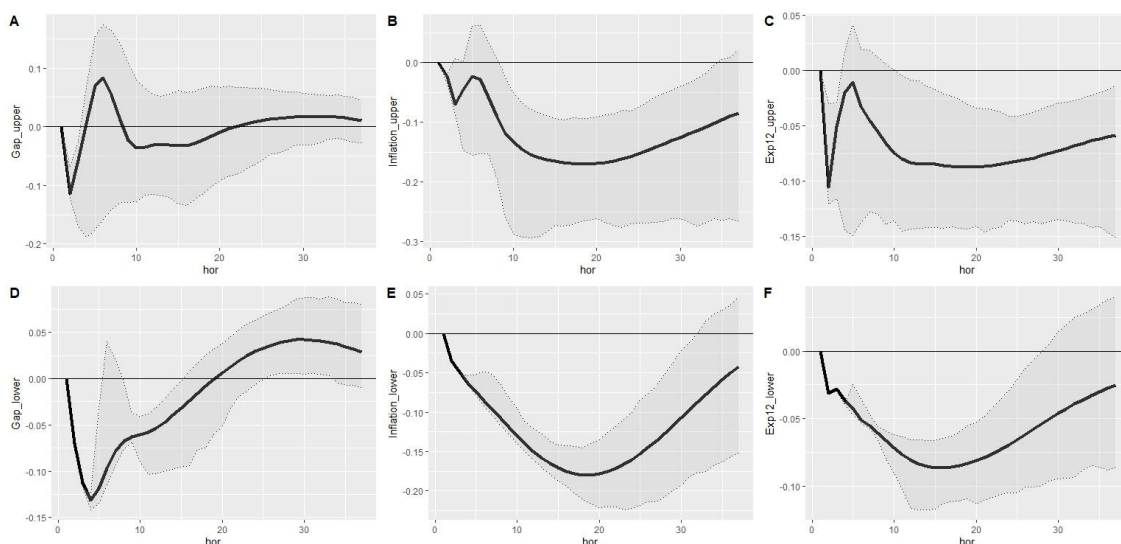
4.2 REGIME DE CREDIBILIDADE E OS RESULTADOS DA POLÍTICA MONETÁRIA

As Figuras 2 a 6 a seguir apresentam as GIRFs relativas aos choques da taxa básica de juros em cada regime de credibilidade nos respectivos países. Nas partes superiores (A, B e C), são exibidas as respostas do hiato do produto, da inflação e das expectativas inflacionárias quando há um regime de baixa credibilidade (*upper*, referente à alta desancoragem). Nas partes inferiores (D, E e F), apresentam-se as repostas das mesmas variáveis, quando no regime de alta credibilidade (*lower*, ou baixa desancoragem). As curvas sólidas pretas indicam as medianas das respostas aos aumentos de um erro padrão na taxa de juros, enquanto que, a área sombreada representa o intervalo de confiança de 90% das respostas, construído com as simulações *bootstrap*.

Conforme mostra a Figura 2, que traz as GIRFs para o Brasil, no regime de baixa credibilidade, a resposta da atividade econômica é robusta e significativa apenas até o horizonte de dois meses (A). Por outro lado, quando a credibilidade é elevada, essa resposta

continua negativa e significativa (além de mais suavizada) até o horizonte de dez meses (D). Para a inflação, observa-se que, sob baixa credibilidade, a resposta é negativa, porém, sem significância estatística até aproximadamente o horizonte de 10 meses (B), quando as respostas se tornam ligeiramente inferiores daquelas observadas no regime de maior credibilidade (significativas por quase toda a duração das GIRFs, conforme painel E). Padrão similar é observado para o caso das repostas das expectativas de inflação, respectivamente nos painéis C e F da Figura 2. Nesse sentido, a entrada no regime de menor credibilidade (maior desancoragem) produz respostas mais fracas e geralmente não significativas do hiato produtivo e dos números inflacionários no Brasil em um horizonte de 12 meses, período extremamente relevante para a política monetária iniciar seus efeitos estabilizadores.

Figura 2 - GIRFs dos choques da taxa básica de juros (Brasil)



Nota: “Lower” significa baixa ancoragem das expectativas (alta credibilidade) e “Upper” alta ancoragem das expectativas (baixa credibilidade).

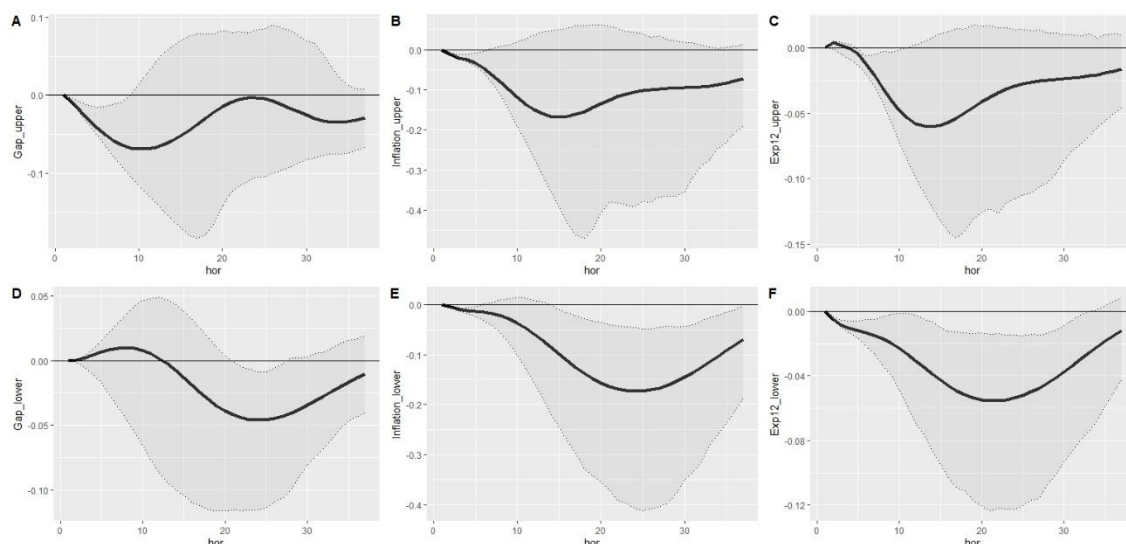
Fonte: Elaboração própria (2026).

A Figura 3, que traz as GIRFs do Chile, indica que em regime de baixa credibilidade, o hiato do produto responde de forma significativa nos primeiros 10 meses (A), com sinal condizente com a teoria. Em contraste, no regime de alta credibilidade, essa resposta não se mostra estatisticamente significativa em curto prazo, mas, se torna relevante em horizontes mais longos (D). Isto é, os efeitos recessivos da política monetária neste país são mais visíveis no curto prazo quando há uma desancoragem mais forte das expectativas de inflação.

Ao examinar as próximas partes da figura, identificam-se as respostas da inflação e de suas expectativas no regime de baixa credibilidade (painéis B e C, respectivamente). Ambas apresentaram o comportamento esperado pela teoria, porém com baixa significância

estatística. Já no regime de alta credibilidade (partes E e F), além de apresentarem os sinais consistentes, as respostas tornam-se mais fortes, significativas e duradouras. Tais resultados indicam que a autoridade monetária chilena exerce maior controle dos números inflacionários e das expectativas dos agentes no regime de alta credibilidade.

Figura 3 - GIRFs dos choques da taxa básica de juros (Chile)



Nota: “Lower” significa baixa ancoragem das expectativas (alta credibilidade) e “Upper” alta ancoragem das expectativas (baixa credibilidade).

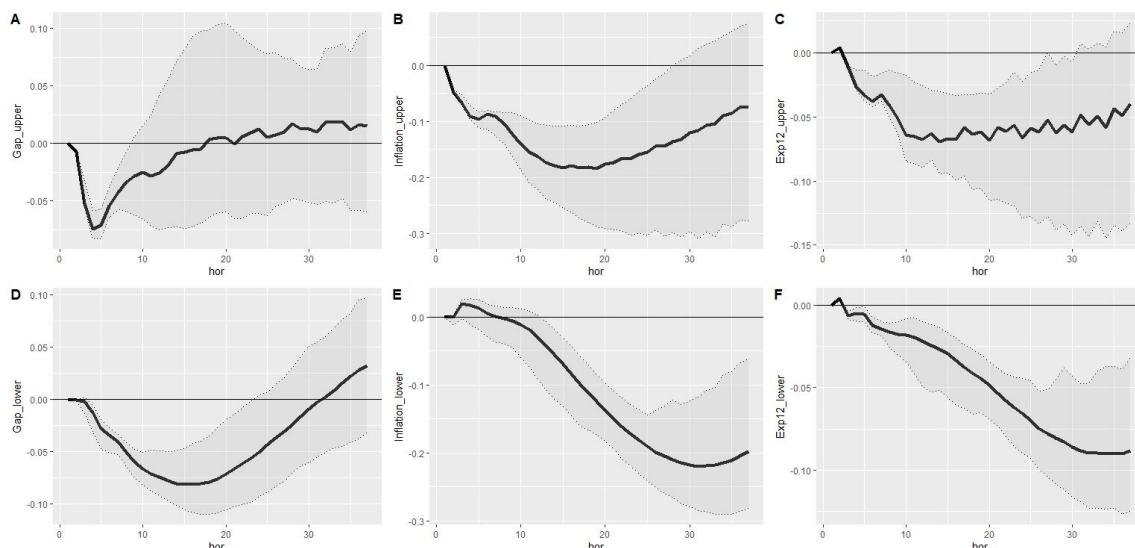
Fonte: Elaboração própria (2026).

A Figura 4, que traz as GIRFs da Colômbia, mostra que quando há um regime de baixa credibilidade, a resposta da atividade produtiva é robusta e significativa até o horizonte de dez meses, com um impacto recessivo acentuado neste horizonte (parte A). No regime de alta credibilidade, essa resposta permanece forte e negativa, porém, com um padrão mais suavizado ao longo do tempo (parte D).

A análise das partes (B e E) permite identificar as diferenças das respostas da inflação. Com alta credibilidade (E), a resposta se torna efetiva depois do décimo mês e apresenta uma queda persistente e significativa. Quando a credibilidade é baixa (B), embora o efeito da política seja significativo e com o sinal esperado, sua magnitude é menor do que no caso anterior. No caso das expectativas de inflação, há respostas significativas em ambos os regimes (C e F). Entretanto, quando o banco central opera em um contexto de alta credibilidade, suas políticas têm um maior impacto sobre as expectativas dos agentes. Nesse sentido, a piora do regime de credibilidade da política monetária (ou de desancoragem das expectativas) na Colômbia produz um hiato do produto que sofre os impactos recessivos da

política mais acentuadamente no curto-prazo, ao custo de uma menor redução da inflação, em face dos choques da taxa de juros.

Figura 4 - GIRFs dos choques da taxa básica de juros (Colômbia)



Nota: “Lower” significa baixa ancoragem das expectativas (alta credibilidade) e “Upper” alta ancoragem das expectativas (baixa credibilidade).

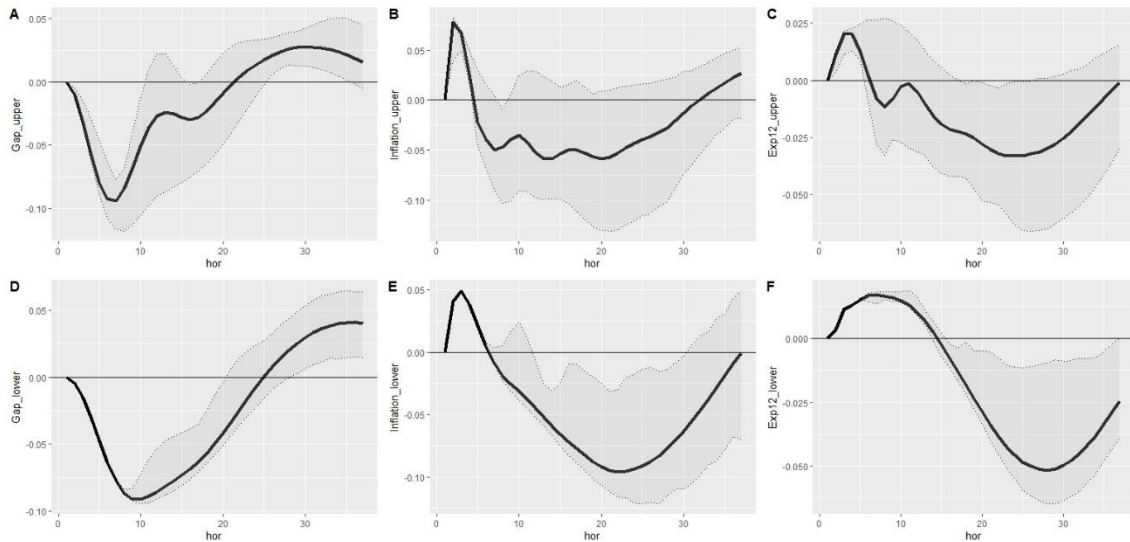
Fonte: Elaboração própria (2026).

Por sua vez, a Figura 5 mostra as respostas dos agregados aos choques da taxa básica de juros na Coreia do Sul. A resposta do hiato do produto é significativa em ambos os regimes. Contudo, sob alta desancoragem (parte A), o efeito é mais rápido e menos persistente, e atinge seu pico após cerca de dez meses. No regime de baixa desancoragem (D), o hiato apresenta uma resposta mais duradoura ao choque, o que sugere um maior impacto em termos acumulados do impacto da política monetária.

Por outro lado, no regime de baixa credibilidade, as movimentações ilustradas nas GIRFs da inflação (B) e das expectativas (C) apresentaram respostas tímidas e invertidas²⁰ em curto-prazo. Depois de cinco meses, elas voltam a ter o sinal esperado, ainda que sem significância estatística em grande parte dos horizontes. Com alta credibilidade (partes E e F), apesar de oscilações iniciais também serem positivas, as respostas se tornam negativas e significativas ao longo do tempo (principalmente em horizontes mais longos, como 12 meses), o que denota maior controle inflacionário por parte do banco central coreano neste regime.

²⁰ Essa inversão de sinal é conhecida na literatura com o fenômeno do quebra-cabeça de preços (*price puzzle*).

Figura 5 - GIRFs dos choques da taxa básica de juros (Coréia do Sul)



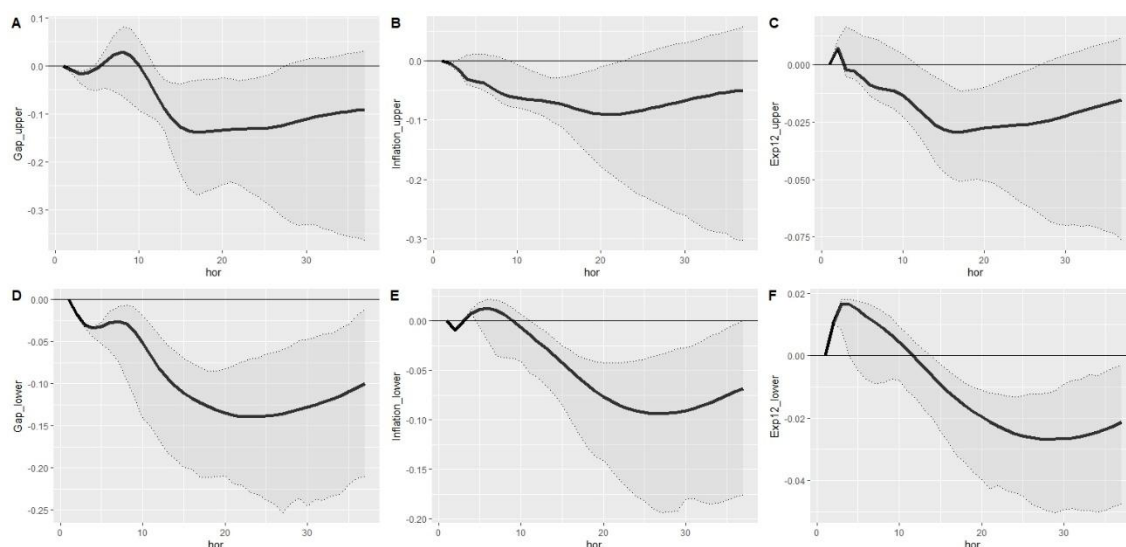
Nota: “Lower” significa baixa ancoragem das expectativas (alta credibilidade) e “Upper” alta ancoragem das expectativas (baixa credibilidade).

Fonte: Elaboração própria (2026).

Por fim, a

Figura 6 ilustra as GIRFs para os choques da taxa de juros no caso mexicano. Percebe-se que quando há uma baixa credibilidade (A), a resposta do hiato do produto só é significativa a partir do horizonte de dozes meses. Diferentemente, quando a credibilidade está alta (D), essa resposta é robusta e negativa, de forma persistente, em todo o período. Ao examinar as próximas GIRFs (B e C), elas mostram que as respostas da inflação e das expectativas inflacionárias no regime de baixa credibilidade apresentam baixa significância estatística (mais visível no horizonte de médio prazo), o que indica uma menor eficácia da política monetária no controle da dinâmica dos preços na economia mexicana no regime em questão. Por outro lado, com alta credibilidade (E e F), ambas as variáveis mostram respostas mais fortes e alinhadas à teoria, ainda que com alguma defasagem temporal inicial.

Figura 6 - GIRF dos choques da taxa básica de juros (México)



Nota: “Lower” significa baixa ancoragem das expectativas (alta credibilidade) e “Upper” alta ancoragem das expectativas (baixa credibilidade).

Fonte: Elaboração própria (2026).

Em geral, os resultados indicam comportamentos distintos da atividade econômica, da inflação e das expectativas inflacionárias frente a um choque da taxa de juros nos diferentes regimes de credibilidade. Em regimes de alta desancoragem das expectativas (baixa credibilidade), as respostas da inflação e das expectativas tendem a ser menos intensas, menos persistentes e, em diversos casos, estatisticamente não significativas, o que sugere uma menor eficácia da política monetária no processo de estabilização macroeconômica. Por outro lado, nos regimes de baixa desancoragem (alta credibilidade), observa-se que os efeitos contracionistas da política monetária sobre os agregados inflacionários tornam-se mais proeminentes, duradouros e alinhados à teoria econômica, o que evidencia maior uma capacidade dos bancos centrais em coordenar as expectativas dos agentes e conduzir a inflação em direção às metas estabelecidas. Quanto ao hiato do produto, percebe-se que sua resposta é mais forte e bem distribuída ao longo do tempo no regime de alta credibilidade.

4.3 EVIDÊNCIAS SOBRE A INCLINAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS

A fim de fundamentar a perda de potência da política monetária na amostra de países evidenciada pela seção anterior, esta subseção busca avaliar a hipótese de que a curva de Phillips pode alterar sua inclinação em função do regime prevalecente de credibilidade da política monetária. Por exemplo, conforme Mishkin (2007), em regimes de elevada credibilidade, as expectativas de inflação estariam ancoradas, firmes, o que blinda a inflação de choques da atividade econômica (Mishkin, 2007). Ademais, conforme Bernanke (2007), com maior credibilidade e, assim, maior ancoragem das expectativas, os agentes econômicos se tornam mais confiantes a respeito da capacidade dos bancos centrais em controlar a inflação. Assim, essa variável tenderia a responder menos às variações nas expectativas de inflação (redução do coeficiente de transmissão das expectativas para os preços na CP).

Com base na literatura apresentada, analisam-se as informações que os TVARs fornecem em termos das GIRFs produto/inflação e expectativas/inflação enfrentadas pelos bancos centrais quando há mudanças no regime de credibilidade. Nota-se que essas relações procuram produzir inferências sobre as relações existentes na curva de Phillips, ao considerar a estrutura de vetores autorregressivos.

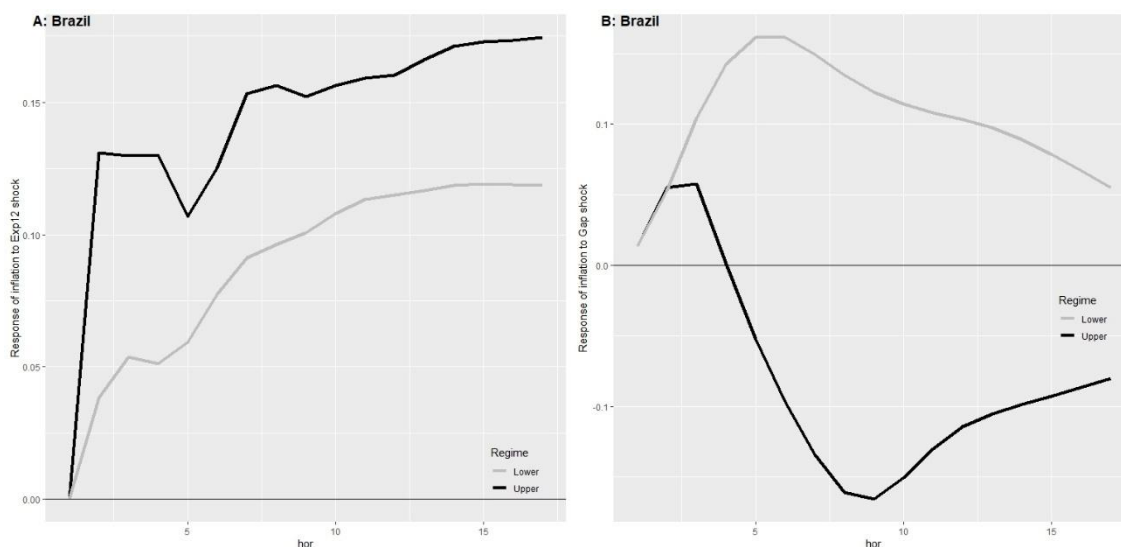
A CP é caracterizada pela resposta da inflação a duas variáveis: i) o hiato do produto; e, ii) as expectativas inflacionárias (ver Clarida, Galí e Gertler, 1999, eq. 2.2). Esses mecanismos são afetados pelo grau de rigidez dos preços. Quando os preços são mais flexíveis, aumentos na atividade econômica tendem a se traduzir mais rapidamente em inflação, ao mesmo tempo em que o repasse das expectativas mais elevadas ocorre de maneira mais rápida.

Assim, as Figuras 7 a 11 trazem as GIRFs relativas à resposta da inflação à choques da expectativa de inflação (A) e do hiato do produto (B), nos diferentes regimes de credibilidade. A linha sólida cinza apresenta as respostas no regime de alta credibilidade; a preta, quando há baixa credibilidade.

Na Figura 7, que ilustra o caso brasileiro, choques nas expectativas de inflação (A) apresentam um efeito inflacionário mais acentuado do regime de baixa credibilidade vis-à-vis ao regime de alta credibilidade em todas as horizontes. Por outro lado, os choques no hiato do produto (B) apresentaram comportamento inverso entre os regimes. No regime de alta credibilidade, a resposta da inflação foi positiva ao aquecimento da atividade, enquanto que,

no regime de baixa credibilidade, foi negativa (tal resultado pode ilustrar a pressão inflacionária e recessiva de períodos de estagflação, comuns na economia brasileira em situações de elevada desancoragem).

Figura 7 – Respostas da inflação aos choques da expectativa e do hiato (Brasil)

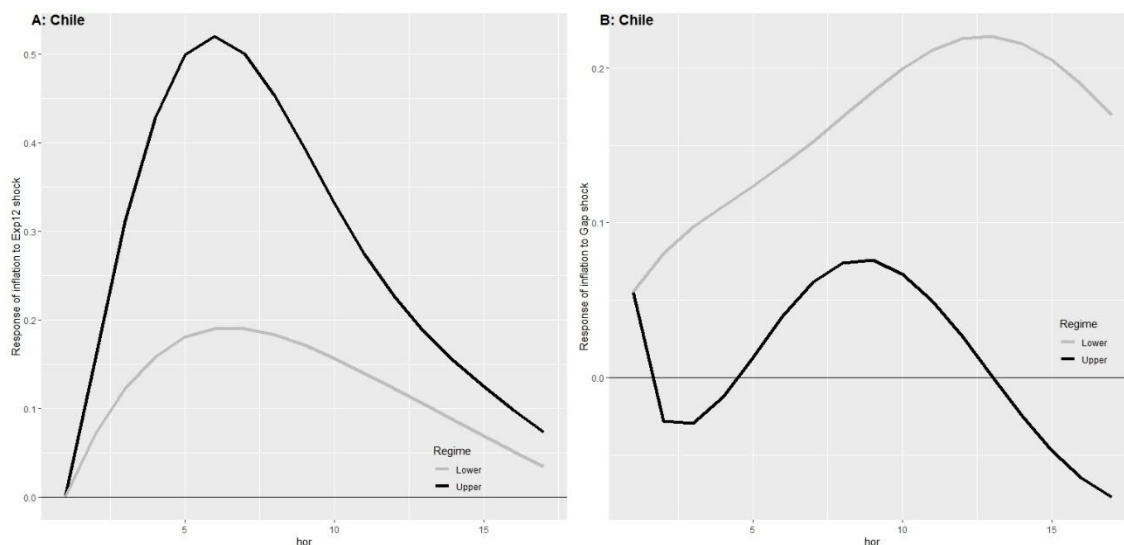


Nota: “Lower” significa baixa ancoragem das expectativas (alta credibilidade) e “Upper” alta ancoragem das expectativas (baixa credibilidade).

Fonte: Elaboração própria (2026).

Na Figura 8, que ilustra o caso do Chile, os choques nas expectativas de inflação (A) geram um aumento da inflação em ambos os regimes, porém, com uma magnitude severamente maior no regime de baixa credibilidade. Logo, novas informações sobre fontes futuras de pressões inflacionárias se traduzem mais fortemente em inflação com baixa ancoragem das expectativas neste país. Em contrapartida, os choques no hiato do produto (B) apresentam comportamentos distintos. No regime de alta credibilidade, observa-se uma resposta positiva e persistente da inflação em face de um choque positivo do hiato produtivo, consistente com o esperado pela CP. Diferentemente, no regime de baixa credibilidade, a resposta da inflação é incerta, visto que flutua entre valores positivos e negativos. Logo, a inflação chilena tende a responder adequadamente às reduções da atividade econômica produzidas, por exemplo, por uma política monetária restritiva, em um regime de alta credibilidade. Em suma, em termos da transmissão das expectativas para a inflação, percebe-se uma nítida piora no regime de baixa ancoragem/credibilidade no país.

Figura 8 – Respostas da inflação aos choques da expectativa e do hiato (Chile)

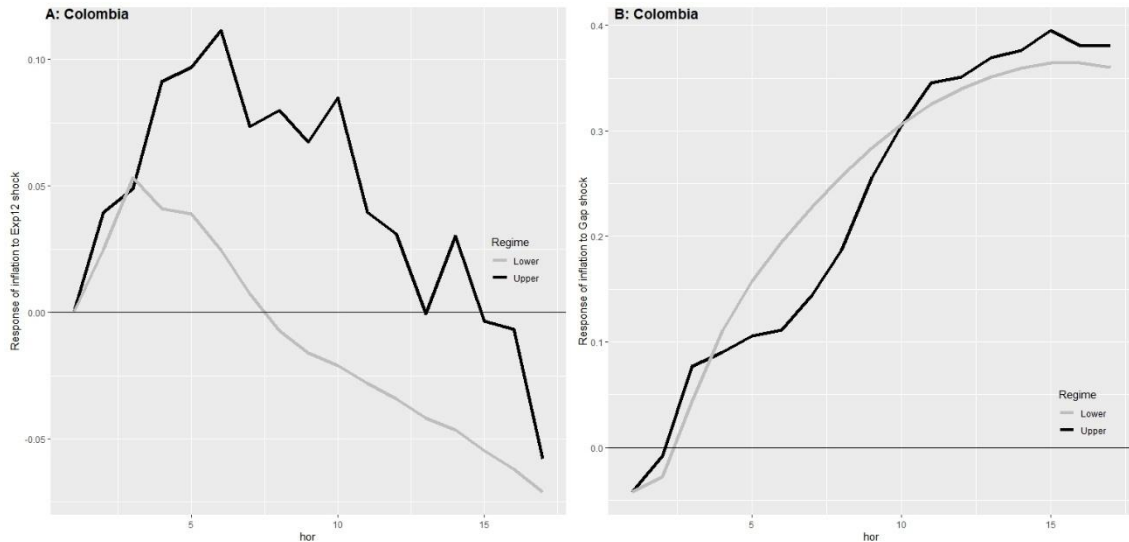


Nota: “Lower” significa baixa ancoragem das expectativas (alta credibilidade) e “Upper” alta ancoragem das expectativas (baixa credibilidade).

Fonte: Elaboração própria (2026).

A Figura 9 apresenta as GIRFs da economia colombiana. Os choques das expectativas de inflação (A) apresentam uma resposta positiva no horizonte de seis meses, a qual, depois, se reduz e torna-se negativa no regime de alta credibilidade. Contudo, o impacto inflacionário do choque das expectativas é sistematicamente mais forte no regime de credibilidade reduzida (linha escura). Ademais, os choques do hiato do produto (B) apresentam um comportamento similar em ambos os regimes. Portanto, em termos de alteração do comportamento da curva de Phillips em função dos regimes de credibilidade da política monetária colombiana, as mudanças mais sensíveis ocorrem na interrelação inflação/expectativas de inflação.

Figura 9 - Respostas da inflação aos choques das expectativas e do hiato (Colômbia)

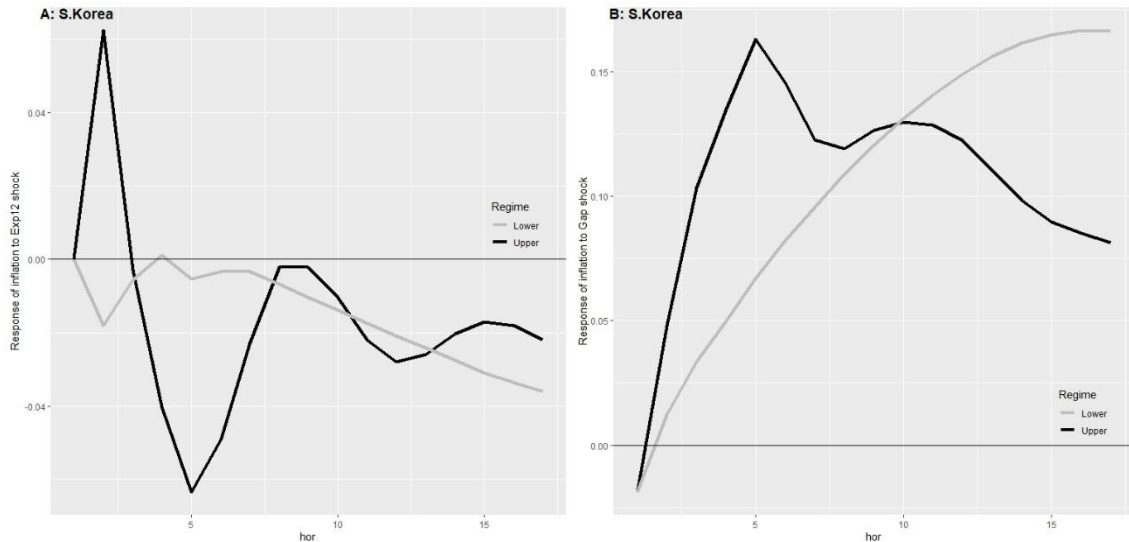


Nota: “Lower” significa baixa ancoragem das expectativas (alta credibilidade) e “Upper” alta ancoragem das expectativas (baixa credibilidade).

Fonte: Elaboração própria (2026).

Por sua vez, na Figura 10, que ilustra o caso coreano, verifica-se que as respostas da inflação aos choques nas expectativas (A) são pequenas no regime de alta credibilidade. Quando há piora no regime de credibilidade, contudo, a resposta da inflação é forte e positiva no horizonte de seis meses e tornar-se oscilantes em seguida. Quanto aos choques do hiato do produto (B), estes se tornam mais inflacionários no curto-prazo quando a economia está no regime de baixa credibilidade (principalmente, ao longo de dez meses). Como a economia coreana é em geral mais ancorada que as demais analisadas nesta pesquisa, tal característica pode sugerir que mudanças no regime de credibilidade da política monetária tem o potencial de tornar a CP mais inflacionária. Contudo, neste país, o fenômeno parece estar mais associado com os impactos do hiato do produto.

Figura 10 – Respostas da inflação aos choques das expectativas e do hiato (Coréia do Sul)



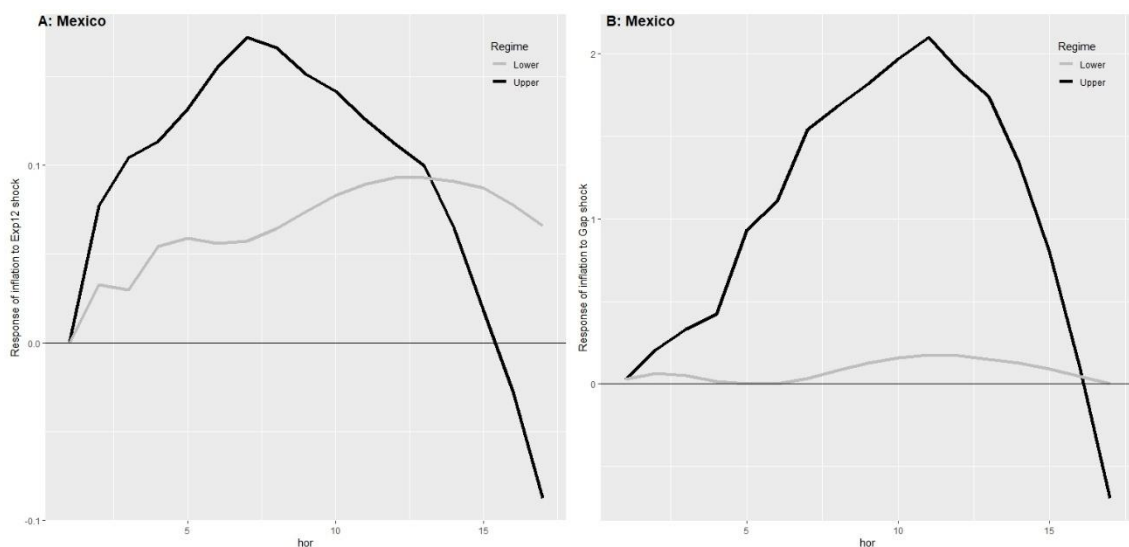
Nota: “Lower” significa baixa ancoragem das expectativas (alta credibilidade) e “Upper” alta ancoragem das expectativas (baixa credibilidade).

Fonte: Elaboração própria (2026).

Na

Figura 11, que representa o caso da economia mexicana, observa-se que choques nas expectativas de inflação (A) e no hiato do produto (B) produzem uma resposta inflacionária notadamente mais forte no regime de credibilidade reduzida. Assim, é razoável supor que os preços neste país se tornam relativamente mais sensíveis aos choques macroeconômicos neste contexto, algo característico de uma curva de Phillips mais inclinada.

Figura 11 - Respostas da inflação aos choques das expectativas e do hiato (México)



Nota: “Lower” significa baixa ancoragem das expectativas (alta credibilidade) e “Upper” alta ancoragem das expectativas (baixa credibilidade).

Fonte: Elaboração própria (2026).

De modo geral, os resultados indicam um papel importante da credibilidade da política monetária e da ancoragem das expectativas de inflação na dinâmica inflacionária. Em geral, nas economias analisadas, quando o banco central tem alta credibilidade, a inflação fica menos sensível e responsiva às variações das expectativas de inflação em curto-prazo. Tal fato sugere uma maior estabilidade dos preços, que respondem menos às novas informações inflacionárias percebidas pelos agentes. Percebe-se ainda que, choques no hiato do produto exercem respostas muito diferentes da inflação, a depender do regime e do país em questão. Por exemplo, no caso mexicano e nos primeiros meses da GIRF coreana, o choque em *Gap* gera uma forte reação da inflação no regime de alta desancoragem, o que evidencia uma acentuação da inclinação da CP. No entanto, nos casos brasileiro e chileno, a resposta da inflação ao choque do hiato é mais oscilante. Ademais, mudanças no regime de credibilidade não produzem GIRFs nitidamente diferentes na Colômbia. Assim, o mais provável é que a sensibilidade da inflação aos choques das expectativas seja o aspecto mais importante por trás das alterações na dinâmica da inflação e da CP.

Em suma, os resultados mostram que a inflação responde de maneira diferente aos choques no regime de baixa credibilidade e expectativas desancoradas. Ela se torna mais responsiva às variações das expectativas (principalmente) e do hiato do produto (em menor escala). Tal comportamento produz preços mais flexíveis e voláteis nestes contextos e gera um potencial problema de retroalimentação: preços mais sensíveis aos choques das expectativas têm maior volatilidade, os quais, por sua vez, tornam os agentes mais atentos e preocupados com o contexto macroeconômico. Isto tende a piorar a ancoragem das expectativas de inflação, o que gera maior flexibilização dos preços e, assim, sucessivamente. Quebrar essa cadeia de eventos deveria exigir das autoridades monetárias uma postura mais conservadora e um período mais longo de política monetária restritiva (dados os seus impactos reduzidos em tempos de baixa credibilidade).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo analisar os efeitos de mudanças nos regimes de credibilidade sobre os resultados da política monetária e da dinâmica da Curva de Phillips no Brasil, Chile, Colômbia, Coreia do Sul e México. A amostra compreendeu o período entre 2003 e meados de 2025, com dados mensais. A abordagem metodológica baseou-se em um modelo de vetores autorregressivos com *threshold* endógeno (TVAR), o qual permite caracterizar períodos em que a autoridade monetária opera sob baixa credibilidade — associada à desancoragem das expectativas inflacionárias — ou sob alta credibilidade, caracterizada por expectativas de inflação próximas às metas.

Os resultados mostraram que o valor do *threshold* do indicador de credibilidade foi estatisticamente significativo ao nível de 1% para todos os países da amostra. Os valores estimados para o limiar refletem características específicas de cada economia e assumem magnitudes distintas entre eles. Quando o indicador de credibilidade ultrapassa esse limiar, as autoridades monetárias passam a operar sob um regime de credibilidade reduzida. Nos casos de Brasil e México, as estimativas pontuais do parâmetro situaram-se ligeiramente acima do intervalo de tolerância das metas para a inflação (respectivamente, 1,75 e 1,29 p.p.). Já para Chile e Colômbia, os valores estimados foram semelhantes (aproximadamente 0,7 p.p.), o que indica que a mudança de regime nesses países ocorre mesmo dentro do intervalo de tolerância estabelecido por seus bancos centrais. No caso da Coreia do Sul, o *threshold* foi estimado em 1,18 p.p. de desvio das expectativas. Contudo, este último país não adota um intervalo de tolerância explícito.

Especificamente, as funções impulso-resposta generalizadas (GIRFs) evidenciaram uma menor efetividade da política monetária sobre o hiato do produto, a inflação e as expectativas inflacionárias em contextos de baixa credibilidade. Em outras palavras, os bancos centrais tendem a apresentar maior eficácia quando o público acredita na viabilidade de suas políticas, o que permite alcançar melhores resultados macroeconômicos com variações relativamente mais modestas da taxa de juros.

Diante dessa perda de eficiência da política monetária, buscaram-se evidências, por meio das GIRFs, acerca de possíveis alterações no comportamento da curva de Phillips sob diferentes regimes de credibilidade em cada país. Em regimes de alta credibilidade, a inflação mostrou-se menos sensível às oscilações das expectativas inflacionárias e, em alguns casos,

também menos responsiva às variações do hiato do produto. Em contrapartida, sob baixa credibilidade, a inflação passou a responder de forma mais intensa e volátil aos choques macroeconômicos, sobretudo às variações das expectativas inflacionárias. Esses resultados sugerem que a curva de Phillips se torna mais plana em relação às expectativas de inflação quando as autoridades monetárias operam sob maior credibilidade, o que indica maior rigidez de preços nesse contexto.

A pesquisa mostrou que a inflação e suas expectativas apresentaram níveis médios sensivelmente mais elevados nos períodos estimados como de baixa credibilidade (alta desancoragem). Tal evidência sugere que a perda de eficácia da política monetária constitui um importante mecanismo para explicar esse fenômeno inflacionário. Os resultados relacionados à Curva de Phillips mostram ainda que essa redução da efetividade da política monetária pode estar associada ao fortalecimento do repasse das expectativas inflacionárias para a inflação corrente, uma vez que a sensibilidade da inflação às expectativas aumenta de forma sistemática nos regimes de menor credibilidade. Em contraste, os efeitos do hiato do produto sobre a inflação mostram-se heterogêneos entre os países e não apresentam um padrão consistente capaz de explicar, de maneira generalizada, a aceleração inflacionária observada nestes contextos. Dessa forma, o canal das expectativas emerge como o principal mecanismo comum por meio do qual a desancoragem das expectativas contribui para uma deterioração da inflação.

Os resultados obtidos para o conjunto de países analisados indicam que a redução da credibilidade (ou, de forma equivalente, o aumento da desancoragem das expectativas inflacionárias), quando caracterizada por mudanças de regime, pode alterar o grau de rigidez dos preços na economia. Em diversos casos, observou-se que a inflação se torna mais sensível aos choques nas expectativas inflacionárias nesse contexto. À medida que a deterioração do ambiente macroeconômico favorece a desancoragem das expectativas, e esta, por sua vez, retroalimenta mais rapidamente a inflação, configura-se um cenário adverso à condução da política monetária. Nessas circunstâncias, pode ser necessário um período prolongado de taxas de juros mais elevadas para interromper o mecanismo de retroalimentação entre expectativas e inflação e restabelecer a estabilidade macroeconômica.

Por fim, as evidências apresentadas nesta pesquisa corroboram a hipótese de que uma maior credibilidade da política monetária pode constituir um dos principais fatores responsáveis pela estabilização da inflação em diversos países (hipótese *good policy*; Bernanke, 2007; Mishkin, 2007; Hazell et al., 2022). Contudo, os resultados sugerem que o principal mecanismo subjacente a esse processo não reside na redução da transmissão dos

choques do hiato do produto para a inflação, mas sim no enfraquecimento do repasse dos choques nas expectativas inflacionárias. Em regimes caracterizados por expectativas de inflação bem ancoradas, os preços tendem a apresentar maior estabilidade e torna-se menos sensíveis às flutuações de curto prazo na economia. Em contrapartida, alterações no regime de credibilidade da política monetária, isto é, episódios de desancoragem mais severos, parecem intensificar e acelerar o ajuste dos preços aos choques expectacionais. Esse processo pode aumentar a volatilidade inflacionária e, inclusive, modificar a forma como as expectativas são formadas: diante de uma relação menos estável entre inflação e expectativas, os agentes econômicos podem se tornar mais atentos às informações do ambiente macroeconômico, em linha com o que defende a hipótese da desatenção racional (Coibion e Gorodnichenko, 2015; Cavallo, Cruces e Perez-Truglia, 2017; D'Acunto *et al.*, 2021).

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

ANNABLE, J. Adjusting wages for price inflation: the Rational-Arrangements Phillips Curve. Texto disponível no SSRN: . 2007.

BALKE, Nathan S. Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics*, v. 82, n. 2, p. 344-349, 2000.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Banco Central do Brasil. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/>. Acesso em: 10 jan. 2026.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Meta de inflação — Controle da inflação. Aprender Valor – Banco Central do Brasil. Disponível em: <https://aprendervalor.bcb.gov.br/controleinflacao/metainflacao>. Acesso em: 10 jan. 2026.

BANCO CENTRAL DO CHILE. Inflation target. Banco Central de Chile. Disponível em: <https://www.bcentral.cl/>. Acesso em: 10 jan. 2026.

BANCO DA COREIA. Bank of Korea. Disponível em: <https://www.bok.or.kr/>. Acesso em: 10 jan. 2026.

BANCO DE LA REPÚBLICA. Banco de la República. Disponível em: <https://www.banrep.gov.co/>. Acesso em: 10 jan. 2026.

BANCO DE MÉXICO. Política monetária. Banco de México. Disponível em: <https://www.banxico.org.mx/>. Acesso em: 10 jan. 2026.

BARAJAS, Adolfo et al. Inflation targeting in latin america. IDB Working Paper Series, 2014.

BEMS, Rudolfs et al. Expectations' anchoring and inflation persistence. *Journal of International Economics*, v. 132, p. 103516, 2021.

BERNANKE, Ben S. Federal reserve communications. In: Speech at the Cato Institute 25th Annual Monetary Conference, Washington, DC, November. 2007.

BLINDER, Alan S. Central-bank credibility: Why do we care? how do we build it?. *American economic review*, v. 90, n. 5, p. 1421-1431, 2000.

BOMFIM, Antulio N.; RUDEBUSCH, Glenn D. Opportunistic and deliberate disinflation under imperfect credibility. *Journal of Money, Credit and Banking*, p. 707-721, 2000.

BONOMO, Marco et al. Abrupt monetary policy change and unanchoring of inflation expectations. *Journal of Monetary Economics*, v. 145, p. 103576, 2024.

CAGGIANO, Giovanni et al. Estimating fiscal multipliers: News from a non-linear world. *The Economic Journal*, v. 125, n. 584, p. 746-776, 2015.

CAVALLO, Alberto; CRUCES, Guillermo; PEREZ-TRUGLIA, Ricardo. Inflation expectations, learning, and supermarket prices: Evidence from survey experiments. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 9, n. 3, p. 1-35, 2017.

CECCHETTI, Stephen G. et al. Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, v. 84, n. 4, p. 47-60, 2002.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Journal of economic literature*, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, 1999.

COIBION, Olivier; GORODNICHENKO, Yuriy. Inflation Expectations and Monetary Policy: What have we Learned and to what End?. *The Econometrics Journal*, p. utag004, 2026.

COIBION, Olivier; GORODNICHENKO, Yuriy. Is the Phillips curve alive and well after all? Inflation expectations and the missing disinflation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 7, n. 1, p. 197-232, 2015.

D'ACUNTO, Francesco et al. Exposure to grocery prices and inflation expectations. *Journal of Political Economy*, v. 129, n. 5, p. 1615-1639, 2021.

DE MENDONÇA, Helder Ferreira. Credibility and Inflation Expectations: What we can tell from seven emerging economies?. *Journal of Policy Modeling*, v. 40, n. 6, p. 1165-1181, 2018.

DE MENDONCA, Helder. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. *applied Economics*, v. 39, n. 20, p. 2599-2615, 2007.

DEL NEGRO, Marco et al. What's up with the Phillips Curve?. *National Bureau of Economic Research*, 2020.

FRIEDMAN, Milton. *Inflation: causes and consequences*. New York: Asia Publishing House, 1963.

FRY-MCKIBBIN, Renée; ZHENG, Jasmine. Effects of the US monetary policy shocks during financial crises—a threshold vector autoregression approach. *Applied Economics*, v. 48, n. 59, p. 5802-5823, 2016.

GÜLER, Aslı. Does Monetary Policy Credibility Help in Anchoring Inflation Expectations? Evidence from Six Inflation Targeting Emerging Economies 1. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, v. 10, n. 1, p. 93-111, 2021.

HANSEN, Bruce E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica: Journal of the econometric society*, p. 413-430, 1996.

HAZELL, Jonathon et al. A inclinação da Curva de Phillips: evidências dos estados dos EUA. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 137, n. 3, p. 1299-1344, 2022.

HO, Sin-Yu; IYKE, Bernard Njindan. Unemployment and inflation: Evidence of a nonlinear Phillips curve in the Eurozone. *The Journal of Developing Areas*, v. 53, n. 4, 2019.

HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, p. 1-16, 1997.

HOFSTETTER, Marc. Disinflations in Latin America and the Caribbean: A free lunch?. *Journal of Macroeconomics*, v. 30, n. 1, p. 327-345, 2008.

HOOPER, Peter; MISHKIN, Frederic S.; SUFI, Amir. Prospects for inflation in a high pressure economy: Is the Phillips curve dead or is it just hibernating?. *Research in Economics*, v. 74, n. 1, p. 26-62, 2020.

HUBRICH, Kirstin; TERÄSVIRTA, Timo. Thresholds and Smooth Transitions in Vector Autoregressive Models☆ The views expressed in this article are those of the authors and should not be interpreted as reflecting the views of the European Central Bank. In: *VAR Models in Macroeconomics—New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims*. Emerald Group Publishing Limited, 2013. p. 273-326.

HUMPHREY, Thomas M. The evolution and policy implications of Phillips curve analysis. *Economic Review*, v. 71, n. 2, p. 3-22, 1985.

KOOP, Gary; PESARAN, M. Hashem; POTTER, Simon M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

KUTTNER, Ken; ROBINSON, Tim. Understanding the flattening Phillips curve. *The North American Journal of Economics and Finance*, v. 21, n. 2, p. 110-125, 2010.

LEVIN, Andrew T. et al. The macroeconomic effects of inflation targeting. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, v. 86, n. 4, p. 51-8, 2004.

LOPES, Luckas Sabioni; CHAUVET, Marcelle; DE LIMA, João Eustáquio. The end of Brazilian big inflation: lessons to monetary policy from a standard New Keynesian model. *Empirical Economics*, v. 55, n. 4, p. 1475-1505, 2018.

LOPES, Luckas Sabioni; CORRÊA, Wilson Luiz Rotatori. Monetary Policy Transmission in an Emerging Economy: The Key Role of Credibility Regimes. *The Journal of Developing Areas*, v. 58, n. 3, p. 153-170, 2024.

MACHADO, Vicente da Gama; PORTUGAL, Marcelo Savino. Curva de Phillips no Brasil: uma abordagem de componentes não observados. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 44, p. 787-814, 2014.

MAVROEIDIS, Sophocles; PLAGBORG-MØLLER, Mikkel; STOCK, James H. Empirical evidence on inflation expectations in the New Keynesian Phillips Curve. *Journal of Economic Literature*, v. 52, n. 1, p. 124-188, 2014.

MISHKIN, Frederic S. Inflation dynamics. *International Finance*, v. 10, n. 3, p. 317-334, 2007.

NOGUEIRA, Reginaldo Pinto. Testing credibility with time-varying coefficients. *Applied Economics Letters*, v. 16, n. 18, p. 1813-1817, 2009.

Phillips, A. W. (1958). The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*, 25(100):283–299.

PONZONI, Gustavo Antonio; ZILLI, Julcemar Bruno. Unemployment and inflation: An estimated Phillips curve for Brazil (2002-2014). *Journal of Finance and Economics*, v. 3, n. 5, p. 77-85, 2015.

RAMOS-FRANCIA, Manuel; TORRES, Alberto. Reducción de la inflación a través de un esquema de objetivos de inflación: la experiencia mexicana. documento de trabajo, n. 2005-01, 2005.

ROSA, Maurício Benedeti; DE SOUZA, Diego Sarti; OLIVEIRA, Maria Aparecida Silva. Impactos de depreciações cambiais no hiato do produto brasileiro. Revista de Economia do Centro-Oeste, v. 6, n. 2, p. 59-80, 2020.

SCHMIDT-HEBBEL, Klaus et al. Inflation targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the exchange rate [with comments]. *EconomiA*, v. 2, n. 2, p. 31-89, 2002.

SEBATIN, Vitor Henrique Okubo; VIEIRA, Flavio Vilela. Dívida Pública, PIB e Hiato do Produto (1994-2018): Modelos ARDL em Painel. Revista de Economia Mackenzie, v. 22, n. 1, p. 135-161, 2025.

SETHI, Dinabandhu; ACHARYA, Debashis. Credibility of inflation targeting: some recent Asian evidence. *Economic Change and Restructuring*, v. 52, n. 3, p. 203-219, 2019.

STIGLER, Matthieu. Nonlinear time series in R: Threshold cointegration with tsDyn. In: *Handbook of Statistics*. Elsevier, 2020. p. 229-264.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Why has US inflation become harder to forecast?. *Journal of Money, Credit and banking*, v. 39, p. 3-33, 2007.

SVENSSON, Lars EO. Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European economic review*, v. 41, n. 6, p. 1111-1146, 1997.

TODA, Hiro Y.; YAMAMOTO, Taku. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, 1995.

ZHANG, Lawrence Huiyan. Sacrifice ratios with long-lived effects. *International Finance*, v. 8, n. 2, p. 231-262, 2005.

APÊNDICE A – VARIÁVEIS E SUAS FONTES

Quadro A.1. - Proxy utilizadas para as variáveis e suas fontes

Variável	País	Proxy	Fonte
Hiato do Produto	Brasil	Produto Interno Bruto mensal	https://www.bcb.gov.br/
	Chile	Indicador mensal de atividade econômica	https://www.bcentral.cl/
	Colômbia	Indicador da produção industrial mensal	https://www.banrep.gov.co/
	Coreia do Sul	Indicador coincidente da atividade econômica	https://www.bok.or.kr/
	México	Índice global da atividade econômica	https://www.banxico.org.mx/
Inflação	Brasil	Índice de Preço do Consumidor Amplo	https://www.bcb.gov.br/
	Chile	Índice de Preço do Consumidor	https://www.bcentral.cl/
	Colômbia	Índice de Preço do Consumidor	https://www.banrep.gov.co/
	Coreia do Sul	Índice de Preço do Consumidor	https://www.bok.or.kr/
	México	Índice Nacional de Preço do Consumidor	https://www.banxico.org.mx/
Expectativa de	Brasil	Expectativa de	https://www.bcb.gov.br/

Inflação	Chile	Inflação 12 meses à frente	https://www.bcentral.cl/
	Colômbia		https://www.banrep.gov.co/
	Coreia do Sul		https://www.bok.or.kr/
	México		https://www.banxico.org.mx/
Taxa de Juros	Brasil	Taxa Selic	https://www.bcb.gov.br/
	Chile	Taxa de Política Monetária	https://www.bcentral.cl/
	Colômbia	Taxa de Política Monetária	https://www.banrep.gov.co/
	Coreia do Sul	Taxa Básica	https://www.bok.or.kr/
	México	Taxa de Juros	https://www.banxico.org.mx/
Commodities	Brasil	Índice Global de Preços de Todas as Commodities	https://fred.stlouisfed.org/
	Chile		
	Colômbia		
	Coreia do Sul		
	México		
Taxa de Câmbio	Brasil	Real/Dólar	https://fred.stlouisfed.org/
	Chile	Pesos Chilenos/Dólar	https://fred.stlouisfed.org/
	Colômbia	Peso Colombiano/Dólar	https://fred.stlouisfed.org/
	Coreia do Sul	Won/Dólar	https://fred.stlouisfed.org/
	México	Peso Mexicano/Dólar	https://fred.stlouisfed.org/
Credibilidade	Brasil	Nenhuma	Elaboração própria
	Chile		
	Colômbia		
	Coreia do Sul		
	México		

Fonte: Elaboração própria (2026).

APÊNDICE B – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Tabela B.1. - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Philip-Perron (PP), para o Brasil

(a) Série em Nível				
Variável	ADF		PP	
	C	C+T	C	C+T
Cred	-7.5142***	-7.6285***	-7.1731***	-7.3851***
Gap	-7.0023***	-6.9778***	-4.2923***	-4.2818***
Prices	-4.5803***	-4.4054***	-3.4161**	-3.2749*
Exp12	-6.0256***	-5.5915***	-5.7087***	-5.4232***
Interest	-1.6803 ^{NS}	-1.7808 ^{NS}	-2.0677 ^{NS}	-1.8094 ^{NS}
Exchange	-2.5207 ^{NS}	-3.2741*	-3.9998***	-4.3099***
Commodities	-3.8281***	-3.8339**	-3.6770***	-3.6892**
(b) Série em Primeira Diferença				
Cred	-13.3320***	-13.4933***	-13.3192***	-13.4739***
Gap	-7.4954***	-7.4870***	-5.5535***	-5.5053***
Prices	-5.8110***	-5.7469***	-8.5415***	-8.6171***
Exp12	-13.2558***	-13.3683***	-13.2254***	-13.3372***
Interest	-3.7461***	-4.1803***	-4.1133***	-4.2714***
Exchange	-9.4358***	-9.4092***	-10.4420***	-10.4328***
Commodities	-8.4543***	-8.4206***	-11.5407***	-11.5181***

Nota: C e T são termos referentes a “constante” e “tendência”, respectivamente; *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10% e ^{NS} não significativo.

Fonte: Elaboração própria (2026).

Tabela B.2. – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP),
para o Chile

(a) Série em Nível				
Variável	ADF		PP	
	C	C+T	C	C+T
Cred	-4.3247***	-4.4098***	-3.2593**	-3.3074*
Gap	-4.9271***	-4.9140***	-3.8387***	-3.8379**
Prices	-2.6324*	-3.2266*	-2.9915**	-3.1399*
Exp12	-3.8446***	-4.0497***	-3.1237**	-3.2837*
Interest	-4.1873***	-4.3430***	-2.4325 ^{NS}	-2.5342 ^{NS}
Exchange	-2.7459*	-3.0688 ^{NS}	-4.0694***	-4.4055***
Commodities	-3.8281***	-3.8339**	-3.6770***	-3.6892**
(b) Série em Primeira Diferença				
Cred	-8.4231***	-8.4109***	-12.0867***	-12.0684***
Gap	-5.0496***	-5.0409***	-5.0885***	-5.0809***
Prices	-7.0506***	-7.0494***	-10.4457***	-10.4285***
Exp12	-7.8109***	-7.7961***	-11.4401***	-11.4199***
Interest	-4.0342***	-4.0059***	-3.4818***	-3.4614**
Exchange	-9.7133***	-9.6913***	-11.7761***	-11.7546***
Commodities	-8.4543***	-8.4206***	-11.5407***	-11.5181***

Nota: C e T são termos referentes a “constante” e “tendência”, respectivamente; *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10% e ^{NS} não significativo.

Fonte: Elaboração própria (2026).

Tabela B.3. – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Philip-Perron (PP),
para o Colômbia

(a) Série em Nível				
Variável	ADF		PP	
	C	C+T	C	C+T
Cred	-2.5537 ^{NS}	-2.8028 ^{NS}	-2.4498 ^{NS}	-2.8564 ^{NS}
Gap	-3.8503***	-3.8962**	-3.3702**	-3.4061*
Prices	-2.2707 ^{NS}	-2.3507 ^{NS}	-2.4517 ^{NS}	-2.5831 ^{NS}
Exp12	-2.5021 ^{NS}	-2.4772 ^{NS}	-2.6937*	-2.6202 ^{NS}
Interest	-1.7193 ^{NS}	-1.7401 ^{NS}	-1.8006 ^{NS}	-1.8092 ^{NS}
Exchange	-3.0384**	-3.2688*	-3.5082***	-3.7320**
Commodities	-3.8035***	-3.8799**	-3.6285***	-3.6767**
(b) Série em Primeira Diferença				
Cred	-8.0214***	-8.0042***	-13.3960***	-13.3756***
Gap	-11.4383***	-11.4158***	-6.1204***	-6.0903***
Prices	-8.1891***	-8.1690***	-8.1625***	-8.1428***
Exp12	-7.0720***	-7.0591***	-12.2168***	-12.2389***
Interest	-5.7587***	-5.8362***	-3.0127**	-3.0301 ^{NS}
Exchange	-8.0950***	-8.0848***	-11.6697***	-11.6428***
Commodities	-8.1553***	-8.1386***	-11.2160***	-11.2018***

Nota: C e T são termos referentes a “constante” e “tendência”, respectivamente; *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10% e ^{NS} não significativo.

Fonte: Elaboração própria (2026).

Tabela B.4. – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Philip-Perron (PP), para o Coreia do Sul

(a) Série em Nível				
Variável	ADF		PP	
	C	C+T	C	C+T
Cred	-4.4516***	-4.7582***	-3.1034**	-3.2835*
Gap	-5.3699***	-5.3552***	-3.7892***	-3.7864**
Prices	-2.3624 ^{NS}	-2.3464 ^{NS}	-2.5512 ^{NS}	-2.5540 ^{NS}
Exp12	-2.3415 ^{NS}	-2.3712 ^{NS}	-2.4651 ^{NS}	-2.6286 ^{NS}
Interest	-1.9768 ^{NS}	-2.6108 ^{NS}	-1.8394 ^{NS}	-1.5881 ^{NS}
Exchange	-2.8591*	-3.4347**	-3.7873***	-3.8202**
Commodities	-3.1160**	-3.4618**	-3.8125***	-3.9175**
(b) Série em Primeira Diferença				
Cred	-4.1188***	-4.1042***	-5.0786***	-5.0895***
Gap	-6.1419***	-6.1124***	-4.3892***	-4.3801***
Prices	-5.1904***	-5.1918***	-13.5944***	-13.5718***
Exp12	-14.7728***	-14.7606***	-15.2287***	-15.2082***
Interest	-3.6266***	-3.6418**	-3.0817**	-3.0953 ^{NS}
Exchange	-8.2589***	-8.2429***	-9.4666***	-9.4519***
Commodities	-8.2043***	-8.1719***	-11.7419***	-11.7232***

Nota: C e T são termos referentes a “constante” e “tendência”, respectivamente; *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10% e ^{NS} não significativo.

Fonte: Elaboração própria (2026).

Tabela B.5. – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Philip-Perron (PP),
para o México

(a) Série em Nível				
Variável	ADF		PP	
	C	C+T	C	C+T
Cred	-3.1396**	-3.1449*	-3.0754**	-3.0775 NS
Gap	-4.9058****	-4.8937***	-4.8472***	-4.8426***
Prices	-3.1442**	-3.4193*	-2.3246 NS	-2.4384 NS
Exp12	-3.1374**	-3.1426*	-3.0750**	-3.0771 NS
Interest	-1.8522 NS	-1.8250 NS	-1.5979 NS	-1.6864 NS
Exchange	-4.6241***	-4.6066***	-3.9306***	-3.9132**
Commodities	-3.8281***	-3.8339**	-3.6770***	-3.6892**
(b) Série em Primeira Diferença				
Cred	-13.2814***	-13.2577***	-13.3084***	-13.2851***
Gap	-9.5275***	-9.5107***	-4.1905***	-4.1510***
Prices	-4.9202***	-4.9114***	-11.2695***	-11.2506***
Exp12	-13.2891***	-13.2654***	-13.3168***	-13.2935***
Interest	-3.7819***	-3.8134**	-3.2365**	-3.2563*
Exchange	-8.6109***	-8.5781***	-11.8974***	-11.8735***
Commodities	-8.4543***	-8.4206***	-11.5407***	-11.5181***

Nota: C e T são termos referentes a “constante” e “tendência”, respectivamente; *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10% e ^{NS} não significativo.

Fonte: Elaboração própria (2026).