



Universidade de Brasília (UnB)
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e
Gestão de Políticas Públicas (FACE)
Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais (CCA)
Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis (PPGCONT)

BRUNO AFONSO DE OLIVEIRA

**QUAIS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS DETERMINAM O TAMANHO DE UM
BANCO CENTRAL**

BRASÍLIA – DF

2025

BRUNO AFONSO DE OLIVEIRA

**QUAIS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS DETERMINAM O TAMANHO DE UM
BANCO CENTRAL**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília (PPGCont/UnB) como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis

Linha de Pesquisa: Contabilidade e Mercado Financeiro

Orientador: **Prof. Dr. Herbert Kimura**

BRASÍLIA – DF

OLIVEIRA, Bruno Afonso de

Quais Variáveis Macroeconômicas Determinam o Tamanho de um Banco Central/ Bruno Afonso de Oliveira – Brasília, DF, 2025. p. 83.

Orientador: Prof. Dr. Herbert Kimura

Dissertação (mestrado) Universidade de Brasília. Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas – FACE. Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis – PPGCONT.

1. Bancos Centrais. 2. Balanço patrimonial. 3. Variáveis Macroeconômicas 4. Independência Financeira. 5. Política Monetária

I Kimura, Herbert. II. Universidade de Brasília

BRUNO AFONSO DE OLIVEIRA

QUAIS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS DETERMINAM O TAMANHO DE UM
BANCO CENTRAL

Dissertação apresentada como requisito para obtenção do título de Mestre em Ciências
Contábeis do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Herbert Kimura

Orientador – PPGCont/UnB

Prof. Dr. José Alves Dantas

PPGCont/UnB

Prof. Dr. Fabiano Guasti Lima

USP

☒ (X) Aprovado

☐ () Reprovado

Brasília-DF

2025

Professora Doutora Rozana Reigota Naves

Reitora da Universidade de Brasília

Professor Doutor Márcio Muniz de Farias

Vice-reitor da Universidade de Brasília

Professor Doutor Roberto Goulart Menezes

Decano de Pós-graduação

Professor Doutor Roberto de Goes Ellery Junior

**Diretor da Faculdade de Economia, Administração,
Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas**

Professor Doutor Wagner Rodrigues dos Santos

Chefe do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais

Professor Doutor César Augusto Tibúrcio Silva

Coordenador do Programa de Pós-graduação em Ciências Contábeis

AGRADECIMENTOS

Aos meus familiares, pelo apoio, incentivo e colaboração, especialmente minha querida esposa e pais, sempre me incentivando nos desafios da vida. Esse suporte foi muito importante para que eu conseguisse trilhar essa jornada acadêmica com a necessária dedicação.

À Universidade de Brasília, pela estrutura, pela equipe de servidores e pelo alto nível acadêmico do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis (PPGCont).

Expresso minha sincera gratidão ao meu orientador, Prof. Dr. Herbert Kimura, e aos professores do PPGCont, pelo apoio e conhecimento compartilhados, que foram fundamentais para minha trajetória na pesquisa acadêmica. A experiência e o comprometimento de cada um serviram de inspiração durante esse processo.

Aos colegas Dr. José Alves Dantas e Eduardo Russolo, pelos aconselhamentos e direcionamentos durante todo esse caminho acadêmico e profissional. E ao Prof. Dr. Fabiano Guasti Lima pelas valiosas contribuições no Exame de Qualificação.

Finalmente, ao Banco Central do Brasil, pelo aprendizado diário no exercício das minhas atividades como servidor da instituição e pelo incentivo institucional aos estudos. Em especial aos meus colegas que serviram de motivação e apoio para que eu me dedicasse ao mestrado acadêmico.

RESUMO

Este estudo teve como objetivo a análise da evolução do tamanho dos balanços patrimoniais dos bancos centrais e suas interações com variáveis macroeconômicas, como PIB, inflação, taxa de câmbio e com crises e independência financeira, entre 2008 e 2023, com a finalidade de identificar quais fatores impactam. A pesquisa considera a relevância do balanço dos bancos centrais no exercício da política monetária, especialmente em resposta a crises financeiras, com a adoção de políticas monetárias não convencionais. O estudo preenche uma lacuna na literatura ao explorar o impacto conjunto de múltiplas variáveis macroeconômicas na estrutura patrimonial dessas instituições, analisando dados de 150 bancos centrais. A metodologia emprega regressão de dados em painel desbalanceado para identificar relações entre o tamanho dos balanços e fatores econômicos, considerando também crises financeiras e níveis de independência institucional. Com base em uma abordagem empírica de dados, o trabalho apresenta tanto modelos estáticos, utilizando modelos OLS Pooled, quanto dinâmicos, utilizando o Método dos Momentos Generalizados em Diferenças (GMM-Difference), a fim de mitigar problemas de endogeneidade e capturar a dinâmica temporal entre as variáveis. Os resultados empíricos indicam que o crescimento econômico exerce efeito negativo e estatisticamente significativo sobre o tamanho dos balanços, sugerindo uma atuação anticíclica dos bancos centrais. A taxa de câmbio apresentou relação positiva em modelos estáticos e negativa em modelos dinâmicos, refletindo diferentes mecanismos de ajuste. A inflação indicou relação negativa e estatisticamente significativa para modelos estáticos, mas sem relevância para o modelo dinâmico. E a independência dos bancos centrais não demonstrou significância robusta em ambos os modelos, reforçando que sua influência se manifesta mais diretamente sobre a condução da política monetária do que sobre a estrutura patrimonial. O estudo contribui para a literatura ao oferecer uma visão abrangente das determinantes do tamanho dos balanços de bancos centrais. Compreender os fatores que determinam o tamanho desses balanços é essencial para orientar decisões de política monetária e avaliar a eficácia dos bancos centrais. Desta forma, é possível que formuladores anteciparem choques, calibram estratégias de normalização e fortaleçam a coordenação entre política fiscal e monetária. Em síntese, mais do que definir um tamanho ideal, a relevância está em assegurar que o balanço seja compatível com o papel institucional dos bancos centrais como autoridade monetária.

Palavras-chave Bancos Centrais, Balanço Patrimonial, Variáveis Macroeconômicas, Independência Financeira, Política Monetária.

ABSTRACT

This study examines the determinants of central bank balance sheet size and their interactions with key macroeconomic variables—including gross domestic product (GDP), inflation, exchange rate, and financial independence—over the period 2008 to 2023. The analysis emphasizes the growing relevance of balance sheet dynamics in the execution of monetary policy, particularly in the aftermath of global financial crises, when unconventional monetary policy instruments have become increasingly prominent. By investigating a panel of 150 central banks worldwide, this research addresses a gap in the literature by jointly assessing the effects of multiple macroeconomic and institutional factors on the financial structure of central banks. The empirical strategy employs an unbalanced panel data framework and dynamic regression models estimated through the System Generalized Method of Moments (System-GMM), which allows for the correction of endogeneity, serial correlation, and unobserved heterogeneity, while capturing the temporal dynamics among the variables. The empirical results indicate that economic growth has a negative and statistically significant effect on balance sheet size, suggesting countercyclical central bank action. The exchange rate showed a positive relationship in static models and a negative one in dynamic models, reflecting different adjustment mechanisms. Inflation showed a negative and statistically significant relationship in static models, but no significance in the dynamic model. Central bank independence did not demonstrate robust significance in either model, reinforcing that its influence manifests itself more directly in monetary policy conduct than in balance sheet structure. Overall, the study contributes to the literature by providing a comprehensive view of the macroeconomic variables that determine the size of central bank balance sheets. Understanding the factors that influence these balance sheets is essential for guiding monetary policy decisions and assessing the effectiveness of central banks. In this way, policymakers can better anticipate shocks, calibrate normalization strategies, and strengthen the coordination between fiscal and monetary policies. In summary, rather than defining an optimal size, the main concern is to ensure that the balance sheet remains consistent with the institutional role of central banks as monetary authorities.

Keywords: Central Banks. Balance Sheet. Macroeconomic Variables. Financial Independence. Monetary Policy.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Quadro Resumo de hipóteses de pesquisa.....	31
Tabela 2 - Análise descritiva dos dados winsorizados	34
Tabela 3 - OLS pooled.....	36
Tabela 4 - OLS pooled — Efeitos Fixos - Lag Variável Dependente: ΔCB	38
Tabela 5 - System GMM – Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP como exógena	41
Tabela 6 - OLS pooled — Efeitos Fixos de país-+Driscoll-Kraay.....	42
Tabela 7 - Difference GMM – CPI e ER endógenas e GDP exógena.....	44
Tabela 8 - OLS pooled — Efeitos Fixos +Driscoll-Kraay, controle de Crise Financeira.....	45
Tabela 9 - GMM Em diferença (two steps) – controle de crise	46
Tabela 10 - Principais achados – Modelo Estático.....	Erro! Indicador não definido.
Tabela 11 - Principais achados – Modelo Dinâmico	Erro! Indicador não definido.

ÍNDICE ANALÍTICO

1. INTRODUÇÃO	12
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	14
2.1. Política Monetária e o impacto nas demonstrações dos bancos centrais.....	14
2.2. Desenvolvimento das hipóteses de pesquisa.....	18
2.2.1. Relação do tamanho do Banco Central e inflação.....	18
2.2.2. Relação do tamanho do banco Central e taxa de Câmbio.....	21
2.2.3. Relação do tamanho do Banco Central e investimento (PIB).....	22
2.2.4. Relação do tamanho do Banco Central e independência.....	25
3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	28
3.1. Modelos.....	28
3.2. Técnicas de Estimação.....	31
3.3. Dados.....	33
4. ANÁLISE DE RESULTADOS.....	33
4.1. Análise descritiva dos dados.....	34
4.2. Resultados empíricos.....	35
4.3. Principais Resultados.....	42
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	47
REFERENCIAS.....	50
APÊNDICE A – BASE DE DADOS.....	54
APÊNDICE B – Tabelas de Regressões adicionais – Testes de Robustez	55
APÊNDICE C – Códigos de programação em R das regressões realizadas.....	61

1. INTRODUÇÃO

Os bancos centrais desempenham papel fundamental na gestão das economias, atuando na execução da política monetária e cambial, no controle da inflação, na administração das reservas internacionais e na supervisão do sistema financeiro. O tamanho de seus balanços patrimoniais reflete não apenas as operações cotidianas, mas também as respostas a crises econômicas, que frequentemente exigem medidas extraordinárias. Apesar dessa relevância, ainda são insuficientemente compreendidos os fatores macroeconômicos que podem influenciar o tamanho e a composição dos balanços dessas instituições — tema que merece ser aprofundado, dada sua importância para a estabilidade e o desempenho econômico.

Com o aumento da frequência e intensidade de crises globais, como a crise financeira de 2008 e a crise pandemia da COVID-19, os bancos centrais enfrentaram desafios sem precedentes na execução de suas funções. Medidas como a compra de ativos financeiros e a injeção de liquidez no sistema foram fundamentais para evitar o colapso econômico, mas também resultaram em mudanças significativas na estrutura e na dimensão de seus balanços. Compreender como variáveis macroeconômicas influenciam esse tamanho patrimonial é essencial para avaliar a eficácia das respostas dos bancos centrais, sua sustentabilidade financeira e sua capacidade de atuar em períodos de instabilidade.

Assim, o tamanho e a composição do balanço de um banco central têm influência direta na condução da política monetária, na estabilidade financeira e na confiança dos agentes econômicos, uma vez que são um retrato da atuação dos bancos centrais no sistema financeiro. No entanto, a literatura ainda carece de consenso na exploração do efeito contrário, ou seja, como e quais fatores macroeconômicos podem determinar a variação desses balanços, especialmente em contextos de elevada volatilidade cambial e inflacionária.

Estudos anteriores indicam que choques de inflação, variações no produto interno bruto e mudanças nas taxas de câmbio podem afetar o comportamento dos bancos centrais, levando-os a ajustar suas posições em ativos e passivos (Filardo & Grenville, 2011; Dedola et al., 2021). Contudo, a magnitude e a direção desses efeitos permanecem pouco exploradas em análises comparativas amplas. O presente estudo diferencia-se ao preencher essa lacuna, ao realizar uma investigação abrangente sobre múltiplas variáveis macroeconômicas, em vez de se concentrar exclusivamente em um único fator.

O objetivo deste artigo é analisar os determinantes do tamanho dos balanços patrimoniais de 150 bancos centrais, no período de 2008 a 2023, com ênfase nos efeitos da

inflação, do crescimento econômico, da taxa de câmbio e do grau de independência institucional. O estudo busca contribuir para a literatura ao avaliar simultaneamente fatores reais, nominais e institucionais que moldam a dinâmica patrimonial dessas instituições.

A identificação dos determinantes do tamanho dos balanços dos bancos centrais é relevante porque esse representa um canal fundamental de transmissão da política monetária e um reflexo da postura das autoridades diante de choques econômicos. Um balanço expandido reflete políticas monetárias mais acomodatórias, geralmente associadas ao estímulo do crédito, especialmente em períodos de recessão e instabilidade financeira (Bailey et al., 2020; Dedola et al., 2021). Da mesma forma, balanços persistentemente elevados podem gerar riscos de rentabilidade, pressões fiscais e distorções nos preços de ativos, afetando a credibilidade e a independência das instituições monetárias (Ivanović, 2014; Blancheton, 2016).

Compreender os fatores que impulsionam a expansão ou contração desses balanços permite avaliar como as autoridades monetárias reagem a variações de inflação, atividade e taxa de câmbio, além de oferecer subsídios para o desenho de políticas mais eficazes, equilibrando o controle da inflação, a estabilidade financeira e o crescimento econômico. Nesse sentido, os resultados do estudo têm implicações diretas para a formulação de estratégias de política monetária, para a gestão de riscos fiscais e para o fortalecimento da independência e da transparência dos bancos centrais, elementos essenciais à estabilidade macroeconômica e ao bem-estar da sociedade.

O trabalho contribui para a academia, oferecendo evidências empíricas com base em modelos estáticos e dinâmicos sobre o comportamento dos balanços em resposta a diferentes condições macroeconômicas. A abordagem dinâmica permite identificar não apenas os efeitos contemporâneos, mas também os impactos das variáveis defasadas analisadas, oferecendo uma visão mais completa da interação entre política monetária, independência institucional e estrutura patrimonial.

Os resultados obtidos contribuem também para o entendimento das decisões de política monetária em períodos de crise e estabilidade, ao demonstrar como os bancos centrais ajustam o tamanho de seus balanços diante de pressões inflacionárias, variações cambiais e oscilações de preço. Além disso, fornecem subsídios para o debate sobre a independência financeira e operacional dessas instituições, tema central no desenho das políticas monetárias contemporâneas.

Portanto, a relevância do tema transcende o âmbito acadêmico, pois a expansão dos balanços dos bancos centrais levanta questionamentos sobre sua sustentabilidade, transparência e potenciais impactos. Compreender os determinantes dessa expansão é fundamental para avaliar a eficácia e os limites das políticas monetárias, bem como para orientar futuras decisões institucionais.

O artigo está estruturado da seguinte forma: a Seção 2 apresenta a revisão da literatura sobre balanços de bancos centrais e variáveis macroeconômicas associadas; a Seção 3 descreve os dados e a metodologia utilizada; a Seção 4 discute os resultados empíricos, aprofundando-se na definição do modelo de regressão mais adequado e nos principais achados; e a Seção 5 apresenta as conclusões e implicações de política econômica.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico inicia a abordagem com as principais práticas de bancos centrais como autoridade executora da política monetária de um país, para poder aprofundar na análise da composição dos balanços patrimoniais e posteriormente analisar, identificar e relacionar variáveis que estão impactando na expansão dessas demonstrações.

2.1. Política monetária e o impacto nas demonstrações dos Bancos Centrais

A responsabilidade na condução dos juros e câmbio são as atribuições dos bancos centrais que mais se manifestam em sua estrutura patrimonial e em seus resultados, uma vez que é por meio da política monetária, seu objetivo fundamental, que se assegura a manutenção da inflação e o seu controle.

O tamanho do balanço financeiro dos bancos centrais, segundo Kozicki, Santor e Suchanek (2010), está diretamente relacionado à implementação da política monetária, que dependem das taxas de juros, da inflação e de taxa de câmbio.

No escopo desta pesquisa, tamanho do balanço patrimonial de um banco central é definido como o total de ativos registrados em seu balanço contábil, valor que, por identidade, equivale ao total de passivos. Essa medida representa a dimensão financeira e operacional da instituição e reflete a escala das suas intervenções de política monetária e cambial (Pattipeilohy, 2016; Filardo & Grenville, 2011).

De toda forma, os bancos centrais modernos têm como função primordial a manutenção da estabilidade financeira e monetária. Apesar de não haver na literatura uma definição

inequívoca e universal de estabilidade financeira, a estabilidade monetária pode ser definida como a estabilidade no nível geral de preços ou como ausência de inflação ou deflação (Oosterloo, 2004).

De toda forma, existe uma ligação explícita de causalidade entre estabilidade financeira e estabilidade monetária. Por exemplo: quando ocorre uma instabilidade financeira, a confiança e a segurança no sistema financeiro se rompem e geralmente ocorre uma corrida para obter liquidez. Isso faz com que o crédito bancário e a oferta de moeda comecem a se contrair, gerando instabilidade monetária (Oosterloo, 2004).

Portanto, em virtude do objetivo dominante de estabilizar os preços, são diversas as operações exercidas pelos bancos centrais, das mais simples às mais complexas, realizadas para aumentar ou reduzir a liquidez e de controlar as taxas de juros do sistema financeiro, em busca do cumprimento da meta de inflação (Bailey et al., 2020; Ivanovič, 2014)

Oosterloo e Haan (2004) elaboraram um estudo para melhor compreender quais as funções de estabilidade financeira foram delegadas aos bancos centrais e como elas são executadas e se existem medidas de responsabilização. Observaram que quase todos os bancos centrais indicaram que seu principal instrumento reativo é a capacidade de se utilizar do seu balanço para fornecer liquidez de curto prazo ao sistema financeiro, geralmente por meio de empréstimos e por flexibilização temporária da política monetária. Entretanto, apontaram também que existe uma heterogeneidade considerável na maneira como executam essa função de estabilidade financeira.

A essência das operações de política monetária é simples: suprir liquidez ao mercado financeiro quando há evidências de falta de liquidez ou expectativas de escassez de liquidez e absorver liquidez, na situação oposta. As operações de políticas monetárias podem ser categorizadas como medidas convencionais e não convencionais, sendo que entre as convencionais, destacam-se (Bailey et al., 2020):

- a) **Operações de mercado aberto “*open market operations*”** – é a forma mais predominante do exercício de política monetária. Consiste na compra e venda direta de títulos públicos no mercado aberto, com a finalidade de regular a quantidade de dinheiro em circulação e controlar a taxa de juros. A absorção de liquidez se dá pela venda definitiva de títulos e a criação de liquidez ocorre com a compra definitiva de ativos financeiros elegíveis, geralmente títulos públicos. O movimento de venda de títulos acaba por contrair tanto o ativo

quanto o passivo da instituição enquanto a aquisição de títulos expande simultaneamente seu ativo e seu passivo.

- b) **Operações compromissadas, “repos” ou “repurchase agreements”** – as operações compromissadas são operações de empréstimos realizadas mediante a cessão temporária ao credor de uma garantia, um ativo colateral, que geralmente é um título público nas quais as partes se comprometem a recomprar e revender esse ativo colateral em uma data futura. Por meio dessa operação a liquidez é absorvida quando vende o título financeiro ao mercado com compromisso de recompra e criada quando a instituição financeira vende ao ativos financeiros com garantia de recompra.
- c) **Redesconto “borrowing/standing facility”** – é uma linha de crédito imediato e de assistência à liquidez às instituições financeiras, seus prazos tradicionalmente são curtos e possuem uma taxa de juros mais alta que a taxa básica do mercado, justamente para desincentivar o uso recorrente pelas instituições financeiras.
- d) **Depósitos voluntários e compulsórios** – é uma oferta ou imposição que o banco central estabelece às instituições financeiras para manter valores em uma conta remunerada em sua posse. É como se estivesse tomando emprestado os depósitos e remunerando a uma taxa determinada.

Em uma economia em expansão que tende a demandar cada vez mais por empréstimos ou em uma economia minimamente estabilizada financeira e monetariamente, os métodos convencionais podem manter com facilidade o sistema bancário, administrando a liquidez, sem necessidade de criação ou absorção de liquidez. Entretanto, em um cenário de choque e/ou crise financeira os bancos centrais passam a demandar excessivamente dos métodos tradicionais para tentar estabilizar a economia, razão pela qual essas ferramentas tradicionais podem não ser suficientes. Nesses cenários de crise os bancos são obrigados a adotar método não convencionais de política monetária, dos quais destacam-se (Kozicki et al., 2010):

- a) **Linhas de créditos emergenciais “liquid facilities”** – consiste na oferta excepcional de empréstimos de longos prazos e baixa taxa de juros, com a finalidade de manutenção da liquidez e solidez das instituições financeiras.
- b) **Afrouxamento quantitativo “quantitative easing- QE”** – consiste na compra de ativos financeiros públicos e privados, geralmente em larga escala com objetivo de injetar liquidez diretamente na economia.

c) **Afrouxamento de crédito “*credit easing*”** – semelhante ao QE, entretanto está direcionado à compra de ativos privados para aprimorar o crédito em setores específicos da economia.

Cabe ressaltar também que nos períodos de crise e pós-crise financeiras, os bancos centrais têm que assumir papel de emprestador de última instância. As corridas por créditos bancários e a necessidade de injeção de liquidez podem esbarrar em escassez de colaterais, uma vez que as instituições financeiras podem já ter utilizado todo seu estoque de títulos dados em garantia. Nesse cenário de crise total é que as medidas não convencionais passam a tomar lugar de destaque (Oosterloo, 2004; Ivanović, 2014).

Em um período de crise geralmente fica difícil distinguir a iliquidez da insolvência dos bancos comerciais e demais players do sistema financeiro, razão pela qual as intervenções dos bancos centrais como credor de última instância envolvem, em sua maioria, empréstimos de alto risco, o que pode eventualmente impor enormes riscos e custos ao contribuinte (Oosterloo, 2004).

É claro que em tempos de crise financeira existe a necessidade de medidas extraordinárias e essas tendem a aumentar os balanços de bancos centrais. Entretanto, quanto maior o balanço, mais suscetível a riscos financeiros, principalmente quando seu ativo passa a ser composto por ativos privados e outros instrumentos financeiros que não sejam títulos públicos (Ivanović, 2014).

Nesse contexto, é essencial compreender o que caracteriza um balanço de banco central robusto e sólido, caracterizado quando o banco central dispõe de capital e reservas suficientes para absorver os riscos decorrentes de suas operações, mantendo autonomia em relação às autoridades fiscais e assegurando o alcance de seus objetivos institucionais — em especial a estabilidade de preços e cambial. A robustez/solidez do balanço, portanto, depende da capacidade de o banco central sustentar tais objetivos mesmo diante de choques adversos, o que requer mecanismos de recomposição de capital e reservas adequadas que garantam a continuidade e a credibilidade da política monetária (Ivanović, 2014)

Miles e Schanz (2014) exploraram os impactos em uma economia de um banco central alterando o tamanho e a composição de seu balanço, em particular, como as compras de ativos podem influenciar preços e demanda por meio dos efeitos de equilíbrio de portfólio. No estudo, os bancos centrais (FED, Banco da Inglaterra e Banco do Japão) expandiram maciçamente seus balanços em tentativa de estimular a demanda após a crise de 2008 e há uma grande quantidade de evidências empíricas de que tais compras tiveram impacto positivo nos preços e demandas

dos ativos, por meio do equilíbrio do portfólio. Os resultados indicaram, entretanto, um fraco ou ausente impacto das compras de ativos no equilíbrio do portfólio, possivelmente em virtude das diferenças na condução das políticas fiscais e do fato de que os mercados financeiros estavam em estados desfuncionais e não balanceados, mas não implica que as políticas foram ineficientes.

De toda forma, operações custosas de política monetária tendem a ser inevitáveis, embora sob condições econômicas normais, seja mais prudente aos bancos centrais serem avessos a esses riscos financeiros e manter seus balanços mais enxutos. Mas não é o que a academia vem observando. Pelo contrário, são diversos os estudos que apontam um crescimento dos balanços de bancos centrais, principalmente após o período da crise financeira de 2008 (Migiakis e Malliaropulos, 2023; Blancheton, 2015; Arnone e Romelli, 2013; Ivanoviĭ, 2014; Dedola et al., 2021). E, em virtude desse contrassenso, se faz necessário investigar quais as razões que estão impactando a dimensão dos seus balanços.

2.2. Desenvolvimento das Hipóteses de Pesquisa

Com base em estudos acadêmicos anteriores sobre a temática, indicamos nos tópicos seguintes as variáveis que determinam a evolução do tamanho dos balanços de bancos centrais.

2.2.1. Relação entre o Tamanho dos Bancos Centrais e a Inflação

O principal objetivo da política monetária é a estabilidade dos preços, ou seja, evitar que eles subam ou caiam de forma exagerada. Quando a inflação está alta, isso geralmente indica que essa política não está funcionando como deveria. No entanto, de forma um pouco contraditória, a inflação elevada também pode aumentar a receita dos bancos centrais por meio de um ganho chamado renda de senhoriagem, que ocorre quando eles emitem dinheiro. Isso pode fazer com que o banco central, em certos casos, tolere uma inflação mais alta para compensar perdas ou resultados negativos anteriores. Assim, se as finanças do banco central estiverem enfraquecidas, isso pode acabar influenciando diretamente o nível da inflação (Pereira et al., 2013).

Pereira, Ralston e Wickramanayake (2013) examinaram a relação empírica entre a solidez financeira de um banco central e a inflação, usando um conjunto de dados de painel desbalanceado para uma amostra de países avançados e emergentes selecionados, constatando relação negativa e estatisticamente significativa entre as variáveis.

Por longo período, a força financeira dos bancos centrais não era uma questão fundamental, uma vez que era considerada irrelevante e insignificante devido a várias razões, principalmente por serem financiados pelo governo, o que acabou por afetar sua eficácia no exercício da política monetária. Ademais, apesar de existirem evidências de estudos de caso que indiquem que as fracas finanças dos bancos centrais afetam negativamente a implantação de políticas monetárias, a relação entre a solidez financeira e os resultados das políticas monetárias ainda não é clara e está sujeita a controvérsias (Blancheton, 2016; Ivanoviĭ, 2014; Pereira et al., 2013).

Ao contrário do que se pensava antigamente, de que não há necessidade de solidez financeira aos bancos centrais, em virtude da sua capacidade ilimitada e sem custos de criar moeda fiduciária doméstica ou da sua ausência de riscos de insolvência, por ter o Tesouro como seu garantidor, os bancos precisam de níveis suficientes de liquidez. A criação de moeda ilimitadamente pode gerar um excesso de liquidez, que causará uma série de problemas macroeconômicos, superaquecendo a economia e causando pressões inflacionárias, o que vai na contramão do seu principal objetivo: estabilidade do poder de compra da moeda o principal (Blancheton, 2016; Ivanoviĭ, 2014).

A solidez financeira de um banco central é um elemento difícil de ser medido, especialmente por um único indicador, uma vez que depende da estrutura de ativos adotada, do custo de prestação de serviços monetários e dos eventos macroeconômicos que influenciam seus lucros operacionais. Tradicionalmente, suas finanças têm sido discutidas com base na sua estrutura de capital (Pereira et al., 2013).

A relação robusta entre a solidez financeira de um banco central e os resultados macroeconômicos, em particular a inflação, é uma discussão que merece atenção e que requer um exame mais detalhado.

Um banco central financeiramente fraco enfrentará dificuldades na implementação de um equilíbrio de baixa inflação por meio de uma política econômica eficaz. Restrições financeiras têm o potencial de reduzir a agressividade das políticas antinflacionárias e de prejudicar a independência financeira do banco, causando maior risco de interferência na política monetária. (Ivanoviĭ, 2014; Pereira et al., 2013).

Estudos já demonstraram que a inflação média é maior em países com bancos centrais financeiramente fracos. Em particular, a inflação média desses países financeiramente fracos é

mais que o dobro em comparação com a inflação média em países financeiramente fortes (Pereira et al., 2013).

Pereira et al. (2013) chegou a várias conclusões em seu estudo: a) tanto a inflação média quando a volatilidade das inflações é menor para países mais avançados em comparação a países emergentes; b) a inflação média é menor em países de banco com alto índice de independência; c) a inflação média é menor para países que adotam taxas de câmbio flexíveis, mas a volatilidade da inflação é menor nos países com taxa de câmbio não flexíveis; d) correlação negativa entre a renda per capita e a inflação; e, principalmente, pode observar a e) correlação significativamente negativa entre a solidez financeira de um banco central e a inflação.

Reynard (2023) se dedicou ao estudo das diferentes trajetórias da inflação após expansões fortes de balanços financeiros de bancos centrais em respostas a crises econômicas, identificando que a inflação permaneceu baixa após a flexibilização quantitativa nos EUA após a crise financeira global, mas aumentou substancial e persistentemente após a pandemia do Covid-19.

Isto posto, apesar do tamanho dos balanços patrimoniais de bancos centrais não implicarem necessariamente em uma maior inflação e sim em uma maior capacidade de resposta a choques econômicos, verifica-se nos estudos acadêmicos referenciados, a existência de evidências empíricas que indicam a relação negativa e estatisticamente significativa entre o tamanho dos balanços de bancos centrais e a inflação. Portanto, espera-se que para um país ter menos inflação seja necessário um banco central mais robusto para conseguir conter os reflexos dessa inflação. Para analisar essa linha de pesquisa, foi proposta a seguinte hipótese a ser testada empiricamente:

H1: A variação do tamanho do balanço patrimonial dos bancos centrais tem relação negativa com a variação da inflação.

2.2.2. Relação entre o Tamanho dos Bancos Centrais e a Taxa de Câmbio

Conforme mencionado, os bancos centrais têm se envolvido em ampla gama de medidas não convencionais de política monetária, como medida adicional para controle da estabilidade financeira, o que vem resultando expansões significativas em seus balanços (Dedola et al., 2021; Filardo & Grenville, 2011; Gallacher, Granados, & Mann, 2024; Ivanovi'c, 2014).

A título de exemplificação, em março de 2012, o tamanho do balanço patrimonial do Banco Central Europeu (BCE) era semelhante ao do Federal Reserve Bank (FED). Entre março de 2012 e 2015, o FED embarcou no seu programa de compras de ativos, que expandiu seu balanço patrimonial a quase o dobro em relação ao BCE. Em 2014 o BCE também lançou um programa abrangente de compras de ativos públicos e privados, que retomou o tamanho do seu balanço patrimonial próximo ao do FED até 2017 (Dedola et al., 2021; Ivanović, 2014; Pattipeilohy, 2016).

Percebe-se, portanto, que, desde a crise financeira de 2008, o interesse nos efeitos dessas políticas econômicas não convencionais não desapareceu, com vários formuladores de políticas monetárias argumentando que, em virtude da baixa taxa de juros natural, essas medidas permanecem um componente importante medida de política. Sendo assim, aprofundar a compreensão do funcionamento dessas medidas é uma questão central na política monetária (Dedola et al., 2021; Ivanović, 2014; Pattipeilohy, 2016).

A taxa de câmbio tem ocupado lugar de destaque em debates acadêmicos e políticos sobre a eficácia e canais de transmissão dessas medidas. O tamanho do balanço dos bancos centrais e, portanto, a oferta de base monetária pode afetar o valor internacional de uma moeda é um tópico consagrado na macroeconomia de países com economia aberta (Dedola et al., 2021; Ivanović, 2014; Pattipeilohy, 2016).

De fato, as expansões no balanço patrimonial dos bancos centrais após medidas não convencionais de compras de ativos tendem a ser associadas a depreciações na moeda correspondente. Essas correlações são silenciosas sobre a causalidade e não podem ser confiáveis para avaliar a eficácia ou os canais de transmissão das medidas e é por isso que surge o interesse em avaliar esses efeitos na política monetária, inclusive sobre a taxa de câmbio (Dedola et al., 2021; Ivanović, 2014; Pattipeilohy, 2016).

Dedola, Georgiadis, Grab e Mehl (2021) em suas descobertas sugerem que as medidas não convencionais de política monetária têm efeitos grandes e persistentes na taxa de câmbio. Especificamente sobre as políticas expansionistas do BCE e do FED a amostra resultou em um aumento no balanço patrimonial relativo de cerca de 20% nos próximos nove meses e, por sua vez, em uma depreciação persistente da taxa de câmbio de cerca de 7%. O artigo difere da literatura existente por considerar o fato de que a taxa de câmbio é um preço relativo e que, portanto, parece preferível considerar os efeitos das medidas pela relação entre os dois bancos,

BCE e FED, para mitigar os riscos de viés, diferentemente dos estudos anteriores que consideraram os efeitos específicos em cada um dos bancos e seus países.

Gallacher, Granados e Mann (2024) analisaram a vinculação entre as variações nominais da taxa de câmbio com o balanço dos bancos centrais, em particular entre os passivos internos remunerados (Remunerated Domestic Liabilities - RDL), por meio de uma estimativa com modelo value at risk (VaR). O estudo parte da premissa de que o aumento na oferta monetária doméstica, com todos os outros fatores constantes, é geralmente associado a uma depreciação da moeda. Entretanto, alguns bancos centrais emitem dívida ao mesmo tempo, nomeados de passivos internos remunerados que compensam parte do aumento da base monetária. Neste contexto o estudo demonstra a interação entre esses passivos e a taxa de câmbio à vista observada e sugere ser fundamental para compreender as flutuações das taxas de câmbio.

Isto posto, se faz necessário investigar a relação entre a variação do tamanho do balanço dos bancos centrais e a variação da taxa de câmbio dos países. Conforme os estudos anteriores indicados, espera-se identificar uma relação positiva entre essas variações, uma vez que períodos de depreciação cambial tendem a exigir maior intervenção e acúmulo de reservas internacionais por parte dos bancos centrais, resultando em expansões patrimoniais. Assim, formula-se a seguinte hipótese de pesquisa (Dedola et al., 2021; Ivanović, 2014; Pattipeilohy, 2016):

H2: A variação do tamanho do balanço patrimonial dos bancos centrais está positivamente associada com a variação das taxas de câmbio.

2.2.3. Relação entre o Tamanho dos Bancos Centrais e Atividade Econômica (PIB)

Episódios de estresse agudos no setor financeiro podem levar a resultados economicamente devastadores, geralmente associados a crise de liquidez do mercado, onde os investidores tentam vender ativos financeiros para levantar dinheiro de emergência, mas não conseguem encontrar compradores dispostos (Cimon et al., 2024).

Como exemplo desses episódios, destacam-se a crise financeira de 2008 e a crise pelo Covid-19, em 2019. E em resposta aos dois eventos pode se observar a intervenção de bancos centrais com medidas que incluíam programas de compra de ativos, principalmente para títulos de renda fixa. Em particular a crise do Covid-19 que foi historicamente grandiosa em escala e escopo, ou seja, uma crise impactante que abrangeu o mundo praticamente todo e que demandou respostas do banco central (Bayley et. al., 2020).

O programa de compra de ativos por bancos centrais pode se tornar necessário para lidar com os atritos causados pela estrutura dos mercados em um cenário de crise, em virtude do seu papel de fornecimento de liquidez e prestador de última instância. A questão chave é identificar o que seria um programa de compras ideal (Bayley et. al., 2020; Dedola et. al, 2021).

Cimon e Walton (2024) desenvolveram estudo modelando como as compras de ativos pelo banco central aliviam as restrições do mercado e evitam que as negociações se tornem unilateral, melhorando a eficiência dos preços e reduzindo as posições de risco dos negociadores. O estudo comprova que as compras de ativos aliviam as restrições dos negociadores, que podem vender os ativos recebidos e investir mais, sendo, portanto, ferramenta essencial para manutenção dos mercados funcionais.

Em seu estudo, Cimon e Walton (2024) demonstraram a diferença da intervenção do banco central em 3 cenários principais: intervenção na forma de empréstimo, na forma de compra de ativos ao seu valor justo e na forma de compra de ativos desvalorizados. A compra de ativos a valor justo maximiza a competitividade dos negociadores no mercado, entretanto, tem um maior impacto no tamanho do balanço e no risco trazido para si. O empréstimo tem um custo e um prêmio de risco menor para os bancos centrais, que deve ser suportado pelo tomador do empréstimo. Ademais, no empréstimo, se o tomador estiver limitado pela alavancagem, a intervenção pode se tornar ineficaz em comparação a compra de ativos. E o meio termo seria a compra de ativos desvalorizados, em que os encargos e riscos estão sendo assumidos por ambas as partes.

Além de aliviar as restrições do mercado, pouco se sabe a respeito do efeito dessas compras nos investimentos que esses títulos sustentam. Apesar de a grande maioria dos programas de compras de ativos estarem direcionados a títulos públicos (títulos do governo), também existe a possibilidade de estarem atrelados a títulos privados como ações, títulos comerciais e até mesmo instrumentos securitizados como tranches e empréstimos imobiliários. A compra desses ativos privados pode encorajar os investimentos das empresas em ativos produtivos (Michael, 2020; Dedola et. al., 2021; Pattipeilohy, 2016).

Michael (2020) em seu estudo se dedicou a investigar o efeito da política monetária não convencional, especificamente as compras de ativos privados no crescimento do investimento, especificamente, o Produto Interno Bruto (PIB), quando os bancos centrais assumem seu papel de financiadores de última instância. No papel de financiador, oferece liquidez quando ninguém mais o fará, sendo esse apoio financeiro vital para mercado.

As compras de títulos privados têm um contexto especial. Os bancos centrais podem receber dívida comercial, ações, títulos lastreados em dívida e outros derivativos como garantias de empréstimos feitos a contrapartes (geralmente bancos). Dessa forma, o banco “compra” os ativos nesta transação, na medida em que dá o dinheiro em troca de direitos de propriedade sobre os ativos. E também podem comprar diretamente os títulos do setor privado para liberar dinheiro na economia, como parte do seu papel financiados. De toda forma, as compras de títulos privados impulsionam as decisões de investimentos uma vez que reduzem o cenário de incertezas do investimento e tendem a sustentar os valores dos ativos (Michael, 2020; Pattipeilohy, 2016).

Olhando para o cenário de compra de títulos pelo programa do FED no mercado americano, pôde-se observar que as compras em larga escala de títulos de longo prazo (dez anos) fizeram com que seus preços aumentassem em 3%. Tal efeito afetaria de forma semelhante à procura de investimentos, mostrando que as compras podem incentivar mais demanda (Michael, 2020).

Entretanto, cabe ressaltar que a política monetária funciona por meio de diversos canais, que acabam por refletir efeitos indiretos sobre a forma como as compras de títulos do setor privado tem sobre o PIB. De toda forma, entende-se que as compras tendem a aumentar o nível de atividade econômica na economia real (Michael, 2020; Dedola et al., 2021).

A relação entre o tamanho do balanço patrimonial dos bancos centrais e a atividade econômica, representado pelo produto interno bruto (PIB) de um país também é uma relação que será explorada. Com base nos estudos acadêmicos apontados anteriormente, espera-se a necessidade de um banco central mais robusto para poder estabilizar a política monetária a medida para um país com maior PIB. Ou seja, se existe um país com maior nível de atividade econômica, maior a necessidade de um banco central mais robustos, portanto, uma relação positiva entre essas variáveis (Dedola et al., 2021; Ivanović, 2014).

Cabe ressaltar que a análise deste trabalho não está direcionada para comparação entre o tamanho dos PIBs de cada país e seu impacto no tamanho dos balanços dos bancos centrais. A ideia é verificar como a variação de um PIB de um país pode impactar a na variação do tamanho de um banco central em seu país. Dessa forma, uma das possibilidades para melhorar a comparabilidade das informações é trabalhar com os dados de PIB per capita, ou seja, ponderado pelo tamanho da população do país. Uma vez feita essa ponderação, países mais populosos poderão ser comparados com países menos populosos na medida de suas grandezas.

Nesse contexto, os estudos anteriores sugerem uma relação negativa entre a variação do PIB per capita e a variação do tamanho dos balanços de bancos centrais, uma vez que períodos de desaceleração econômica, refletidos por reduções no PIB per capita, tendem a levar os bancos centrais a expandirem seus balanços patrimoniais como forma de estímulo à atividade econômica. Desta forma, propõe-se a seguinte hipótese de pesquisa:

H3: A variação do tamanho do balanço patrimonial dos bancos centrais está negativamente associada com a variação do PIB per capita.

2.2.4. Relação entre o Tamanho dos Bancos Centrais e sua Independência

A independência dos bancos centrais, característica de quase todos os países desenvolvidos e altamente industrializados, além de ser apoiada pela maioria dos países (Ivanovic, 2014) é um tópico que também ganha força na literatura e se tornou um dos principais conceitos na teoria e prática da política monetária.

Pereira et al. (2013) ressalta que os resultados obtidos em seu estudo sugerem que o nível de desenvolvimento econômico e níveis mais altos de independência de banco central continuam sendo determinantes importantes da inflação. Constatou também que o balanço fraco tem potencial de prejudicar o relacionamento entre a autoridade monetária e o governo, impactando particularmente a independência financeira da instituição.

A crescente atenção em relação à independência financeira dos bancos centrais se deve aos efeitos da crise financeira global e aos desafios relacionados à obtenção dos seus objetivos básicos: estabilidade financeira e estabilidade dos preços. Nesse contexto, o papel do balanço financeiro na implementação de operações monetárias não padronizadas ocupa destaque no fornecimento de condições para superar a crise e criar condições para uma recuperação mais rápida (Ivanovic, 2014; Bailey et al., 2020).

A independência financeira, ou sua solidez financeira, significa a capacidade do banco central de atingir suas metas com seus próprios recursos, tomando decisões de forma independente e tendo poder de escolha sobre quais medidas serão aplicadas e quais instrumentos serão utilizados. Ser independente financeiramente representa uma base fundamental para sua credibilidade. A credibilidade, por sua vez, está associada à sua capacidade de realizar tarefas sem assistência financeira externa e ser capaz de suportar e absorver perdas potenciais em cenários de crise (Ivanovic, 2014; Arnone et al., 2013).

Apesar de ser frequentemente enfatizado que as formas mais comuns de se medir a independência do banco central está na análise da legislação que o institui, pode ser que o que está definido legislação não se converta na realidade, ou seja, a prática pode diferir do que consta dos normativos legais, especialmente em países em desenvolvimento. A independência de fato não depende apenas do seu status legal, mas de muitos arranjos institucionais - como a capacidade de implementar operações de mercado aberto, implementar metodologias de metas de inflação, gestão da taxa de câmbio e várias medidas de estabilização dos preços (Arnone et al., 2013; Cukierman et al., 2002).

A composição do balanço dos bancos centrais determina, em grande parte, o seu perfil de risco. A suposição geral (em termos de estabilidade econômica e crescimento) é que os bancos centrais tradicionalmente têm fontes de rendas extensas e seguras, adquiridas principalmente por meio de excedentes de fundos garantidos por seu monopólio de emissão de moedas (conhecida por senhoriagem). Esse fato explica o porquê de estarem frequentemente sob pressão política ou do governo e porque sua independência é criticada (Ivanovic, 2014; Blancheton, 2016).

Os balanços dos bancos centrais desempenham um papel importante no fornecimento de estabilidade monetária e financeira. Pelos balanços é possível explicar diversos canais de transmissão da política monetária. Por exemplo: a compra de ativos domésticos afetará diretamente seus preços e, portanto, os spreads de crédito e as taxas de juros; um aumento no passivo monetário terá implicações para a liquidez do setor bancário no curto prazo e isso pode prejudicar a estabilidade dos preços no médio prazo. Levando em conta esses canais de transmissão, fica claro que grandes expansões dos balanços dos bancos centrais têm implicações na economia (Bailey et al., 2020; Filardo & Grenville, 2011; Dedola et al., 2021).

Durante as crises financeiras, o acúmulo considerável do lado dos ativos dos balanços dos bancos centrais também exigiu saldo comparável no lado do passivo, ou seja, aumento do passivo doméstico. Isso significa o aumento dos passivos com bancos domésticos e outras instituições financeiras. As compras de ativos não convencionais em grande escala, primeiramente de curto prazo e progressivamente de longo prazo fez com que o tamanho agregado dos balanços dos bancos centrais nas economias avançadas chegasse ao patamar de 8 trilhões de dólares americanos, o que equivale a mais de 20% do PIB desses países (Bailey et al., 2020; Pattiyeilohy, 2016).

Nesse cenário de expansão dos balanços dos bancos centrais fica a indagação: como avaliar o impacto do aumento do risco financeiro decorrente de medidas tomadas durante a crise? Os ativos financeiros comprados transferem o risco do setor privado para o público (para o se balanço). Os bancos centrais podem até ser capazes de honrar essas perdas, mas certamente podem causar danos à reputação e credibilidade da entidade (Ivanovic, 2014; Bailey et al., 2020; Filardo et. at, 2011).

O lado do passivo também apresenta características peculiar. Os bancos centrais têm como objetivo principal a política monetária e não a geração de lucros. Entretanto, quanto mais capital possui, melhor sua capacidade de conduzir políticas monetárias independentemente das autoridades fiscais. A falta de capital significa que sua solidez financeira não fornece condições suficientes para atingir seus objetivos e necessita do apoio das autoridades fiscais (Ivanovic, 2014).

A determinação da solidez financeira de um banco central requer análise detalhada do ambiente econômico, do balanço financeiro, dos seus padrões contábeis e do seu status institucional em relação ao governo (Ivanovic, 2014; Pereira et. at., 2013).

Arnone e Romelli (2013) analisam os diversos estudos realizados na tentativa de desenvolver um índice que representasse a independência de bancos centrais e os posteriores estudos que passaram a explorar a relação entre a sua independência e variáveis macroeconômicas, como crescimento econômico e inflação. Seu estudo se dedicou justamente em aprofundar a relação da sua independência com a inflação, em uma amostra de dados até 2010.

Nesse sentido, percebe-se que a independência e solidez financeira de um banco central são fatores determinantes na sua postura perante a política monetária e interferem no desempenho de suas atividades em busca de estabilidade financeira e monetária, principalmente em momentos de crise (Ivanović, 2014; Perera et al., 2013; Blancheton, 2016).

Para analisar o grau de independência dos bancos centrais, utilizamos o índice de independência de bancos centrais (CBIE) proposto por Davide Romelli (2022) que representa um indicador mais abrangente e atualizado disponível na literatura. O índice é baseado nos índices tradicionais propostos por Cukierman, Webb e Neyapti (1992) e o Grilli, Masciandaro e Tabellini (1991) mas diferencia-se ao incorporar aspectos de independência financeira e prestação de contas, refletindo uma medida mais abrangente das condições institucionais dos bancos centrais (Romelli, 2022, 2024).

O índice varia de 0 a 1, sendo valores mais altos indicativo de maior independência dos bancos centrais (0 sendo a mínima independência e 1 sendo a máxima independência) e é obtido pela média ponderada de quatro dimensões: política, econômica, financeira e transparência nas prestações de contas (Romelli, 2022, 2024).

Conforme observado nos estudos anteriores, espera-se que os bancos centrais mais independentes tenham maior autonomia e dinâmica na condução das políticas monetárias, desencadeando na menor necessidade de manutenção de altos níveis de balanços para exercício de sua função. Espera-se, portanto, que quanto maior a independência de um banco, menor o tamanho dos seus balanços patrimoniais, ou seja, uma relação negativa entre as variáveis.

Para análise dessa relação foi proposta a seguinte hipótese de pesquisa:

H4: O tamanho do balanço patrimonial dos bancos centrais é negativamente relacionado com o seu nível de independência.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção são apresentados os dados e os procedimentos metodológicos utilizados para alcançar o objetivo de investigar empiricamente a evolução do tamanho do balanço dos bancos centrais e as hipóteses de pesquisa que procuram identificar.

3.1. Modelo

Para testar as hipóteses de pesquisas foi desenvolvido o modelo (1), com o propósito de verificar se a evolução do tamanho dos balanços dos bancos centrais da amostra ao longo do tempo é explicada por variáveis macroeconômicas (PIB, inflação, taxa de câmbio) e com a independência de bancos centrais.

$$\Delta CB_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta CB_{it-1} + \beta_2 \Delta CPI_{it} + \beta_3 \Delta ER_{it} + \beta_4 \Delta GDP_{it} + \beta_5 CBI_{it} + CF + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que:

ΔCB_{it} : variação proporcional do tamanho do balanço do central i , no período t , medido pelos ativos totais em USD (dólar americano) ponderados pelo PIB do país;

$\Delta CPI_{i,t}$: variação do índice de inflação do país i , no período t ;

$\Delta ER_{i,t}$: variação da taxa de câmbio da moeda do país i em relação ao USD, no período t ;

ΔGDP_{it} : variação proporcional do Produto Interno Bruto per capita do país i , no período t , em USD;

$CBI_{i,t}$: índice de independência de Bancos centrais do país i , no período t , que assume um valor de 0 a 1, sendo 0 o menor índice de independência de um banco central e 1 o maior grau de independência de um banco central.

CF : variável dummy, de valor 1 em período de crise financeira e 0 para os demais, sendo considerados como períodos de crise os anos de 2008 a 2010 e de 2020 a 2022.

μ_i : o efeito individual não observado (efeito fixo específico do país); e

ε_i : o erro idiossincrático – variável aleatória e representa as variáveis não consideradas para o modelo, para o banco i , no período t .

A utilização dos ativos totais dos bancos centrais como referência para a mensuração da variável ΔCB se justifica pelo fato de refletir diretamente a extensão de sua atuação como autoridade monetária no sistema financeiro (Gambacorta, Hofmann & Peersman, 2014). Os estudos também indicam que essa medida de grandeza de ativos totais deve ser ponderada pelo PIB de cada país, com a finalidade de possibilitar a comparabilidade entre os resultados com base em um denominador comum, a grandeza de cada país (Cukierman, Webb & Neyapti, 1992).

Além disso, incluir a variável dependente defasada como variável explicativa proporciona ao modelo dinâmico a possibilidade de capturar a evolução temporal das variáveis e suas interações ao longo do tempo, fornecendo estimativas mais precisas e robustas dos efeitos das políticas econômicas (Tiberto, 2025).

A variação do PIB, representada pela variável ΔGPD , representa a soma dos serviços e bens produzidos por um país e pode ser utilizado como indicador do nível de desenvolvimento econômico dos países. Ao se ponderar esse indicador com número total de sua população,

obtém-se um indicador de nível de riqueza médio, capaz de comparar países, avaliar seu crescimento econômico e seu nível de desenvolvimento - apesar de não medir distribuição de renda (Tiberto, 2025).

A variável ΔCPI (Consumer Price Index) representa a variação de preços de bens e serviços ao consumidor e é amplamente utilizada como uma proxy para se medir os níveis de inflação. A variável é expressa em percentuais e se utiliza como ano base o ano de 2010 para estimar seus valores.

Finalmente, a última variável macroeconômica do modelo, ΔER (Exchange Rate), representa a variação da taxa de câmbio dos países para o dólar, moeda base que foi utilizada para realização do estudo. Ou seja, é um indicador de conversão em que o denominador comum é o USD (Gallacher et al., 2024).

A variável CBI (Central Bank Independence Rate) indica a taxa de independência de um banco central, obtida de Romelli (2022), que varia de 0 a 1, sendo valores mais altos indicativos de maior independência. É construído a partir da codificação das leis e estatutos dos bancos centrais e considera quatro dimensões: independência política, econômica, financeira e transparência institucional (Romelli, 2022, 2024).

A variável “Crise Financeira” (CF) é uma variável dummy que irá assumir o valor de 1 quando se trata de anos de crise financeira e 0 para períodos sem crise financeira. No universo temporal analisado no trabalho, os períodos que serão considerados como crise financeira será o período de 2008-2010 (período da crise do subprime) e 2020 a 2022 (crise desencadeada pelo Covid-19).

Isto posto, conforme destacado na Seção 2, estudos anteriores analisaram a relação entre o tamanho dos bancos centrais e variáveis macroeconômicas. Foi com base nessas pesquisas prévias que foram selecionadas as variáveis macroeconômicas utilizadas neste trabalho, conforme a Tabela 1.

Tabela 1

Quadro Resumo de hipóteses de pesquisa

Hipóteses de pesquisa	Variável de interesse	Sinal Esperado	Referências
H1	$\Delta CPI_{i,t}$	-	Perera, Ralston & Wickramanayake, (2013); Arnone & Romelli, 2013; Reynard, 2023; Gallacher, Granados & Mann, 2024;
H2	$\Delta ER_{i,t}$	+	Dedola, Georgiadis, Gräb & Mehl, 2021; Gallacher, Granados & Mann, 2024;
H3	ΔGDP_{it}	-	Michael, B (2020); Cimon, Meh & Pienkowski, (2024);
H4	CBI_{it}	-	Cukierman, Webb & Neyapti, 1992; Perera, Ralston & Wickramanayake, 2013; Ivanovic, 2014; Arnone & Romelli, 2013; Romelli, 2024.

Fonte: Elaboração própria com base nos estudos analisados.

3.2. Técnicas de Estimação

Para a estimação do modelo de regressão (1), que consiste em uma regressão de dados em painel desbalanceados, são utilizados dados combinados em que as várias unidades (países/bancos centrais) são estudadas ao longo do tempo. Semelhante à abordagem seguida por Beck e Levine (2004), Bobba e Coviello (2007), Carpenter e Guariglia (2008), Chrigui et al. (2011), Levine et al. (2000), Neyapti e Dincer (2005) e Pereira et al. (2013), é estimada, inicialmente, uma regressão de mínimos quadrados ordinários (Ordinary Least Squares - OLS), derivada para OLS agrupado (pooled OLS) (Pereira et al. (2013).

Entretanto, conforme Pereira et al. (2013) indica em seu estudo, as estimativas OLS provavelmente sofrem vieses devido à heterogeneidade não observada dos países e devido à endogeneidade dos regressores, por não controlar os efeitos fixos dos países nem utilizar variáveis dependentes defasadas nas regressões.

Além da endogeneidade, estudos dessa natureza que envolvam regressões de dados em painéis macroeconômicos frequentemente encontram problemas de heterocedasticidade e correlação serial, o que faz o modelo de efeitos fixos a escolha mais adequada para situação. Dessa forma, derivou-se o modelo inicial pooled OLS para efeitos fixos de país e tempo para capturar quaisquer choques ou tendências globais que afetem todos os países simultaneamente (Tiberto, 2025).

Estudos dessa natureza também costumam incorporar a variável dependente defasada como variável explicativa para melhor estimar variáveis como independência de banco central

e inflação, evitando modelos parcimoniosos. Nesse sentido, seguindo Tiberto (2025), também foi incluída a variável dependente defasada entre os regressores.

Finalmente, como principal abordagem metodológica, utilizou-se o Generalised Method of Moments (GMM), introduzido por Hansen (1982), em virtude das suas peculiaridades econométricas. O modelo GMM é capaz de corrigir a endogeneidade das variáveis utilizadas nesse estudo, trata a heterocedasticidade e autocorrelação e é indicado para modelos dinâmicos de dados em painel.

O modelo de regressão utilizando a estrutura de Métodos Generalizados de Momentos (GMM) serve para identificar relações causais entre as variáveis instrumentais do estudo e abordar o problema da endogeneidade, que pode ocorrer quando variáveis explicativas são correlacionadas com termo de erro, levando a estimativas tendenciosas (Tiberto, 2025). A validade do modelo foi comprovada e avaliada pelos testes de restrições de sobreidentificação (J- Test) e pelos testes de correlação serial de primeira ordem (AR1) e de segunda ordem (AR-2).

Dando continuidade com as análises, se faz necessário também observar os cenários de crise financeira e seus impactos no tamanho do balanço de bancos centrais e nas variáveis macroeconômicas. Por se tratar de um período de instabilidade financeira, espera-se que os indicadores macroeconômicos estejam mais suscetíveis a variações e, por consequência, os bancos centrais tenham mais trabalho na estabilização desses fatores macroeconômicos, o que desencadeia uma maior variação do seu balanço patrimonial.

Finalmente, faz-se necessário destacar que, mesmo com a utilização de técnicas sofisticadas como o modelo GMM com intuito de controlar fatores não observáveis, mudanças de regimes monetários, regimes cambiais e até mesmo fatores políticos podem introduzir variações residuais não captadas pelas especificações econométricas. Essa é uma das limitações dos estudos comparativos internacionais dessa natureza e recomenda-se cautela na interpretação dos resultados apurados.

3.3. Dados

Para a realização dos testes empíricos são utilizados dados de 150 bancos centrais, do universo de 193 países do mundo, que prestam informações padronizadas para a base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI). Essa questão das estimativas dos dados é uma questão relevante que pode levar a estimativas tendenciosas, redução do poder estatístico e aumento da

incerteza dos resultados. Por isso, optou-se pela utilização dessa amostra de países com bancos centrais que prestam informações padronizadas, uma vez que os dados estão no mesmo formato e espera-se mitigar erros de análise (Tiberto, 2025).

A pesquisa teve como fonte de primordial de informação, a base de dados do FMI e os dados de independência de bancos centrais disponibilizada por Romelli (2022, 2024). São utilizados dados de periodicidade anual referentes ao período de 2008 a 2024, do total de 150 bancos centrais, que totalizam uma amostra de 2.550 observações banco/ano, que compreende países desenvolvidos e em desenvolvimento, com representatividade baseada na disponibilidade de dados consistentes para as variáveis de interesse.

A escolha do período de análise se justifica pela disponibilidade de dados padronizados pela plataforma do FMI, dada a intensão de analisar o maior número de informações possível, considerando a disponibilidade dos dados.

Deve-se ressaltar a limitação da disponibilidade e consistência dos dados utilizados, uma vez que nem todos os países possuem informações completas para o período analisado e a seleção da amostra pode induzir viés, por países com economias mais desenvolvidas tenderem a fornecer dados mais detalhados.

4. ANÁLISE DE RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos a partir das estimações econométricas com dados em painel para o período de 2008 a 2023. A seção é dividida em 4 subseções: a primeira detalha a análise descritiva dos dados utilizados no estudo; a segunda demonstra os testes e regressões realizados até alcançar o modelo mais robusto para o caso analisado; a terceira indica o modelo mais robusto de regressão pelo Sistema GMM, que trata da melhor forma as variáveis do estudo e os problemas de multicolinearidade entre as variáveis, bem como os testes de robustez realizados; e, por último, na quarta subseção são demonstrados os efeitos do último modelo com controle do momento de crise.

4.1. Análise Descritiva dos Dados

Os dados revelam forte dispersão, evidenciando a existência de outliers. Para lidar com esse contexto foi utilizada a técnica da winsorização, a 1%, substituindo valores muito altos e

muito baixos por limites percentuais pré-definidos. Após esse tratamento os efeitos de outliers foram mitigados, conforme pode ser observado na Tabela 2.

Tabela 2

Análise descritiva dos dados winsorizados

	ΔCB	ΔCPI	ΔER	ΔGDP	CBI
Média	0,028	0,055	0,046	0,030	0,661
Erro padrão	0,004	0,002	0,003	0,002	0,003
Mediana	0,007	0,035	0,009	0,036	0,665
Desvio padrão	0,171	0,076	0,134	0,110	0,137
Mínimo	-0,374	-0,018	-0,165	-0,313	0,271
Máximo	0,667	0,518	0,849	0,340	0,885
Nº Observações	1833	2274	2323	2328	1872

ΔCB = variação do tamanho do balanço do banco central em relação ao PIB; ΔCPI = variação percentual anual do Índice de Preços ao Consumidor; ΔER = variação da taxa de câmbio nominal (média anual); ΔGDP = crescimento anual do PIB per capita (em dólares constantes); CBI = Índice de Independência dos Bancos Centrais (Romelli, 2024); Valores de ΔCB , ΔCPI , ΔER e ΔGDP foram winsorizados entre os percentis 1% e 99% para reduzir o efeito de outliers. As estatísticas descritivas foram calculadas sobre o painel desbalanceado, com o número de observações variando entre as variáveis.

A variável dependente do estudo, ΔCB , que mede as variações de tamanho de bancos centrais, ponderado pelo PIB do país, tem comportamento mediano de 0,007 e média de 0,028. Isso demonstra que as variações do tamanho dos bancos centrais, quando ponderados pelos seus respectivos países são pequenas, na casa dos 2,8%. Esse dado é interessante, se comparado com a média nos períodos de crise. A média das variações no ano de 2020, ano da crise da covid, foi de 0,2828, o que representa variação média 10 vezes maior do que a média horizonte temporal da amostra e comprova que a variação dos balanços de bancos centrais em momento de crise é superior aos demais anos sem crise.

O índice de inflação, ΔCPI , também foi bastante suavizado, como pode se perceber nos valores máximos apresentados, que saiu de um valor de 3,8 para 0,518. Dentre esses casos de máximo indicador, destaca-se o caso do Sudão, que vem apresentando dados altos de inflação, acima de 813,558 desde 2016, ou seja, seu nível de inflação está extremamente alto há quase 10 anos.

A análise do indicador ΔER que representa a variação da taxa de câmbio para dólar dos países é surpreendente. Os valores obtidos, mesmo com a winsorização, chamam a atenção por sua magnitude. Interessante investigar os casos extremos e verificar o porquê das altas variações nas taxas de câmbio, como, por exemplo, o maior caso de variação da amostra: Myanmar em 2012 apresentou variação cambial de 151,26, associada ao período de liberalização cambial

vivido pelo país, que substituiu um regime de taxas de câmbio fixas para um sistema gerido, mais realista às variações de mercado.

Outro caso de destaque é verificado na indonésia, que apresentou taxa de câmbio média no período analisado, de 2008 a 2024, no valor de 11.707,23, com valor máximo de 16.162. Ou seja, a Rúpia Indonésia (IDR), moeda da indonésia, desde o começo da amostra vem apresentando taxa de câmbio relevantes, assim como Zimbábue, Uzbequistão, Guiné, Paraguai, Cambódia, Uganda, Madagascar e Colômbia.

O indicador *ΔGDP* é utilizado para comparar a variação da atividade econômica dos países. Quando conjugado com o número total de sua população, indica uma média do valor produzido por pessoa desse país, ou seja, indicando um rendimento médio desse país ou até mesmo um padrão de vida desse país. Lembrando que isso não representa uma distribuição igualitária de renda nos países, mas uma medida da média produzida por pessoa.

A Noruega surpreende nessa amostra de 2008 a 2024 por apresentar valores de GDP/per capita em todos os anos aproximados a 100.000,00. Isso indica que a média da população norueguesa produz 100.000,00 dólares por ano, enquanto no Brasil, para o período analisado a média é de 9.276,12, ou seja, menos de 10% do valor da Noruega. Qatar, China, Dinamarca e Estados Unidos também estão entre os países com os maiores valores para o período analisado.

Com relação ao indicador CBI, uma nova supressa. O Brasil, de 2008 a 2018 esteve entre os países com os piores índices da amostra, no valor de 0,26. Isso indica que, de todos os bancos centrais que foram analisados nesta amostra, o Banco Central do Brasil apresenta os piores resultados até 2018. E após esse período continuou entre os piores índices de independência de bancos centrais, sendo superado somente pela China (Macao) nos anos 2019 e 2020.

4.2. Resultados Empíricos

Com intuito de se alcançar o melhor modelo de regressão para tratar as variáveis envolvidas neste trabalho, foi realizada uma sequência de regressões para garantir sua acurácia. Partindo de um modelo mais simplificado de mínimos quadrados (OLS), foram realizadas as seguintes regressões:

- a) Mínimos Quadrados Agrupados (Pooled OLS);
- b) Efeitos Fixos Individuais;

- c) Modelo dinâmico com defasagem da dependente;
- d) GMM em Diferença (Arellano-Bond); e
- e) System-GMM (two-step).

Além da realização das diversas regressões em busca do modelo mais adequado às variáveis envolvidas na pesquisa, também foram realizados testes de diagnósticos para validar as estimações, que foram conduzidas em etapas, a fim de verificar a robustez dos resultados e testar diferentes especificações.

Conforme mencionado, foi utilizado como ponto de partida para este estudo o modelo de regressão pelo Mínimo Quadrados Ordinários agrupados, Ordinary Least Squares Pooled (OLS Pooled), conforme abordagem semelhante seguida nas pesquisas de Agarwal e Baron (2024), Perera et. al. (2013), Cukierman et. al. (2002) e Tiberto (2025).

Tabela 3
OLS pooled

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
(Intercepto)	0.0607	0.0173	3.51	0.0004603	**
Δ CPI	-0.5250	0.0820	-6.40	2.116e-10	***
Δ ER	0.3682	0.0532	6.92	6.887e-12	***
Δ GDP	-0.4724	0.0543	-8.70	<2.2e-16	***
CBI	-0.0167	0.0231	-0.72	0.4706	
Estatísticas do modelo:					
Painel Desbalanceado: n = 114, T = 1-15, N = 1324; R ² : 0.21851; Adjusted R ² : 0.21614; F Statistic: p-value: < 2.22e-16; *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01					

Foi realizado um ajuste na regressão Pooled OLS, considerando o erro padrão robusto ao cluster por país. A técnica foi utilizada uma vez que observações do mesmo país ao longo do tempo tendem a ter correlação serial e heterocedasticidade específica do grupo e o cluster por país corrige a matriz de variância.

Como indicado na tabela 3, a única variável explicativa que não apresentou significância em sua relação com a variação do tamanho do balanço de bancos centrais (Δ CB) foi o índice de independência de bancos centrais (CBI). Entretanto, é necessário cautela na interpretação dos resultados obtidos nessa primeira etapa de regressões. O resultado do R² apresentado não invalida a regressão, mas indica um R² modesto e que variações podem não ter sido capturadas pelo modelo.

As estimativas OLS agrupadas são importantes para se apurar os primeiros coeficientes, entretanto, as estimativas provavelmente sofrerão vieses devido à heterogeneidade específica

de cada um dos países que não é observada, uma vez que o modelo agrupado (pooled) impõe homogeneidade e ignora essa heterogeneidade inobservada, causando viés por omissão, além de possível endogeneidade dos regressores. Ademais, por não controlar explicitamente os efeitos fixos dos países nem a endogeneidade dos regressores, essa estimativa não utiliza variáveis dependentes defasadas, o que será explorado nos próximos modelos de regressão (Perera et. al., 2013).

Isso posto, com intuito de explorar e controlar as características não observadas ao longo do tempo para cada um dos países da amostra e corrigir esse viés de omissão do modelo OLS agrupado, aplicamos ao segundo modelo de regressão, o efeito fixo. Esse modelo foi testado de 3 formas: controlando os efeitos durante os anos, controlando os efeitos nos países e controlando os efeitos nos anos e países (duplo efeito fixo).

Aplicado o Teste de Hausman para analisar se o melhor estimador ao caso em análise é efeitos fixos ou efeitos aleatórios, o $p=0,0056$ rejeita a hipótese nula (H_0) de ausência de correlação entre efeitos individuais e regressores e, portanto, o melhor estimador para o caso seria os efeitos fixos.

Adicionalmente, como teste de diagnósticos, foi realizado o teste de Breusch–Pagan, que evidenciou a presença de heterocedasticidade nas três estimações com efeitos fixos. Também foi realizado o teste de Wooldridge, que aponta autocorrelação para efeitos fixos de países e de anos (mas não no caso conjugado de efeitos fixos para Ano e País) e o teste (Pesaran CD) de dependência seccional com indícios modestos de dependência seccional no caso da estimação de efeitos fixos por país.

Em virtude dos resultados dos testes diagnóstico, o próximo passo adotado foi a realização de testes para melhorar a acurácia do modelo, começando pela defasagem da variável dependente. Com intuito de captar a persistência temporal da variação do tamanho do balanço dos bancos centrais e permitir avaliar o efeito dinâmico dessa variável no tempo, foi incluída a variável dependente no modelo, de forma defasada. Nesse modelo, a perspectiva é que a taxa de crescimento do balanço do banco central apresentará algum grau de persistência com seu ano anterior.

Tabela 4*OLS pooled — Efeitos Fixos - Lag Variável Dependente: ΔCB*

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
lag(ΔCB ,1)	-0.0228	0.0276	-0.82	0.410	
ΔCPI	-0.7006	0.1134	-6.18	9.384e-10	***
ΔER	0.3447	0.0454	7.60	6.943e-14	***
ΔGDP	-0.5027	0.0473	-10.62	< 2.2e-16	***
CBI	0.0379	0.2015	0.19	0.8510	

Estatísticas do modelo:

Total Sum of Squares: 28.203; Residual Sum of Squares: 21.524; R-Squared: 0.23684; Adj. R-Squared: 0.14899; F-statistic: 62.0053 on 5 and 999 DF, p-value: < 2.22e-16

Observa-se da tabela 4 que a persistência da ΔCB é fraca e não apresentou significância, como pode ser observado dos resultados da variável defasada em um período lag(ΔCB ,1). Os demais coeficientes não tiveram alterações substanciais.

Além da defasagem da variável dependente, conforme indicado no estudo de Pereira et.al. (2013), também foi aplicado o método Driscoll–Kraay (DK), semelhante ao Newey-HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) aplicável para dados em painel, técnica de estimação robusta de erros-padrão aplicada principalmente em modelos OLS quando se suspeita que os resíduos não sejam independentes e identicamente distribuídos. O método é conhecido pela sua eficiência no tratamento da heterocedasticidade, autocorrelação serial e dependência seccional. A estimação no método DK conformou a robustez dos resultados anteriores.

Entretanto, a inclusão da variável dependente de forma defasada não apresentou relevância à regressão. O coeficiente obtido não foi estatisticamente significativo, o que pode ser um reflexo do viés de Nickel, característico de painéis dinâmicos com efeitos fixos ou um indício de que a taxa de crescimento dos balanços de bancos centrais não é persistente. O resultado reforça a necessidade de utilizar estimadores apropriados para painéis dinâmicos, como o GMM em diferença (Arellano–Bond) e o System-GMM (Blundell e Bond), capazes de tratar simultaneamente a endogeneidade gerada pela defasagem da variável dependente e potenciais problemas de heterocedasticidade e autocorrelação.

Com objetivo de proporcionar esse efeito dinâmico ao modelo e eliminar seus efeitos fixos via primeiras diferenças, bem como instrumentar variáveis endógenas com suas próprias defasagens, foram realizados testes com modelo GMM, com base na literatura explorada por este trabalho.

Conforme destaca Perera et. al. (2013), a melhor abordagem metodológica a esse tipo de problema é baseada no método generalizado de momentos (GMM), introduzido por Hansen (1982). Observa que a especificação de efeitos fixos pode fornecer estimativas tendenciosas, uma vez que as estimativas podem sofrer autocorrelação significativa, os resíduos têm uma distribuição não normal e porque todas as variáveis do modelo podem ser consideradas endógenas.

O modelo GMM de Arellano e Bond (1991) aborda a problemática da correlação e a provável endogeneidade das variáveis explicativas sugerindo a utilização de valores defasados das variáveis explicativas em níveis como instrumentos, sob a proposição de que o termo de erro não é seriamente correlacionado e que as variáveis explicativas são fracamente exógenas. Esse estimador de painel dinâmico do GMM é conhecido como GMM em diferença (Perera et. Al., 2013).

Uma peculiaridade do modelo GMM é a necessidade de se enquadrar devidamente as variáveis utilizadas em seu contexto, para que o modelo trate adequadamente o processo de instrumentação.

As variáveis podem ser classificadas como exógenas, endógenas ou predeterminada. As variáveis exógenas são as variáveis não correlacionadas com o erro em nenhum período, aquelas tratadas como externas ao sistema e que não precisam de instrumentação. As variáveis endógenas são aquelas correlacionadas com o erro do modelo e precisam ser instrumentalizadas com a utilização da defasagem de períodos. E as variáveis predeterminadas são aquelas não correlacionadas com o erro, mas que podem estar relacionadas com erros futuros, e, portanto, devem ser instrumentalizadas com a defasagem de períodos.

Como exemplo claro de variável exógenas deste estudo tem-se o CBI, que é externa ao sistema econômico-financeiro. Entretanto, existe uma divergência se as demais variáveis ΔGDP , ΔCPI e ΔER devem ser consideradas como exógenas, endógenas ou predeterminadas.

As variáveis defasadas devem ser consideradas sempre endógenas, uma vez que são as próprias variáveis defasadas por um período, portanto, sempre serão correlacionadas com erro do modelo. Dessa forma, foram realizados testes tratando as variáveis e partimos da análise desses resultados em comparação com os demais testes realizados.

Primeiramente, foi estimado o modelo GMM em Diferença (Arellano–Bond, 1991), que fornece estimadores consistentes em presença de endogeneidade dinâmica. Contudo, dado que

as variáveis macroeconômicas apresentaram elevada persistência, os instrumentos derivados das defasagens em nível podem ser fracos.

Conforme é possível verificar no Apêndice B, foram estimadas regressões considerando as diversas classificações das variáveis ΔGDP , ΔCPI e ΔER , para verificar qual ajuste seria mais adequado ao modelo principal. O melhor ajuste, conforme os testes de adequação e de robustez realizado no modelo, foi obtido considerando ΔCPI e ΔER endógenas e ΔGDP exógena, com resultados relevantes e significativos, que passaram nos testes realizados. Os resultados serão analisados no item seguinte.

Isso posto, seguindo a literatura base de referência, apesar de o método GMM em diferença resolver alguns problemas, diversas deficiências econométricas podem ser observadas no estimador GMM de diferença, como, por exemplo, a fraca correlação entre as diferenças atuais dos regressores e os níveis defasados dos instrumentos. Para abordar esses tipos de problemas econométricos, Arellano e Bover (1995) propõem um método alternativo para estimar a regressão em diferença em conjunto com a regressão em níveis. Esse método é chamado de estimador GMM system (Perera et. Al., 2013).

O principal objetivo do GMM System é melhorar a eficiência do estimador de primeira diferença e, portanto, fornecer resultados consistentes corrigidos para os problemas estatísticos mencionados. Em resumo, o método de estimativa System GMM deveria ser particularmente adequado ao estudo em questão, visto que o painel satisfaz as premissas geralmente feitas neste contexto: (i) tempo pequeno e dimensões relativamente grandes entre países; (ii) a presença de variáveis explicativas endógenas; (iii) efeitos fixos; e (iv) heteroscedasticidade e autocorrelação nos erros idiossincráticos (Perera et. Al., 2013).

O método GMM system pode ser utilizado em uma etapa e em duas etapas e, conforme indicou Pereira et.al (2013), o de primeira diferença apresenta comportamento ruim quando as séries temporais são persistentes e o número de séries temporais é pequeno (Falk, 2006), o que também é o caso. Portanto, com base em pesquisas empíricas anteriores em macroeconomia e finanças (Cole et. al., 2008; Aisen & Veiga, 2006) foi utilizado o estimador de painel System GMM de duas etapas, proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) para extrair estimativas consistentes e eficientes para o impacto do CBFS na dinâmica da inflação.

Assim como no modelo GMM System de uma etapa, no modelo duas etapas, os testes de autocorrelação não indicam sinais de problema, mas também houve rejeição do Sargan test (0,0375), o que leva à conclusão de que o melhor modelo dinâmico para ser utilizado no caso

específico é o GMM em diferença, que satisfaz todos os testes de robustez realizados e tendo em vista a falha do modelo GMM system, tanto para uma etapa quando para método de duas etapas.

Tabela 5

System GMM – Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP como exógena

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância.</i>
lag(dCB,1)	0.136	0.0535	2.54	0.011	*
Δ CPI	-0.918	0.3540	-2.59	0.010	**
Δ ER	-0.389	0.3913	-0.99	0.320	
Δ GDP	-0.624	0.1128	-5.53	<0.001	***
CBI	0.183	0.0765	2.39	0.017	*
<i>Estatísticas do modelo:</i>					
Sargan test: $p = 0.021$ (inválido); AR(1): $p < 0.001$ (esperado); AR(2): $p = 0.621$ (não significativo); Wald test: $\chi^2(5)=54.73$, $p<0.001$ (modelo válido)					

O modelo do System GMM configurado com as variáveis Δ CPI e Δ ER tratadas como endógenas e Δ GDP tratada como exógena continuou demonstrando a relevância estatística das variáveis Δ CPI e Δ GDP. Inclusive, nesta metodologia a variável CBI também apresentou coeficiente positivo e altamente significativo. Entretanto, o modelo é considerado inválido por não passar nos testes de robustez (Sargan test; Autocorrelation test (1) e (2); e Wald test for coefficients).

Além dessa configuração, foram realizadas estimativas com estimador System GMM (Blundell–Bond), para melhor verificar o tratamento das variáveis e se satisfaziam os testes de robustez do modelo. Entretanto, embora os resultados tenham apontado coeficientes consistentes com a teoria (persistência positiva do balanço, efeito negativo da inflação e do PIB), o teste de Sargan continuou indicando problemas de validade dos instrumentos ($p \approx 0,037$).

Dessa forma, após a realização das diversas regressões, optou-se por não adotar o System GMM como especificação principal, mantendo-o apenas como exercício de robustez.

O principal modelo para efeitos estático, de acordo com os testes realizados, é o modelo controlando os efeitos fixos que será considerado o modelo base (baseline) e o modelo Difference GMM foi eleito como principal, pois considera os efeitos dinâmicos e por atender satisfatoriamente aos critérios de sobreidentificação (Sargan não rejeitado) e autocorrelação (AR(2) não significativo), ou seja, é mais robusto e confiável.

4.3. Principais achados

Após os testes de validade e de robustez, a análise dos principais achados da regressão foi iniciada com o modelo OLS Pooled com efeitos fixos dos países, conforme tabela 6.

Tabela 6

OLS pooled — Efeitos Fixos de país-+Driscoll-Kraay

Modelo estimado: $\Delta CB \sim \Delta CPI + \Delta ER + \Delta GDP + CBI$

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância.</i>
ΔCPI	-0.710398	0.195355	-3.6364	0.0002881	***
ΔER	0.358734	0.075757	4.7354	2.446e-06	***
ΔGDP	-0.487361	0.169463	-2.8759	0.0040995	**
CBI	-0.186392	0.163541	-1.1397	0.2546267	

ΔCB = variação do tamanho do balanço do banco central em relação ao PIB; ΔCPI = variação percentual anual do Índice de Preços ao Consumidor; ΔER = variação da taxa de câmbio nominal (média anual); ΔGDP = crescimento anual do PIB per capita (em dólares constantes); CBI = Índice de Independência dos Bancos Centrais (Romelli, 2024).

Estatísticas do modelo:

*Total Sum of Squares: 34.518; Residual Sum of Squares: 26.314; R-Squared: 0.238; Adj. R-Squared: 0.164
F-statistic: 93.9962 on 4 and 1206 DF, p-value: < 2.22e-16; Wooldridge autocorrelação (FE): F = 3.3343, df1 = 1, df2 = 1208, p-value = 0.06809; Breusch–Pagan heterocedasticidade: BP = 32.218, df = 4, p-value = 1.727e-06; Pesaran CD (dependência seccional): z = 38.721, p-value < 2.2e-16*

A estimação do modelo de efeitos fixos com erros Driscoll–Kraay confirma a robustez dos resultados anteriores, as variáveis mantiveram seus sinais e significância.

A variação do índice de preços ao consumidor (ΔCPI) apresentou sinal negativo e estatisticamente significativo, indicando que elevações da inflação estão associadas à retração do tamanho relativo dos balanços dos bancos centrais. Esse resultado está alinhado com a literatura (Pereira et. Al, 2013; Ivanovic, 2014; Reynard, 2023; Gallacher et. al.,2024), que aponta o impacto da inflação nos bancos centrais, conforme previsto na tabela 3, confirmando a hipótese de pesquisa H1.

A análise desse resultado sugere justamente que, em contextos inflacionários, os bancos centrais tendem a consumir seus ativos como forma de preservar a estabilidade de preços e manter a inflação controlada.

A variação da taxa de câmbio (ΔER) apresenta coeficiente positivo e altamente significativo, sugerindo que depreciações cambiais estão associadas à ampliação dos balanços de bancos centrais.

Esse resultado é consistente com os estudos anteriores, principalmente Dedola et. al. (2021), e confirma a hipótese de pesquisa H2. O aumento do tamanho dos bancos centrais e dos seus respectivos ativos em moeda estrangeira reflete a função estabilizadora dos bancos centrais diante de variações cambiais, reforçando a conexão entre política cambial e expansão dos balanços.

A variável ΔGDP apresentou coeficiente negativo e significativo, o que revela que períodos de aumento na variação do PIB estão associados à redução relativa dos balanços de bancos centrais. Esse resultado confirma a hipótese H3, que previa relação negativa entre as variações de bancos centrais e aumento do crescimento do respectivo país.

Esse resultado confirma a análise plausível feita anteriormente de um comportamento anticíclico por parte dos bancos centrais, que, em fases de retração econômica (variações negativas de PIB), utilizam seus balanços como instrumento de estímulo e de provisão de liquidez, ao passo que em fases de crescimento essa necessidade se reduz.

Finalmente, o índice de independência do banco central (CBI) apresentou coeficiente não significativo estatisticamente, indicando que, no modelo de efeito fixo estimado, a independência de bancos centrais não exerce influência significativa sobre o tamanho do balanço. O resultado obtido não conforma a relação prevista na hipótese H4 que previa uma relação negativa entre independência de bancos centrais e seus tamanhos.

O R^2 apresentou o valor de 0,238 e R^2 ajustado, o valor de 0,164. Esse dado sugere que o modelo explica cerca de 24% da variação no tamanho dos balanços de bancos centrais, o que é um denominador relevante, considerando que esta amostra traz bancos centrais de todo o mundo, incluídos em diversos contextos econômicos.

A estatística F (F-statistic) apresentou o valor de 93.9962, com p-value: $< 2.22e-16$. A estatística F testa a hipótese nula de que todos os coeficientes são simultaneamente iguais a zero, e esse resultado altamente significativo rejeita essa hipótese, o que demonstra que o conjunto das variáveis exerce efeito explicativo relevante sobre a variável dependente.

A Tabela 7 apresenta os resultados obtidos pelo modelo principal, GMM em diferença, que permite capturar melhor as dinâmicas entre as variáveis e tratar problemas de endogeneidade associados com as variáveis, principalmente com a inflação e taxa de câmbio.

Tabela 7*Difference GMM – CPI e ER endógenas e GDP exógena*

*Modelo estimado: $\Delta CB \sim \text{lag}(\Delta CB, 1) + \Delta CPI + \Delta ER + \Delta GDP + CBI \mid$
 $\text{lag}(\Delta CB, 2:3) + \text{lag}(\Delta CPI, 2:3) + \text{lag}(\Delta ER, 2:3) + CBI + \Delta GDP$*

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
lag($\Delta CB, 1$)	0.159	0.0578	2.75	0.006	**
ΔCPI	-1.012	0.7836	-1.29	0.196	
ΔER	-0.773	0.3275	-2.36	0.018	*
ΔGDP	-0.733	0.1502	-4.88	<0.001	***
CBI	2.412	2.2089	1.09	0.275	

ΔCB = variação do tamanho do balanço do banco central em relação ao PIB; ΔCPI = variação percentual anual do Índice de Preços ao Consumidor; ΔER = variação da taxa de câmbio nominal (média anual); ΔGDP = crescimento anual do PIB per capita (em dólares constantes); CBI = Índice de Independência dos Bancos Centrais (Romelli, 2024).

Estatísticas do modelo:

*Sargan test: $p = 0.459$ (válido); $AR(1)$: $p < 0.001$ (esperado); $AR(2)$: $p = 0.471$ (não significativo);
Wald test: $\chi^2(5)=34.32$, $p<0.001$ (modelo válido)*

O modelo foi utilizado com a seguinte classificação das variáveis: A variável dependente foi utilizada com efeito defasado de um período e classificada como endógena por princípio, uma vez que se trata do comportamento passado da variável dependente. As variáveis ΔCPI e ΔER foram classificadas como endógenas ao modelo, uma vez que podem influenciar e ser influenciada diretamente pelo tamanho do balanço dos bancos centrais. E as variáveis ΔGDP e CBI como exógenas ao modelo, uma vez que se presume não haver efeito direto entre essas variáveis e o tamanho do balanço de bancos centrais.

O efeito defasado da própria variável dependente, expresso pela Lag (ΔCB) apresentou coeficiente positivo e significativo, o que conforma que o tamanho do balanço do banco central apresenta persistência ao longo do tempo, ou seja, sua retração ou aumento em ano anterior impacta positivamente e significativamente a variação do ano seguinte.

No modelo dinâmico pode-se observar a que a variável ΔCPI perde a sua significância estatística. Esse resultado sugere a possível incidência de endogeneidade dos dados obtidos com modelo de efeitos fixos.

Já no caso da variável ΔER , obteve-se um resultado significativo, mas com um sinal negativo, diferente do sinal previsto na hipótese H2. Isso pode ser um reflexo do tratamento da endogeneidade do modelo. Portanto, uma vez tratada a endogeneidade da regressão, no modelo dinâmico, a hipótese foi rejeitada.

A variável ΔGDP , por sua vez, foi a única variável que manteve coeficiente negativo e significativo, reforçando o resultado da regressão baseline e corroborando a relação entre a variação do tamanho de bancos centrais e a variação do PIB per capita do seu respectivo país.

O coeficiente da independência do banco central (CBI) para a regressão GMM em diferença manteve o resultado anterior, sem significância estatística, o que rejeita a hipótese H4 e evidencia a ausência direta de relação entre independência de bancos centrais e de seus tamanhos.

Concluindo os achados do modelo GMM, os testes de diagnóstico confirmam a adequação da estimação. O teste de Sargan ($p = 0,459$) indica validade dos instrumentos utilizados. O teste de autocorrelação em primeira ordem AR(1) é significativo, e o AR(2) não é significativo ($p = 0,471$), confirmando ausência de autocorrelação de segunda ordem (que é condição essencial para a validade do GMM). Por fim, o teste de Wald mostra que o conjunto das variáveis explicativas é estatisticamente significativo.

Conforme consta nas Tabelas 8 e 9, também foram estimados o modelo baseline e do modelo GMM com controle de crise financeira, utilizando a variável dummy CF, conforme especificado anteriormente, que considera como crise financeira os anos de 2008 a 2010 e os anos de 2020 a 2022.

Tabela 8

OLS pooled — Efeitos Fixos + Driscoll-Kraay, controle de Crise Financeira

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
ΔCPI	-0.768329	0.203195	-3.7812	0.0001637	***
ΔER	0.375407	0.075569	4.9677	7.75e-07	***
ΔGDP	-0.488051	0.163388	-2.9871	0.0028736	**
CBI	-0.193418	0.091379	-2.1167	0.0344927	*
CF	0.053140	0.036525	1.4549	0.1459547	

ΔCB = variação do tamanho do balanço do banco central em relação ao PIB; ΔCPI = variação percentual anual do Índice de Preços ao Consumidor; ΔER = variação da taxa de câmbio nominal (média anual); ΔGDP = crescimento anual do PIB per capita (em dólares constantes); CBI = Índice de Independência dos Bancos Centrais (Romelli, 2024); CF: variável dummy, de valor 1 quando for período de crise financeira e 0 quando não, considerando períodos de crise: 2008 a 2010 e 2020 a 2022.

Estatísticas do modelo:

Painel Desbalanceado: n = 114, T = 1-15, N = 1324; Total Sum of Squares: 34.518; Residual Sum of Squares: 25.53; R-Squared: 0.2604; Adj. R-Squared: 0.18797; F-statistic: 84.8506 on 5 and 1205 DF, p-value: < 2.22e-16

Tabela 9

GMM Em diferença (two steps) – controle de crise

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
lag(Δ CB,1)	0.146	0.0593	2.46	0.014	*
Δ CPI	-1.080	0.7730	-1.40	0.162	
Δ ER	-0.845	0.3223	-2.62	0.009	**
Δ GDP	-0.733	0.1373	-5.34	<0.001	***
CBI	3.040	2.383	1.28	0.202	
CF	0.026	0.0255	1.03	0.305	

Δ CB = variação do tamanho do balanço do banco central em relação ao PIB; Δ CPI = variação percentual anual do Índice de Preços ao Consumidor; Δ ER = variação da taxa de câmbio nominal (média anual); Δ GDP = crescimento anual do PIB per capita (em dólares constantes); CBI = Índice de Independência dos Bancos Centrais (Romelli, 2024); CF: variável dummy, de valor 1 quando for período de crise financeira e 0 quando não, considerando períodos de crise: 2008 a 2010 e 2020 a 2022.

Estatísticas do modelo:

Painel Desbalanceado: $n = 150$, $T = 17$, $N = 2550$; Sargan test: $\text{chisq}(3) = 1.720791$ ($p\text{-value} = 0.63232$); Autocorrelation test (1): normal = -4.919901 ($p\text{-value} = 8.6588e-07$); Autocorrelation test (2): normal = 0.42398 ($p\text{-value} = 0.67158$); Wald test for coefficients: $\text{chisq}(6) = 42.47377$ ($p\text{-value} = 1.4823e-07$)

Apesar da expectativa com base nas referências bibliográficas utilizadas, como Bailey et.al. (2020) e Michael (2020), os coeficientes apurados para o controle de crise financeira não apresentaram resultado estatístico significativo. Uma análise plausível a ser feita é que os efeitos da crise financeira já estão capturados pelas demais variáveis e a inclusão de uma dummy não altera de forma significativa a explicação do modelo.

Todavia, compreender os fatores que determinam o tamanho dos balanços dos bancos centrais é essencial para formuladores de políticas e analistas, pois permite antecipar riscos inflacionários, avaliar a credibilidade da autoridade monetária e dimensionar adequadamente sua atuação em momentos de crise. Ademais, o efeito das variáveis macroeconômicas sobre o balanço fornece subsídios para o desenho de estratégias de normalização e coordenação com a política fiscal.

O estudo comprovou que os balanços de bancos centrais são determinados pela variação da taxa de câmbio (Δ ER) e do PIB (Δ GDP), tanto no modelo de regressão estático quanto no modelo dinâmico.

Verificar que a taxa de câmbio determina o tamanho do balanço de um banco central é essencial pois permite prever variações futuras no balanço e o seu comportamento pela expectativa de taxa de câmbio futura. Da mesma forma, é possível avaliar o grau de exposição cambial de um balanço para poder apoiar a formulação de políticas macroeconômicas com base nas suas reservas internacionais.

Da mesma forma, verificar que as variações no PIB determinam o tamanho do balanço de um banco central também é importante para determinação das políticas macroeconômicas a serem tomadas. Uma vez compreendido o papel anticíclico do balanço do banco central, é possível utilizá-lo como termômetro da política monetária, que sinaliza a necessidade de ampliação do balanço dos bancos quando há uma desaceleração do PIB. E, por outro lado, a possibilidade de redução gradual dos balanços de bancos centrais quando o PIB começa a se recuperar.

O modelo de regressão estático também indicou que a inflação determina o tamanho dos balanços dos bancos centrais. Essa verificação é essencial para comprovar a tendência dos bancos centrais de consumir ativos em períodos inflacionários em busca da preservação da estabilidade dos preços e controle da inflação. Entender essa influência da inflação também é necessária para avaliar a força patrimonial do banco central, uma vez que a inflação reduz o valor real dos ativos ao longo prazo, sendo necessário entender e prever necessidades de recapitalização para proteger o banco central de riscos financeiros e avaliar a sustentabilidade das operações monetárias realizadas.

De todo modo, não se trata de determinar um tamanho ideal de bancos centrais. O importante é assegurar que o balanço de um banco central seja compatível e robusto o suficiente para assegurar o desempenho das suas atividades na manutenção da estabilidade de preços e do sistema financeiro como um todo (Ivanović, 2014; Tiberto, 2025). E para tanto, essencial observar as variáveis que estão impactando na sua composição.

A tabela 10 e 11 a seguir indicam a síntese dos principais achados do estudo para o modelo estático e dinâmico respectivamente.

Tabela 100

Principais achados – Modelo Estático

Hipóteses de pesquisa	Variável de interesse	Resultado	Conclusão
H1	$\Delta CPI_{i,t}$	Significância com sinal Negativo	BCs expandem menos (ou ajustam balanço) em ambientes inflacionários.
H2	$\Delta ER_{i,t}$	Significância com sinal Positivo	Depreciação gera aumento de intervenções → expansão do ativo.
H3	ΔGDP_{it}	Significância com sinal Negativo	BCs expandem em momentos de contração econômica → comportamento anticíclico.
H4	CBI_{it}	Não significativo	Independência institucional não determina tamanho patrimonial.

Fonte: Elaboração própria com base nos estudos analisados.

Tabela 111*Principais achados – Modelo Dinâmico*

Hipóteses de pesquisa	Variável de interesse	Resultado	Conclusão
	ΔCB_{it-1}	Significância com sinal Positivo	Balancos têm persistência temporal forte.
H1	$\Delta CPI_{i,t}$	Não significativo	Inflação perde poder explicativo. Balanço não é mais um reflexo do controle inflacionário.
H2	$\Delta ER_{i,t}$	Significância com sinal Negativo	Bancos Centrais reagem à volatilidade, reduzindo posições externas ou esterilizando choques.
H3	ΔGDP_{it}	Significância com sinal Negativo	Confirma caráter anticíclico dos balanços. Os Bancos centrais expandem mais quando a atividade econômica está fraca.
H4	CBI_{it}	Não significativo	Independência institucional não determina tamanho patrimonial.

Fonte: Elaboração própria com base nos estudos analisados.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo principal investigar quais variáveis determinam o tamanho do balanço dos bancos centrais, com foco na influência de variáveis inflação, taxa de câmbio, PIB, independência dos bancos centrais e crise financeira. A análise empírica abrangeu um amplo painel de 150 países, entre os anos de 2008 e 2023, período marcado por crises financeiras e políticas monetárias não convencionais que podem ser associadas à expansão significativa do tamanho dos balanços de bancos centrais

O modelo estático, OLS pooled com Efeitos Fixos de País, apresentou resultados estatisticamente significativos para as variáveis inflação, câmbio e atividade econômica (PIB), confirmando as hipóteses de pesquisa H1, H2 e H3. A variável independência de bancos centrais não apresentou resultados significativos e não confirmou a hipótese de pesquisa H4.

O modelo dinâmico adotado, Difference GMM com as variáveis CPI e ER tratadas como endógenas e a variável GDP tratada como exógena, por sua vez, apresentou resultados estatisticamente significativos para as variáveis tamanho de bancos centrais defasada, taxa de câmbio e atividade econômica (PIB), confirmando as hipóteses de pesquisa H2 e H3. A variável inflação perdeu sua significância no modelo dinâmico e a variável independência de bancos centrais continuou sem apresentar resultados significativos, portanto, as hipóteses H1 e H4 não foram confirmadas para o modelo dinâmico.

Como observado, a inflação no modelo estático apresentou significância estatística mas não foi confirmada pelo modelo dinâmico, o que indica ausência de evidência robusta de que variações inflacionárias impactem diretamente o tamanho do balanço do banco central no período analisado. O resultado sugere que o balanço deixou de ser apenas um reflexo da política de controle inflacionário e assumiu um lugar de instrumento de política monetária não convencional e, por isso, a inflação pode ter perdido poder explicativo direto sobre as variações dos balanços de bancos centrais.

O crescimento da atividade econômica, por outro lado, mostrou efeito negativo e significativo em ambos os modelos estático e dinâmico, o que confirma o caráter anticíclico da expansão dos balanços em períodos de desaceleração, reforçando o papel dos bancos centrais como agentes estabilizadores em momentos de crise. Esse resultado corrobora a literatura que interpreta o balanço do banco central, como Bailey et.al (2020), que destaca que o resultado obtido no estudo sugere a função dos bancos centrais de estabilização macroeconômica do sistema financeiro. E Michael (2020), que, em seu estudo, argumenta que os bancos centrais

ao ampliar os balanços em momentos de desaceleração, atua como financiador de último recurso, sustentando a liquidez de empresas e bancos e evitando retrações mais severas no investimento produtivo (como falência de empresas, desempregos e alta inflação).

Já a taxa de câmbio apresentou uma relação positiva e significativa para o modelo estático e uma relação negativa e significativa no modelo dinâmico. Considerando o modelo dinâmico, mas adequado para o caso estudado, o resultado indica que episódios de depreciação cambial estão associados à contração dos ativos dos bancos centrais, possivelmente pela utilização de reservas internacionais para conter pressões sobre a moeda e estabilizar o mercado cambial, o que é perfeitamente coerente com papel dos bancos centrais de estabilização do sistema financeiro. O resultado sugere a atuação defensiva dos bancos centrais na estabilização das suas moedas e evidencia a utilização dos balanços como instrumentos de política cambial e de estabilidade financeira.

Por fim, a independência das autoridades monetárias não apresentou efeito estatisticamente relevante tanto no modelo estático quanto no modelo dinâmico, o que sugere que seu impacto direto sobre a dimensão patrimonial é limitado para amostra analisada. Este não é um “não”, mas sim uma evidência de que a independência formal de bancos centrais não apresentou relação direta e robusta com comportamento de seus balanços. A independência dos bancos centrais muitas vezes não se traduz em autonomia operacional efetiva, especialmente quando os bancos centrais atuam como financiadores de último recurso. Assim, a ausência de significância estatística não reflete irrelevância institucional, mas sim os efeitos indiretos de credibilidade e força financeira dos bancos centrais.

Os balanços de bancos centrais são um espelho das atividades de política monetária realizada por esses bancos e, portanto, traduzem uma decisão política para controlar variáveis macroeconômicas. Uma vez que os bancos centrais se utilizam de ferramentas para controlar a economia, as suas expansões e contrações devem indicar relação com as variáveis macroeconômicas. Dessa forma, os achados deste estudo ajudam a compreender como e por que o tamanho do balanço é relevante. Os resultados do trabalho evidenciam que o tamanho do balanço dos bancos centrais apresenta relação negativa com o PIB e com a taxa de câmbio, indicando que períodos de desaceleração econômica e depreciação cambial tendem a estar associados à redução dos ativos mantidos pelas autoridades monetárias. Verifica-se também possível relação negativa com a inflação, o que sugere que pressões inflacionárias levam os bancos centrais a adotarem posturas mais restritivas, limitando a expansão patrimonial.

Essas relações são fundamentais para verificar a eficácia das políticas monetárias e para o bom funcionamento dos mercados financeiro a partir do próprio balanço do banco central e da sua capacidade de assegurar essa eficácia. É necessário que o balanço dos bancos centrais seja robusto suficiente para garantir a segurança do sistema financeiro e ficou comprovada a sua relação com as variáveis macroeconômicas.

Finalmente, um aspecto relevante a ser ressaltado é que grande parte dos estudos sobre balanços de bancos centrais, incluindo este, concentra-se em analisar a expansão ou a variação de seu tamanho, sem captar plenamente os efeitos decorrentes de mudanças em sua composição, seja quanto à maturidade dos ativos (curto ou longo prazo), seja quanto à sua natureza (pública ou privada). Essas dimensões qualitativas, embora não contempladas nesta pesquisa, são essenciais para compreender de forma mais abrangente os riscos e as implicações associados ao crescimento dos balanços. Além disso, reconhece-se como limitação adicional a dificuldade de mensurar, por meio de variáveis agregadas, as especificidades institucionais de cada país e as características detalhadas da composição dos ativos dos bancos centrais. Tais aspectos representam oportunidades para pesquisas futuras, que poderão aprofundar a análise da estrutura patrimonial e dos mecanismos de atuação das autoridades monetárias.

6. REFERÊNCIAS

- Agarwal, I., & Baron, M. (2024). *Inflation and disintermediation*. Journal of Financial Economics, 160, 103902. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2024.103902>
- Aisen, A., & Veiga, F. J. (2006). *Does political instability lead to higher inflation? A panel data analysis*. Journal of Money, Credit and Banking, 38(5), 1379–1389. <https://doi.org/10.1353/mcb.2006.0064>
- Bailey, A., Bridges, J., Harrison, R., Jones, J., & Mankodi, A. (2020). *The central bank balance sheet as a policy tool: past, present and future* (Bank of England Working Paper No. 899). Bank of England. <https://www.bankofengland.co.uk/working-paper/2020/the-central-bank-balance-sheet-as-a-policy-tool-past-present-and-future>
- Arnone, M., & Romelli, D. (2013). *Dynamic central bank independence indices and inflation rate: A new empirical exploration*. Journal of Financial Stability, 9(3), 385–398. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2013.03.002>
- Blancheton, B. (2016). Central Bank independence in a historical perspective: Myth, lessons and a new model. *Economic Modelling*, 52, 101-107. Disponível em <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2015.02.027>.
- Brasil. (1964). Lei nº 4.595. Brasília, DF: Presidência da República, 31 de dezembro de 1964. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l4595.htm. Acesso em: 12 de abril de 2024.
- Carvalho, Carlos Eduardo; Oliveira, Giuliano Contento de; Monteiro, Marcelo Balloti (2010) : O Banco Central do Brasil: Institucionalidade, relações com o estado e com a sociedade civil, autonomia e controle democrático, Texto para Discussão, No. 1518, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília
- Castro, V. (2011). *Can central banks' monetary policy be described by a linear (augmented) Taylor rule or by a nonlinear rule?* Journal of Financial Stability, 7(4), 228-246. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2010.06.002>

- Cimon, D. A., & Walton, A. (2024). *Central bank liquidity facilities and market making*. Journal of Banking and Finance, 162, 107152. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2024.107152>,
- Cole, R. A., Moshirian, F., & Wu, Q. (2008). *Bank stock returns and economic growth*. Journal of Banking & Finance, 32(6), 995–1007. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.07.006>
- Cukierman, A., Miller, G. P., & Neyapti, B. (2002). *Central bank reform, liberalization, and inflation in transition economies: An international perspective*. Journal of Monetary Economics, 49(2), 237-264. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00107-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00107-6)
- Cukierman, A., Webb, S.B., Neyapti, B., (1992). *Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes*. The World Bank Economic Review 6 (3), 353–398.
- Cukierman, A., (2008). *Central bank independence and monetary policymaking institutions past, present and future*. European Journal of Political Economy 24 (4), 722–736.
- Dedola, L., Georgiadis, G., Gräß, J., & Mehl, A. (2021). *Does a big bazooka matter? Quantitative easing policies and exchange rates*. Journal of Monetary Economics, 117, 489-506. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2020.03.002>
- Federal Reserve System. *The Fed Explained: What the Central Bank Does*. 11^a ed. Washington, DC: Federal Reserve Board, 2021. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov>. Acesso em: 10 de outubro 2024.
- Ferguson, N., Schaab, A., & Schularick, M. (2015). *Central bank balance sheets: Expansion and reduction since 1900*. CESifo Working Paper Series (No. 5379). CESifo. https://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/_5379.html
- Filardo, A., & Grenville, S. (2011). *Central bank balance sheets and foreign exchange rate regimes: Understanding the nexus in Asia* (BIS Papers No. 66). Bank for International Settlements. <https://www.bis.org>
- Gallacher, G., Granados, C., & Mann, J. (2024). *Exchange rate dynamics and the central bank's balance sheet*. Journal of International Money and Finance, 148, 103156. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2024.103156>

- Gambacorta, L., Hofmann, B., & Peersman, G. (2014). *The effectiveness of unconventional monetary policy at the zero lower bound: A cross-country analysis*. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(4), 615–642.
- Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>.
- Ivanović, V. (2014). *Financial independence of central bank through the balance sheet prism*. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 3(2), 37-59. <https://doi.org/10.2478/jcbtp-2014-0010>
- Kozicki, S., Santor, E., & Suchanek, L. (2010). *Central Bank Balance Sheets and Long-term Forward Rates*. Manuscrito preliminar. Bank of Canada.
- Malliaropulos, D., & Migiakis, P. (2023). *A global monetary policy factor in sovereign bond yields*. *Journal of Empirical Finance*, 70, 445–465. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2022.12.011>
- Michael, B. (2020). *Understanding the effects of growing central bank balance sheets on investment*. *Economic Affairs*, 40(3), 385–394. <https://doi.org/10.1111/ecaf.12434>
- Miles, D., & Schanz, J. (2014). *The relevance or otherwise of the central bank's balance sheet*. *Journal of International Economics*, 92(S1), S103–S116. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2014.01.003>
- Nascimento, L. M. do. (2023). A relação entre o Banco Central do Brasil e o Tesouro Nacional em perspectiva jurídica: da conta-movimento e do orçamento monetário ao regime de autonomia. *Revista da PGBC*, 17(1). Disponível em: <https://revistapgbc.bcb.gov.br/ojs/index.php/revista/article/view/1>. Acesso em: 11 de abril de 2024.
- Oosterloo, S., & de Haan, J. (2004). *Central banks and financial stability: a survey*. *Journal of Financial Stability*, 1(3), 257-273. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2004.09.002>
- Pattipeilohy, C. (2016). *A comparative analysis of developments in central bank balance sheet composition* (BIS Working Papers No. 559). Bank for International Settlements. <https://www.bis.org>

- Perera, A., Ralston, D., & Wickramanayake, J. (2013). *Central bank financial strength and inflation: Is there a robust link?* Journal of Financial Stability, 9(3), 399–414. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2013.06.005>
- Reynard, S. (2023). *Central bank balance sheet, money and inflation*. Economics Letters, 224, 111028. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.111028>
- Romelli, D., (2022). *The political economy of reforms in central bank design: evidence from a new dataset*. Economic Policy, <https://doi.org/10.1093/epolic/eiac011>.
- Romelli, D. (2024). *Trends in central bank independence: a de-jure perspective*. Baffi Carefin Centre Research Paper No. 217.
- Silva, Antonio Carlos Macedo e (2016): O que mostram as demonstrações, balanços e resultados dos Bancos Centrais, Texto para Discussão, No. 2224, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília
- Tiberto, Bruno Pires (2025). *How does central bank independence influence the relationship between inflation, income inequality and poverty?* Journal of International Money and Finance, [s.l.], v. —, p. 103423. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2025.103423>.

APÊNDICE A

A criação da base de dados para realização do trabalho foi feita a partir dos dados capturados dos links abaixo, conforme disposto nos procedimentos metodológicos descritos no item 3:

<https://legacydata.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b&sid=1409151240976>

<https://legacydata.imf.org/regular.aspx?key=63243610> – Central Bank Data Link

<https://legacydata.imf.org/regular.aspx?key=63140098> – Exchange Rates

<https://legacydata.imf.org/regular.aspx?key=63122827> – PIB

<https://legacydata.imf.org/regular.aspx?key=63087881> – Interest Rates

<https://legacydata.imf.org/regular.aspx?key=63087884> – CPI

APÊNDICE B

Este apêndice apresenta resultados preliminares das regressões realizadas em R no RStudios em busca do melhor modelo de desenvolvimento do trabalho, para garantir a robustez dos resultados apurados.

1) Mínimos Quadrados Pooled (OLS)

Tabela 11
OLS pooled

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
(Intercepto)	0.0607	0.0173	3.51	0.0004603	**
Δ CPI	-0.5250	0.0820	-6.40	2.116e-10	***
Δ ER	0.3682	0.0532	6.92	6.887e-12	***
Δ GDP	-0.4724	0.0543	-8.70	<2.2e-16	***
CBI	-0.0167	0.0231	-0.72	0.4706	

Estatísticas do modelo:

Painel Desbalanceado: n = 114, T = 1-15, N = 1324; R2: 0.21851; Adjusted R2: 0.21614; F Statistic: p-value: < 2.22e-16; *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

2) Efeitos Fixos

a) De país:

Tabela 12
OLS pooled — Efeitos Fixos de país-

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância.</i>
(Intercepto)	—	—	—	—	
Δ CPI	-0.7104	0.1056	-6.73	2.69e-11	***
Δ ER	0.3587	0.0524	6.84	1.24e-11	***
Δ GDP	-0.4874	0.0553	-8.81	<2.2e-16	***
CBI	-0.1864	0.1330	-1.40	0.161	

Estatísticas do modelo:

Total Sum of Squares: 34.518; Residual Sum of Squares: 26.314; R-Squared: 0.23767; Adj. R-Squared: 0.16371; F-statistic: 93.9962 on 4 and 1206 DF, p-value: < 2.22e-16; Wooldridge autocorrelação (FE): F = 3.3343, df1 = 1, df2 = 1208, p-value = 0.06809; Breusch-Pagan heterocedasticidade: BP = 32.218, df = 4, p-value = 1.727e-06; Pesaran CD (dependência seccional): z = 38.721, p-value < 2.2e-16

b) De Ano:

Tabela 13

OLS pooled — Efeitos Fixos ao Ano

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância.</i>
(Intercepto)	—	—	—	—	
Δ CPI	-0.4956	0.0823	-6.02	2.24e-09	***
Δ ER	0.4550	0.0567	8.02	2.31e-15	***
Δ GDP	-0.3380	0.0677	-4.99	6.69e-07	***
CBI	-0.0223	0.0230	-0.97	0.333	

Estatísticas do modelo:

Total Sum of Squares: 29.271; Residual Sum of Squares: 23.897; R-Squared: 0.1836; Adj. R-Squared: 0.17234; F-statistic: 73.3683 on 4 and 1305 DF, p-value: < 2.22e-16; Wooldridge autocorrelação (FE): F = 8.7641, df1 = 1, df2 = 1208, p-value = 0.003132; Breusch–Pagan heterocedasticidade: BP = 32.218, df = 4, p-value = 1.727e-06; Pesaran CD (dependência seccional): z = -1.864, p-value = 0.06232

c) De país e de Ano:

Tabela 14

OLS pooled — Efeitos Fixos de País e Ano - Variável Dependente: Δ CB

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância.</i>
(Intercepto)	—	—	—	—	
Δ CPI	-0.5939	0.1166	-5.09	4.07e-07	***
Δ ER	0.4503	0.0562	8.02	2.60e-15	***
Δ GDP	-0.3694	0.0682	-5.42	7.39e-08	***
CBI	-0.1965	0.1304	-1.51	0.132	

Estatísticas do modelo:

Total Sum of Squares: 27.23; Residual Sum of Squares: 21.886; R-Squared: 0.19627; Adj. R-Squared: 0.10794; F-statistic: 72.7693 on 4 and 1192 DF, p-value: < 2.22e-16; Wooldridge autocorrelação (FE): F = 1.0756, df1 = 1, df2 = 1208, p-value = 0.2999; Breusch–Pagan heterocedasticidade: BP = 32.218, df = 4, p-value = 1.727e-06; Pesaran CD (dependência seccional): z = -1.7567, p-value = 0.07897

d) Comparativo:

Tabela 15

Comparativo dos testes realizados nas regressões de efeitos fixos

<i>Modelo</i>	<i>Wooldridge (autocorr.)</i>	<i>Breusch–Pagan (hetero.)</i>	<i>Pesaran CD (dep. seccional)</i>
FE País	p=0.068 (limítrofe)	p<0.001 (sim)	p<0.001 (sim)
FE Ano	p=0.003 (sim)	p<0.001 (sim)	p=0.062 (não)
FE País+Ano	p=0.30 (não)	p<0.001 (sim)	p=0.079 (não)

3) Modelo dinâmico com defasagem da dependente (OLS)

Tabela 16

OLS pooled — Efeitos Fixos - Lag Variável Dependente: ΔCB

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>Estatística t</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
lag(ΔCB ,1)	-0.0228	0.0276	-0.82	0.410	
ΔCPI	-0.7006	0.1134	-6.18	9.384e-10	***
ΔER	0.3447	0.0454	7.60	6.943e-14	***
ΔGDP	-0.5027	0.0473	-10.62	< 2.2e-16	***
CBI	0.0379	0.2015	0.19	0.8510	

Estatísticas do modelo:

Total Sum of Squares: 28.203; Residual Sum of Squares: 21.524; R-Squared: 0.23684; Adj. R-Squared: 0.14899; F-statistic: 62.0053 on 5 and 999 DF, p-value: < 2.22e-16

4) GMM em Diferença (Arellano-Bond)

a) Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP tratada como predeterminada:

Tabela 17

Difference GMM – CPI e ER endógenas e GDP predeterminada

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
lag(dCB,1)	0.090	0.0444	2.04	0.042	*
dCPI	-0.641	0.431	-1.49	0.137	
dER	0.090	0.373	0.24	0.809	
dGDP	-0.600	0.182	-3.30	<0.001	***
CBI	-0.230	1.609	-0.14	0.886	

Estatísticas do modelo:

Sargan test: $p = 0.004$ (inválido); AR(1): $p < 0.001$ (esperado); AR(2): $p = 0.637$ (não significativo); Wald test: $p < 0.001$ (modelo válido)

b) Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP tratada como exógena:

Tabela 18

Difference GMM – CPI e ER endógenas e GDP exógena

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
lag(dCB,1)	0.159	0.0578	2.75	0.006	**
dCPI	-1.012	0.7836	-1.29	0.196	
dER	-0.773	0.3275	-2.36	0.018	*
dGDP	-0.733	0.1502	-4.88	<0.001	***
CBI	2.412	2.2089	1.09	0.275	

Estatísticas do modelo:

Sargan test: $p = 0.459$ (válido); AR(1): $p < 0.001$ (esperado); AR(2): $p = 0.471$ (não significativo); Wald test: $\chi^2(5)=34.32, p<0.001$ (modelo válido)

c) CPI, ER e GDP tratadas como predeterminadas:

Tabela 19

Difference GMM – CPI, ER e GDP como predeterminadas

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
lag(dCB,1)	0.098	0.0474	2.06	0.039	*
dCPI	-0.090	0.458	-0.20	0.844	
dER	0.533	0.110	4.83	<0.001	***
dGDP	-0.383	0.089	-4.30	<0.001	***
CBI	0.331	1.461	0.23	0.821	

Estatísticas do modelo:

Sargan test: $p = 0.002$ (inválido); AR(1): $p < 0.001$ (esperado); AR(2): $p = 0.107$ (não significativo); Wald test: $p < 0.001$ (modelo válido)

d) CPI, ER e GDP tratadas como endógenas:

Tabela 20

Difference GMM – CPI, ER e GDP como endógenas

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância</i>
lag(dCB,1)	0.130	0.0541	2.40	0.016	
dCPI	-1.125	0.311	-3.62	0.0003	***
dER	0.312	0.0935	3.34	0.0008	***
dGDP	-0.551	0.0654	-8.42	<0.001	***
CBI	0.483	0.821	0.59	0.556	

Estatísticas do modelo:

Sargan test: $p = 0.19$ (válido); AR(1): $p < 0.001$ (esperado); AR(2): $p = 0.82$ (não significativo); Wald test: $p < 0.001$ (modelo válido)

e) Quadro Comparativo

Tabela 21

Difference GMM – Quadro Comparativo

<i>Variável</i>	<i>Endógenas (CPI, ER, GDP)</i>	<i>Predeterminadas (CPI, ER, GDP)</i>	<i>Mista (CPI, ER endógenas; GDP pred.)</i>
lag(dCB,1)	0.125 (p=0.009)	0.104 (p=0.035)	0.110 (p=0.025)
dCPI	-0.839 (p=0.007)	-0.862 (p=0.016)	-1.134 (p<0.001)
dER	-0.078 (p=0.839)	0.365 (p<0.001)	0.313 (p=0.265)
dGDP	-0.384 (p=0.004)	-0.494 (p<0.001)	-0.517 (p<0.001)
CBI	0.115 (p=0.065)	0.115 (p=0.043)	0.138 (p=0.038)
Sargan/Hansen	p=0.037 (inválido)	p=0.00047 (inválido)	p=0.001 (inválido)
AR(1)	p<0.001 (ok)	p<0.001 (ok)	p<0.001 (ok)
AR(2)	p=0.92 (ok)	p=0.51 (ok)	p=0.68 (ok)

5) System-GMM (two-steps)

a) Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP tratada como predeterminada:

Tabela 22

System GMM – Misto: CPI e ER (endógenas) e GDP (predeterminada)

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância.</i>
lag(dCB,1)	0.110	0.0493	2.24	0.025	*
dCPI	-1.134	0.283	-4.01	<0.001	***
dER	0.313	0.281	1.11	0.265	
dGDP	-0.517	0.145	-3.57	<0.001	***
CBI	0.138	0.067	2.08	0.038	*

Estatísticas do modelo:

Sargan test: $p = 0.00047$ (inválido); AR(1): $p < 0.001$ (esperado); AR(2): $p = 0.512$ (ok); Wald test: $p < 2.2e-16$

b) Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP tratada como exógena:

Tabela 23

System GMM – Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP como exógena

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância.</i>
lag(dCB,1)	0.136	0.0535	2.54	0.011	*
dCPI	-0.918	0.3540	-2.59	0.010	**
dER	-0.389	0.3913	-0.99	0.320	
dGDP	-0.624	0.1128	-5.53	<0.001	***
CBI	0.183	0.0765	2.39	0.017	*

Estatísticas do modelo:

Sargan test: $p = 0.021$ (inválido); AR(1): $p < 0.001$ (esperado); AR(2): $p = 0.621$ (não significativo); Wald test: $\chi^2(5)=54.73$, $p<0.001$ (modelo válido)

c) CPI, ER e GDP tratadas como predeterminadas:

Tabela 24

System GMM – CPI, ER e GDP tratadas como Predeterminadas

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância.</i>
lag(dCB,1)	0.104	0.0493	2.11	0.035	*
dCPI	-0.862	0.356	-2.42	0.016	*
dER	0.365	0.080	4.53	<0.001	***
dGDP	-0.494	0.084	-5.90	<0.001	***
CBI	0.115	0.057	2.03	0.043	*

Estatísticas do modelo:

Sargan test: $p = 0.00047$ (inválido); AR(1): $p < 0.001$ (esperado); AR(2): $p = 0.512$ (ok); Wald test: $p < 2.2e-16$

d) CPI, ER e GDP tratadas como endógenas:

Tabela 25

System GMM – CPI, ER e GDP tratadas como endógenas

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>EP (robusto)</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	<i>Significância.</i>
lag(dCB,1)	0.125	0.0479	2.61	0.009	**
dCPI	-0.839	0.312	-2.69	0.007	**
dER	-0.078	0.386	-0.20	0.839	
dGDP	-0.384	0.133	-2.90	0.004	**
CBI	0.115	0.063	1.84	0.065	

Estatísticas do modelo:

Sargan test: $p = 0.037$ (inválido); AR(1): $p < 0.001$ (esperado); AR(2): $p = 0.921$ (ok); Wald test: $p = 1.3e-05$

e) Quadro Comparativo

Tabela 26

GMM System – Quadro Comparativo

<i>Variável</i>	<i>Endógenas (CPI, ER, GDP)</i>	<i>Predeterminadas (CPI, ER, GDP)</i>	<i>Mista (CPI, ER endógenas; GDP pred.)</i>
lag(dCB,1)	0.130 ($p=0.016$)	0.098 ($p=0.039$)	0.090 ($p=0.042$)
dCPI	-1.125 ($p=0.0003$)	-0.090 ($p=0.844$)	-0.641 ($p=0.137$)
dER	0.312 ($p=0.0008$)	0.533 ($p<0.001$)	0.090 ($p=0.809$)
dGDP	-0.551 ($p<0.001$)	-0.383 ($p<0.001$)	-0.600 ($p<0.001$)
CBI	0.483 ($p=0.556$)	0.331 ($p=0.821$)	-0.230 ($p=0.886$)
Sargan/Hansen	$p=0.19$ (válido)	$p=0.002$ (inválido)	$p=0.004$ (inválido)
AR(1)	$p<0.001$ (ok)	$p<0.001$ (ok)	$p<0.001$ (ok)
AR(2)	$p=0.82$ (ok)	$p=0.11$ (ok)	$p=0.64$ (ok)

APÊNDICE C

Este apêndice apresenta os códigos de programação em R realizados no RStudios para realizar as estimativas econométricas descritas no item 3 e resultados indicados no item 4 do trabalho. Os códigos foram gerados com auxílio de Inteligência Artificial para melhor adequação ao contexto do trabalho e da programação em linguagem R

1) Mínimos Quadrados Pooled (OLS)

Pooling Model

Call:

```
plm(formula = dCB ~ dCPI + dER + dGDP + CBI, data = pd, na.action = na.omit  
,  
     model = "pooling")
```

Unbalanced Panel: n = 114, T = 1-15, N = 1324

Residuals:

	Min.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	Max.
	-0.474442	-0.084610	-0.016536	0.063285	0.704412

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
(Intercept)	0.060667	0.020233	2.9984	0.002765 **
dCPI	-0.525020	0.075471	-6.9565	5.475e-12 ***
dER	0.368187	0.038525	9.5570	< 2.2e-16 ***
dGDP	-0.472420	0.039711	-11.8964	< 2.2e-16 ***
CBI	-0.016694	0.029234	-0.5710	0.568071

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares: 36.55

Residual Sum of Squares: 28.564

R-Squared: 0.21851

Adj. R-Squared: 0.21614

F-statistic: 92.1993 on 4 and 1319 DF, p-value: < 2.22e-16

>

```
> # matriz de covariância robusta, tipo HC1, cluster por grupo (país)
```

```
> vcov_clust <- vcovHC(m1, type = "HC1", cluster = "group")
```

>

```
> # imprimir os coeficientes com SE robustos
```

```
> print(coeftest(m1, vcov = vcov_clust))
```

t test of coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.060667	0.017276	3.5117	0.0004603 ***
dCPI	-0.525020	0.081998	-6.4028	2.116e-10 ***
dER	0.368187	0.053184	6.9229	6.887e-12 ***
dGDP	-0.472420	0.054312	-8.6983	< 2.2e-16 ***
CBI	-0.016694	0.023129	-0.7218	0.4705637

signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

2) Efeitos Fixos

a. De país:

```
> # FE de país
> m_fe_country <- plm(dCB ~ dCPI + dER + dGDP + CBI,
+                     data = pd,
+                     model = "within", # FE = within estimator
+                     effect = "individual") # individual = país
> summary(m_fe_country)
Oneway (individual) effect within Model

Call:
plm(formula = dCB ~ dCPI + dER + dGDP + CBI, data = pd, effect = "individual",
     model = "within")

Unbalanced Panel: n = 114, T = 1-15, N = 1324

Residuals:
    Min.   1st Qu.   Median   3rd Qu.    Max.
-0.429228 -0.081388 -0.014232  0.063973  0.674241

Coefficients:
            Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
dCPI -0.710398     0.102188  -6.9519 5.889e-12 ***
dER   0.358734     0.040855   8.7806 < 2.2e-16 ***
dGDP -0.487361     0.041420 -11.7662 < 2.2e-16 ***
CBI  -0.186392     0.114044  -1.6344  0.1024
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares:    34.518
Residual Sum of Squares: 26.314
R-Squared:               0.23767
Adj. R-Squared:          0.16371
F-statistic: 93.9962 on 4 and 1206 DF, p-value: < 2.22e-16

> vcov_clust_country <- vcovHC(m_fe_country, type = "HC1", cluster = "group")
> coeftest(m_fe_country, vcov = vcov_clust_country)

t test of coefficients:

            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
dCPI -0.710398     0.105624  -6.7257 2.691e-11 ***
dER   0.358734     0.052433   6.8418 1.241e-11 ***
dGDP -0.487361     0.055336  -8.8073 < 2.2e-16 ***
CBI  -0.186392     0.133002  -1.4014  0.1613
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

b. De ano:

```
> # FE de ano
> m_fe_year <- plm(dCB ~ dCPI + dER + dGDP + CBI,
+                 data = pd,
+                 model = "within",
+                 effect = "time")
> summary(m_fe_year)
Oneway (time) effect within Model
```

Call:

```
plm(formula = dCB ~ dCPI + dER + dGDP + CBI, data = pd, effect = "time",
     model = "within")
```

Unbalanced Panel: n = 114, T = 1-15, N = 1324

Residuals:

	Min.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	Max.
	-0.5160131	-0.0769136	-0.0083084	0.0645233	0.6678895

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
dCPI	-0.495557	0.073979	-6.6986	3.120e-11 ***
dER	0.455004	0.038837	11.7158	< 2.2e-16 ***
dGDP	-0.337999	0.048156	-7.0188	3.587e-12 ***
CBI	-0.022322	0.026945	-0.8284	0.4076

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares: 29.271

Residual Sum of Squares: 23.897

R-Squared: 0.1836

Adj. R-Squared: 0.17234

F-statistic: 73.3683 on 4 and 1305 DF, p-value: < 2.22e-16

>

```
> # erros robustos ao cluster por país
```

```
> vcov_clust_year <- vcovHC(m_fe_year, type = "HC1", cluster = "group")
```

```
> coeftest(m_fe_year, vcov = vcov_clust_year)
```

t test of coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
dCPI	-0.495557	0.082289	-6.0221	2.235e-09 ***
dER	0.455004	0.056725	8.0213	2.310e-15 ***
dGDP	-0.337999	0.067669	-4.9949	6.686e-07 ***
CBI	-0.022322	0.023045	-0.9686	0.3329

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

c. De país e ano:

```
> # FE de país + ano
> m_fe_twoway <- plm(dCB ~ dCPI + dER + dGDP + CBI,
+                   data = pd,
+                   model = "within",
+                   effect = "twoways")
> summary(m_fe_twoway)
Twoways effects Within Model
```

Call:

```
plm(formula = dCB ~ dCPI + dER + dGDP + CBI, data = pd, effect = "twoways",
    model = "within")
```

Unbalanced Panel: n = 114, T = 1-15, N = 1324

Residuals:

	Min.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	Max.
	-0.4358240	-0.0716161	-0.0074814	0.0636394	0.6292853

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
dCPI	-0.593867	0.104221	-5.6981	1.525e-08 ***
dER	0.450334	0.041677	10.8054	< 2.2e-16 ***
dGDP	-0.369378	0.051664	-7.1497	1.513e-12 ***
CBI	-0.196457	0.110727	-1.7742	0.07628 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares: 27.23

Residual Sum of Squares: 21.886

R-Squared: 0.19627

Adj. R-Squared: 0.10794

F-statistic: 72.7693 on 4 and 1192 DF, p-value: < 2.22e-16

>

```
> # erros robustos
```

```
> vcov_clust_twoway <- vcovHC(m_fe_twoway, type = "HC1", cluster = "group")
```

```
> coeftest(m_fe_twoway, vcov = vcov_clust_twoway)
```

t test of coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
dCPI	-0.593867	0.116577	-5.0942	4.069e-07 ***
dER	0.450334	0.056185	8.0152	2.603e-15 ***
dGDP	-0.369378	0.068207	-5.4156	7.385e-08 ***
CBI	-0.196457	0.130359	-1.5070	0.1321

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

3) Modelo dinâmico com defasagem da dependente (OLS)

```
> # Pooled OLS com lag de  $\Delta CB$ 
> m_pool_lag <- plm(dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI,
+                   data = pd,
+                   model = "pooling")
>
> summary(m_pool_lag)
Pooling Model

Call:
plm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI, data = pd,
     model = "pooling")

Unbalanced Panel: n = 111, T = 1-14, N = 1115

Residuals:
    Min.   1st Qu.   Median   3rd Qu.    Max.
-0.463415 -0.087153 -0.016892  0.064007  0.698022

Coefficients:
              Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.062493   0.021915   2.8516  0.004431 **
lag(dCB, 1)  0.012165   0.026066   0.4667  0.640806
dCPI         -0.551410   0.082503  -6.6835 3.686e-11 ***
dER          0.353393   0.042788   8.2591 4.143e-16 ***
dGDP         -0.478835   0.044958 -10.6507 < 2.2e-16 ***
CBI          -0.017988   0.031528  -0.5705  0.568436
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares:    30.094
Residual Sum of Squares: 23.484
R-Squared:               0.21966
Adj. R-Squared:          0.21614
F-statistic: 62.4346 on 5 and 1109 DF, p-value: < 2.22e-16
>
> # Erros robustos (cluster país)
> coeftest(m_pool_lag, vcov = vcovHC(m_pool_lag, type = "HC1", cluster = "g
roup"))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.062493   0.019336   3.2319  0.001266 **
lag(dCB, 1)  0.012165   0.031137   0.3907  0.696102
dCPI         -0.551410   0.091374  -6.0347 2.169e-09 ***
dER          0.353393   0.053207   6.6419 4.841e-11 ***
dGDP         -0.478835   0.060176  -7.9573 4.319e-15 ***
CBI          -0.017988   0.025163  -0.7149  0.474848
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

>
> # FE de país com lag de  $\Delta CB$ 
> m_fe_lag <- plm(dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI,
```

```

+           data = pd,
+           model = "within",
+           effect = "individual")
>
> summary(m_fe_lag)
Oneway (individual) effect within Model

Call:
plm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI, data = pd,
     effect = "individual", model = "within")

Unbalanced Panel: n = 111, T = 1-14, N = 1115

Residuals:
    Min.   1st Qu.   Median   3rd Qu.    Max.
-0.424632 -0.082000 -0.014943  0.063580  0.660100

Coefficients:
              Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
lag(dCB, 1) -0.022791   0.027625  -0.8250   0.4096
dCPI        -0.700570   0.113381  -6.1789 9.384e-10 ***
dER          0.344733   0.045376   7.5972 6.943e-14 ***
dGDP        -0.502734   0.047346 -10.6182 < 2.2e-16 ***
CBI          0.037862   0.201464   0.1879   0.8510
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares:    28.203
Residual Sum of Squares: 21.524
R-Squared:               0.23684
Adj. R-Squared:          0.14899
F-statistic: 62.0053 on 5 and 999 DF, p-value: < 2.22e-16
>
> # Erros robustos (cluster país)
> coeftest(m_fe_lag, vcov = vcovHC(m_fe_lag, type = "HC1", cluster = "group"))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag(dCB, 1) -0.022791   0.031187  -0.7308   0.4651
dCPI        -0.700570   0.127122  -5.5110 4.541e-08 ***
dER          0.344733   0.054175   6.3633 3.003e-10 ***
dGDP        -0.502734   0.062467  -8.0479 2.377e-15 ***
CBI          0.037862   0.140229   0.2700   0.7872
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

>
> # FE país
> m_fe_country <- plm(dCB ~ dCPI + dER + dGDP + CBI, data = pd,
+                    model = "within", effect = "individual")
>
> # Erros Driscoll-Kraay (corrige hetero, autocorr e dep. seccional)
> coeftest(m_fe_country, vcov = vcovSCC(m_fe_country, type = "HC1", maxlag = 2))

t test of coefficients:

```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
dCPI	-0.710398	0.195355	-3.6364	0.0002881	***
dER	0.358734	0.075757	4.7354	2.446e-06	***
dGDP	-0.487361	0.169463	-2.8759	0.0040995	**
CBI	-0.186392	0.163541	-1.1397	0.2546267	

 signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

4) GMM em Diferença (Arellano-Bond)

a) Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP tratada como predeterminada:

```
> # Difference GMM (Arellano-Bond)
> # - lag(dCB,1) = endógena (instrumentada com lags 2:3)
> # - dCPI e dER = endógenas (lags 2:3)
> # - dGDP = predeterminada (lags 1:2)
> # - CBI = exógena
>
> m_diff_gmm_mixed <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+   lag(dCB, 2:3) +      # dependente endógena
+   lag(dCPI, 2:3) +     # CPI endógena
+   lag(dER, 2:3) +      # ER endógena
+   lag(dGDP, 1:2) +     # GDP predeterminada
+   CBI,                 # CBI exógena
+   data = pd,
+   effect = "individual",
+   model = "twosteps",
+   transformation = "d",
+   collapse = TRUE,     # reduz instrumentos
+   time.dummies = TRUE  # controla choques globais
+ )
>
> summary(m_diff_gmm_mixed, robust = TRUE)
Oneway (individual) effect Two-steps model Difference GMM

Call:
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + lag(dGDP,
      1:2) + CBI, data = pd, effect = "individual", model = "twosteps",
      collapse = TRUE, transformation = "d", time.dummies = TRUE)

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 945
Residuals:
      Min.      1st Qu.      Median      Mean      3rd Qu.      Max.
-0.9290205  0.0000000  0.0000000  0.0002249  0.0000000  0.9015794

Coefficients:
      Estimate Std. Error z-value Pr(>|z|)
lag(dCB, 1)  0.090363   0.044374  2.0364 0.0417098 *
dCPI        -0.640974   0.430556 -1.4887 0.1365634
```

dER	0.090125	0.373274	0.2414	0.8092115
dGDP	-0.600439	0.181963	-3.2998	0.0009676 ***
CBI	-0.230362	1.609322	-0.1431	0.8861777

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: $\chi^2(4) = 15.59596$ (p-value = 0.0036121)
Autocorrelation test (1): normal = -5.59541 (p-value = 2.201e-08)
Autocorrelation test (2): normal = -0.4719494 (p-value = 0.63696)
Wald test for coefficients: $\chi^2(5) = 126.2275$ (p-value = < 2.22e-16)

b)Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP tratada como exógena:

```
> # Difference GMM com dGDP exógena
> m_diff_gmm_gdp_exo <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+   lag(dCB, 2:3) + # dependente endógena
+   lag(dCPI, 2:3) + # endógena
+   lag(dER, 2:3) + # endógena
+   CBI + dGDP,      # dGDP exógena (entra direto)
+   data = pd,
+   effect = "individual",
+   model = "twosteps",
+   transformation = "d", # Difference GMM
+   collapse = TRUE,
+   time.dummies = TRUE
+ )
>
> summary(m_diff_gmm_gdp_exo, robust = TRUE)
Oneway (individual) effect Two-steps model Difference GMM
```

Call:

```
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + CBI + dGDP,
      data = pd, effect = "individual", model = "twosteps", collapse = TRUE,
      transformation = "d", time.dummies = TRUE)
```

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 945

Residuals:

	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
	-1.565871	0.000000	0.000000	-0.000269	0.000000	1.078819

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z-value	Pr(> z)
lag(dCB, 1)	0.158732	0.057797	2.7464	0.006026 **
dCPI	-1.012448	0.783576	-1.2921	0.196328
dER	-0.773426	0.327482	-2.3617	0.018190 *
dGDP	-0.733184	0.150176	-4.8822	1.049e-06 ***
CBI	2.412451	2.208918	1.0921	0.274771

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: $\chi^2(3) = 2.590423$ (p-value = 0.45917)
Autocorrelation test (1): normal = -5.088478 (p-value = 3.6095e-07)
Autocorrelation test (2): normal = 0.7203002 (p-value = 0.47134)

wald test for coefficients: $\text{chisq}(5) = 34.321$ (p-value = $2.0551\text{e-}06$)

c) CPI, ER e GDP tratadas como predeterminadas:

```
> # Difference GMM (Arellano-Bond)
> # - lag(dCB,1) = endógena (instrumentada com lags 2:3)
> # - dCPI, dER, dGDP = predeterminadas (instrumentadas com lags 1:2)
> # - CBI = exógena
>
> m_diff_gmm_pred <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+     lag(dCB, 2:3) +      # lag da dependente endógena
+     lag(dCPI, 1:2) +     # CPI predeterminada
+     lag(dER, 1:2) +     # ER predeterminada
+     lag(dGDP, 1:2) +    # GDP predeterminada
+     CBI,                # CBI exógena
+   data = pd,
+   effect = "individual",
+   model = "twosteps",
+   transformation = "d",
+   collapse = TRUE,      # reduz proliferação de instrumentos
+   time.dummies = TRUE   # controla choques globais por ano
+ )
>
> summary(m_diff_gmm_pred, robust = TRUE)
Oneway (individual) effect Two-steps model Difference GMM

Call:
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 1:2) + lag(dER, 1:2) + lag(dGDP,
      1:2) + CBI, data = pd, effect = "individual", model = "twosteps",
      collapse = TRUE, transformation = "d", time.dummies = TRUE)

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 945
Residuals:
      Min.      1st Qu.      Median      Mean      3rd Qu.      Max.
-0.8609539  0.0000000  0.0000000 -0.0009675  0.0000000  0.9335693

Coefficients:
              Estimate Std. Error z-value Pr(>|z|)
lag(dCB, 1)  0.097707   0.047385  2.0620  0.03921 *
dCPI        -0.089857   0.457695 -0.1963  0.84436
dER          0.532636   0.110267  4.8304 1.362e-06 ***
dGDP        -0.383196   0.089040 -4.3037 1.680e-05 ***
CBI          0.331437   1.460975  0.2269  0.82053
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test:  $\text{chisq}(4) = 16.81723$  (p-value =  $0.0020975$ )
Autocorrelation test (1): normal =  $-5.281986$  (p-value =  $1.2779\text{e-}07$ )
Autocorrelation test (2): normal =  $-1.613275$  (p-value =  $0.10668$ )
wald test for coefficients:  $\text{chisq}(5) = 170.6785$  (p-value =  $< 2.22\text{e-}16$ )
>
```

d)CPI, ER e GDP tratadas como endógenas:

```
) Difference GMM (Arellano-Bond) – baseline
> # Endógenas: lag(dCB,1), dCPI, dER, dGDP
> # Exógena: CBI
> # Instrumentos (GMM-style): lags 2:3 das endógenas em NÍVEL
> # -----
> m_diff_gmm_23 <- pgmm(
+ # Equação estrutural em DIFERENÇA
+ dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+
+ # Bloco de instrumentos (GMM-style):
+ # - Para variáveis endógenas/predeterminadas, use defasagens >=
2
+ # - Aqui tratamos dCPI, dER, dGDP como ENDÓGENAS (conservador)
+ lag(dCB, 2:3) + # instruments for lagged dependent (endóge
na)
+ lag(dCPI, 2:3) + # endógena
+ lag(dER, 2:3) + # endógena
+ lag(dGDP, 2:3) + # endógena
+
+ # CBI exógena: pode entrar como instrumento "de nível" diretament
e
+ CBI,
+
+ data = pd,
+ effect = "individual",
+ model = "twosteps", # two-step GMM (erros robustos)
+ transformation = "d" # "d" = Difference GMM (Arellano-Bond)
+ )
Mensagens de aviso:
1: In pgmm(dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI | lag(dCB, 2:3) + :
the first-step matrix is singular, a general inverse is used
2: In pgmm(dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI | lag(dCB, 2:3) + :
the second-step matrix is singular, a general inverse is used
>
> s_diff_gmm_23 <- summary(m_diff_gmm_23, robust = TRUE) # robust = windme
ijer
```

Mensagem de aviso:

```
In vcovHC.pgmm(object) : a general inverse is used> print(s_diff_gmm_23)
Oneway (individual) effect Two-steps model Difference GMM
```

Call:

```
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + lag(dGDP,
      2:3) + CBI, data = pd, effect = "individual", model = "twosteps",
      transformation = "d")
```

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 945

Residuals:

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
-0.8856057	0.0000000	0.0000000	0.0001978	0.0000000	0.9087390

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z-value	Pr(> z)
lag(dCB, 1)	0.048074	0.041215	1.1664	0.2434425
dCPI	-1.125145	0.310985	-3.6180	0.0002969 ***
dER	0.312341	0.093531	3.3394	0.0008395 ***
dGDP	-0.551247	0.065432	-8.4248	< 2.2e-16 ***
CBI	0.483123	0.821026	0.5884	0.5562388

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: chisq(126) = 100.4423 (p-value = 0.95459)
Autocorrelation test (1): normal = -5.134734 (p-value = 2.8254e-07)
Autocorrelation test (2): normal = -1.026005 (p-value = 0.30489)
Wald test for coefficients: chisq(5) = 148.5667 (p-value = < 2.22e-16)

a) Alternativa com Lags 2:4:

2) Difference GMM – alternativa com lags 2:4 (um pouco mais de instrumentos)

```
> # -----
> m_diff_gmm_24 <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+   lag(dCB, 2:4) + lag(dCPI, 2:4) + lag(dER, 2:4) + lag(dGDP, 2:4) +
+   CBI,
+   data = pd,
+   effect = "individual",
+   model = "twosteps",
+   transformation = "d"
+ )
Mensagens de aviso:
1: In pgmm(dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI | lag(dCB, 2:4) + :
the first-step matrix is singular, a general inverse is used
2: In pgmm(dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI | lag(dCB, 2:4) + :
the second-step matrix is singular, a general inverse is used
> s_diff_gmm_24 <- summary(m_diff_gmm_24, robust = TRUE)
```

Mensagem de aviso:

In vcovHC.pgmm(object) : a general inverse is used> print(s_diff_gmm_24)
Oneway (individual) effect Two-steps model Difference GMM

Call:

```
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:4) + lag(dCPI, 2:4) + lag(dER, 2:4) + lag(dGDP,
      2:4) + CBI, data = pd, effect = "individual", model = "twosteps",
      transformation = "d")
```

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 945

Residuals:

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
-0.8763178	0.0000000	0.0000000	0.0002796	0.0000000	0.9085453

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z-value	Pr(> z)
lag(dCB, 1)	0.038585	0.042039	0.9179	0.3586964
dCPI	-1.092673	0.278440	-3.9243	8.699e-05 ***

dER	0.338293	0.089010	3.8006	0.0001443	***
dGDP	-0.550762	0.069395	-7.9366	2.078e-15	***
CBI	0.217843	0.662829	0.3287	0.7424149	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: chisq(178) = 101.3275 (p-value = 1)

Autocorrelation test (1): normal = -5.102823 (p-value = 3.3462e-07)

Autocorrelation test (2): normal = -1.221304 (p-value = 0.22197)

Wald test for coefficients: chisq(5) = 145.7599 (p-value = < 2.22e-16)

b) Colapsado – com redução de instrumentos

3) Difference GMM – “colapsado” (reduz instrumentos)

> # Útil se o Hansen “infla” (muitos instrumentos).

> # Obs.: a opção 'collapse' está disponível em versões recentes do plm.

> # Se sua versão suportar, use collapse=TRUE; se não, ignore este bloco

.

> # -----

```
> m_diff_gmm_23c <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+   lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + lag(dGDP, 2:3) +
+   CBI,
+   data = pd,
+   effect = "individual",
+   model = "twosteps",
+   transformation = "d",
+   collapse = TRUE      # <- reduz o número de instrumentos
+ )
```

```
> s_diff_gmm_23c <- summary(m_diff_gmm_23c, robust = TRUE)
```

```
> print(s_diff_gmm_23c)
```

Oneway (individual) effect Two-steps model Difference GMM

Call:

```
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + lag(dGDP,
      2:3) + CBI, data = pd, effect = "individual", model = "twosteps",
      collapse = TRUE, transformation = "d")
```

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 945

Residuals:

	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
	-1.2183041	0.0000000	0.0000000	-0.0005919	0.0000000	0.9780546

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z-value	Pr(> z)
lag(dCB, 1)	0.130053	0.054099	2.4040	0.01622 *
dCPI	-0.278485	0.653889	-0.4259	0.67019
dER	-0.357000	0.400956	-0.8904	0.37327
dGDP	-0.448950	0.177018	-2.5362	0.01121 *
CBI	1.443780	2.063893	0.6995	0.48421

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: $\text{chisq}(4) = 6.095264$ (p-value = 0.19215)
Autocorrelation test (1): normal = -4.875592 (p-value = 1.0848e-06)
Autocorrelation test (2): normal = 0.2274296 (p-value = 0.82009)
Wald test for coefficients: $\text{chisq}(5) = 18.04864$ (p-value = 0.0028861)

c) GMM em Diferença (Arellano-Bond) com controle de Crise Financeira

```
> # Difference GMM com dummy de crise
> m_diff_gmm_main_crisis <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI + crisis_dummy |
+     lag(dCB, 2:3) +
+     lag(dCPI, 2:3) +
+     lag(dER, 2:3) +
+     lag(dGDP, 2:3) +
+     CBI + crisis_dummy, # dummy é tratada como exógena
+   data = pd,
+   effect = "individual",
+   model = "twosteps",
+   transformation = "d",
+   collapse = TRUE,
+   time.dummies = TRUE
+ )
```

 Show Traceback

 Rerun with Debug

Error in eval(predvars, data, env) : objeto 'crisis_dummy' não encontrado

```
> # FE país com dummy de crise + erros robustos Driscoll-Kraay
> m_fe_dk_crisis <- plm(
+   dCB ~ dCPI + dER + dGDP + CBI + crisis_dummy,
+   data = pd,
+   model = "within", effect = "individual"
+ )
```

 Show Traceback

 Rerun with Debug

Error in eval(predvars, data, env) : objeto 'crisis_dummy' não encontrado

```
> # Criar dummy de crise dentro do painel pd
> pd$crisis_dummy <- ifelse(pd$year %in% c(2008:2010, 2020:2022), 1, 0)
>
> # Conferir rapidamente
> table(pd$year, pd$crisis_dummy)
```

	0	1
2008	0	150
2009	0	150
2010	0	150
2011	150	0
2012	150	0
2013	150	0
2014	150	0
2015	150	0
2016	150	0
2017	150	0

```

2018 150 0
2019 150 0
2020 0 150
2021 0 150
2022 0 150
2023 150 0
2024 150 0
>
> m_diff_gmm_main_crisis <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI + crisis_dummy |
+   lag(dCB, 2:3) +
+   lag(dCPI, 2:3) +
+   lag(dER, 2:3) +
+   lag(dGDP, 2:3) +
+   CBI + crisis_dummy, # dummy tratada como exógena
+   data = pd,
+   effect = "individual",
+   model = "twosteps",
+   transformation = "d",
+   collapse = TRUE,
+   time.dummies = TRUE
+ )
>
> summary(m_diff_gmm_main_crisis, robust = TRUE)
Oneway (individual) effect Two-steps model Difference GMM

Call:
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI +
      crisis_dummy | lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER,
      2:3) + lag(dGDP, 2:3) + CBI + crisis_dummy, data = pd, effect = "indivi
dual",
      model = "twosteps", collapse = TRUE, transformation = "d",
      time.dummies = TRUE)

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 945
Residuals:
      Min.      1st Qu.        Median         Mean      3rd Qu.        Max.
-1.2333102  0.0000000  0.0000000 -0.0004136  0.0000000  0.9597614

Coefficients:
              Estimate Std. Error z-value Pr(>|z|)
lag(dCB, 1)    0.1258968   0.0600680   2.0959 0.036091 *
dCPI          -0.4574949   0.6673094  -0.6856 0.492977
dER           -0.3834256   0.4134903  -0.9273 0.353776
dGDP          -0.5242807   0.1664705  -3.1494 0.001636 **
CBI            1.1916989   2.2372126   0.5327 0.594261
crisis_dummy  -0.0051256   0.0307383  -0.1668 0.867566
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: chisq(4) = 7.053319 (p-value = 0.1331)
Autocorrelation test (1): normal = -4.875832 (p-value = 1.0835e-06)
Autocorrelation test (2): normal = 0.3518105 (p-value = 0.72498)
wald test for coefficients: chisq(6) = 27.06228 (p-value = 0.00014097)
>

```

```

> m_fe_dk_crisis <- plm(
+   dCB ~ dCPI + dER + dGDP + CBI + crisis_dummy,
+   data = pd,
+   model = "within", effect = "individual"
+ )
>
> # Erros Driscoll-Kraay
> coeftest(m_fe_dk_crisis, vcov = vcovSCC(m_fe_dk_crisis, type = "HC1", max
lag = 2))

```

t test of coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
dCPI	-0.768329	0.203195	-3.7812	0.0001637	***
dER	0.375407	0.075569	4.9677	7.75e-07	***
dGDP	-0.488051	0.163388	-2.9871	0.0028736	**
CBI	-0.193418	0.091379	-2.1167	0.0344927	*
crisis_dummy	0.053140	0.036525	1.4549	0.1459547	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

5) System-GMM (two-step)

a) CPI, ER e GDP tratadas como endógenas:

```

> # -----
> # System GMM Two-step (Blundell-Bond) - Três especificações
> # -----
>
> # A) Todas endógenas (CPI, ER, GDP)
> m_sys_gmm_endog <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+   lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + lag(dGDP, 2:3) +
CBI,
+   data = pd, effect = "individual",
+   model = "twosteps", transformation = "ld",
+   collapse = TRUE, time.dummies = TRUE
+ )
> s_sys_gmm_endog <- summary(m_sys_gmm_endog, robust = TRUE)
>
> # B) Todas predeterminadas (CPI, ER, GDP)
> m_sys_gmm_pred <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+   lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 1:2) + lag(dER, 1:2) + lag(dGDP, 1:2) +
CBI,
+   data = pd, effect = "individual",
+   model = "twosteps", transformation = "ld",
+   collapse = TRUE, time.dummies = TRUE
+ )
> s_sys_gmm_pred <- summary(m_sys_gmm_pred, robust = TRUE)
>
> # C) Misto: CPI e ER endógenas, GDP predeterminada
> m_sys_gmm_mixed <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+   lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + lag(dGDP, 1:2) +
CBI,

```

```

+   data = pd, effect = "individual",
+   model = "twosteps", transformation = "ld",
+   collapse = TRUE, time.dummies = TRUE
+ )
> s_sys_gmm_mixed <- summary(m_sys_gmm_mixed, robust = TRUE)
>
> # -----
> # Exibir resultados resumidos
> # -----
> print(s_sys_gmm_endog)
Oneway (individual) effect Two-steps model System GMM

Call:
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + lag(dGDP,
      2:3) + CBI, data = pd, effect = "individual", model = "twosteps",
      collapse = TRUE, transformation = "ld", time.dummies = TRUE)

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 2060
Residuals:
      Min.      1st Qu.      Median      Mean      3rd Qu.      Max.
-0.900362  0.000000    0.000000   0.000227  0.000000   1.052094

Coefficients:
              Estimate Std. Error z-value Pr(>|z|)
lag(dCB, 1)   0.124882   0.047853   2.6097 0.009062 **
dCPI          -0.838733   0.311557  -2.6921 0.007101 **
dER           -0.078475   0.386215  -0.2032 0.838987
dGDP          -0.384296   0.132564  -2.8989 0.003744 **
CBI           0.115434   0.062588   1.8443 0.065133 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: chisq(9) = 17.8197 (p-value = 0.037324)
Autocorrelation test (1): normal = -5.317508 (p-value = 1.052e-07)
Autocorrelation test (2): normal = 0.0991445 (p-value = 0.92102)
wald test for coefficients: chisq(5) = 30.21723 (p-value = 1.3365e-05)
> print(s_sys_gmm_pred)
Oneway (individual) effect Two-steps model System GMM

```

b) CPI, ER e GDP tratadas como predeterminadas:

```

Call:
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 1:2) + lag(dER, 1:2) + lag(dGDP,
      1:2) + CBI, data = pd, effect = "individual", model = "twosteps",
      collapse = TRUE, transformation = "ld", time.dummies = TRUE)

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 2060
Residuals:
      Min.      1st Qu.      Median      Mean      3rd Qu.      Max.
-0.897536  0.000000    0.000000  -0.003267  0.000000   0.923395

```

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z-value	Pr(> z)
lag(dCB, 1)	0.103897	0.049345	2.1055	0.03524 *
dCPI	-0.861532	0.356473	-2.4168	0.01566 *
dER	0.364625	0.080439	4.5329	5.817e-06 ***
dGDP	-0.494420	0.083759	-5.9029	3.572e-09 ***
CBI	0.114597	0.056572	2.0257	0.04280 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: chisq(9) = 29.79764 (p-value = 0.00047489)

Autocorrelation test (1): normal = -4.887182 (p-value = 1.0229e-06)

Autocorrelation test (2): normal = -0.6560001 (p-value = 0.51182)

Wald test for coefficients: chisq(5) = 187.4029 (p-value = < 2.22e-16)

> print(s_sys_gmm_mixed)

Oneway (individual) effect Two-steps model System GMM

c) Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP tratada como predeterminada:

Call:

```
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + lag(dGDP,
      1:2) + CBI, data = pd, effect = "individual", model = "twosteps",
      collapse = TRUE, transformation = "ld", time.dummies = TRUE)
```

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 2060

Residuals:

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
-0.919852	0.000000	0.000000	-0.003127	0.000000	0.921351

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z-value	Pr(> z)
lag(dCB, 1)	0.110433	0.049261	2.2418	0.0249751 *
dCPI	-1.134455	0.282701	-4.0129	5.997e-05 ***
dER	0.313187	0.281002	1.1145	0.2650499
dGDP	-0.516557	0.144816	-3.5670	0.0003611 ***
CBI	0.138327	0.066568	2.0780	0.0377116 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: chisq(9) = 27.7925 (p-value = 0.0010331)

Autocorrelation test (1): normal = -5.116351 (p-value = 3.115e-07)

Autocorrelation test (2): normal = -0.4115582 (p-value = 0.68066)

Wald test for coefficients: chisq(5) = 143.3338 (p-value = < 2.22e-16)

>

d) Ultraparcimonioso (colapsado e legs 2:3)

```
> m_sys_ultra_noTD <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB,1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+   lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + lag(dGDP, 2:3) +
+   CBI,
+   data = pd, effect = "individual",
+   model = "twosteps", transformation = "ld",
+   collapse = TRUE
+ )
> summary(m_sys_ultra_noTD, robust = TRUE)
Oneway (individual) effect Two-steps model System GMM
```

Call:

```
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + lag(dGDP,
      2:3) + CBI, data = pd, effect = "individual", model = "twosteps",
      collapse = TRUE, transformation = "ld")
```

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 2060

Residuals:

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
-0.900362	0.000000	0.000000	0.000227	0.000000	1.052094

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z-value	Pr(> z)
lag(dCB, 1)	0.124882	0.047853	2.6097	0.009062 **
dCPI	-0.838733	0.311557	-2.6921	0.007101 **
dER	-0.078475	0.386215	-0.2032	0.838987
dGDP	-0.384296	0.132564	-2.8989	0.003744 **
CBI	0.115434	0.062588	1.8443	0.065133 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: chisq(9) = 17.8197 (p-value = 0.037324)

Autocorrelation test (1): normal = -5.317508 (p-value = 1.052e-07)

Autocorrelation test (2): normal = 0.0991445 (p-value = 0.92102)

wald test for coefficients: chisq(5) = 30.21723 (p-value = 1.3365e-05)

e) Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP tratada como exógena:

```
> # System GMM com dGDP exógena
> m_sys_gmm_gdp_exo <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+   lag(dCB, 2:3) + # endógena
+   lag(dCPI, 2:3) + # endógena
+   lag(dER, 2:3) + # endógena
+   CBI + dGDP, # dGDP exógena
+   data = pd,
+   effect = "individual",
+   model = "twosteps",
+   transformation = "ld", # System GMM
+   collapse = TRUE,
```

```

+   time.dummies = TRUE
+ )
>
> summary(m_sys_gmm_gdp_exo, robust = TRUE)
Oneway (individual) effect Two-steps model System GMM

Call:
pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + CBI + dGDP,
      data = pd, effect = "individual", model = "twosteps", collapse = TRUE,
      transformation = "ld", time.dummies = TRUE)

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 2060
Residuals:
      Min.      1st Qu.        Median          Mean       3rd Qu.        Max.
-1.200578 -0.003209   0.000000   -0.004606   0.000000   1.297932

Coefficients:
              Estimate Std. Error z-value Pr(>|z|)
lag(dCB, 1)   0.136160   0.053532   2.5435  0.010974 *
dCPI          -0.917886   0.353970  -2.5931  0.009511 **
dER           -0.388835   0.391342  -0.9936  0.320422
dGDP          -0.623978   0.112788  -5.5323 3.161e-08 ***
CBI            0.182816   0.076482   2.3903  0.016834 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: chisq(8) = 17.97123 (p-value = 0.021443)
Autocorrelation test (1): normal = -4.908194 (p-value = 9.1919e-07)
Autocorrelation test (2): normal = 0.4938995 (p-value = 0.62138)
wald test for coefficients: chisq(5) = 54.72941 (p-value = 1.4839e-10)
>

```

6) System-GMM (One-step)

a) Misto: CPI e ER tratadas como endógenas e GDP tratada como exógena:

```

> # -----
> # System GMM One-step (dGDP exógena)
> # -----
> m_sys_gmm_onestep <- pgmm(
+   dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
+     lag(dCB, 2:3) + # dependente endógena
+     lag(dCPI, 2:3) + # CPI endógena
+     lag(dER, 2:3) + # ER endógena
+     CBI + dGDP,     # GDP exógena (entra como instrumento simples)

```

```

+ data = pd,
+ effect = "individual",
+ model = "onestep",    # <- One-step
+ transformation = "ld", # <- System GMM (nível + diferença)
+ collapse = TRUE,
+ time.dummies = TRUE
+ )
>
> # Resumo com erros robustos de Windmeijer
> summary(m_sys_gmm_onestep, robust = TRUE)

```

Oneway (individual) effect One-step model System GMM

Call:

```

pgmm(formula = dCB ~ lag(dCB, 1) + dCPI + dER + dGDP + CBI |
      lag(dCB, 2:3) + lag(dCPI, 2:3) + lag(dER, 2:3) + CBI + dGDP,
      data = pd, effect = "individual", model = "onestep", collapse = TRUE,
      transformation = "ld", time.dummies = TRUE)

```

Balanced Panel: n = 150, T = 17, N = 2550

Number of Observations Used: 2060

Residuals:

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
-0.998138	-0.012166	0.000000	-0.008086	0.000000	1.251546

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z-value	Pr(> z)
lag(dCB, 1)	0.117402	0.045500	2.5803	0.0098718 **
dCPI	-1.182833	0.333598	-3.5457	0.0003916 ***
dER	-0.204807	0.291593	-0.7024	0.4824478

dGDP -0.657332 0.106812 -6.1541 7.55e-10 ***

CBI 0.213926 0.069092 3.0963 0.0019598 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Sargan test: chisq(8) = 20.23293 (p-value = 0.0094898)

Autocorrelation test (1): normal = -5.307168 (p-value = 1.1134e-07)

Autocorrelation test (2): normal = 0.344777 (p-value = 0.73026)

Wald test for coefficients: chisq(5) = 80.69488 (p-value = 6.0043e-16)

>