



UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE ECONOMIA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

FELIPE DE SOUZA BARBOSA

**IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: UMA
ANÁLISE COM DADOS INTERNACIONAIS EM PAINEL**

SALVADOR
2025

FELIPE DE SOUZA BARBOSA

**IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: UMA
ANÁLISE COM DADOS INTERNACIONAIS EM PAINEL**

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dra. Gisele Ferreira Tiriyaki

SALVADOR

2025

Ficha catalográfica elaborada por Valdinea Veloso CRB 5/1092

B238 Barbosa, Felipe de Souza
Impactos da política monetária na distribuição de renda:
uma análise com dados internacionais em painel / Felipe de Souza
Barbosa. - Salvador: 2025

54f. tab.; fig.; graf.

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências
Econômicas) Faculdade de Economia, Universidade Federal
da Bahia, 2025

Orientador: Prof. Dra. Gisele Ferreira Tiryaki

1. Política monetária 2. Distribuição de renda. 3.
Estabilidade econômica I. Tiryaki, Gisele Ferreira II Título
III. Universidade Federal da Bahia

CDD 332.46

FELIPE DE SOUZA BARBOSA

IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: UMA ANÁLISE COM DADOS INTERNACIONAIS EM PAINEL

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovada em 22 de dezembro de 2025

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dra. Gisele Ferreira Tiryaki
Universidade Federal da Bahia - UFBA

Documento assinado digitalmente
gisele.ferreira.tiryaki@gov.br
Data: 22/02/2026 17:07:43-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Lucas Emanuel da Silva
Universidade Federal da Bahia - UFBA

Documento assinado digitalmente
lucas.emanuel.da.silva@gov.br
Data: 22/02/2026 17:36:54-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Andre Luis Mota dos Santos
Universidade Federal da Bahia - UFBA

Documento assinado digitalmente
andre.luis.mota.dos.santos@gov.br
Data: 24/02/2026 12:29:01-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

AGRADECIMENTOS

Sou apenas a soma de esforços de vários outros. Agradeço à minha mãe, que a mim dedicou a vida. Ao meu pai, que fez o necessário para a minha construção. À minha tia Virgínia, que me serviu de refúgio e me traz calma e lucidez. Ao meu irmão, que foi antes de mim e desbravou o caminho, por mais árduo e solitário que fosse. E a toda a minha família, que tem sempre me ensinado a vida.

Agradeço aos meus amigos, que foram tudo o que sempre precisei. Aos colegas, pelo companheirismo e união, e ao corpo docente, que nada me devia e tanto me fez. Em especial, agradeço a Lucas Chang, por ter sido mais que mentor, um amigo, e a Gisele Tiryaki, pela orientação rigorosa e pela minha formação científica.

Por fim, a todos aqueles que mereciam a mesma chance, mas que tiveram de se ocupar em manter a estrutura da qual disponho. Obrigado.

“Percebi ainda outra coisa debaixo do sol: Os velozes nem sempre vencem a corrida; os fortes nem sempre triunfam na guerra; os sábios nem sempre têm comida; os prudentes nem sempre são ricos; os instruídos nem sempre têm prestígio; pois o tempo e o acaso afetam a todos.”

Eclesiastes 9:11

RESUMO

Nas últimas décadas, tem-se observado o aumento da desigualdade de renda e de riqueza em vários países. Além de comprometer o bem-estar dos indivíduos com renda mais baixas, elevações na concentração de renda enfraquecem as instituições públicas e a governança democrática, comprometendo o desempenho econômico de um país. Motivado pela ausência de consenso na literatura sobre o impacto da política monetária sobre a desigualdade de renda, este trabalho estima modelos em painel estático e dinâmico com dados de diversos países entre 1990 e 2024, considerando o impacto da efetividade da política monetária sobre a desigualdade. Os resultados indicam que políticas monetárias contracionistas – caracterizadas pela elevação das taxas de juros – estão associadas ao aumento da desigualdade de renda. Esse resultado sugere que o encarecimento do crédito e a desaceleração econômica tendem a penalizar desproporcionalmente a renda e o emprego dos trabalhadores mais pobres, ao mesmo tempo em que preservam ou elevam os rendimentos dos detentores de poupança e ativos financeiros. Por outro lado, a volatilidade da inflação apresentou uma correlação negativa com a desigualdade, sugerindo que a instabilidade de preços pode reduzir a concentração de renda ao erodir o valor real de ativos financeiros detidos pelo topo da distribuição. O crescimento da oferta monetária (M2) não apresentou significância estatística, indicando neutralidade distributiva líquida desse agregado. Conclui-se que, embora a estabilidade macroeconômica seja a primazia da autoridade monetária, a política fiscal deve atuar como mecanismo de contrabalanço para mitigar os efeitos colaterais distributivos dos juros.

Palavras-chave: Política monetária; desigualdade de renda; estabilidade econômica.

ABSTRACT

In recent decades, an increase in income and wealth inequality has been observed in several countries. Besides compromising the well-being of individuals with lower incomes, increases in income concentration weaken public institutions and democratic governance, compromising a country's economic performance. Motivated by the absence of consensus in the literature regarding the impact of monetary policy on income inequality, this work estimates static and dynamic panel models with data from several countries between 1990 and 2024, considering the impact of monetary policy effectiveness on inequality. The results indicate that contractionary monetary policies – characterized by the increase in interest rates – are associated with an increase in income inequality. This result suggests that the increase in the cost of credit and economic slowdown tend to disproportionately penalize the income and employment of the poorest workers, while preserving or raising the yields of holders of savings and financial assets. On the other hand, inflation volatility presented a negative correlation with inequality, suggesting that price instability may reduce income concentration by eroding the real value of financial assets held by the top of the distribution. The growth of money supply (M2) did not present statistical significance, indicating net distributive neutrality of this aggregate. It is concluded that, although macroeconomic stability is the priority of the monetary authority, fiscal policy must act as a counterbalance mechanism to mitigate the distributive side effects of interest rates.

Keywords: Monetary policy; income inequality; economic stability.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	CONDICIONANTES ESTRUTURAIS DA DESIGUALDADE E O CONTEXTO PARA A POLÍTICA MONETÁRIA	12
2.1	PANORAMA GLOBAL DA DESIGUALDADE	12
2.2	DETERMINANTES ESTRUTURAIS DA DESIGUALDADE DE RENDA	14
2.3	ANÁLISE PRELIMINAR DOS IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA	18
3	IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE DESIGUALDADE DE RENDA: UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA	22
3.1	POLÍTICAS MONETÁRIAS EXPANSIONISTAS E DESIGUALDADE DE RENDA	22
3.2	POLÍTICAS MONETÁRIAS CONTRACIONISTAS E DESIGUALDADE DE RENDA	27
3.3	EFETIVIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA E DESIGUALDADE DE RENDA	28
3.4	SÍNTESE E JUSTIFICATIVA PARA AS VARIÁVEIS DE CONTROLE	31
3.4.1	Estrutura de mercado e participação do trabalho	31
3.4.2	Abertura comercial e financeira (IDE e trade)	33
4	METODOLOGIA	34
4.1	VARIÁVEIS	37
5	RESULTADOS	42
5.1	PAINEL ESTÁTICO	42
5.2	PAINEL DINÂMICO	46
6	CONCLUSÃO	49
	REFERÊNCIAS	51
	APÊNDICE A – DESCONSIDERANDO DEPENDÊNCIA TRANSVERSAL	54

1 INTRODUÇÃO

A partir da década de 1980, iniciou-se um processo de crescimento da desigualdade de renda em diversas economias, com destaque para as nações desenvolvidas. As causas econômicas subjacentes a esse fenômeno são objeto de intenso debate e possuem, certamente, raízes complexas e multifatoriais. Ademais, como ressalta Piketty (2014), a trajetória da desigualdade de renda é também uma narrativa profundamente política, não devendo ser reduzida a um mero mecanismo econômico. Essa dimensão política manifesta-se em um círculo vicioso, na qual a desigualdade de renda mina a integridade das instituições políticas e da governança democrática, ao mesmo tempo que um ambiente de governança deficiente e instituições vulneráveis tendem a perpetuar e acentuar a disparidade de renda.

Para agravar a problemática, evidências apontam que o crescimento econômico é prejudicado pela desigualdade de renda. Galor e Zeira (1993) argumenta que a forma como a riqueza é distribuída na economia influencia diretamente seu potencial de crescimento. Economias em que a concentração de riqueza é menor apresentam maior capacidade de expansão, pois uma melhor redistribuição de renda permite maior investimento agregado em educação e inovação. O referido autor mostra que economias mais igualitárias – em que mais indivíduos conseguem investir em qualificação – atingem maior produtividade e crescimento agregado. Conforme Galor e Zeira (1993), devido ao caráter indivisível do investimento educacional, a formação de capital humano apresenta retornos crescentes de escala¹, os quais, em conjunto com imperfeições no mercado financeiro, impedem a convergência intergeracional da riqueza.

Cingano (2014) mostra que, desde 1980, a desigualdade de renda vem aumentando entre os países da OCDE. O autor mostra que, em 2014, os 10% mais ricos deste conjunto de países recebiam 9,5 vezes a renda dos 10% mais pobres. Em 1980, essa proporção era de apenas 7,1 vezes, o que evidencia um crescimento substancial da disparidade de renda ao longo das últimas décadas. Cingano (2014) mostra que esse aumento da desigualdade tende a exercer um impacto negativo e estatisticamente significativo sobre o crescimento econômico futuro.

A explicação para o enfraquecimento do crescimento está na teoria da acumulação de capital humano já exposta de Galor e Zeira (1993), segundo a qual a má formação de capital humano compromete o desempenho econômico. Cingano (2014) ainda mostra que o aumento das disparidades de renda reduz o desenvolvimento de habilidades entre indivíduos cujos pais possuem menor nível educacional, tanto em termos da quantidade de educação obtida quanto de sua qualidade.

Apesar da política fiscal ser vista como o principal instrumento no combate à desigualdade, outras políticas também podem influenciar na disparidade de renda. Embora seu foco

¹ O investimento educacional é tratado como indivisível no que se refere ao acesso a ocupações qualificadas, pois exige a superação de um custo fixo mínimo para que o indivíduo transite do setor não qualificado para o qualificado. É justamente a ultrapassagem desse limiar que faz com que o retorno cresça mais do que proporcionalmente, configurando o que o próprio autor denomina uma região de retornos crescentes de escala.

seja a estabilidade de curto prazo, intervenções de política monetária podem causar impactos de longo prazo na economia. Principalmente a partir da crise de 2008, o banco central americano (Federal Reserve, FED) e outros bancos centrais, como o japonês, começaram a adotar políticas mais flexíveis e agressivas em suas gestões. A adoção de medidas como *quantitative easing* e *qualitative easing*² forneceu a liquidez necessária para que as economias emergissem da recessão, mas, a longo prazo, pode ter causado novos problemas.

Partindo da hipótese de que a política monetária pode afetar a distribuição de renda, infere-se que uma maior desigualdade também pode aumentar o risco de crises econômicas. Essa relação é sustentada por Kumhof, Rancière e Winant (2015), que mostram como maior desigualdade reduz o crescimento e eleva a vulnerabilidade financeira. O argumento chave é que, quando ocorre um crescimento de renda que é concentrado nas parcelas mais ricas da população, grande parte desse aumento é alocado em prol de acumulação de riqueza financeira em forma de empréstimos para as parcelas mais pobres da população. Desse modo, famílias de baixa e média renda, ao recorrerem a esse crédito para sustentar o consumo, tornam-se mais endividadas e frágeis, o que gera ciclos de inadimplência, retração do crédito e queda da demanda agregada, ampliando o risco de recessão.

Ostry, Berg e Tsangarides (2014) acrescentam que a redução da desigualdade líquida – após impostos e transferências – está associada a um crescimento mais duradouro e estável, pois melhora o acesso a serviços públicos, fortalece o capital humano, estimula o consumo e reduz tensões políticas e sociais. Assim, políticas que promovem uma melhor distribuição de renda contribuem simultaneamente para a equidade e para a estabilidade macroeconômica.

A literatura sobre a relação entre política monetária e desigualdade ainda é recente e sem consenso. Coibion et al. (2012) argumenta que políticas contracionistas tendem a aumentar a desigualdade por meio dos canais de redistribuição de poupança e de heterogeneidade de ganhos – já que juros mais altos favorecem poupadores e prejudicam devedores. Saiki e Frost (2014), contudo, destacam que tais resultados refletem o período pré-2008, quando a composição de renda era diferente, e que o comportamento dos canais distributivos mudou após a crise financeira global.

Embora a política monetária possua efeitos distributivos, grande parte da literatura sustenta que os Bancos Centrais não devem orientar suas decisões por objetivos distributivos. Ainda assim, alguns autores argumentam que é importante considerar tais efeitos, de modo a subsidiar políticas complementares capazes de mitigar eventuais impactos adversos sobre a distribuição de renda (BERNANKE, 2015; DOLADO; MOTYOVSKI; PAPPAS, 2021; MCKAY; WOLF, 2023).

Este trabalho busca contribuir para o preenchimento dessa lacuna, ao analisar de que forma políticas monetárias podem influenciar a desigualdade de renda em diferentes contextos

² *Quantitative easing* é uma política monetária não convencional focada em estabilizar o mercado financeiro em períodos de crise. Para tal, o banco central faz uma compra massiva de ativos públicos e privados, injetando liquidez na economia e evitando uma redução abrupta dos preços dos ativos. Já a *qualitative easing* é uma política governamental que visa mitigar o risco por meio de compras pelo banco central de ativos de risco de capital fechado e sua substituição por dívida pública, com retorno garantido pelo contribuinte.

econômicos. O estudo investiga os principais canais de transmissão – como o canal de redistribuição de poupança, canal do imposto inflacionário, canal da composição de renda, canal de heterogeneidade de substituição intertemporal e canal da heterogeneidade de ganhos – por meio dos quais decisões de política monetária podem afetar a distribuição de renda. Além disso, procura comparar os efeitos de políticas expansionistas e contracionistas, avaliando como o peso relativo de cada canal varia entre países desenvolvidos e subdesenvolvidos, conforme a literatura internacional. Ao abordar esses mecanismos, o trabalho também reconhece que a política monetária não atua isoladamente, mas interage com instrumentos fiscais e institucionais, que podem ampliar ou mitigar seus efeitos distributivos. Dessa forma, pretende-se oferecer subsídios empíricos e teóricos para um entendimento mais abrangente sobre o papel da política monetária na desigualdade de renda e sobre como suas consequências diferem entre distintas estruturas econômicas.

Para tal, o trabalho estima modelos em painel estático e dinâmico, com controles específicos para cada especificação. A abordagem estática utiliza Efeitos Fixos para controlar a heterogeneidade individual não observada, com erros padrão robustos de Driscoll-Kraay, que corrigem problemas de heterocedasticidade, autocorrelação e dependência transversal. Já a modelagem dinâmica emprega o método GMM com *Forward Orthogonal Deviations* (FOD). Essa escolha visa tratar a endogeneidade decorrente da análise de persistência da desigualdade (que exige a defasagem do índice de Gini), além de utilizar os desvios ortogonais para maximizar o aproveitamento das observações, minimizando as perdas causadas pelo desbalanceamento dos dados. Além dessa introdução, o trabalho está estruturado em outros quatro capítulos. O segundo capítulo apresenta uma breve contextualização sobre o tema, enquanto o terceiro capítulo analisa os principais canais através dos quais as intervenções de política monetária afetam a desigualdade de renda. O quarto capítulo discute a metodologia econométrica utilizada no trabalho, enquanto o quinto capítulo apresenta os principais resultados. O sexto capítulo apresenta as considerações finais.

2 CONDICIONANTES ESTRUTURAIS DA DESIGUALDADE E O CONTEXTO PARA A POLÍTICA MONETÁRIA

Este capítulo apresenta um panorama global da evolução recente da desigualdade de renda. Ao mesmo tempo, o capítulo evidencia como os principais determinantes estruturais da desigualdade interagem com instrumentos ou efeitos indiretos da política monetária, reforçando ou mitigando suas consequências distributivas.

2.1 PANORAMA GLOBAL DA DESIGUALDADE

Lakner e Milanovic (2013) distinguem três conceitos de desigualdade global. O primeiro é a desigualdade internacional não ponderada, que compara apenas as rendas per capita entre países. O segundo é a desigualdade internacional ponderada pela população – ou desigualdade entre países – que atribui a cada indivíduo a renda média do país onde reside, desconsiderando desigualdades internas. O terceiro é a desigualdade global interpessoal, que considera diretamente a renda de cada indivíduo no mundo.

No referido estudo, os autores analisam a evolução da desigualdade global entre 1988 e 2008, usando esse terceiro conceito como referência, e identificam pequena queda do índice de Gini global (de 72,2% para 70,5%). Lakner e Milanovic (2013) ressaltam limitações das pesquisas domiciliares, sobretudo pela subnotificação de rendas elevadas e truncamento do topo da distribuição. Para mitigar esse problema, os autores tratam a diferença entre o consumo das contas nacionais e o observado nas pesquisas domiciliares como uma proxy para rendas altas subnotificadas. A partir dessa discrepância, os autores recalibram o topo da distribuição utilizando uma distribuição de Pareto. O resultado é um aumento de cerca de cinco pontos no Gini global, o que representa uma diferença substancial.

Um Gini em torno de 70% representa um patamar extremamente elevado – nível sem paralelo entre países – e indica que as disparidades de renda no mundo continuam profundamente enraizadas. A estabilidade do índice deve, portanto, ser interpretada com cautela: ela pode refletir, em parte, a lenta convergência das economias menos desenvolvidas em relação às mais ricas, somada ao persistente aumento da desigualdade dentro de muitos países. O caso chinês é central: o rápido crescimento elevou a renda média – reduzindo desigualdade entre países – mas ampliou abruptamente a desigualdade interna, ilustrando simultaneamente convergência internacional e heterogeneidade doméstica (LAKNER; MILANOVIC, 2013).

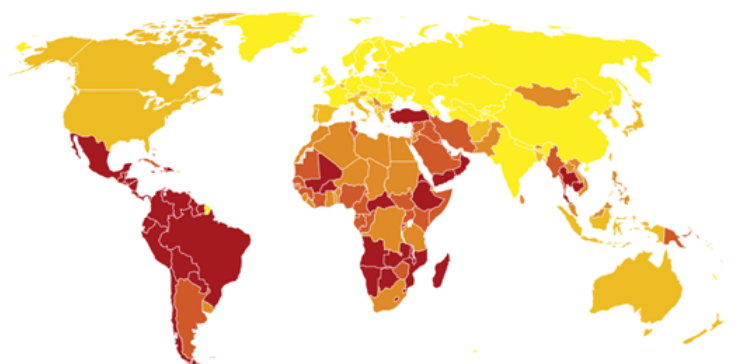
Movimentos semelhantes, ainda que de menor magnitude, também ocorreram em outros países. A Índia, por exemplo, registrou avanços importantes que contribuíram para a reconfiguração da distribuição global de renda, ainda que de forma mais moderada do que a China. Em contraste, a estagnação persistente da África Subsaariana e o crescimento relativamente baixo observado na maior parte da América Latina limitaram o processo de convergência internacional. Esses padrões regionais ajudam a explicar por que a desigualdade global permanece elevada,

apesar das mudanças expressivas verificadas em algumas economias emergentes (LAKNER; MILANOVIC, 2013).

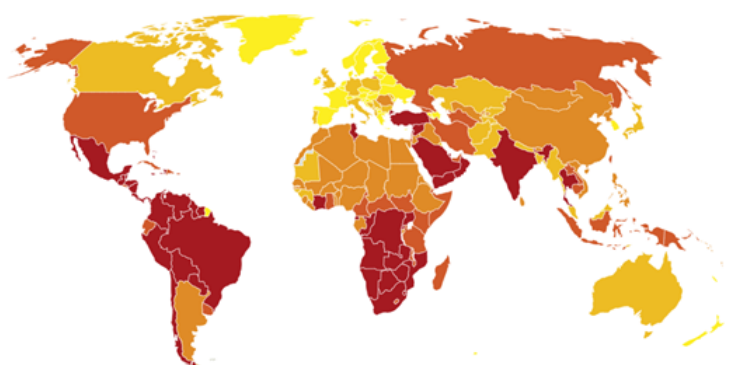
Para um entendimento mais aprofundado sobre os possíveis motivos que causam ou perpetuam a desigualdade de renda, são apresentados a seguir alguns dados empíricos e representações gráficas que buscam evidenciar essa tendência e oferecer um panorama quantitativo do comportamento recente dos principais indicadores distributivos. A Figura 1 ilustra a distribuição global do coeficiente de Gini da renda nacional nos anos de 1980 e 2024.

Figura 1 – Mudanças no Índice de Gini (1980 e 2024)

(a) 1980



(b) 2024



Coeficiente de Gini:
■ 0.2 – 0.4 ■ 0.4 – 0.5 ■ 0.5 – 0.6 ■ 0.6 – 0.7 ■ 0.7 – 0.8

Fonte: Adaptado de World Inequality Database.

O coeficiente de Gini é uma medida estatística utilizada para avaliar o grau de desigualdade na distribuição de renda de um país. Seu valor varia entre 0 e 1, sendo que valores próximos de 0 indicam maior igualdade, enquanto valores mais próximos de 1 representam maior concentração de renda. Mais à frente esse coeficiente será mais bem detalhado. De

forma geral, os mapas da figura 1 revelam um cenário global de persistente heterogeneidade distributiva, no qual a desigualdade de renda se mostra resistente ao crescimento econômico e às transformações tecnológicas das últimas décadas – contexto que reforça a importância de compreender os determinantes macroeconômicos desse fenômeno, incluindo o papel da política monetária.

Os mapas na Figura 1 indicam que a desigualdade de renda apresentou crescimento expressivo em grande parte do globo nas últimas décadas, afetando economias de diferentes níveis de desenvolvimento. Em termos agregados, observa-se que a desigualdade aumentou de forma significativa na Ásia e na América do Norte, enquanto se manteve persistentemente elevada na América Latina e na África, regiões historicamente marcadas por estruturas distributivas concentradas. Em contraste, Europa e Oceania exibem maior estabilidade, o que costuma ser associado à presença de instituições de bem-estar mais robustas e mecanismos redistributivos mais efetivos. A literatura corrobora essa interpretação ao destacar o papel de políticas como taxa progressiva e transferências sociais na contenção da desigualdade em economias avançadas (DABLA-NORRIS et al., 2015).

2.2 DETERMINANTES ESTRUTURAIS DA DESIGUALDADE DE RENDA

A educação pode contribuir para explicar esse panorama. Dabla-Norris et al. (2015) argumenta que a escolaridade é relevante para a análise da desigualdade de renda por influenciar a escolha ocupacional, o acesso ao mercado de trabalho e os níveis salariais, além de funcionar como indicador de habilidade e produtividade. Assim, disparidades educacionais tendem a ampliar a desigualdade, particularmente quando indivíduos mais qualificados já se concentram no topo da distribuição, fenômeno associado ao prêmio de habilidade.

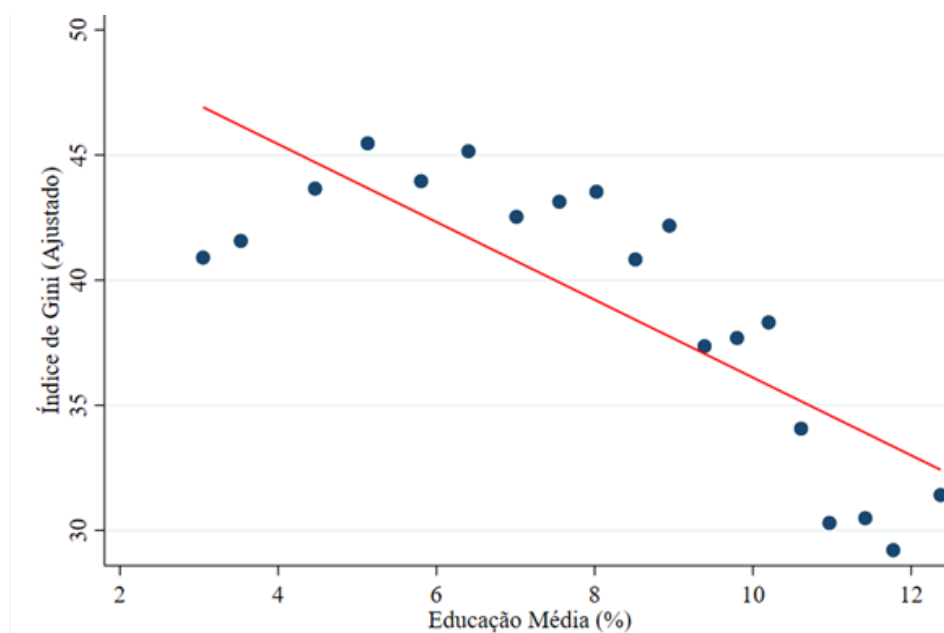
Segundo Dabla-Norris et al. (2015), essa dinâmica é particularmente presente em economias avançadas, onde os grupos de maior renda costumam apresentar níveis educacionais mais elevados e, portanto, capturam de forma mais intensa os retornos associados às habilidades. Os efeitos do prêmio de habilidade sobre a desigualdade tendem a ser estatisticamente insignificantes nas economias em desenvolvimento, provavelmente devido a diferenças estruturais nessas economias – como dotações de fatores mais escassas e menor capacidade de absorver novas tecnologias.

Em economias com maior intensidade tecnológica, reduções na taxa de juros aceleram a adoção de tecnologias complementares ao trabalho qualificado, potencializando os ganhos relativos desses trabalhadores (DOLADO; MOTYOVSKI; PAPPAS, 2021; CARD; DINARDO, 2002). No entanto, infere-se que em economias menos desenvolvidas a menor capacidade de incorporar tecnologia tende a atenuar esse efeito, e Card e DiNardo (2002) ressaltam que fatores institucionais e de mercado tiveram papel igualmente relevante na determinação da desigualdade a partir dos anos 80 nos Estados Unidos. Aprofundando essa análise, Atkinson (2015) argumenta que o viés tecnológico depende das decisões das firmas e não é exógeno; assim, quando políticas monetárias fomentam a expansão do capital, elas podem contribuir indiretamente para o aumento

da desigualdade, tornando necessário que o Estado assuma um papel ativo para promover o reequilíbrio na relação entre capital e trabalho.

A Figura 2 confronta os anos médios de estudo da população em idade ativa (15 a 64 anos) com o índice de Gini. Os dados educacionais foram extraídos de Barro e Lee (2013) – utilizados aqui como proxy para o prêmio por habilidade, seguindo a abordagem de Dabla-Norris et al. (2015) – enquanto os dados de desigualdade provêm da base SWIID.

Figura 2 – Relação entre Gini e Educação Média



Fonte: Elaboração própria com base em dados do SWIID e Barro e Lee (2013).

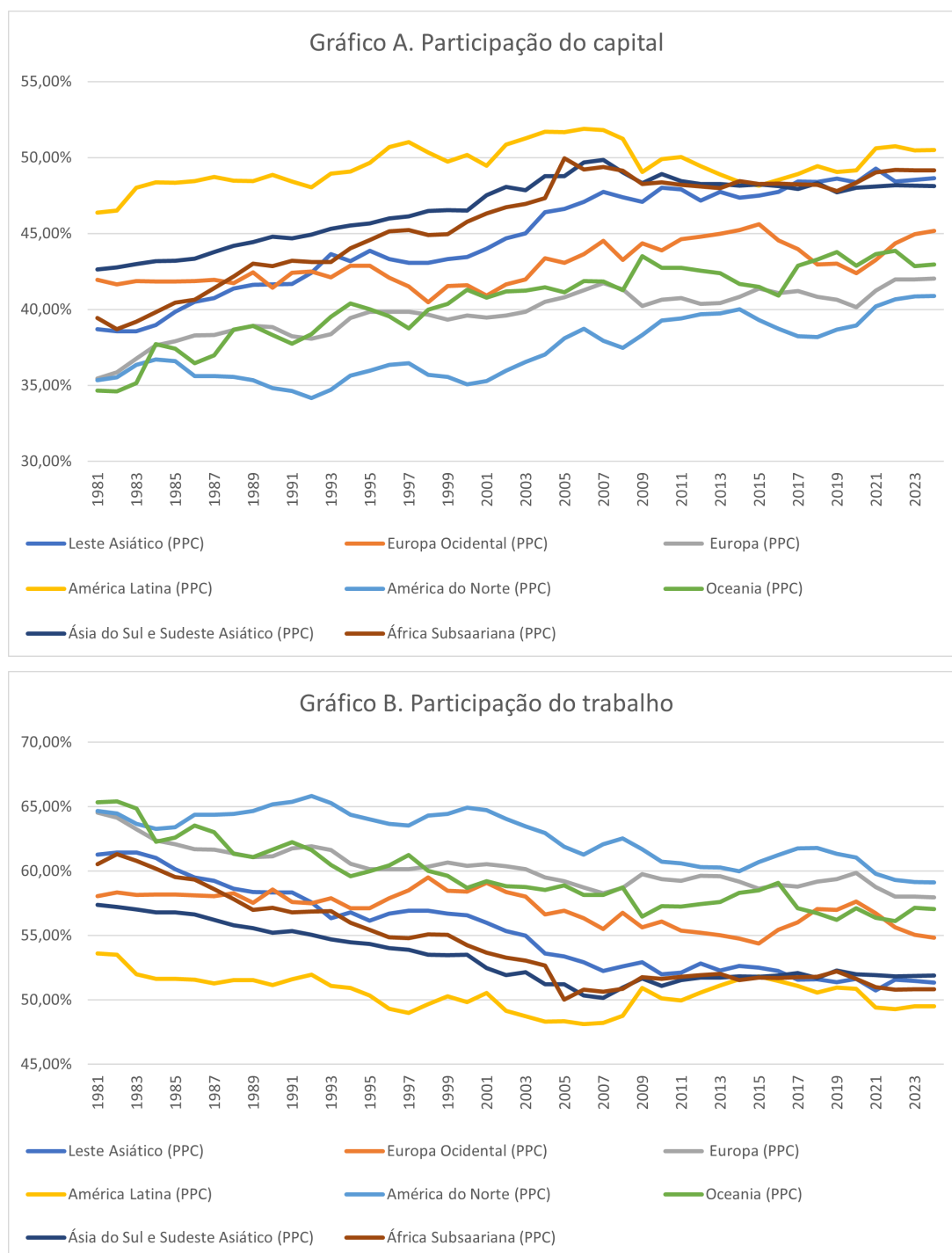
Para a análise específica deste gráfico de educação, adotou-se um protocolo de tratamento de dados visando reduzir o ruído idiossincrático e facilitar a identificação de tendências estruturais. Utilizou-se a técnica de agrupamento por quantis (binscatter) (CATTANEO et al., 2024), na qual as observações são divididas em 20 ventis da variável independente e plotadas por suas médias condicionais. Além disso, para evitar que outliers distorçam a visualização da tendência central, aplicou-se a técnica de Winsorização às variáveis explicativas, seguindo uma estratégia metodológica similar a adotada por Bloom (2009). O procedimento restringe os dados aos percentis 5% e 95%, substituindo os valores excedentes pelos limites de corte. A ilustração revela a associação entre o capital humano e a desigualdade de renda. Visualmente, confirma-se uma relação linear negativa robusta: países com maiores níveis de escolaridade tendem a apresentar menores índices de Gini. Economicamente, esse comportamento sugere que a expansão da base educacional atua como um mecanismo de compressão salarial. Conforme a teoria do capital humano, o aumento da oferta relativa de trabalhadores qualificados tende a reduzir o prêmio de qualificação (skill premium), diminuindo a disparidade de rendimentos entre trabalhadores com diferentes níveis de instrução. Esse resultado vai ao encontro da literatura estabelecida, como Galor e Zeira (1993) e Dolado, Motyovszki e Pappa (2021).

Cabe destacar que, por se tratar de valores médios, esses dados podem ocultar disparidades internas significativas. Segundo Dabla-Norris et al. (2015), mesmo com o avanço dos anos médios de estudo, a desigualdade educacional nos EMDCs diminuiu apenas parcialmente: em regiões como a África Subsaariana, por exemplo, cerca de 60% dos jovens no quintil mais pobre possuem menos de quatro anos de estudo, contra aproximadamente 15% entre os mais ricos. Essa assimetria na formação de capital humano tende a exacerbar o prêmio por habilidade. Nesse contexto, o efeito pode ser potencializado por políticas monetárias expansionistas: ao reduzirem o custo do capital e estimularem o investimento, tais políticas elevam a demanda relativa (e os salários) dos trabalhadores mais escolarizados em detrimento dos menos qualificados. A qualidade do ensino também deve ser levada em conta, com economias avançadas geralmente possuindo instrumentos e instituições que promovem uma qualidade educacional maior. A partir da Figura 3, observa-se que a participação do capital no PIB apresenta trajetória ascendente em todas as regiões desde a década de 1980 (gráfico A), movimento que é complementado pela redução da participação do trabalho no PIB (gráfico B).

Essa transformação na distribuição funcional da renda pode ampliar a desigualdade, uma vez que os estratos de maior renda concentram a maior parte dos rendimentos do capital, enquanto os grupos de menor renda dependem predominantemente dos rendimentos do trabalho. Com isso, políticas monetárias que reduzem o nível de emprego tendem a prejudicar desproporcionalmente os mais pobres, que possuem a maior parte de suas rendas vindas da renda do trabalho. Somado a isso, cenários de alto desemprego acabam por minar o já baixo poder de barganha dos trabalhadores menos especializados, possivelmente achatando salários e tornando a situação ainda mais delicada. Essas questões são mais aprofundadas no referencial teórico, que justifica a importância dessas tendências e as utiliza para justificar o uso de variáveis incluídas no modelo.

Além disso, quando políticas monetárias expansionistas não convencionais elevam o preço dos ativos financeiros em um cenário de baixo crescimento econômico, os ganhos se concentram nos grupos de renda mais alta, que detêm maior parcela desses ativos. No caso do Japão, Saiki e Frost (2014) mostram que, em 2012, os 20% mais ricos possuíam 15,4% de seus ativos alocados em ações e títulos, uma proporção cerca de cinco vezes maior do que a observada no segundo quintil superior. Assim, quando o valor desses ativos aumenta, as famílias de alta renda são beneficiadas de forma muito mais intensa.

Figura 3 – Participação do capital e do trabalho no PIB a preços de fatores

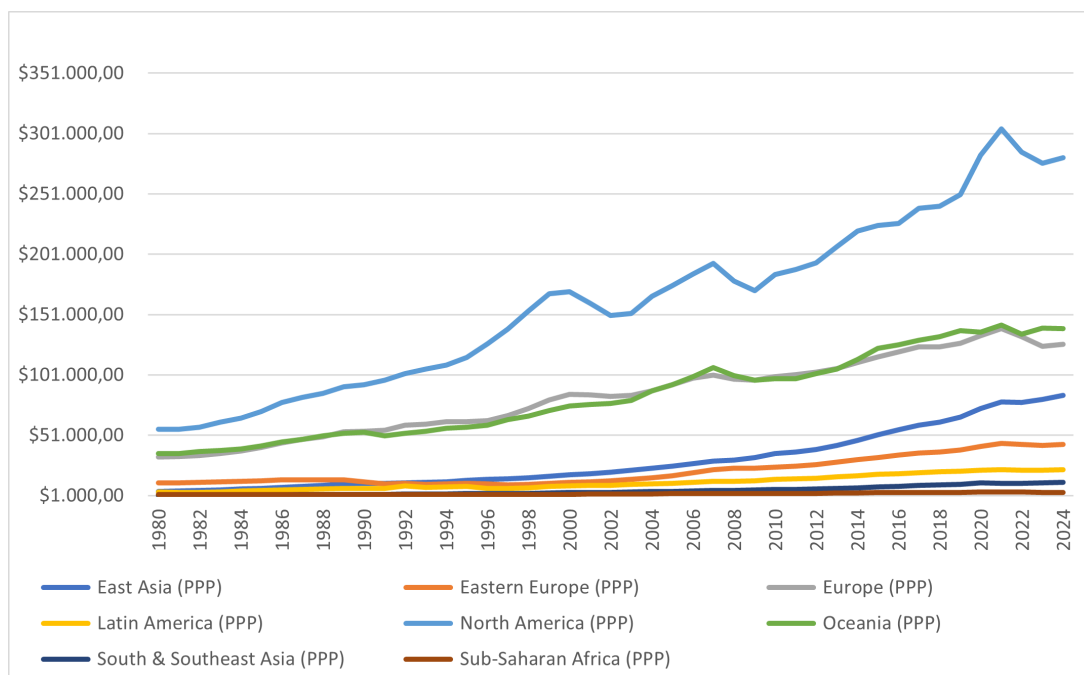


Fonte: Elaboração própria com base em dados do World Inequality Database.

Já Piketty (2014) argumenta que quando a taxa de retorno do capital supera a taxa de crescimento da economia, a riqueza acumulada no passado tende a se expandir mais rapidamente do que a renda e o produto. Esse descompasso faz com que a desigualdade patrimonial se intensifique ao longo do tempo. Nesse sentido, o aumento não apenas da remuneração do capital, mas também da própria posse de ativos financeiros privados – como ilustrado na Figura 4 para grande parte das regiões – tende, quando distribuído de forma assimétrica, a acentuar a desigualdade de renda, pois famílias de baixa renda, com pouca ou nenhuma exposição a

mercados financeiros, deixam de capturar esses ganhos. De forma complementar, Mumtaz e Theophilopoulou (2017) demonstram que o Quantitative Easing adotado após 2008 ampliou a desigualdade ao favorecer desproporcionalmente famílias com maior acesso a ativos financeiros, aumentando sua renda e seu consumo ritmo superior ao das demais.

Figura 4 – Evolução dos ativos financeiros privados médios por região (1980-2024)



Fonte: Elaboração própria com base em dados do World Inequality Database.

Nota: Os ativos financeiros privados médios correspondem à média dos ativos financeiros pessoais dentro do grupo de percentil p0-p100. Os ativos financeiros pessoais incluem depósitos bancários, títulos, ações e outros direitos financeiros detidos pelas famílias.

2.3 ANÁLISE PRELIMINAR DOS IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA

Esta subseção dedica-se à análise descritiva das variáveis de interesse, buscando identificar a presença de associação entre os instrumentos de política monetária e os indicadores de desigualdade de renda. O objetivo é evidenciar os padrões empíricos observados nos dados antes de proceder à modelagem econométrica formal, permitindo uma compreensão inicial do comportamento da amostra. Preliminarmente, deve-se ressaltar que a interpretação visual dessas relações requer cautela. Fatores como a heterogeneidade não observada entre países, a elevada inércia temporal da desigualdade e potenciais problemas de endogeneidade podem enviesar a inferência causal em uma análise puramente gráfica. Portanto, as associações aqui identificadas devem ser compreendidas como evidências de correlação bivariada e não como causalidade definitiva. É plausível, inclusive, que relações aparentemente positivas nesta etapa se invertam quando submetidas a controles rigorosos de variáveis omitidas. Dessa forma, os gráficos a seguir oferecem um diagnóstico exploratório da dispersão dos dados, preparando o terreno para

a análise econométrica formal apresentada nas seções subsequentes, onde tais problemáticas são tratadas metodologicamente.

A Figura 5 segue o mesmo procedimento metodológico detalhado anteriormente (agrupamento por quantis e Winsorização). Vale ressaltar que esse tratamento estatístico é particularmente importante para mitigar a influência de episódios extremos, como os de hiperinflação, permitindo uma visualização mais limpa da relação funcional entre as variáveis explicativas e a desigualdade de renda.

O gráfico A revela uma relação positiva entre taxa de juros e Gini, ou seja, taxas de juros médias mais elevadas estão relacionadas com índices de Gini médio mais elevados. Isso sinaliza que políticas monetárias contracionistas estão associadas a maiores graus de desigualdade de renda. Esse achado é corroborado pela literatura (GUERELLO, 2018; COIBION et al., 2012; SAMARINA; NGUYEN, 2024), e pode estar acontecendo através de canais como o de mercado de trabalho (políticas contracionistas tendem a aumentar o desemprego) ou do canal de redistribuição de poupança (emprestadores ficam em melhor posição relativa aos devedores com o encarecimento do crédito), que serão discutidos no próximo capítulo.

Por outro lado, verifica-se que maiores níveis de volatilidade da inflação e crescimento na oferta de moeda (crescimento de M2) estão associados a aumentos no índice de Gini ajustado (gráficos B e C, respectivamente), sugerindo que tais variáveis tendem a atuar como fatores potencializadores das desigualdades distributivas. A associação positiva entre o crescimento de M2 e o Gini, em particular, pode refletir o fato de que períodos de maior liquidez tendem a impulsionar os preços de ativos como ações e imóveis. Como esses patrimônios são concentrados entre os grupos de renda mais elevada, a valorização decorrente de maior liquidez beneficia desproporcionalmente os estratos superiores, contribuindo para o aumento da desigualdade.

A relação positiva observada graficamente entre a volatilidade da inflação e a desigualdade sugere, a priori, a predominância do canal do emprego: o aumento da incerteza desincentiva o investimento, comprometendo a demanda por trabalho e afetando desproporcionalmente os mais pobres. É importante ressaltar, contudo, a existência de mecanismos compensatórios, como a desvalorização de ativos financeiros em cenários de alta volatilidade, o que tenderia a reduzir a renda do topo da distribuição (efeito negativo). No entanto, na análise preliminar dos dados brutos – sem a aplicação de controles –, a associação positiva aparenta prevalecer.

Já no gráfico D, temos um aumento do crédito concedido ao setor privado se relacionando a níveis médios mais baixos de desigualdade de renda. Isso sugere que o crédito está sendo bem distribuído entre os percentis, o que resulta no aumento do poder de compra e, conseqüentemente, do consumo das famílias mais pobres. O gráfico E revela que o processo de desenvolvimento e crescimento econômico está associado a redução da desigualdade de renda. Esse dado sugere que o aumento da renda per capita dos países da amostra está sendo bem repartido. É importante frisar, no entanto, que esse processo nem sempre se verifica em estudos empíricos, como é o caso de Lakner e Milanovic (2013) para a China, que teve um grande acréscimo do Gini acompanhado pelo seu processo de crescimento econômico.

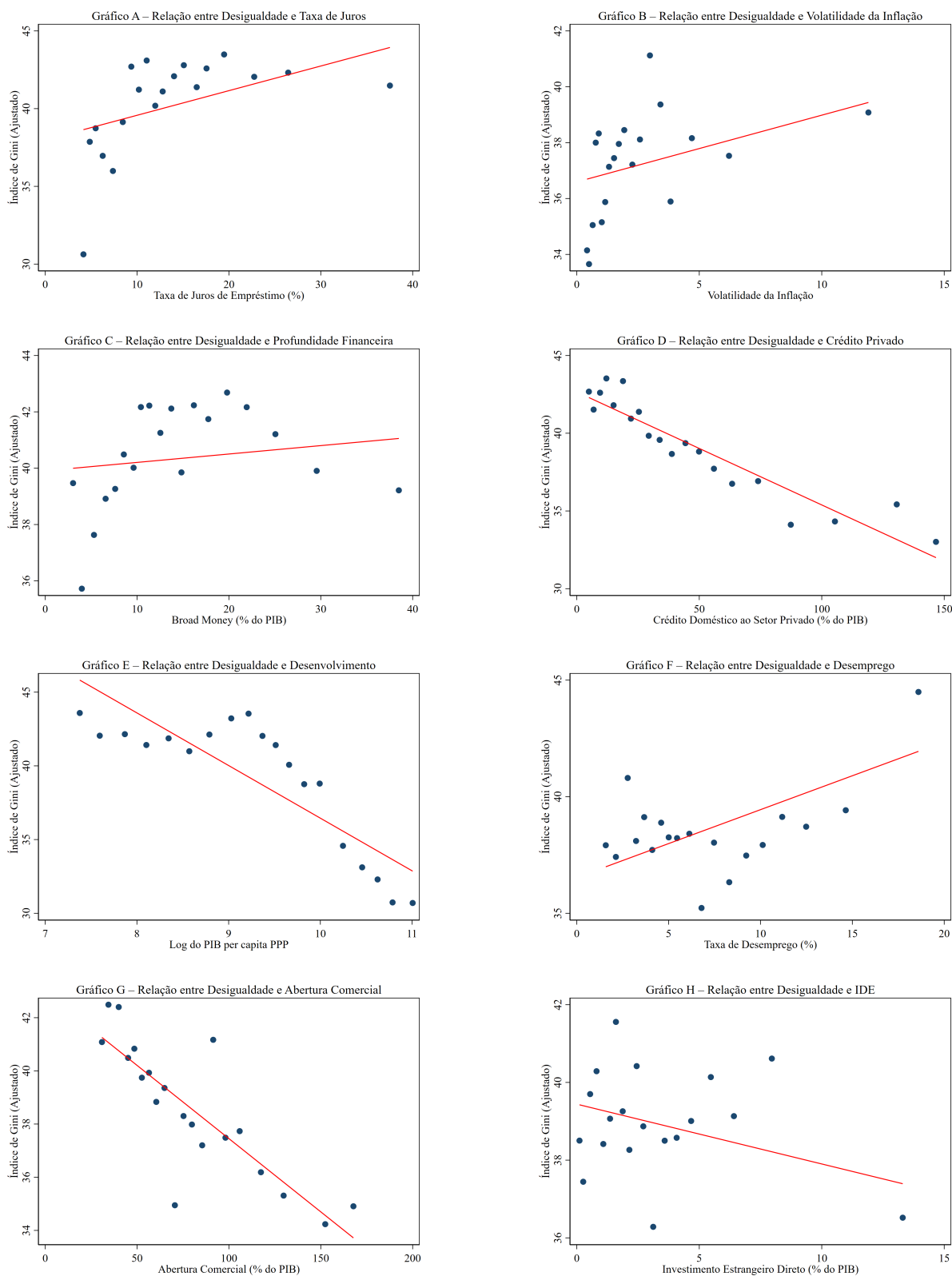
A relação entre desemprego e desigualdade já é esperada: um aumento do desemprego

está associado a disparidades de rendas médias mais altas. O argumento é simples: no ciclo econômico, trabalhadores menos qualificados, que tem os salários como sua fonte de renda primária, tem menor poder de barganha e costumam ser os primeiros a perder suas ocupações. Com o aumento do desemprego, esses trabalhadores sofrem perdas relativas maiores, agravando o processo de desigualdade de renda. Já o aumento da abertura comercial e do Investimento Direto Estrangeiro estão associados a níveis de desigualdade mais baixos. Quanto a abertura comercial, Dabla-Norris et al. (2015) argumenta que o processo de globalização e internacionalização do comércio é complexo e multifacetado. O autor afirma:

Em economias avançadas, a capacidade das firmas de adotar tecnologias poupadoras de mão de obra e offshoring tem sido citada como um importante impulsionador do declínio na manufatura e do aumento do prêmio por habilidade (Feenstra e Hanson 1996, 1999, 2003). A abertura comercial poderia potencialmente ter efeitos mistos sobre os salários do trabalho não qualificado em países avançados. Ela aumenta o prêmio por habilidade, mas poderia também aumentar os salários reais ao reduzir os preços (de importação) (Munch e Skaksen 2009). Ao mesmo tempo, o aumento dos fluxos comerciais poderia reduzir a desigualdade de renda em EMDCs ao aumentar a demanda e os salários para os abundantes trabalhadores menos qualificados. Assim, dessembrar o impacto do comércio sobre a desigualdade é desafiador, pois depende da abundância relativa de fatores e das diferenças de produtividade entre os países, e da extensão em que os indivíduos obtêm renda de salários ou capital (DABLA-NORRIS et al., 2015, p. 19, tradução nossa).

Quanto ao Investimento Direto Estrangeiro, o gráfico não corrobora com argumento de Velde (2003) que o IDE pode aumentar a desigualdade de renda ao aumentar a demanda por mão de obra mais qualificada e, por consequência, o prêmio por habilidade. Uma interpretação possível – ainda que dependente de análise setorial – é que o investimento não está sendo realizado em setores intensivos em capital.

Figura 5 – Relações entre variáveis macroeconômicas e desigualdade de renda



Fonte: Elaboração própria com base em dados do World Development Indicators e SWIID.

3 IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE DESIGUALDADE DE RENDA: UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA

Diversos aspectos da conduta de política monetária têm o potencial de afetar a distribuição de renda. Nesta seção, são apresentados os canais de transmissão associados tanto a políticas expansionistas, quanto contracionistas. Nesse sentido, a literatura atual destaca pelo menos cinco canais – o canal de redistribuição de poupança, o canal do imposto inflacionário, o canal da composição de renda, o canal de heterogeneidade de substituição intertemporal e o canal da heterogeneidade de ganhos – que ajudam a esclarecer como políticas monetárias podem gerar tanto efeitos positivos quanto adversos sobre a desigualdade. Alguns outros canais complementares, mas importantes para a análise, também serão abordados. Por fim, será discutida a importância de políticas monetárias que são mais eficazes em promover a estabilidade macroeconômica e os consequentes ganhos em termos de menor desigualdade de renda.

3.1 POLÍTICAS MONETÁRIAS EXPANSIONISTAS E DESIGUALDADE DE RENDA

Não há consenso na literatura sobre o impacto de intervenções de política monetária sobre a desigualdade de renda, nem mesmo sobre qual o indicador ideal para se inferir mudanças no bem-estar relativo dos agentes econômicos. McKay e Wolf (2023) argumentam que focar a análise sobre o consumo é mais apropriado para medir bem-estar e examinam cinco canais de transmissão da política monetária. No canal da renda, o impacto é assimétrico: famílias mais pobres, dependentes do trabalho e com dificuldade de poupar, estão desproporcionalmente expostas ao ciclo. Os autores citam a crise de 1979–1983, possivelmente desencadeada por políticas contracionistas, frisando que a perda de ganhos das famílias com menor renda foi muito maior do que a das famílias no topo da distribuição.

Por outro lado, políticas expansionistas reduzem o valor real de contratos nominais, beneficiando quem possui mais dívidas que ativos. Ademais, a diminuição da taxa de juros – no caso de hipotecas com taxas fixadas – pode levar à renegociação de empréstimos, favorecendo o consumo dos detentores de hipotecas em detrimento dos emprestadores financeiros. Já o canal dos ativos atua de duas formas: a redução na taxa de juros tende a aumentar o valor corrente de ativos de longo prazo, beneficiando seus detentores, mas também leva a uma redução no valor esperado desses ativos. Como ações são detidas majoritariamente pelos mais ricos, seu aumento tende a elevar a desigualdade, enquanto a valorização de imóveis pode beneficiar a classe média. Por fim, diminuições nos juros incentivam a substituição intertemporal, favorecendo o consumo presente.

McKay e Wolf (2023) concluem com três diagnósticos principais: (i) a política monetária, por atuar através de canais contrastantes, apresenta uma incidência relativamente uniforme entre as famílias; (ii) a análise da heterogeneidade entre as famílias enriquece a compreensão sobre os canais de transmissão da política monetária; e (iii) dada essa complexidade, torna-se desafiador

para o Banco Central desenhar políticas monetárias que mitiguem ou incorporem explicitamente a desigualdade de renda. Este trabalho demonstra, de forma clara, que os efeitos distributivos da política monetária não são unidirecionais, exigem cautela interpretativa e dependem de canais que podem operar em sentidos opostos.

Já Samarina e Nguyen (2024) realizam uma análise para 10 países da área do euro e utilizam dois principais canais como ferramenta analítica: o canal do mercado de trabalho e o canal financeiro. O primeiro abarca salários e nível de emprego, enquanto o segundo faz referência aos preços e retornos de ações. O achado central do artigo é que a política monetária expansionista reduz a desigualdade de renda ao aumentar o nível de emprego e os salários em geral. Já o canal financeiro apresenta evidências limitadas. Nas economias da periferia, os preços das casas atuam como um atenuador do impacto equalizador da expansão monetária, pois a política monetária expansionista impulsiona o preço de imóveis, o que pode elevar a renda de aluguel e do setor imobiliário – ganhos que geralmente se concentram na parte mais rica da distribuição. Para as economias centrais, contudo, esse efeito aparenta ser insignificante.

De forma mais direta, o canal de redistribuição de poupança aborda a mudança na posição relativa de credores e devedores. Com o aumento da liquidez e a redução das taxas de juros, é razoável supor que o crédito mais acessível beneficiará principalmente os devedores, que veem seus passivos decrescerem em termos reais. Com o crédito tornando-se menos oneroso, as famílias mais pobres ou de renda média têm acesso antes inexistente ou muito limitado ao crédito. Além disso, famílias com dívidas de longo prazo em termos nominais, como hipotecas com taxas fixas, são beneficiadas. Portanto, no curto prazo, o consumo das famílias mais pobres pode aumentar (AMARAL, 2017)

É importante frisar, porém, que o barateamento do crédito em si não é necessariamente algo que reduzirá a desigualdade de renda. De acordo com Kumhof, Rancière e Winant (2015), aumentos na parcela de renda dos mais ricos, que quase sempre significa um aumento na desigualdade de renda, tendem a não ser convertidos inteiramente em consumo, sendo grande parte alocados para empréstimos através de bancos. Esse aumento da oferta de crédito – mais abundante, ainda que apenas modestamente mais barato – permite que famílias de baixa e média renda financiem um padrão de consumo inicial mais alto.

Esse processo, no entanto, possui um limite: conforme a proporção dívida/renda das famílias mais pobres aumenta, maior se torna o fardo dos juros e, em um efeito rebote, menor se torna o consumo. Eventualmente, a opção pela inadimplência torna-se mais atrativa do que continuar com os pagamentos de juros, pois o consumo se reduz a um nível insustentável. É importante enfatizar, no entanto, que os autores deixam claro que tal processo ocorre através do aumento da renda dos mais ricos – que geralmente é alocada em empréstimos – e não por conta de uma política monetária que afete o canal de redistribuição de poupança.

O segundo canal que afeta a desigualdade é o canal do imposto inflacionário. A inflação representa um imposto fixo sobre transações monetárias, porque reduz o valor real do dinheiro mantido e usado para transações. Quando a inflação aumenta, o custo de manter dinheiro aumenta, em razão da perda de poder de compra da moeda, funcionando como um "imposto" sobre o

dinheiro. Dessa forma, indivíduos que realizam grande parte de suas compras em dinheiro estão mais sujeitos a serem prejudicados por esse imposto inflacionário. (EROSA; VENTURA, 2002)

Por outro lado, indivíduos que recorrem a transações de crédito conseguem manter menos dinheiro líquido, evitando a depreciação do valor do dinheiro causada pela inflação. Claro que transações a crédito também possuem determinados custos; porém, caso esses sejam menores do que os gerados pela inflação, então compras a crédito se tornam mais atrativas. Segundo os dados levantados por Erosa e Ventura (2002), pessoas com renda mais elevada geralmente efetuam mais transações a crédito do que pessoas de baixa renda.

Por conta disso, o imposto inflacionário acaba agindo como um imposto regressivo e, possivelmente, aumenta a disparidade de renda, já que geralmente são pessoas no topo da distribuição que conseguem se beneficiar através de um maior número de transações a crédito. Erosa e Ventura (2002) também destacam que as transações de crédito só realmente têm um efeito distributivo quando possuem economias de escala. Nesses casos, o aumento na quantidade de transações de crédito realizadas pelos bancos reduz o custo por transação (economias de escala).

O terceiro canal da política monetária que afeta a distribuição de renda é o canal da composição de renda. Famílias podem possuir porções de sua renda advindas de diferentes fontes. O portfólio das famílias é heterogêneo, e por isso, certas mudanças na economia podem alterar os ganhos de diferentes domicílios de maneira distinta. Um estudo de Saiki e Frost (2014) busca justamente entender as implicações de políticas monetárias não convencionais na ampliação da desigualdade de riqueza e de renda.

Esses autores argumentam que a política monetária convencional tem diferentes efeitos distributivos em comparação à não convencional. Num quadro convencional, os bancos centrais geralmente aplicam políticas com base em uma variante da Regra de Taylor ou em metas de inflação. Em contraste, políticas não convencionais tendem a ser mais agressivas, e começaram a ocorrer principalmente após a crise de 2008, servindo para estabilizar o mercado financeiro. Alguns exemplos de medidas de políticas monetárias não convencionais são a adoção do *forward guidance*¹ ou a compra em larga escala de ativos pelo banco central, conforme indicado anteriormente.

Em cenários de crise, quando a política monetária não-convencional é adotada na tentativa de estabilizar os mercados financeiros, bancos centrais podem injetar liquidez nesses mercados para evitar a redução abrupta dos preços dos ativos, possivelmente tornando-os supervalorizados. O aumento dos preços dos ativos, enquanto a economia em geral está estagnada, beneficia desproporcionalmente as famílias com maior posse de ativos financeiros, que geralmente são as mesmas famílias que já possuem maior renda.

Em suma, famílias de alta renda obtêm grandes ganhos provenientes do capital, enquanto famílias de baixa renda, que possuem menos ativos, não terão um impacto significativo em seus

¹ Consiste em declarações públicas do banco central indicando qual será a direção futura da política monetária, especialmente em relação às taxas de juros. Serve para influenciar as expectativas dos agentes econômicos (empresas, investidores e consumidores) sobre o futuro da economia e da taxa de juros.

salários e, inclusive, podem ser prejudicadas pelas baixas taxas de juros, perdendo rendimentos provenientes da poupança. Com isso, qualquer tipo de política monetária que beneficie os preços de ações e títulos tende a aumentar desproporcionalmente a renda dos mais ricos, aumentando a desigualdade.

Mumtaz e Theophilopoulou (2017), em particular, também examinam o impacto do Quantitative Easing, adotada após a crise de 2008, no aumento da desigualdade. Esses autores apontam que famílias de alta renda, que possuem maior acesso a ativos financeiros, foram mais beneficiadas através da QE devido ao aumento no valor desses ativos e à redução dos custos de financiamento. Em contraste, famílias de baixa renda, com pouco ou nenhum acesso a esses mercados, não experimentaram os mesmos ganhos, o que contribuiu para o aumento da desigualdade de renda e consumo durante esse período.

Efeitos inflacionários também podem influenciar o canal de composição de renda. Kumhof, Rancière e Winant (2015) sugerem que, quando há um acréscimo de 0% para 10% na taxa de inflação, a participação média de indivíduos de alta renda nos EUA salta de 1,26 para 1,48 do estoque de capital agregado da economia (medidos em termos per capita). Por outro lado, indivíduos de baixa renda diminuem sua participação no capital de 0,88 para 0,78.

O canal de heterogeneidade de substituição intertemporal diz respeito à forma como as famílias diferem, tanto em preferências (paciente ou impaciente), quanto no seu acesso aos mercados financeiros. Em sociedades onde as disparidades no acesso a serviços financeiros são muito elevadas, a desigualdade de oportunidade e, possivelmente, de renda serão ainda maiores. Dabla-Norris et al. (2015) mostra que, em economias avançadas, mais de 80% dos adultos possuem conta corrente em instituição financeira formal, o dobro do que em mercados emergentes. Esses autores mostram que, nas economias em desenvolvimento, boa parte dos adultos com conta corrente ou empréstimo em instituições financeiras fazem parte da parcela mais rica da população.

Ainda de acordo com Dabla-Norris et al. (2015), a maior parte da população de economias emergentes depende somente de suas economias. Com isso, os investimentos em pequenos negócios por parte da parcela mais pobre da população ou até mesmo em formação educacional são muito mais difíceis de serem concretizados. Famílias de baixa renda e empresas de pequena escala frequentemente enfrentam desafios no acesso a serviços financeiros devido à falta de conhecimento financeiro, burocracia onerosa e outras falhas de mercado. Além disso, os produtos financeiros disponíveis tendem a ser mais limitados e dispendiosos.

Por fim, tem-se o canal de heterogeneidade de ganhos. Esse canal envolve diversos fatores, como o risco de desemprego, assimetria de rigidez de salários ou, simplesmente, diferentes complementaridades de capital-habilidade, de acordo com o nível de especialização da mão de obra. Em geral, a atenção nesse canal é mais focada no último aspecto, que se relaciona com a teoria da Complementaridade Capital-Habilidade (Capital-Skill Complementarity - CSC). Essa teoria afirma que uma mão de obra mais qualificada é complementar ao capital, enquanto uma mão de obra pouco qualificada é substituída pela combinação de capital e mão de obra altamente qualificada. Com isso, o acesso facilitado à aquisição de capital pode ser acompanhado

por aumentos da demanda de mão de obra altamente qualificada, o que tende a prejudicar trabalhadores menos qualificados e, possivelmente, a aumentar a desigualdade de renda entre mão de obra altamente qualificada e pouco qualificada (DOLADO; MOTYOVSZKI; PAPP, 2021).

Lindquist (2004) explora como a complementaridade entre capital e habilidade (CSC) influencia o comportamento do prêmio por habilidade (skill premium) ao longo dos ciclos econômicos. O autor fundamenta sua análise a partir de achados de Keane e Prasad (1993), que indicam uma fraca ou inexistente correlação contemporânea entre o prêmio por habilidade e os ciclos econômicos. No entanto, o autor introduz a CSC como uma explicação para a defasagem temporal observada entre mudanças na produção e o comportamento do prêmio por habilidade. Ele demonstra que aumentos no estoque de capital estão positivamente relacionados ao aumento do prêmio por habilidade, com ajustes significativos ocorrendo somente após um intervalo de tempo. Assim, a relação entre capital e habilidade é uma peça central na determinação da desigualdade salarial durante diferentes fases do ciclo econômico.

Esses resultados têm implicações diretas para políticas monetárias expansionistas. Em momentos de aquecimento da economia impulsionado por políticas de estímulo, o prêmio por habilidade não aumenta imediatamente, pois a razão capital-habilidade só se ajusta após a acumulação de estoques de capital, um processo mais lento em relação à produção contemporânea. A política monetária expansionista, ao fomentar investimentos e o aumento do estoque de capital, pode indiretamente ampliar o prêmio por habilidade e, conseqüentemente, a desigualdade salarial, mas somente em um horizonte temporal defasado. Esse atraso reflete a dinâmica de como trabalhadores altamente qualificados se beneficiam de aumentos de produtividade associados à maior disponibilidade de capital.

De maneira similar, Dolado, Motyovszki e Pappa (2021) analisam como a política monetária expansionista, em conjunto com a complementaridade entre capital e habilidade (CSC), influenciam a desigualdade salarial em uma economia com assimetrias de busca e combinação (Search and Match, SAM). Essas assimetrias referem-se aos desencontros entre a oferta de trabalho e as vagas disponíveis, devido às dificuldades de correspondência entre habilidades e expectativas de trabalhadores e empresas. Com uma redução nas taxas de juros e o conseqüente barateamento do crédito, o investimento em capital se torna mais atrativo, favorecendo a criação de vagas para trabalhadores altamente qualificados, já que o capital é complementar à sua produtividade. Em contraste, trabalhadores menos qualificados enfrentam maior dificuldade para se manterem ou se inserirem no mercado, devido ao custo mais alto para empresas em empregar esse grupo.

Dolado, Motyovszki e Pappa (2021) apontam que esse processo amplifica a desigualdade salarial, especialmente por meio do aumento do prêmio por habilidade, que cresce cerca de 7,5% com a política expansionista. Trabalhadores altamente qualificados não apenas recebem salários proporcionalmente maiores, mas também conseguem ocupar funções que antes eram desempenhadas por trabalhadores menos qualificados. Além disso, a assimetria de SAM acentua essa desigualdade ao tornar mais caro e desvantajoso para as empresas contratar mão de obra

menos qualificada. Dessa forma, políticas monetárias expansionistas, embora estimulem a atividade econômica, acabam contribuindo para a concentração de oportunidades e rendimentos em favor de trabalhadores com maior nível de formação.

3.2 POLÍTICAS MONETÁRIAS CONTRACIONISTAS DESIGUALDADE DE RENDA

Os efeitos distributivos das políticas monetárias contracionistas têm sido amplamente debatidos na literatura, sobretudo porque choques de aperto monetário tendem a afetar distintos grupos de renda por meio de múltiplos canais simultâneos. Ao reduzir a demanda agregada, elevar o desemprego e encarecer o crédito, políticas mais restritivas costumam incidir de maneira desproporcional sobre famílias cuja renda é predominantemente laboral e que possuem baixa capacidade de poupança.

Utilizando dados dos Estados Unidos, Coibion et al. (2012) aponta que choques contracionistas de política monetária aumentam a desigualdade de renda e consumo. Isso ocorre principalmente através do canal da composição de renda. Intervenções contracionistas de política monetária geram uma maior desigualdade de rendimentos do trabalho, da renda total, e do consumo. No caso da desigualdade de rendimentos do trabalho, os choques de política monetária apresentam impacto limitado, explicando menos que 5% da sua variação no longo prazo. Já para a desigualdade de renda e consumo totais, a análise revela que a contribuição dos choques de política monetária é significativa, explicando cerca de 10-20% da variância de longo prazo na desigualdade de renda e consumo.

Famílias de alta renda frequentemente possuem uma maior parcela de sua renda derivada de ativos financeiros, como ações e títulos. Após choques contracionistas, o aumento das taxas de juros pode elevar os retornos desses ativos financeiros, beneficiando esses grupos economicamente. Além disso, a desigualdade também tende a aumentar através do canal de segmentação financeira, já que famílias de alta renda têm maior acesso a mercados financeiros e produtos como hipotecas de taxa variável, investimentos diversificados e crédito barato. Esse maior acesso permite que as famílias de maior renda reajam de forma mais eficiente às mudanças na política monetária, ajustando seus portfólios e protegendo seu poder de compra.

Famílias mais pobres, por sua vez, dependem fortemente de salários, transferências públicas e crédito de curto prazo. Após choques contracionistas, o aumento do desemprego e o encarecimento do crédito tendem a reduzir sua renda disponível de forma mais intensa. Como os benefícios sociais geralmente possuem valores nominais fixos e não se ajustam imediatamente às condições econômicas, essas famílias têm menor capacidade de amortecer a queda da atividade. Como seu acesso ao crédito já é limitado, a elevação das taxas de juros restringe ainda mais a capacidade de suavizar o consumo em períodos de queda da atividade. Dessa forma, políticas monetárias contracionistas tendem a afetar desproporcionalmente essas famílias, cuja renda é majoritariamente salarial e, portanto, mais sensível à desaceleração econômica. Mumtaz e Theophilopoulou (2017) e Coibion et al. (2012) também citam o canal de redistribuição de poupança, argumentando que políticas contracionistas, através do aumento da taxa de juros,

elevam os retornos para poupadores, que são predominantemente de alta renda. Ao mesmo tempo, famílias de baixa renda, que dependem mais de empréstimos para consumo, enfrentam custos de crédito mais elevados, restringindo ainda mais seu poder de compra.

Em Furceri, Loungani e Zdzienicka (2018), um painel com 32 países é estruturado para analisar como choques inesperados de política monetária convencional afetam a desigualdade de renda. O estudo encontra que choques contracionistas aprofundam a desigualdade de renda, enquanto expansionistas reduzem. No entanto, é importante demarcar que esse efeito é assimétrico: movimentos contracionistas aumentam mais a desigualdade de renda do que os expansionistas a reduzem. Segundo o autor, essa discrepância significa que choques de política monetária ao longo do ciclo podem levar a efeitos persistentes sobre a desigualdade. Além disso, Furceri, Loungani e Zdzienicka (2018) apontam que existe uma diferença entre choques de política monetária sistemáticos e inesperados. Choques inesperados geram aumento da desigualdade de renda, enquanto choques previstos tem efeito redutor. Segundo o autor, não levar essas diferenças em consideração podem levar a achados discrepantes entre pesquisadores, tornando a literatura ainda mais contrastante.

3.3 EFETIVIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA E DESIGUALDADE DE RENDA

A relação entre política monetária, inflação e desigualdade de renda tem recebido crescente atenção na literatura econômica, sobretudo diante da constatação de que variações nas condições monetárias não afetam todos os grupos sociais de forma homogênea. Os mecanismos envolvidos são múltiplos, operam em horizontes de tempo distintos e podem atuar em direções opostas, o que explica a ausência de consenso teórico e a diversidade de achados empíricos.

Segundo Romer e Romer (1998), no curto prazo, a política monetária expansionista pode ser benéfica para os mais pobres principalmente ao reduzir o desemprego. No entanto, o trabalho argumenta que esse efeito é temporário, e que quando a economia retornar a seu estado natural de desemprego, então os níveis de pobreza voltarão a subir. Basicamente, é uma troca temporal de quando a desigualdade irá aumentar: no presente, ou no futuro. Ao realizar uma política expansionista, o banco central está adiando o inevitável, e possivelmente piorando um futuro aumento na pobreza e possivelmente na desigualdade de renda.

Monnin (2014) investiga empiricamente a relação entre inflação e desigualdade de renda em dez países da OCDE (Austrália, Canadá, Dinamarca, França, Japão, Nova Zelândia, Noruega, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos) no período de 1971 a 2010. Além da inflação, são utilizadas seis variáveis de controle: nível de desenvolvimento econômico, ciclos econômicos, desemprego, sindicalização, abertura ao comércio internacional e mudanças tecnológicas enviesadas por habilidades. Os resultados apontam para uma relação em forma de U entre inflação e desigualdade de renda.

Em níveis baixos de inflação, a desigualdade de renda é relativamente mais alta, mas conforme a inflação aumenta, a desigualdade de renda se reduz. Isso ocorre até que a taxa de inflação atinja 13%, onde a desigualdade de renda atinge seu mínimo. No entanto, a partir

desse ponto, quando a taxa de inflação sobe, a desigualdade de renda também aumenta. Apesar da pesquisa ter encontrado essa relação empírica, o trabalho deixa claro que as razões que levam a essa dinâmica ainda não são completamente compreendidas e necessitam de mais investigações. Em Bernanke (2015), mantidas constantes as demais variáveis, aumentos na inflação reduzem o valor real das dívidas contraídas anteriormente. Como devedores tendem a estar concentrados entre famílias de menor renda, enquanto credores se concentram entre grupos mais ricos (detentores de ativos financeiros), a inflação pode atuar, nesse sentido, como um fator de redistribuição da renda líquida em favor dos devedores. Isso pode ser uma pista do que está por trás desse efeito negativo da inflação sobre a desigualdade de renda.

Para validar esse mecanismo, no entanto, é necessário qualificar a relação das famílias de baixa renda com o mercado de crédito. A premissa de que esses agentes possuem restrição ao crédito não implica, necessariamente, uma ausência total de acesso, mas sim uma inserção precária e pró-cíclica no sistema financeiro. Em períodos de expansão, o crédito torna-se disponível, porém sob condições qualitativamente distintas das ofertadas aos estratos superiores: trata-se de um endividamento voltado ao consumo básico, com custos elevados (como juros rotativos) e que gera fragilidade financeira, ao passo que o crédito para acumulação de ativos (que gera riqueza) permanece restrito. Além disso, o acesso desses grupos é mais sensível ao ciclo econômico; assim como ocorre com pequenas empresas em relação a grandes corporações, os agentes de menor renda são os primeiros a serem marginalizados em contrações, em um processo de seleção adversa e racionamento de crédito compatível com a teoria seminal de Stiglitz e Weiss (1981). Dessa forma, esclarece-se a aparente contradição de que grupos com restrição de acesso ao crédito possam figurar, simultaneamente, como devedores líquidos no sistema.

No longo prazo, no entanto, a política monetária tem impactos mais significativos e estruturais na vida dos mais pobres. Monnin (2014) indica que uma política monetária que mantém baixos níveis de inflação e estabilidade na demanda agregada está associada a melhores condições econômicas para os mais pobres. Altos níveis de inflação e instabilidade econômica tendem a afetar negativamente o crescimento da renda média, reduzindo a capacidade dos mais pobres de melhorar suas condições de vida.

Já o artigo de Memon e Qureshi (2021) analisa a relação entre instabilidade macroeconômica, que é medida através da variância da inflação e da produção, e a desigualdade de renda. O trabalho utiliza dados em painel de 61 países entre 1990 e 2019. Desses 61 países, 40 ainda são considerados economias em desenvolvimento. Os achados mais relevantes do trabalho são justamente quanto às economias em desenvolvimento. Os autores mostram que um aumento de uma unidade no desvio padrão da inflação leva a uma elevação de 0,015 ponto no índice de Gini para países em desenvolvimento. Para ilustrar a magnitude econômica desse efeito, os autores estimam que uma redução robusta na volatilidade inflacionária (tomando como exemplo a convergência dos níveis do Equador para os da Dinamarca) resultaria em uma queda no Gini equivalente a uma redistribuição anual de cerca de 17,9% da renda.

Ademais, segundo o autor, países em desenvolvimento que adotam políticas de metas inflacionárias sofrem consideravelmente menos do que os que não as adotam. Antes da adoção

de metas de inflação, um aumento de uma unidade no desvio padrão da inflação levava a um aumento de 0,017 unidades estatisticamente significativas no índice de Gini, mas o efeito não é significativo para os países em desenvolvimento na amostra pós regime de metas. Memon e Qureshi (2021) sugere que, caso a estabilidade de preços seja alcançada por meio de uma política monetária baseada em regras, independente e avessa à inflação, existe uma tendência de redução na disparidade de renda, além ganhos de eficiência.

Por fim, o Berisha, Dubey e Gharehgozli (2023) buscam elucidar como a desigualdade de renda em diferentes quantis responde a variações na taxa de inflação. O trabalho contribui para a literatura ao mostrar como a relação entre inflação e desigualdade de renda se altera com níveis mais altos de desigualdade de renda. A análise utiliza um modelo de regressão quantílica em painel com efeitos fixos. O resultado empírico encontrado foi uma relação negativa e significativa entre desigualdade de renda e inflação no curto prazo, que é cada vez maior à medida que se avança em direção a quantis mais altos de desigualdade de renda. Para o quantil mais inferior, o efeito estimado foi de -0.075, enquanto para o quantil mais ao topo, o efeito estimado foi de -0.177. Logo, a cada aumento de uma unidade na inflação, espera-se que a desigualdade de renda caia de 0,08 a 0,18 pontos percentuais, dependendo do nível de desigualdade inicial.

À medida que se consideram defasagens da inflação, a magnitude desse efeito diminui e, em certos casos, até perde significância estatística ou se torna uma relação positiva. O estudo encontrou que o efeito da inflação de quatro trimestres atrás é positivo, indicando que um aumento de um ponto percentual na inflação pode elevar a desigualdade entre 0,021 e 0,136 pontos percentuais ao longo de um ano, além de ser mais forte nos quantis inferiores. Adicionalmente, existe um consolidado corpo literário que associa a volatilidade da inflação ao aumento da incerteza e, conseqüentemente, ao desincentivo ao investimento produtivo, o que pode acarretar efeitos adversos como o aumento do desemprego. Em seu discurso do Nobel, Friedman (1977) argumenta que a instabilidade nos níveis de preços reduz a eficiência do sistema de mercado, elevando o desemprego estrutural. Complementarmente, Pindyck (1990) demonstra que, em ambientes voláteis, o valor da 'opção de esperar' (wait-and-see) aumenta, levando as firmas a adiarem decisões de investimento irreversível. Por fim, Bloom (2009) corrobora essa análise ao evidenciar que choques de incerteza provocam uma retração imediata tanto no investimento quanto nas contratações. Como resultado, a desaceleração da atividade produtiva afeta desproporcionalmente a geração de emprego, o que tende a penalizar principalmente os estratos de menor renda, ampliando assim as desigualdades.

É fundamental, contudo, considerar um efeito contrastante importante para a análise. Apergis, Alexakis e Xanthakis (1996) mostram que a volatilidade inflacionária também está associada a quedas nos preços das ações em diversos países, especialmente em economias em desenvolvimento, onde a menor credibilidade das políticas anti-inflacionárias torna os mercados mais sensíveis à instabilidade dos preços. Já em economias avançadas, instrumentos mais eficazes de estabilização tendem a neutralizar esse efeito. Nesse contexto, episódios de maior volatilidade inflacionária podem ter reduzido o valor de ativos financeiros concentrados nos estratos superiores dos países na amostra, contribuindo para a diminuição da desigualdade de renda

observada. Esse fenômeno é relevante pois atua como um contrapeso: enquanto o desemprego piora a situação da base, a queda nos preços das ações reduz a riqueza do topo, o que pode resultar, estatisticamente, em uma diminuição da desigualdade geral.

3.4 SÍNTESE E JUSTIFICATIVA PARA AS VARIÁVEIS DE CONTROLE

A especificação do modelo econométrico baseia-se na necessidade de isolar o impacto da política monetária de outros determinantes estruturais da desigualdade. Para evitar viés de variável omitida, o modelo inclui controles que capturam as dinâmicas de capital humano, estrutura de mercado, acumulação de riqueza e inserção externa, conforme fundamentado a seguir.

3.4.1 Estrutura de mercado e participação do trabalho

A variável desemprego é incorporada ao modelo para capturar o canal da heterogeneidade de ganhos. Visto que os salários representam a maior parcela da renda dos mais pobres, a deterioração do mercado de trabalho afeta esse grupo de forma mais intensa do que os detentores de capital. Esse impacto é exacerbado pela tendência recente de redução da participação da massa salarial no produto agregado.

Rodriguez e Jayadev (2013) fazem uma minuciosa análise dessa tendência, demonstrando que não é uma dinâmica particular a alguns países, mas sim um fenômeno secular. O trabalho não encontra correlação clara entre o nível de renda dos países e a queda (ou a magnitude dessa) na participação do trabalho no PIB. Também não encontra uma correlação do gênero nem com o Índice de Desenvolvimento Humano, nem quando analisa por regiões. Os autores então testam duas hipóteses: (i) a razão por essa queda vem de menores pagamentos aos trabalhadores (efeito intra-setorial) ou (ii) a economia mudou sua estrutura para setores menos intensivos em trabalho. Através de um regressão econométrica aplicada a duas bases de dados – a da ONU e a da UNIDO – o trabalho chega a conclusão que entre 1980 e 2000 o efeito intra-setorial explica 80% do declínio total para a base da ONU, e mais de 100% da queda total para a base da UNIDO. Com isso, os autores concluem que quando a participação do trabalho cai, ela cai para todos ou praticamente todos os setores ao mesmo tempo. O estudo, no entanto, não traça conclusões fortes quanto as razões para esse movimento.

Autor et al. (2017) busca uma explicação para esse processo de declínio da parcela do trabalho através de uma teoria de “firmas superstars” para os Estados Unidos. O estudo argumenta que condições de mercado ou tecnológicas podem favorecer a concentração de vendas, favorecendo um pequeno número de firmas com produtos superiores ou produtividade mais elevada. Dessa forma, essas firmas com maiores vantagens competitivas seriam capazes de dominar uma fatia grande do mercado e tonariam-se mais lucrativas, o que se traduziria em uma parcela menor do trabalho no total das vendas ou do valor agregado. Adicionalmente, segundo Liu, Mian e Sufi (2022), uma das explicações para o aumento da concentração de poder de mercado desde 1980 está nas reduções nas taxas de juros de longo prazo.

O mecanismo decorreria de um incentivo assimétrico, com empresas que dominam o mercado sendo impelidas a realizar investimento mais agressivos para se manterem persistentemente no topo da produção, enquanto empresas menores, entendendo esse movimento das empresas líderes, reagem de forma cautelosa e aumentam o investimento de forma bem mais leve, temendo custos muito altos na competição mais acirrada. Dessa forma, políticas monetárias mais frouxas poderiam agravar mais ainda o processo de concentração de poder de mercado, o que pode ocasionar em lucros ainda maiores para as empresas que Autor et al. (2017) chama de “superstars” e acabar aumentando a desigualdade de renda via compressão da massa salarial.

De forma similar, Bergholt, Furlanetto e Maffei-Faccioli (2022) também consideram o aumento de poder de mercado como uma das possíveis razões para o declínio da participação do trabalho no PIB, porém adicionam outras três possíveis causas para o fenômeno nos Estados Unidos: (i) progresso técnico na forma de automação e robotização, (ii) o declínio ou precarização de instituições de mercado de trabalho, como sindicatos e o salário mínimo, e (iii) o crescimento tecnológico tendente ao capital. Com essas quatro hipóteses, os autores estimam um modelo econométrico em Vetor Autogressivo Estrutural (SVAR) com choques permanentes. Esses choques seriam as possíveis explicações para o declínio na parcela do trabalho em relação ao PIB.

Bergholt, Furlanetto e Maffei-Faccioli (2022) encontram três principais achados: o primeiro é que a automação e o aumento do poder de mercado das firmas reduziu a participação da renda do trabalho no pós Segunda Guerra Mundial, enquanto o aprofundamento em capital (capital deepening) com enfoque em investimentos com viés em aumento tecnológico exerceu um contrabalanço, impulsionando a participação do trabalho na renda para cima. O segundo achado está em consonância com o primeiro: especialmente em frequências mais baixas, a automação e as margens de lucro das firmas tem papel importante na determinação da parcela do trabalho na renda. Por último, os autores afirmam que a maior parte do declínio da participação do trabalho que ocorre antes da crise de 2008 está vinculado principalmente a automação, enquanto o aumento do poder de mercado tem sido cada vez mais determinante na redução da parcela do trabalho após a crise.

Em complemento, Fornaro e Wolf (2021) argumentam que a política monetária, ao afetar o custo de capital (relativo ao salário) tem impacto na tomada de decisão das firmas. Os autores ainda fazem a ressalva que apenas intervenções monetárias que afetam as taxas de juros no médio prazo provavelmente teriam um impacto na decisão das firmas quanto a automação. Explicam então que políticas monetárias contracionistas, ao elevarem o custo do capital, podem induzir firmas a realocarem tarefas de produção do capital para o trabalho (no médio prazo), o que ocasionaria em um processo de desautomatização. Em contrapartida, políticas expansionistas teriam o impacto contrário, estimulando o processo de automatização. Dessa forma, a política monetária poderia estar influenciado indiretamente na redução das participações da renda no trabalho ao fomentar o processo de automatização, possivelmente contribuindo para o achatamento dos salários e conseqüentemente impactando na distribuição da renda

3.4.2 Abertura comercial e financeira (IDE e trade)

O avanço da financeirização global pode reforçar dinâmicas de disparidade de renda. Velde (2003) destaca que fluxos de portfólio e investimento estrangeiro direto na América Latina, quando concentrados em setores intensivos em tecnologia e mão de obra qualificada, elevam a demanda – e, conseqüentemente, os salários – de trabalhadores especializados. Isso, no entanto, poderia ser compensando pela ideia central do IDE, que é servir como fonte adicional de capital para economias com insuficiência de poupança, o que é vital para o processo de desenvolvimento. O investimento estrangeiro direto pode ainda induzir mudanças tecnológicas específicas para determinadas habilidades, influenciar negociações salariais diferenciadas e direcionar treinamento de forma mais intensa para trabalhadores qualificados do que para os menos qualificados. O autor também argumenta que o IDE pode aumentar lucros e os retornos sobre o capital em relação a outras fontes de renda – como salários – possivelmente aumentando a desigualdade, já que esses ganhos geralmente escoam para o topo da distribuição.

Dado o impacto distributivo do IDE, torna-se crucial analisar seus determinantes monetários. A política monetária contribui diretamente para o Investimento Direto Estrangeiro, tanto através das taxas de juros quanto, possivelmente, pela promoção da estabilidade econômica. Karahan e Bayır (2022), por exemplo, encontram que as políticas expansionistas adotadas antes e durante a pandemia de COVID-19 causaram uma elevação nos índices do mercado de ações global e incentivaram os fluxos de IDE via redução dos juros. Contudo, quando as taxas voltaram a subir e os índices do mercado de ações global começaram a descer após a crise, esse movimento gerou limitações significativas no fluxo de IDE para as economias em desenvolvimento. Para compensar esse processo, seriam necessárias outras políticas capazes de atrair novamente o capital estrangeiro.

Diante dessas evidências, as variáveis de Investimento Estrangeiro Direto (IDE) e abertura comercial foram incorporadas ao modelo para controlar pelo grau de inserção externa da economia.

4 METODOLOGIA

Por se tratar de uma análise internacional ao longo do tempo, a base de dados assume o formato de painel, no qual cada país possui uma observação por ano para cada variável selecionada. É importante destacar, contudo, que nem todos os países apresentam registros completos, o que torna o painel desbalanceado. Esse tipo de estrutura carrega um elevado teor informacional, pois permite acompanhar dinâmicas e variações dos indivíduos ao longo do tempo. Assim, amplia-se o tamanho efetivo da amostra e obtêm-se estimadores mais precisos e estatísticas de teste mais robustas (WOOLDRIDGE, 2006).

No entanto, essa configuração também pode gerar desafios, sobretudo porque não é possível assumir que as observações sejam independentemente distribuídas ao longo do tempo. Dessa forma, surgem questões como a heterogeneidade individual não observada, que demanda um tratamento específico. Além disso, a persistência da variável dependente – no caso, a desigualdade de renda – pode indicar a necessidade de incluir sua própria defasagem como variável explicativa, o que introduz um problema adicional de endogeneidade. Para lidar com esses entraves, serão empregados dois métodos: o painel estático com efeitos fixos e o painel dinâmico.

O modelo de efeitos fixos trata a heterogeneidade individual não observada (α_i) – fatores próprios de cada unidade analisada, como a cultura de um país, sua herança institucional ou aspectos geopolíticos – ao retirar da equação estimada a sua média. Como o componente α_i é constante ao longo do tempo, sua média é igual ao próprio efeito. Consequentemente, a subtração elimina o efeito fixo, permitindo estimar o modelo por meio de um simples MQO aplicado às variáveis transformadas. Outro nome para o estimador de efeitos fixos é estimador interno (*within*), justamente porque, ao eliminar o efeito individual, ele explora apenas a variação temporal da variável dependente e das explicativas dentro de cada unidade do corte transversal.

$$y_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta + \delta_t + \alpha_i + u_{it} \quad (4.1)$$

Com y_{it} representa a variável dependente – no caso, o Índice de Gini; o β_0 é o intercepto; o X_{it} é o vetor de variáveis explicativas com seus respectivos parâmetros β ; α_i denota a heterogeneidade individual não observada (efeito fixo); δ_t são as dummies de tempo; e u_{it} é o termo de erro idiossincrático.

Caso as variáveis explicativas sejam estritamente exógenas (o termo de erro é não correlacionado com todas as variáveis explicativas em todo o período), os erros u_{it} sejam homoscedásticos (variância constante ao longo do tempo) e não sejam serialmente correlacionados (termos de erro não apresentam correlação ao longo do tempo), então o estimador de efeitos fixos é não viesado (WOOLDRIDGE, 2006).

Outro ponto a ser destacado é a característica desbalanceada do painel. Wooldridge (2006) explica que a estimação nesses casos não difere substancialmente da aplicada a painéis

balanceados, mas dois problemas principais devem ser considerados: (i) unidades de análise que possuem apenas um período não podem ser estimadas, pois a transformação temporal dessas observações resulta em zeros, que são automaticamente descartados no momento da estimação; e (ii) a razão do desbalanceamento. Caso o desequilíbrio do painel seja correlacionado com os erros idiossincráticos, então o estimador de efeitos fixos leva a estimações viesadas.

É importante ressaltar que caso o efeito não observado α_i não seja correlacionado com cada variável explicativa – isso para todos os períodos de tempo –, então o estimador de efeitos aleatórios é preferível ao estimador de efeitos fixos por possuir maior eficiência. Essa metodologia trata a heterogeneidade individual não observada como um efeito aleatório que afeta todas as observações daquela unidade, mas que não está correlacionado com as variáveis explicativas. Wooldridge (2006) explica que, ao definir o erro composto como $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$, obtém-se que os termos de erro são serialmente correlacionados ao longo do tempo, pois o componente α_i afeta todas as observações da mesma unidade. Para lidar com essa característica, o estimador de efeitos aleatórios utiliza o método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), que transforma as variáveis de forma a reduzir o impacto da heterogeneidade individual. Essa transformação depende do parâmetro λ , definido como:

$$\lambda = 1 - \left(\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_a^2} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (4.2)$$

O parâmetro λ assume valores de 0 a 1 e determina o grau da transformação aplicada. Já σ_u^2 corresponde à variância do erro idiossincrático ($var(u_{it})$), enquanto σ_a^2 representa a variância da heterogeneidade individual não observada ($var(\alpha_i)$). Por fim, T é o número de períodos de tempo (WOOLDRIDGE, 2006).

Quando σ_a^2 é muito pequeno, então λ tende a zero, aproximando o modelo de um simples MQO (efeito entre países). No entanto, caso o termo σ_a^2 seja muito grande, então λ tende a 1, tornando a transformação equivalente à dos efeitos fixos (efeito dentro dos países). Assim, o modelo de efeitos aleatórios combina a variação entre unidades e a variação temporal dentro das unidades, alcançando maior eficiência quando suas suposições são válidas (WOOLDRIDGE, 2006). Ainda, para uma certificação estatística mais apurada sobre qual método é o mais apropriado para a estimação (efeitos fixos ou aleatórios), temos o teste de Hausman, que verifica se as diferenças entre os coeficientes estimados pelos dois modelos são pequenas o suficiente para não rejeitar a hipótese nula. Rejeitar o teste de Hausman indica que o modelo de efeitos fixos é o mais apropriado, enquanto não o rejeitar sugere que os efeitos aleatórios podem ser utilizados com segurança.

Embora o estimador de efeitos fixos controle a heterogeneidade individual não observada, ele não soluciona a questão da inércia característica de determinadas variáveis. A desigualdade, por exemplo, apresenta elevada persistência: um país com altos níveis de desigualdade no passado recente tende a manter essa condição no presente. Nesse contexto, a variável dependente

defasada possui forte poder explicativo sobre o estado atual da distribuição de renda. Contudo, a inclusão desse termo defasado em modelos de painel estático com efeitos fixos gera o chamado Viés de Nickell, uma vez que, por construção matemática, o regressor torna-se correlacionado com o termo de erro. Para superar essa limitação de endogeneidade, faz-se necessária uma abordagem distinta: a modelagem de painel dinâmico.

A implementação dessa abordagem é tradicionalmente realizada através do Método Generalizado de Momentos (GMM), técnica que se adequa a amostras com dimensão temporal curta e um número elevado de unidades de análise. Arellano e Bond (1991) propõem o estimador GMM em Diferenças para solucionar simultaneamente o viés de Nickell e a endogeneidade dinâmica. O procedimento consiste em aplicar a primeira diferença à equação original, o que elimina completamente a heterogeneidade individual não observada (efeito fixo), visto que esta é invariante no tempo.

No entanto, essa transformação introduz um novo desafio: na nova equação em diferenças ($\Delta y_{it} = \beta \Delta y_{i,t-1} + \Delta v_{it}$), já que o termo $y_{i,t-1}$ é correlacionado com $v_{i,t-1}$, o regressor defasado transformado torna-se matematicamente correlacionado com o termo de erro transformado, gerando uma endogeneidade. Para solucionar essa questão, os autores propõem a utilização de defasagens mais distantes da variável em nível (a partir de $t - 2$) como instrumentos. A validade dessa estratégia, no entanto, depende da premissa de que os erros originais não sejam serialmente correlacionados. Sob essa condição, as defasagens tornam-se instrumentos válidos, capazes de explicar a trajetória histórica da variável de interesse – neste caso, a desigualdade de renda – sem contaminação pelo erro contemporâneo.

Uma das contribuições seminais desse estudo foi a proposta de utilizar três testes de especificação essenciais para a análise: (i) o teste AR(1), que verifica se existe correlação em $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$. É esperado que essa correlação sempre exista, de modo que o AR(1) deve ser rejeitado; (ii) o teste AR(2), que verifica a existência de autocorrelação de segunda ordem. Caso ela esteja presente – o que ocorre quando a hipótese nula é rejeitada – os instrumentos se tornam inválidos, pois isso indica que os erros possuem dependência temporal. Nesse cenário, as defasagens de y_{it} também carregam essa dependência, deixando de ser exógenas e, portanto, inadequadas como instrumentos; e (iii) o teste de Sargan e de Hansen, que testam a hipótese nula de que os instrumentos são exógenos, ou seja, não correlacionados com o erro (ARELLANO; BOND, 1991).

Contudo, o GMM em diferenças pode ser problemático num cenário de painel desbalanceado, pois intensifica as lacunas desses painéis. Isso ocorre porque, caso uma observação y_{it} seja faltante, então tanto Δy_{it} quanto $\Delta y_{i,t-1}$ também estarão faltantes. Para solucionar esse problema, Arellano e Bover (1995) criaram o *Forward Orthogonal Deviations* (FOD), que, em vez de subtrair a observação anterior da contemporânea, subtrai a média de todas as observações futuras disponíveis de uma variável. Dessa forma, é irrelevante quantas lacunas existam, pois todas as observações disponíveis são utilizadas, exceto, naturalmente, a última, que não possui observações futuras. Assim, a perda de dados é mitigada. Além disso, como a transformação não utiliza as defasagens em sua construção, estas permanecem válidas como instrumentos

(ROODMAN, 2009).

A especificação da estimação em GMM:

$$y_{it} = \beta_0 + \rho y_{i,t-1} + X_{it}\beta + \delta_t + u_{it} \quad (4.3)$$

Com y_{it} representando a variável dependente – no caso, o Índice de Gini; o β_0 é o intercepto; o $y_{i,t-1}$ sendo a defasagem de y_{it} ; o X_{it} é o vetor de variáveis explicativas com seus respectivos parâmetros β ; δ_t denota as dummies de tempo; e u_{it} é o termo de erro idiossincrático.

Por fim, para verificar a exogeneidade dos instrumentos, utilizou-se o teste de Hansen. Esse teste avalia a validade conjunta das restrições de sobreidentificação, testando a hipótese nula de que todos os instrumentos são exógenos, isto é, não correlacionados com o termo de erro (ROODMAN, 2009). A escolha por essa estatística, em detrimento do teste de Sargan, justifica-se pela sua robustez, uma vez que o teste de Hansen permanece consistente mesmo na presença de heterocedasticidade e autocorrelação (ROODMAN, 2009). Dessa forma, a não rejeição da hipótese nula (p-valor superior ao nível de significância) indica que os instrumentos utilizados na modelagem são válidos.

Para a estimação empírica, utiliza-se o pacote *xtabond2* no software Stata, seguindo as recomendações de Roodman (2009). Optou-se pela especificação em dois passos (*two-step*), que é assintoticamente mais eficiente, com a devida correção de Windmeijer para evitar o viés descendente nos erros-padrão em amostras finitas. Adicionalmente, emprega-se a opção de desvios ortogonais para maximizar o tamanho da amostra em painéis desbalanceados, e a técnica de *collapse* da matriz de instrumentos para evitar o problema de proliferação de instrumentos, que poderia enfraquecer o teste de Hansen.

4.1 VARIÁVEIS

Para a modelagem, as séries temporais foram estruturadas em médias quinquenais, de forma que cada unidade em cross-section possui, se completa, sete blocos de observações temporais: 1990-1994, 1995-1999, 2000-2004, 2005-2009, 2010-2014, 2015-2019, 2020-2024. Ressalta-se que, embora a contextualização histórica apresentada nas seções anteriores remonte à década de 1980, optou-se por iniciar o recorte econométrico em 1990 visando garantir maior robustez e disponibilidade dos dados para o painel. Como regra de agregação, adotou-se a média simples para a maioria das variáveis, com duas exceções estratégicas: a inflação, mensurada pela volatilidade para capturar os efeitos distributivos de instabilidades monetárias agudas (como hiperinflações), e o crescimento oferta monetária (M2), agregada pela mediana para mitigar a influência de outliers. Ressalta-se que, devido à indisponibilidade de registros para alguns países, a base configura-se como um painel desbalanceado, cujas variáveis foram selecionadas em estrita consonância com o referencial teórico apresentado.

Modelo de efeito fixo:

$$gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 juros_{it} + \beta_2 M2_{it} + \beta_3 \sigma_{it}^{\pi} + \beta_4 \ln(PIB)_{it} + \beta_5 cred_{it} + \beta_6 desemp_{it} + \beta_7 abtc_{it} + \beta_8 IDE_{it} + \beta_9 educ_{it} + \delta_t + \alpha_i + u_{it} \quad (4.4)$$

Modelo GMM-FOD:

$$gini_{it} = \beta_0 + \rho gini_{i,t-1} + \beta_1 juros_{it} + \beta_2 M2_{it} + \beta_3 \sigma_{it}^{\pi} + \beta_4 \ln(PIB)_{it} + \beta_5 cred_{it} + \beta_6 desemp_{it} + \beta_7 abtc_{it} + \beta_8 IDE_{it} + \beta_9 educ_{it} + \delta_t + u_{it} \quad (4.5)$$

A variável de interesse na equação (4.4) e (4.5) é o índice de Gini do país i no período t . Os dados sobre essa variável foram retirados da *Standardized World Income Inequality Database* (SWIID). A escolha por essa base justifica-se pela sua metodologia de padronização, que maximiza a comparabilidade das estatísticas de desigualdade entre diferentes países e períodos. De maneira mais aprofundada, a variável Gini representa a média das observações de cada país em cada conjunto de unidades temporais. O índice de Gini representa a área entre a curva de Lorenz da renda acumulada e a linha de perfeita igualdade, dividida pela área total sob essa linha.

Como variáveis explicativas, selecionaram-se indicadores econômicos, financeiros e sociais, conforme descrição a seguir.

A taxa de juros de empréstimos ($juros_{it}$), que representa o custo do financiamento de curto e médio prazo para o setor privado, foi incluída como indicador das mudanças na postura da política monetária. Essa variável capta de forma imediata como as decisões do banco central são transmitidas ao custo do crédito enfrentado por famílias e empresas, influenciando seu consumo, investimento e, portanto, a dinâmica da atividade econômica. Crucialmente, incorpora não apenas a influência da taxa básica definida pelo Banco Central, mas também o prêmio de risco exigido pelos intermediários financeiros. Portanto, ela reflete de maneira mais completa as condições de liquidez e a percepção de incerteza que os agentes econômicos de fato enfrentam.

A volatilidade da inflação, definida como a variação no índice de preços ao consumidor (% ao ano) e expressa por σ_{it}^{π} , foi incorporada para mensurar a eficácia da política monetária. A utilização dessa variável justifica-se por sua capacidade de capturar os efeitos nocivos da instabilidade de preços: ao gerar incerteza e atuar como um imposto inflacionário, a alta volatilidade corrói a renda real das famílias e evidencia a fragilidade da gestão monetária. A inflação subjacente baseia-se no Índice de Preços ao Consumidor (fórmula de Laspeyres), sobre a qual calcula-se o desvio padrão.

Além do efeito do imposto inflacionário, temos em Monnin (2014) que taxas de inflação muito baixas tendem a vir acompanhadas de maior desigualdade de renda. No entanto, à medida que a inflação sobe, essa desigualdade diminui até atingir um ponto mínimo; daí em diante, volta a aumentar (gráfico em U). Já em Memon e Qureshi (2021), temos que em países desenvolvidos, não se detecta vínculo relevante entre volatilidade inflacionária e desigualdade. No entanto, nas economias em desenvolvimento, essa relação é significativa.

Em Dabla-Norris et al. (2015), observa-se que o aprofundamento financeiro está associado a um aumento da desigualdade de renda em economias em desenvolvimento, ao passo que tende a reduzi-la em países de renda elevada, possivelmente refletindo os distintos níveis de inclusão financeira característicos de cada grupo. Para capturar distintos aspectos do desenvolvimento do sistema financeiro, emprega-se o crédito doméstico ao setor privado em porcentagem do PIB ($cred_{it}$), que mensura o crédito interno bruto concedido pelo setor financeiro a famílias, empresas e demais setores, excluídos os empréstimos líquidos ao governo central; além de capturar o grau de desenvolvimento do mercado de crédito, permite avaliar em que medida eventuais expansões do crédito se concentram em segmentos restritos ou se disseminam de maneira mais ampla pela economia.

O crescimento de M2 ($M2_{it}$) também foi incluído, e corresponde ao crescimento anual da soma de todos os instrumentos financeiros líquidos detidos pelos setores que mantêm dinheiro, amplamente aceitos numa economia como meio de troca, acrescida daqueles que podem ser convertidos em meio de troca em curto prazo, a valor nominal ou próximo dele. Como já visto no referencial teórico, acréscimos de M2 podem levar a aumento de preços de ações, imóveis, dentre outros. Caso esses ativos estejam concentrados na parcela mais rica da população, então a tendência é um aumento da desigualdade de renda.

A quinta variável explicativa incluída no trabalho foram os anos médios de estudo ($educ_{it}$), retirados da base Barro e Lee (2013), que são calculados através de 621 censos e pesquisas, servindo como *proxy* para o prêmio por habilidade (*skill premium*) (DABLA-NORRIS et al., 2015). Essa medida associa ganhos de renda ao nível educacional dos indivíduos, alinhando-se à teoria da *Capital-Skill Complementarity* (CSC) (DOLADO; MOTYOVSKI; PAPPA, 2021; LINDQUIST, 2004).

Para analisar o efeito do nível de desenvolvimento econômico, incluiu-se o logaritmo natural do PIB per capita ($\ln(PIB)_{it}$), medido em dólares internacionais constantes, ajustado pela Paridade de Poder de Compra (PPC) para eliminar diferenças de preços entre países, permitindo comparações mais precisas do tamanho das economias e do padrão de vida médio de suas populações (DABLA-NORRIS et al., 2015).

A variável de Investimento Estrangeiro Direto (IDE_{it}) mensura o fluxo líquido de capitais destinado à aquisição de participação duradoura – definida como 10% ou mais do capital votante – em empresas que operam fora da economia do investidor. O indicador engloba capital social, reinvestimento de lucros e outros capitais de curto e longo prazo. Sua inclusão no modelo visa testar a hipótese de que a entrada desses fluxos pode acentuar a desigualdade de renda ao direcionar recursos para setores intensivos em capital e complementares à mão de obra qualificada (VELDE, 2003).

Já a variável de abertura comercial ($abtc_{it}$) é utilizada para capturar o grau de integração da economia ao mercado de bens e serviços. A maior abertura pode facilitar a importação de bens de capital e tecnologias que complementam o trabalho qualificado, aumentando sua demanda e, possivelmente, elevando o prêmio por habilidade. Em contrapartida, a abertura comercial também pode exercer um efeito redutor na desigualdade ao diminuir o preço de bens

importados, o que representa um aumento no salário real e no poder de compra das famílias (DABLA-NORRIS et al., 2015).

A taxa de desemprego ($desemp_{it}$) foi incorporada ao modelo para testar a hipótese de vulnerabilidade assimétrica no mercado de trabalho. A premissa é que as famílias de baixa renda, por dependerem quase exclusivamente dos rendimentos do trabalho, são desproporcionalmente sensíveis à perda de ocupações. Consequentemente, elevações no desemprego tendem a comprimir a renda na base da distribuição, resultando em um aumento da desigualdade.

A variável δ_t representa as *dummies* de tempo, que servem para capturar quaisquer efeitos de choques temporais que podem afetar a desigualdade de renda e afetar a análise. Os efeitos fixos, que contabilizam por questões como diferenças culturais, geográficas, institucionais, etc, é representado pela variável α_i . Por fim, a variável u_{it} representa o termo de erro. A Tabela 1 é o dicionário das variáveis.

Tabela 1 – Dicionário de variáveis

Símbolo	Nome	Elaboração / Definição	Fonte
$gini_{it}$	Desigualdade de Renda	Índice de Gini de renda disponível (pós-impostos e transferências). Média quinquenal do índice padronizado.	SWIID
$gini_{i,t-1}$	Desig. Defasada	Índice de Gini de renda disponível (pós-impostos e transferências) defasado. Média quinquenal do índice padronizado.	SWIID
$juros_{it}$	Taxa de Juros	Taxa de juros de empréstimo, que representa o custo do financiamento de curto e médio prazo para o setor privado. Média do período.	WDI
$M2_{it}$	Oferta Monetária	Taxa de crescimento do agregado monetário M2 em relação ao ano anterior. Mediana quinquenal para mitigar <i>outliers</i> .	WDI
σ_{it}^{π}	Volatilidade da Inflação	Desvio padrão da inflação de preços ao consumidor (anual %) dentro do bloco de 5 anos.	WDI
$\ln(PIB)_{it}$	Desenvolvimento	Logaritmo natural do PIB per capita em Paridade de Poder de Compra (PPP, dólares constantes de 2021). Média quinquenal.	WDI
$cred_{it}$	Crédito Doméstico	Crédito doméstico fornecido ao setor privado pelo sistema bancário como porcentagem do PIB. Média quinquenal	WDI
$desemp_{it}$	Desemprego	Taxa de desemprego total (% da força de trabalho total) (estimativa modelada pela OIT). Média quinquenal.	WDI
$abtc_{it}$	Abertura Comercial	Soma das exportações e importações de bens e serviços medida como porcentagem do PIB. Média quinquenal.	WDI
IDE_{it}	Investimento Externo	Entrada líquida de Investimento Estrangeiro Direto (FDI) como porcentagem do PIB. Média quinquenal.	WDI
$educ_{it}$	Capital Humano	Anos médios de escolaridade da população entre 15 e 64 anos. Proxy para o prêmio de habilidade (<i>skill premium</i>). Já é expressa em periodicidade quinquenal.	B&L (2013)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: WDI = World Development Indicators (Banco Mundial); SWIID = Standardized World Income Inequality Database; B&L = Barro e Lee.

5 RESULTADOS

Nesta seção, discutem-se os principais achados do trabalho econométrico. O percurso analítico parte da estimação por efeitos fixos e seus respectivos testes de diagnóstico, progredindo para a abordagem dinâmica através do GMM-FOD. Por fim, realiza-se a interpretação dos coeficientes à luz do referencial teórico, validando a robustez dos resultados.

5.1 PAINEL ESTÁTICO

Preliminarmente, a definição da estrutura de modelagem mais adequada – entre *Pooled OLS*, Efeitos Fixos (FE) ou Efeitos Aleatórios (RE) – pautou-se na aplicação dos testes F (Chow) e de Hausman. Como indicado na Tabela 2, o Teste F rejeitou fortemente a hipótese nula a 1% de significância de igualdade dos interceptos, indicando a inadequação do *Pooled OLS*. Na sequência, o teste de Hausman apontou a inconsistência dos estimadores de Efeitos Aleatórios a 5% de significância, consolidando a escolha pelo modelo de Efeitos Fixos como a base para as estimações subsequentes.

Uma vez definido o modelo, procedeu-se aos testes de diagnóstico. Antes de tudo, no entanto, é imperativo reiterar as limitações impostas pelo desbalanceamento do painel. A ausência de observações temporais coincidentes inviabilizou a execução de testes formais de dependência transversal, como os de Breusch-Pagan e Pesaran. Diante dessa restrição técnica – comum em estudos macroeconômicos internacionais –, a estratégia de modelagem assume a existência de correlação entre os países com base na teoria econômica. No entanto, para fins de robustez, uma versão estimada que desconsidera dependência transversal está no apêndice A. Os resultados permanecem similares aos apresentados na Tabela 3 a seguir.

Dada a grande integração financeira global, as decisões de política monetária em economias centrais geram consequências imediatas sobre os fluxos de capitais e as taxas de juros das economias periféricas, induzindo uma correlação nos movimentos das variáveis monetárias do painel. Adicionalmente, o comércio internacional atua como vetor de transmissão de choques reais: uma recessão em grandes economias importadoras, por exemplo, tende a reduzir a demanda externa de seus parceiros. A depender da magnitude dessa retração, as economias exportadoras podem sofrer impactos diretos em variáveis como investimento e nível de emprego, afetando a renda das famílias de maneira heterogênea e alterando, conseqüentemente, o panorama da desigualdade.

Paralelamente, os testes de diagnóstico passíveis de execução – teste de Wald Modificado para heterocedasticidade e teste de Wooldridge para autocorrelação – rejeitaram suas hipóteses nulas a 1% de significância (Tabela 2). Tais resultados confirmam que a estrutura de erros do painel viola as premissas clássicas, exigindo estratégias de estimação robustas. O modelo ideal que lida simultaneamente com heterocedasticidade, autocorrelação e dependência em *cross-section* é o Driscoll-Kraay (HOECHLE, 2007).

Por fim, entende-se a alta colinearidade entre as variáveis de capital humano (*educ*) e desemprego (*desemp*), com a variável de desenvolvimento ($\ln(\text{PIB})$). Embora não gere viés de consistência, essa colinearidade infla a variância dos estimadores, comprometendo a precisão da inferência. Para contornar esse problema, adotou-se a estratégia de análise de sensibilidade com duas especificações distintas: um modelo contendo apenas o PIB *per capita* e outro substituindo-o pelas variáveis de educação e desemprego. Pressupõe-se que, na primeira especificação, o PIB atue como uma *proxy* abrangente de desenvolvimento, minimizando o risco de viés de variável omitida. Por fim, visando à concisão expositiva, a Tabela 2 reporta os diagnósticos apenas do modelo com PIB, uma vez que os testes de robustez nas duas diferentes especificações apresentaram resultados qualitativamente idênticos.

Tabela 2 – Testes de especificação e diagnóstico do modelo estático

Teste / Diagnóstico	Hipótese Nula (H_0)	Estatística	P-valor	Conclusão
Teste F (Efeitos Individuais)	Todos $\alpha_i = 0$ (Pooled OLS)	$F = 11.68$	0.000	Rejeita H_0 (Preferência por Painel)
Hausman (FE vs RE)	Estimadores RE são consistentes	$\chi^2 = 24.18$	0.030	Rejeita H_0 (Preferência por Efeitos Fixos)
Wald Modificado ^a	Homocedasticidade ($\sigma_i^2 = \sigma^2$)	$\chi^2 = 134498.5$	0.000	Rejeita H_0 (Há Heterocedasticidade)
Wooldridge	Ausência de autocorrelação	$F = 254.93$	0.000	Rejeita H_0 (Há Autocorrelação)
Pesaran (Dependência CD)	Independência Transversal	N.A. ^b	-	Assumida Dependência (Teórica)

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Notas: Resultados referentes à especificação contendo o PIB per capita.

^a Estatística do teste de Wald modificado para heterocedasticidade de grupo.

^b O teste não pôde ser computado devido ao desbalanceamento do painel; a dependência transversal é controlada via estimador robusto e dummies temporais.

Em vista dos diagnósticos, a Tabela 3 apresenta os resultados das duas estimações por efeitos fixos com erros de Driscoll-Kraay, robustos à heterocedasticidade, autocorrelação e dependência em *cross-section*. Em ambos os modelos, a taxa de juros se mostra estatisticamente significativa ao nível de 5% e se relaciona positivamente com a desigualdade de renda. A análise detalhada da magnitude econômica será aprofundada na estimação em painel dinâmico, apresentada na próxima subseção, dada a sua capacidade de capturar a inércia da variável dependente. Contudo, vale notar que a consistência do sinal positivo em ambas as abordagens reforça a robustez da relação encontrada, e que a magnitude das estimativas permanece estável entre as diferentes especificações (variando de 0,081 a 0,142).

Esse resultado está em consonância com os achados de Coibion et al. (2012) e Mumtaz e Theophilopoulou (2017), segundo os quais políticas monetárias contracionistas tendem a acentuar a desigualdade. Nesse caso, a evidência sugere a predominância do canal da redistribuição de

poupança, uma vez que elevações na taxa de juros favorecem poupadores e penalizam devedores. O encarecimento do crédito e a retração do investimento e do emprego reforçam esse mecanismo, afetando de forma mais intensa os indivíduos situados na base da distribuição de renda

Tabela 3 – Resultados das Estimações Estáticas (Efeitos Fixos com Erros de Driscoll-Kraay)

Variável Dependente: Gini ($gini_{it}$)	(1) Com PIB	(2) Com Educ/Desemp
Taxa de Juros ($juros_{it}$)	0.116** (0.039)	0.142** (0.054)
Volatilidade da Inflação (σ_{it}^{π})	-0.027** (0.009)	-0.032** (0.012)
Oferta Monetária ($M2_{it}$)	-0.007 (0.015)	-0.024 (0.029)
Crédito Doméstico ($cred_{it}$)	-0.004 (0.005)	-0.000 (0.005)
PIB per capita ($\ln(PIB)_{it}$)	1.748* (0.760)	– –
Investimento Externo (IDE_{it})	-0.020** (0.007)	-0.026* (0.011)
Abertura Comercial ($abtc_{it}$)	0.021*** (0.004)	0.029*** (0.005)
Capital Humano ($educ_{it}$)	–	-0.253 (0.156)
Desemprego ($desemp_{it}$)	–	-0.071 (0.057)
Constante	18.475** (7.405)	36.337*** (1.481)
Dummies de Tempo	Sim	Sim
Observações	360	280
Grupos (Países)	110	87
R^2 (Within)	0.390	0.406
Prob F	0.000	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Estimador de Efeitos Fixos com erros-padrão de Driscoll-Kraay em parênteses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

A volatilidade da inflação apresentou associação negativa com a desigualdade de renda, um resultado que, à primeira vista, parece contraintuitivo, uma vez que a literatura majoritária indica que a instabilidade de preços aumenta a incerteza e compromete variáveis como o investimento, elevando o desemprego – fator que costuma afetar de forma mais intensa os indivíduos de menor renda. No entanto, é plausível supor que, na amostra analisada, tenha prevalecido um canal distinto, associado ao canal da composição de rendas. Episódios de maior volatilidade inflacionária frequentemente provocam choques negativos nos preços de ativos financeiros, como ações, conforme apontado por Apergis, Alexakis e Xanthakis (1996). Como

os detentores dessas ações geralmente se concentram no topo da distribuição, a desvalorização desses portfólios explicaria a relação negativa observada.

A ausência de significância estatística para o crescimento anual de M2 ($M2_{it}$) em ambas especificações pode decorrer da coexistência de canais de transmissão com efeitos distributivos opostos, que tendem a se anular. Por um lado, a expansão da liquidez pode atuar via canal do crédito, reduzindo a desigualdade ao facilitar o financiamento para famílias de baixa renda e estimular o emprego. Por outro, pode exacerbá-la via canal do preço dos ativos, ao valorizar portfólios financeiros tipicamente concentrados no topo da distribuição. Além disso, na política monetária moderna, o controle se dá via meta de taxa de juros, tornando o M2 um reflexo passivo da demanda por moeda e não um determinante distributivo direto expressivo. Por fim, testes de robustez descartaram a hipótese de multicolinearidade com a volatilidade da inflação, visto que os valores de VIF se mantiveram em níveis aceitáveis.

No modelo (1), o PIB *per capita* mostra-se positivamente associado à desigualdade de renda, indicando que, no curto e médio prazo, os episódios de crescimento econômico tendem a se concentrar nos estratos superiores da distribuição. Assim, esse resultado é compatível com a hipótese de que o crescimento, em determinadas fases, pode elevar temporariamente a desigualdade, ao passo que seus efeitos distributivos de longo prazo são mais bem captados na análise dinâmica.

O investimento estrangeiro se mostrou significativo pelo menos a 10% nos dois modelos, e se associa negativamente a desigualdade de renda. Esse resultado sugere que os fluxos de IDE, no período analisado, estiveram direcionados a setores que não intensificam a demanda por trabalho altamente qualificado. Segundo a literatura, quando o IDE se concentra em setores intensivos em qualificação, tende a elevar o prêmio de habilidade, ampliando a discrepância salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados (VELDE, 2003). Assim, o sinal negativo encontrado indica um padrão de investimentos mais favorável à geração de emprego e à atenuação das desigualdades.

A abertura comercial é positivamente relacionada com a desigualdade de renda, a um nível de 1% de significância em ambos os modelos. Tal resultado pode estar associado a ideia presente em Dabla-Norris et al. (2015, p. 19, tradução do autor):

O comércio tem sido um motor de crescimento em muitos países, ao promover a competitividade e aumentar a eficiência. Ainda assim, os elevados fluxos comerciais e financeiros entre países, em parte possibilitados pelos avanços tecnológicos, são comumente citados como fatores que impulsionam a desigualdade de renda (Figura 16). Nas economias avançadas, a capacidade das empresas de adotar tecnologias poupadoras de trabalho e de realocar produção para o exterior tem sido apontada como um importante fator para o declínio do setor manufatureiro e para o aumento do prêmio salarial associado à qualificação.

Dessa forma, os resultados indicam que o canal da heterogeneidade de ganhos desempenha papel central na explicação da associação positiva entre abertura comercial e desigualdade

de renda, refletindo o impacto assimétrico da integração comercial sobre trabalhadores com diferentes níveis de qualificação.

Embora o modelo estático forneça evidências relevantes, seus coeficientes podem estar sujeitos a viés, uma vez que essa abordagem pressupõe a ausência de endogeneidade entre as variáveis explicativas e o termo de erro. No caso da desigualdade de renda, esse pressuposto é particularmente frágil, dado o elevado grau de persistência temporal observado na variável dependente. A inclusão de sua defasagem como regressor – necessária para capturar essa dinâmica – gera endogeneidade automática, tornando os estimadores de efeitos fixos inconsistentes. Diante disso, torna-se apropriado recorrer a uma modelagem dinâmica, capaz de lidar adequadamente com esse problema, como o estimador GMM-FOD.

5.2 PAINEL DINÂMICO

Para a modelagem dinâmica, os resultados encontram-se na Tabela 4. Em ambas as especificações, a defasagem do índice de Gini surge positivamente associada ao nível atual de desigualdade e é estatisticamente significativa a 1%, além de possuir grande magnitude, aproximadamente 0,6 em ambas. Isso evidencia a forte persistência da desigualdade ao longo do tempo: países que apresentam maior desigualdade tendem a permanecer nesse patamar. Como esse coeficiente é menor do que a unidade, existe indicativo de estabilidade dos modelos estimados.

Em ambos os modelos, a taxa de juros apresenta coeficiente positivo e estatisticamente significativo (a 5% no primeiro e a 10% no segundo), indicando novamente a predominância do canal da redistribuição de poupança. A interpretação econômica permanece consistente com a análise estática: política monetária restritiva que gera elevação na taxa de juros tende a ampliar a desigualdade por meio de canais financeiros e distributivos. Contudo, a magnitude do coeficiente é menor no modelo dinâmico, o que é esperado, uma vez que parte do impacto contemporâneo é absorvida pela defasagem do Gini. Assim, quando a dinâmica temporal é incorporada, os juros exibem um efeito marginalmente menos intenso sobre a desigualdade de renda.

Sob a ótica da magnitude econômica, no Modelo (1), o coeficiente de **0,096** da taxa de juros indica que, *ceteris paribus*, uma elevação de 1 ponto percentual (100 pontos-base) na taxa de juros resulta em um aumento de aproximadamente **0,10 ponto** no índice de Gini. Já no Modelo (2), ao controlar-se por variáveis educacionais e de mercado de trabalho, o coeficiente ajusta-se para **0,081**, mantendo a robustez do sinal positivo.

Ao confrontar esses achados com a literatura de referência, observa-se que as presentes estimativas são conservadoras. Furceri, Loungani e Zdzienicka (2018), ao analisarem choques de política monetária em um painel de 32 países, estimam que um aperto de 100 pontos-base eleva o Gini em cerca de 1,25% no curto prazo. Considerando a média do índice de Gini da amostra daqueles autores (33,6 pontos), esse percentual corresponderia a um aumento absoluto de aproximadamente **0,42 pontos** – um efeito cerca de quatro vezes superior ao encontrado no Modelo (1) deste trabalho.

Tabela 4 – Resultados das Estimações Dinâmicas (GMM-FOD)

Variável Dependente: Coeficiente do Gini	(1) Com PIB	(2) Com Educ/Desemp
Gini Defasado ($L.gini_{it}$)	0.598*** (0.116)	0.606*** (0.117)
Taxa de Juros ($juros_{it}$)	0.096** (0.045)	0.081* (0.047)
Oferta Monetária ($M2_{it}$)	-0.046 (0.055)	0.006 (0.035)
Crédito Doméstico ($cred_{it}$)	0.012 (0.019)	0.008 (0.007)
Volatilidade da Inflação (σ_{it}^{π})	-0.022* (0.012)	-0.019** (0.010)
PIB per capita ($\ln(PIB)_{it}$)	-0.611 (2.184)	– –
Abertura Comercial ($abtc_{it}$)	0.014 (0.014)	0.013 (0.013)
Investimento Externo (IDE_{it})	-0.026 (0.076)	-0.066 (0.113)
Capital Humano ($educ_{it}$)	– –	0.124 (0.702)
Desemprego ($desemp_{it}$)	– –	-0.028 (0.170)
Diagnósticos		
Observações	234	179
Países	100	74
Instrumentos	40	45
Teste F (Prob > F)	0.000	0.000
Teste AR(1) (P-valor)	0.475	0.306
Teste AR(2) (P-valor)	0.110	0.137
Teste Hansen (P-valor)	0.373	0.325

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Estimador GMM-FOD (Arellano e Bover). Erros-padrão robustos entre parênteses. ***
 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Essa diferença de magnitude sugere que, para a amostra global de 100 países aqui analisada, a elasticidade da desigualdade aos juros é inferior à verificada no recorte específico de economias analisado por Furceri, Loungani e Zdzienicka (2018). No entanto, Furceri, Loungani e Zdzienicka (2018) também reportam evidências de Huber e Stephens (2014), onde uma **redução** de 100 pontos-base na taxa de juros diminui o Gini em 0,4%. Aplicando esse percentual à média amostral, tem-se uma variação de aproximadamente **0,13 pontos**.

Importante notar que Furceri, Loungani e Zdzienicka (2018) identificam uma assimetria na política monetária, onde o aperto monetário tende a elevar a desigualdade de forma mais intensa do que o afrouxamento a reduz. Nesse contexto, a magnitude de 0,13 pontos derivada do choque expansionista de Huber e Stephens (2014) serviria como um limite inferior para o impacto de um choque contracionista. Como os coeficientes obtidos nesta pesquisa (0,08 a 0,096) situam-se ligeiramente abaixo desse patamar, conclui-se que as estimativas aqui apresentadas não superestimam o impacto econômico, alinhando-se às magnitudes mais moderadas da literatura internacional.

A volatilidade da inflação aparece negativamente associada com o índice de Gini e estatís-

ticamente significativa em ambos modelos (a 10% no primeiro, e a 5% no segundo), reforçando o poder explicativo do canal da composição de renda. As possíveis razões são as mesmas previstas no modelo estático: volatilidade inflacionária gera incerteza e desconfiança, o que pode ocasionar em uma corrosão no preço de ativos e títulos financeiros, que geralmente são detidos pelos mais ricos. A magnitude do coeficiente é bastante semelhante entre as especificações estática e dinâmica (entre -0.019 e -0.032, dentre todas as especificações) sugerindo que, mesmo após a incorporação da dinâmica temporal, o efeito da volatilidade inflacionária sobre a desigualdade permanece estável.

O crescimento anual de M2 permaneceu sem significância estatística no modelo dinâmico, e as possíveis razões continuam sendo as mesmas: a coexistência de forças antagônicas que podem resultar em um efeito líquido nulo sobre a desigualdade, além do fato de os agregados monetários refletirem ajustes passivos à demanda por moeda, e não choques exógenos de política.

O PIB *per capita*, a abertura comercial e o investimento direto estrangeiro perdem significância na análise dinâmica. Esse resultado é frequente em estimações GMM quando as séries apresentam elevada inércia temporal. Conforme destaca Roodman (2009), variáveis altamente persistentes geram instrumentos fracos para a equação em diferenças, o que reduz o poder estatístico e a precisão das estimativas. Além disso, a inclusão do Gini defasado tende a absorver a maior parte da variação explicada, dado o forte componente autorregressivo da desigualdade. Tal fato, contudo, não compromete a validade do modelo, uma vez que a função primordial dessas variáveis, nesta especificação, é garantir a condição *ceteris paribus* e mitigar o viés de variável omitida, independentemente de sua significância estatística individual.

No que diz respeito aos testes de especificação, ambos os modelos se mostram adequados em todos os diagnósticos. Embora o AR(1) não seja significativo, o que é atípico, a condição necessária para a validade dos instrumentos é a ausência de autocorrelação de segunda ordem (AR2), critério satisfeito plenamente em ambos os modelos a 10% de significância. Além disso, a razão de instrumentos em relação aos grupos está adequada, com o número de instrumentos sendo inferior ao número de grupos em ambas as análises. O teste de Hansen, que tem como hipótese nula a validade dos instrumentos (exogeneidade), obteve um p-valor acima de 10%, indicando que a hipótese nula que os instrumentos são informativos não pode ser rejeitada. Dessa forma, os instrumentos mostram-se válidos. É também importante apontar que os p-valores estão distantes de 1.00, o que afastaria a suspeita de proliferação de instrumentos, que poderia enfraquecer o teste (ROODMAN, 2009).

Desse modo, observa-se convergência entre as estimações estáticas e dinâmicas, cujos coeficientes exibem sinais consistentes. Essa coincidência de resultados contribui para a robustez e a credibilidade das conclusões empíricas.

6 CONCLUSÃO

O objetivo deste trabalho foi analisar o impacto da política monetária sobre a desigualdade de renda. Para isso, realizou-se uma ampla revisão da literatura, a qual revela resultados divergentes devido à multiplicidade de canais distributivos acionados pela política monetária e à heterogeneidade entre países. Diante dessa ausência de consenso, o estudo emprega modelos de painel estático com efeitos fixos e um modelo dinâmico estimado por GMM-FOD, de modo a examinar, em perspectiva internacional, como esses efeitos se manifestam e quais padrões emergem quando a desigualdade é analisada ao longo do tempo e entre diversas economias.

O principal achado é que a política monetária exerce efeitos distributivos relevantes sobre a renda das famílias. Na amostra analisada, políticas contracionistas – isto é, aumentos na taxa de juros – estão associadas a níveis mais elevados de desigualdade de renda. Isso indica que, apesar da atuação de múltiplos canais com efeitos potencialmente opostos (como a redução do imposto inflacionário versus a limitação do crédito aos mais pobres), o efeito líquido das políticas contracionistas é o de ampliação da desigualdade de renda. Políticas expansionistas poderiam, portanto, ter efeito redistributivo oposto, mas essa conclusão deve ser vista com cautela, pois o modelo não permite avaliar diretamente a assimetria dos impactos.

Adicionalmente, encontrou-se que a volatilidade inflacionária está associada a níveis menores de desigualdade de renda na amostra. Esse achado, apesar de parecer contraintuitivo, pode estar associado a degradação dos preços de ativos financeiros, que geralmente estão concentrados no topo da distribuição. Já variáveis estruturais, como PIB per capita, abertura comercial e investimento direto estrangeiro, perderam significância no modelo dinâmico, possivelmente em razão da elevada persistência da desigualdade e das limitações naturais de estimações baseadas em GMM.

Por fim, a análise dos modelos estático e dinâmico revelou a ausência de significância estatística para o crescimento da oferta monetária (M2). Esse resultado sugere uma neutralidade distributiva líquida do agregado, provavelmente decorrente da sobreposição de canais de transmissão antagônicos – como o do crédito, potencialmente equalizador, e o do preço dos ativos, concentrador de riqueza – que tendem a se anular mutuamente. Ademais, a insignificância do coeficiente corrobora a visão de que, em regimes de política monetária modernos pautados por metas de juros, o M2 atua como uma variável endógena e passiva, perdendo protagonismo como determinante direto das dinâmicas de desigualdade.

Por fim, é necessário pontuar as limitações do estudo, decorrentes do uso de dados agregados e da indisponibilidade de informações para determinados períodos, fatores que impuseram a utilização de um painel desbalanceado e restrições às inferências. Ainda assim, os resultados oferecem evidências relevantes sobre a relação entre política monetária e desigualdade em perspectiva internacional, constituindo um ponto de partida sólido para pesquisas futuras.

Sob a ótica da política econômica, os resultados indicam que a política monetária afeta a

desigualdade de renda, o que suscita o debate sobre a inclusão de variáveis distributivas na função de reação do Banco Central. Contudo, é fundamental ressaltar que a primazia da autoridade monetária é a estabilização econômica. Embora a busca por essa meta possa, pontualmente, aprofundar a desigualdade, as consequências da instabilidade macroeconômica tenderiam a ser severas, exacerbando a disparidade de renda no longo prazo. Nesse sentido, este trabalho corrobora a visão de Bernanke (2015), que argumenta que questões distributivas devem estar fora da alçada da política monetária. Entretanto, a política fiscal pode – e deve – ser desenhada para mitigar os efeitos distributivos colaterais da política monetária, atuando como um mecanismo de contrabalanço.

Como sugestão para pesquisas futuras, recomenda-se a utilização de bases de dados com maior cobertura temporal e homogeneidade entre os países, visando mitigar os problemas de desbalanceamento do painel e aumentar a precisão das estimativas. Adicionalmente, sugere-se a inclusão de variáveis *dummy* para distinguir economias desenvolvidas e em desenvolvimento. Tal abordagem permitiria testar se existem heterogeneidades estruturais na relação entre juros e desigualdade, verificando se o impacto da política monetária é mais acentuado em determinado grupo de países. Por fim, sugere-se a adoção de métricas alternativas da desigualdade, como a participação do 1% mais rico ou o Índice de Palma, que podem capturar com maior sensibilidade os efeitos da política monetária sobre o topo e a base da distribuição, respectivamente.

REFERÊNCIAS

- AMARAL, P. S. Monetary policy and inequality. *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, n. 2017-01, 2017. 23
- APERGIS, N.; ALEXAKIS, P.; XANTHAKIS, E. Inflation volatility and stock prices: Evidence from arch effects. *International Advances in Economic Research*, Springer, v. 2, n. 2, p. 101–111, 1996. 30, 44
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, Oxford University Press, v. 58, n. 2, p. 277–297, 1991. 36
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 68, n. 1, p. 29–51, 1995. 36
- ATKINSON, A. B. *Inequality: What can be done?* Cambridge: Harvard University Press, 2015. 14
- AUTOR, D. et al. Concentrating on the fall of the labor share. *American Economic Review*, v. 107, n. 5, p. 180–185, 2017. 31, 32
- BARRO, R. J.; LEE, J.-W. A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of Development Economics*, Elsevier, v. 104, p. 184–198, 2013. 15, 39
- BERGHOLT, D.; FURLANETTO, F.; MAFFEI-FACCIOLI, N. The decline of the labor share: New empirical evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 14, n. 3, p. 163–198, 2022. 32
- BERISHA, E.; DUBEY, R. S.; GHAREHGOZLI, O. Inflation and income inequality: does the level of income inequality matter? *Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 55, n. 37, p. 4319–4330, 2023. 30
- BERNANKE, B. S. *Monetary policy and inequality*. Washington, D.C., 2015. Disponível em: <<https://www.brookings.edu/articles/monetary-policy-and-inequality/>>. Acesso em: 12 dez. 2025. 10, 29, 50
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 623–685, 2009. 15, 30
- CARD, D.; DINARDO, J. E. Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles. *Journal of Labor Economics*, The University of Chicago Press, v. 20, n. 4, p. 733–783, 2002. 14
- CATTANEO, M. D. et al. On binscatter. *American Economic Review*, v. 114, n. 5, p. 1488–1514, 2024. 15
- CINGANO, F. *Trends in income inequality and its impact on economic growth*. Paris, 2014. 9
- COIBION, O. et al. *Innocent bystanders? Monetary policy and inequality in the US*. Bonn, 2012. 10, 19, 27, 43

- DABLA-NORRIS, E. et al. *Causes and consequences of income inequality: A global perspective*. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2015. 14, 15, 16, 20, 25, 39, 40, 45
- DOLADO, J. J.; MOTYOVSZKI, G.; PAPP, E. Monetary policy and inequality under labor market frictions and capital-skill complementarity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 13, n. 2, p. 292–332, 2021. 10, 14, 15, 26, 39
- EROSA, A.; VENTURA, G. On inflation as a regressive consumption tax. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 49, n. 4, p. 761–795, 2002. 24
- FORNARO, L.; WOLF, M. *Monetary policy in the age of automation*. [S.l.], 2021. 32
- FRIEDMAN, M. Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 451–472, 1977. 30
- FURCERI, D.; LOUNGANI, P.; ZDZIENICKA, A. The effects of monetary policy shocks on inequality. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 85, p. 168–186, 2018. 28, 46, 47
- GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, v. 60, n. 1, p. 35–52, 1993. 9, 15
- GUERELLO, C. Conventional and unconventional monetary policy vs. households income distribution: An empirical analysis for the euro area. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 85, p. 187–214, 2018. 19
- HOECHLE, D. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, v. 7, n. 3, p. 281–312, 2007. 42
- HUBER, E.; STEPHENS, J. D. Income inequality and redistribution in post-industrial democracies: demographic, economic and political determinants. *Socio-Economic Review*, Oxford University Press, v. 12, n. 2, p. 245–267, 2014. 47
- KARAHAN, Ö.; BAYIR, M. The effects of monetary policies on foreign direct investment inflows in emerging economies: some policy implications for post-covid-19. *Future Business Journal*, Springer, v. 8, n. 1, p. 39, 2022. 33
- KEANE, M.; PRASAD, E. Skill levels and the cyclical variability of employment, hours, and wages. *IMF Staff Papers*, v. 40, n. 4, p. 711–743, 1993. 26
- KUMHOF, M.; RANCIÈRE, R.; WINANT, P. Inequality, leverage, and crises. *American Economic Review*, v. 105, n. 3, p. 1217–1245, 2015. 10, 23, 25
- LAKNER, C.; MILANOVIC, B. *Global income distribution: from the fall of the Berlin Wall to the Great Recession*. Washington, D.C., 2013. 12, 13, 19
- LINDQUIST, M. J. Capital–skill complementarity and inequality over the business cycle. *Review of Economic Dynamics*, Elsevier, v. 7, n. 3, p. 519–540, 2004. 26, 39
- LIU, E.; MIAN, A.; SUFI, A. Low interest rates, market power, and productivity growth. *Econometrica*, v. 90, n. 1, p. 193–221, 2022. 31
- MCKAY, A.; WOLF, C. K. Monetary policy and inequality. *Journal of Economic Perspectives*, v. 37, n. 1, p. 121–144, 2023. 10, 22

- MEMON, S.; QURESHI, I. A. Income inequality and macroeconomic instability. *Review of Development Economics*, Wiley Online Library, v. 25, n. 2, p. 758–789, 2021. 29, 30, 38
- MONNIN, P. *Inflation and income inequality in developed economies*. Zurich, 2014. 28, 29, 38
- MUMTAZ, H.; THEOPHILOPOULOU, A. The impact of monetary policy on inequality in the uk: An empirical analysis. *European Economic Review*, Elsevier, v. 98, p. 410–423, 2017. 18, 25, 27, 43
- OSTRY, J. D.; BERG, A.; TSANGARIDES, C. G. *Redistribution, inequality, and growth*. [S.l.], 2014. 10
- PIKETTY, T. *Capital in the twenty-first century*. Cambridge: Harvard University Press, 2014. 9, 17
- PINDYCK, R. S. *Irreversibility, uncertainty, and investment*. Cambridge, MA, 1990. 30
- RODRIGUEZ, F.; JAYADEV, A. The declining labor share of income. *Journal of Globalization and Development*, v. 3, n. 2, p. 1–18, 2013. 31
- ROMER, C. D.; ROMER, D. H. *Monetary policy and the well-being of the poor*. Cambridge, MA, 1998. 28
- ROODMAN, D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system gmm in stata. *The Stata Journal*, v. 9, n. 1, p. 86–136, 2009. 37, 48
- SAIKI, A.; FROST, J. Does unconventional monetary policy affect inequality? evidence from japan. *Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 46, n. 36, p. 4445–4454, 2014. 10, 16, 24
- SAMARINA, A.; NGUYEN, A. D. Does monetary policy affect income inequality in the euro area? *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 56, n. 1, p. 35–80, 2024. 19, 23
- STIGLITZ, J. E.; WEISS, A. Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, v. 71, n. 3, p. 393–410, 1981. 29
- VELDE, D. W. T. *Foreign direct investment and income inequality in Latin America: Experiences and policy implications*. Londres: Overseas Development Institute, 2003. 20, 33, 39, 45
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2006. 34, 35

APÊNDICE A – DESCONSIDERANDO DEPENDÊNCIA TRANSVERSAL

Tabela 5 – Resultados das Estimacões de Efeitos Fixos (Fixed-Effects)

Variável Dependente: Gini ($gini_{it}$)	(1) Com PIB	(2) Com Educ/Desemp
Taxa de Juros ($juros_{it}$)	0.105*** (0.024)	0.121*** (0.030)
Volatilidade da Inflação (σ_{it}^{π})	-0.027*** (0.006)	-0.030*** (0.007)
Oferta Monetária ($M2_{it}$)	0.015 (0.017)	0.004 (0.023)
Crédito Doméstico ($cred_{it}$)	-0.002 (0.007)	0.004 (0.007)
PIB per capita ($\ln(PIB)_{it}$)	-0.226 (0.652)	– –
Capital Humano ($educ_{it}$)	– –	-0.209 (0.203)
Desemprego ($desemp_{it}$)	– –	-0.026 (0.082)
Investimento Externo (IDE_{it})	0.013 (0.035)	-0.001 (0.043)
Abertura Comercial ($abtc_{it}$)	0.036*** (0.007)	0.050*** (0.009)
Constante	37.221*** (6.086)	36.332*** (2.108)
Observações	360	280
Grupos (Países)	110	87
R-quadrado (Within)	0.1768	0.2268
Teste F	7.46***	6.78***

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Erros padrão robustos (clusterizados por país) entre parênteses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.