

## Condicionantes Macroeconômicos dos Preços Imobiliários no Brasil e em suas Capitais

Macroeconomic Determinants of Real Estate Prices in Brazil and its Capital Cities

Vinicius Sorensen Berro <sup>a</sup>  
Benito Adelmo Salomão Neto <sup>b</sup>

**Resumo:** O artigo analisa a dinâmica dos preços dos imóveis residenciais no Brasil e em cinco capitais entre dezembro de 2013 e dezembro de 2023, utilizando o Método dos Momentos Generalizados (GMM). Os resultados sugerem que a atividade econômica não influencia os preços, indicando movimentação desprendida da economia. Os termos de troca têm impacto significativo, especialmente em Goiânia, devido à nova fronteira agrícola. O crédito direcionado é relevante no Nordeste, refletindo características socioeconômicas locais. Já o custo unitário básico de produção afeta cidades turísticas, onde a construção civil compete com o turismo pela força de trabalho tendenciando a dinâmica de preços.

**Palavras-chave:** Brasil; Macroeconomia; Mercado Imobiliário; Dinâmica de Preços; Análise de Regressão.

**Classificação JEL:** C01; C32; E31.

**Abstract:** The article analyzes the dynamics of residential real estate prices in Brazil and five major cities between 12M2013 and 12M2023, employing the Generalized Method of Moments (GMM). The findings suggest that economic activity does not influence prices, indicating a detachment from broader economic trends. Terms of trade exert a significant impact, particularly in Goiânia, due to the emergence of a new agricultural frontier. Directed credit plays a crucial role in the Northeast, reflecting local socioeconomic characteristics. Furthermore, the basic unit cost of production influences tourist cities, where the construction sector competes with tourism for labor, shaping price dynamics.

**Keywords:** Brazil; Macroeconomics; Real Estate Market; Price Dynamics; Regression Analysis.

<sup>a</sup> Universidade federal de Uberlândia (UFU). E-mail: [vinicius.berro1@gmail.com](mailto:vinicius.berro1@gmail.com).

ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-7365-8731>

<sup>b</sup> Universidade Federal de Uberlândia (UFU). E-mail: [basalomao@benitosalomao.com.br](mailto:basalomao@benitosalomao.com.br).

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7462-9763>

## Introdução

O Brasil passou, ao longo do século XX, por inúmeras transições no tocante ao seu perfil demográfico e à ocupação do seu território. No que se refere ao perfil demográfico, convém salientar que o país só se tornou majoritariamente urbano, na segunda metade da década de 1960. Considerando que a consolidação da urbanização dessas populações só veio a ocorrer durante as décadas de 1970 e 1980, isso flagra uma segunda especificidade do caso brasileiro, que talvez tenha sido um dos raros exemplos no mundo de uma nação que tenha se tornado uma economia industrial diversificada antes de se tornar predominantemente urbana. O rápido processo de urbanização brasileira, concentrado em poucas décadas, veio acompanhado de uma outra especificidade, uma rara expansão da população em um curto horizonte de tempo. Segundo os dados do IBGE (2000), a população do país mais do que dobrou, saltando de cerca de 70 milhões de habitantes em 1960 para 169 milhões em 2000; nessa evolução populacional, pelo Censo Demográfico de 2010 (IBGE, 2010) o Brasil apresentava cerca de 45,6% em 1960 residindo em áreas urbanas e saltou para 81,1% nos anos 2000. Ainda hoje, são raros os exemplos no mundo de tamanhas mudanças no perfil demográfico em tão pouco tempo.

Isso certamente trouxe implicações sobre os aspectos territoriais. Do ponto de vista da ocupação do território nacional, inúmeras heterogeneidades podem ser verificadas. De um lado houve a ocupação desordenada em algumas capitais, sobretudo nas proximidades do litoral contrastando com longos vazios demográficos em outras regiões mais interioranas brasileiras. De outro lado, medidas foram adotadas a fim de desconcentrar a população brasileira como por exemplo a construção de Brasília, a nova capital nacional foi inaugurada em 1960 e certamente foi um vetor no sentido de integrar o interior do Brasil às suas regiões mais populosas. Outras medidas foram ocorrendo, tais como a divisão do estado do Mato Grosso com Mato Grosso do Sul em 1977; a separação do estado de Tocantins de Goiás pouco mais de uma década depois, em 1988, além de criação de pouco mais de 1500 municípios nos anos 1990 e 2000 documentados em Salomão e Saiani (2019).

Tais os fatores trouxeram consequências para as características do perfil urbano brasileiro. Uma das mais evidentes é o déficit habitacional urbano do país que se manteve estável entre 2013 e 2022. Em 2013 o déficit habitacional era, segundo dados da Fundação João Pinheiro (FJP, 2016), cerca de 9,0% do estoque de domicílios particulares no país. Subsequentemente em 2015 pesquisa apontou níveis razoavelmente maiores de 9,3% (FJP, 2018). Nos anos seguintes, de 2016 a 2019, o déficit habitacional oscilou para baixo caindo para 8,2% em 2018 e alcançando seu menor patamar um ano depois, em 2019, ficando em 8,0% dos domicílios (FJP, 2021). Por fim, nas últimas divulgações da FJP (2024), houve um leve avanço para 8,3% em 2022. Ademais, as desigualdades regionais repercutem também nesse déficit habitacional que é maior na região Norte, 13,2% e menor na região sul 6,6% evidenciando o supracitado padrão desordenado de ocupação do território urbano no Brasil.

A estabilidade do déficit habitacional divulgado pela FJP ainda aponta um outro ônus o ônus econômico com o aluguel. De acordo com Wang *et al.* (2024), o aluguel no

Brasil compromete parte elevada da renda das famílias, tornando-se fator condicionante do déficit habitacional nacional. Nesse sentido, suspeita-se que a evolução dos aluguéis ajude a explicar a dinâmica dos preços de venda, no sentido de arbitrar as escolhas dos agentes entre tomar empréstimos ou assumir o compromisso com o ônus de aluguel. O interesse geral desse artigo é compreender a dinâmica dos preços imobiliários no Brasil e em algumas capitais representativas de suas regiões.

O objetivo geral do artigo é avaliar a dinâmica dos preços imobiliários no Brasil e sua relação com as flutuações macroeconômicas na década compreendida entre dezembro de 2013 e dezembro de 2023. Os dados utilizados são mensais e as estimações se darão pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM) aplicados às séries temporais. Duas hipóteses devem ser consideradas: i) o ciclo econômico influencia os preços imobiliários no Brasil; e ii) influência de forma heterogênea diferentes regiões do país. Para tanto utilizou-se dados dos preços imobiliários no Brasil e desagregados para diferentes capitais brasileiras, são elas: Fortaleza – CE, Goiânia – GO, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA e São Paulo – SP.

Os resultados sugerem que a taxa de juros do crédito direcionado é um dos principais fatores que explicam os preços tanto para o Brasil, quanto para a maioria das capitais, tais resultados mostraram-se mais intensos em capitais do Nordeste como Fortaleza e Salvador, evidenciando discrepâncias regionais na dependência de políticas públicas voltadas ao setor imobiliário. O índice de termos de troca exerceu efeitos significativos em Goiânia e no Rio de Janeiro. No primeiro caso suspeita-se que o deslocamento da fronteira agrícola para o Centro-Oeste ajude a explicar a rápida expansão dos preços dos imóveis em Goiânia por ser o grande centro mais próximo da nova fronteira agrícola com os centros industriais e financeiros do Sudeste. Já no tocante ao Rio, esse é um estado produtor de petróleo, o que certamente influencia a dinâmica dos preços das suas áreas urbanas.

Curiosamente, o índice de atividade IBC-Br, incluído na especificação empírica como *proxy* do PIB não foi significante em nenhum modelo estimado, o que revela que os preços dos imóveis não acompanham flutuações na renda, evidenciando um elevado poder de mercado dos ofertantes nesse setor e sugerindo um certo componente especulativo nesses preços. Dessa forma, avalia-se que políticas econômicas de estímulo ao setor ampliando a oferta de crédito teriam maior impacto no setor. A dinâmica produtiva, a localização, facilidades logísticas e fatores turísticos tendenciariam a apimentar essa relação ao longo dos anos, confirmado inclusive pela não significância generalizada do IBC-Br na dinamização de preços, caracterizando a movimentação desprendida do mercado imobiliário da movimentação da economia.

Esse artigo está dividido em cinco seções a partir dessa introdução. Na seção 2 será apresentada a revisão da literatura, na seção seguinte será discutido algumas questões sobre o caso brasileiro. Em seguida, na seção 4, serão apresentados o método, os dados e as especificações empíricas. Na seção 5 serão apresentados e discutidos os resultados. Finalmente, na seção final serão feitas algumas considerações conclusivas.

## 1. A Literatura

A literatura sobre a influência nos preços dos imóveis aborda dois principais enfoques: o microeconômico, que se concentra na análise dos preços hedônicos, como o de Paixão (2015) e o macroeconômico, que investiga o impacto das flutuações nos preços dos imóveis. A abordagem de preços hedônicos foca nas características intrínsecas dos imóveis, que incluem tamanho, localização, número de quartos, qualidade dos materiais, localização etc. A análise hedônica permite uma compreensão detalhada do valor do imóvel, desagregando seu preço em atributos específicos e identificando tendências e mudanças ao longo do tempo. Furtado (2007) investigou a influência da localização na determinação do valor dos imóveis em Belo Horizonte – MG. O autor combina conceitos de diversas áreas como geografia, arquitetura, urbanismo e economia, e usa técnicas econométricas e de geoprocessamento, concluindo que há dependências espaciais nos preços, além da importância de variáveis como tamanho, tipologia, vagas e banheiros na formação do preço.

Arraes e Sousa Filho (2008) analisaram os determinantes econômicos e externalidades que afetariam os preços no mercado imobiliário de Fortaleza – CE. O estudo examinou os preços implícitos na curva de utilidade de dois grupos de agentes: consumidores diretos de habitação e investidores em imóveis. Os consumidores urbanos valorizam lazer, proximidade de centros de negócios e segurança. Já os investidores priorizavam fatores de risco e retorno financeiro, negligenciando características físicas valorizadas por consumidores habitacionais, em favor de aspectos da atratividade turística e especulação.

Fávero *et al.* (2008) analisam apartamentos residenciais lançados em 2004 na Região Metropolitana de São Paulo, identificando os atributos que mais influenciariam na oferta e demanda de imóveis, considerando diferentes perfis sociodemográficos. Certos atributos ganharam maior importância em diferentes perfis: a área do imóvel tornou-se mais relevante com perfis sociodemográficos mais altos. Áreas de lazer, proximidade de escolas, estações de metrô e hospitais, também afetaram os preços de imóveis tendenciados a perfis de média e baixa renda. O autor salienta a importância da estratificação em submercados demográficos, considerando a necessidade de cada agente regional em uma análise hedônica.

Já Campos (2017) empregou econometria espacial na abordagem dos preços hedônicos para estimar os preços implícitos das características do mercado imobiliário em São Paulo – SP, apontando a relevância de considerar não apenas as características do imóvel, mas também as do ambiente e da vizinhança, que geram externalidades. O multiplicador espacial refletiu um impacto no preço para todas as regiões estudadas. Os resultados indicam que a área útil foi influenciada pela localização em relação ao centro de negócios, qualidade dos serviços públicos, questões ambientais, acessibilidade, importância política e sentimental atribuída pela vizinhança, além de características comuns como infraestrutura, segurança e amenidades, que afetariam a demanda dos diferentes perfis de consumidores pela cidade.

Do ponto de vista macroeconômico, compreender os fatores que influenciam os preços dos imóveis residenciais é crucial. Por exemplo, Taylor (2007) destaca que há mais de quatro décadas a política monetária tem sido capaz de simultaneamente estabilizar a inflação e atenuar o ciclo imobiliário no que tange suas fases expansivas e recessivas. Já Leamer (2007) analisa dados da economia dos Estados Unidos desde o fim da segunda guerra mundial, destacando oito ciclos recessivos que foram antecipados por crises no mercado residencial daquele país. Sendo as residências um indicador antecedente do ciclo de negócios, o autor estima uma regra de Taylor substituindo o tradicional hiato da atividade por indicadores relativos ao mercado habitacional.

Cagnin (2009) discute as transformações financeiras nos Estados Unidos a partir dos anos 1980, enfatizando o papel dos mercados de capitais na gestão da riqueza e do crédito. Essas mudanças resultaram em ciclos econômicos *finance-led*, onde as decisões de gastos de famílias e empresas foram influenciadas pelos ciclos de preço de seus ativos, de forma que os dois últimos ciclos econômicos americanos, tiveram a valorização dos imóveis residenciais como motor do consumo e do investimento agregados.

O aumento da importância dos investidores institucionais na gestão da riqueza e do crédito, o crescimento dos mercados de títulos de dívida e derivativos, e as inovações financeiras transformaram o setor bancário e influenciaram as estratégias empresariais. A política de baixas taxas de juros estimulou a demanda por crédito residencial, resultando na valorização dos imóveis, impactando o patrimônio e o consumo das famílias, um comportamento que, segundo Shiller (2015) pode ser considerado de uma bolha. Essa valorização imobiliária transbordou para o consumo, impulsionando a expansão do crédito por meio do refinanciamento de hipotecas e empréstimos de *home equity*. Já Beltratti e Morana (2010) que analisam o comportamento do preço dos imóveis nos países do G7, sustentam que o canal de transmissão das flutuações para os preços imobiliários são os choques de oferta.

Amorin (2016) buscou compreender a relação entre ativos específicos, o mercado em geral e o Risco Brasil analisando a transmissão de informações no curto prazo entre ativos e identificando determinantes macroeconômicos dos retornos dos preços de imóveis residenciais. Seus dados incluíram índices de fundos imobiliários, ações do setor, índices de mercado e indicadores econômicos. Os resultados indicam importância significativa na transmissão de informação entre o Risco Brasil e os ativos imobiliários. O autor conclui que os retornos dos imóveis residenciais são influenciados principalmente pelas taxas de juros e inflação, destacando a importância da monitorização dessas variáveis por parte do governo e agentes econômicos.

Já Nunes (2018) analisa os efeitos dos fatores macroeconômicos na formação de preços de imóveis nas capitais brasileiras (Belo Horizonte – MG, Porto Alegre – RS, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA, São Paulo – SP) e em nível nacional. Seu modelo observa os efeitos da taxa de juros, inflação, desemprego, atividade econômica, oferta de crédito e retorno na bolsa de valores na variação dos preços dos imóveis. Um resultado significativo foi que a variável crédito se mostrou estatisticamente relevante em todas as regiões,

destacando a importância do acesso simplificado e consistente ao crédito imobiliário para impulsionar o setor da construção civil e imobiliário no país.

Besarria *et al.* (2018) investigaram a possível existência de uma bolha no mercado imobiliário brasileiro. Utilizando técnicas de cointegração para os preços de venda e aluguel, além de testes de raiz unitária na relação preço-aluguel, seus resultados sugeriram um comportamento de bolha no setor imobiliário nacional. Contudo, aplicada uma simulação de Monte Carlo sugeriu que esses resultados podem ter sido influenciados pelo curto período de dados disponíveis. A definição técnica de bolha pode ser encontrada em Shiller (2015) e está relacionada com o comportamento de um preço que cresce motivado por um entusiasmo expectacional de investidores que se espalha na economia aos moldes de uma “epidemia psicológica”<sup>1</sup>.

Kishima (2019) investigou indicadores macroeconômicos e do mercado imobiliário que influenciam os preços dos imóveis em São Paulo – SP, seu modelo de regressão multivariada é baseado nos preços médios de imóveis entre 2013 e 2019. O estudo identificou que o prazo médio da carteira de crédito imobiliário e os preços passados dos imóveis são determinantes significativos para os preços atuais dos imóveis. Isso leva a concluir que apesar de poucas variáveis terem mostrado significância, o prazo para o repagamento de dívidas habitacionais e os preços históricos são relevantes. Já Pessoa *et al.* (2021) avaliaram os determinantes macroeconômicos dos preços dos imóveis residenciais nas regiões metropolitanas do Brasil entre 2004 e 2016, utilizando dados em painel. Seus resultados indicaram que o PIB exerce influência positiva e significativa sobre os preços dos imóveis, enquanto a taxa de juros Selic apresentou uma relação inversa. O crédito imobiliário também afetou os preços, embora com menor sensibilidade.

Bragagnolo (2023) examinou o impacto de variáveis macroeconômicas nos preços dos imóveis residenciais na região metropolitana de Porto Alegre – RS entre 2012 e 2022. Utilizando um modelo Vetor Autorregressivo com variáveis exógenas para capturar as interações dinâmicas entre os fatores, foram consideradas oito variáveis, incluindo o custo dos fatores de produção, o rendimento do aluguel e a expectativa de inflação futura, não abordadas em estudos anteriores. Os resultados apontaram que mudanças no custo dos fatores de produção, na inflação ao consumidor, no rendimento do aluguel, na taxa de desocupação e na taxa de financiamento imobiliário influenciaram mais os preços dos imóveis residenciais, enquanto outras variáveis não demonstraram significância estatística relevante.

Wang *et al.* (2024) trazem à tona em seu estudo a análise da relação entre os preços de terrenos e os preços de venda dos imóveis urbanos na China de agosto de 2005 a dezembro de 2022. Suspeitando da influência direta da valoração dos terrenos influenciadas pela renda, bem como a indução de movimento especulativo regional alimentado por atratividades regionais como logística avançada, especialidades produtivas, e turismo, os autores investigam a influência do aumento de renda, como fator agravante de ciclos de supervalorização de preços de venda e inclusive aluguéis. Utilizando do Modelo de

---

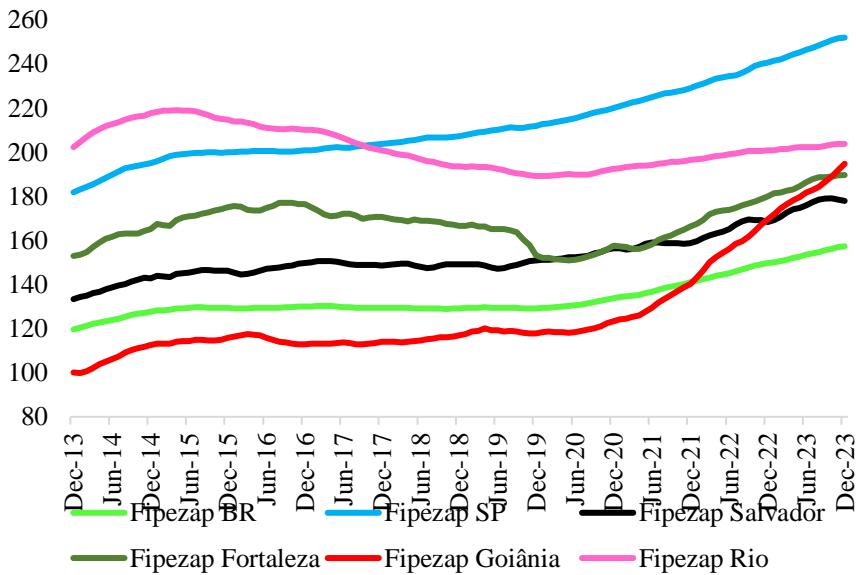
<sup>1</sup> Ver Shiller (2015) pag. 13.

Defasagens Distribuídas Autorregressivas (ARDL), os autores identificam impactos significativos dos preços dos terrenos sobre o valor de venda dos imóveis urbanos chineses no curto e no longo prazo; e da evolução da renda sobre a oferta de terrenos urbanos na China, enfatizando a colaboração assídua dos agentes públicos no controle do setor.

## 2. Contexto Brasileiro

O comportamento dos preços imobiliários no Brasil tem sido marcado por altos e baixos. Além disso, há inúmeras disparidades regionais no comportamento desses preços. Para ilustrar dinâmica de tais preços a Figura 1 apresenta o índice Fipezap para o Brasil, além das subdivisões para as cidades de Fortaleza – CE, Goiânia – GO, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA e São Paulo – SP. Os dados abrangem uma década de preços imobiliários no Brasil e nas supracitadas capitais, vão de 12M2013 a 12M2023). A seleção das capitais observadas nessa figura captou centros urbanos que representassem as regiões brasileiras a partir da disponibilidade de dados para o período escolhido.

**Figura 1: Evolução do Preço dos Imóveis (Índice Fipezap)**



Nota: Base 100 = 2013. Elaboração dos autores.

Fonte: Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIEP).

Observa-se na Figura 1 que no início da série o Rio de Janeiro era a cidade cujos preços imobiliários eram os elevados do Brasil, entretanto, após 2017, acabou sendo desbancada por São Paulo que preserva a liderança até o presente momento. A liderança do Rio, até 2016 pode ser explicada por vários fatores, como o turismo, tendo sido a cidade palco da final da Copa do Mundo de 2014 e sede dos Jogos Olímpicos de 2016. Sediou

eventos esportivos de projeção mundial certamente contribuiu para estimular a demanda e alçar o Rio de Janeiro – RJ à liderança temporária no ranking dos preços imobiliários. Porém, pós 2017, uma grave crise financeira abateu o governo daquele estado, o que certamente contribuiu junto com a inflexão no preço do Petróleo, na redução dos preços imobiliários. Já São Paulo – SP é o principal centro financeiro e industrial do país, além de ser a cidade mais populosa, é esperado que essa cidade ocupe uma posição de destaque nos preços imobiliários do país.

Após 2020, a dinâmica de preços em Goiânia – GO apresentou forte expansão. No que concerne o primeiro caso, atribui-se a expansão dos preços imobiliários na capital de Goiás à expansão da fronteira agrícola em direção à região Centro-Oeste. Nos últimos anos o setor agropecuário brasileiro cresceu fortemente e ampliou sua participação no PIB nacional, Goiânia – GO pode ter sido beneficiada por esse movimento por ser um ponto de passagem entre essa nova fronteira especializada na produção de commodities (soja, milho, algodão etc.) e o sudeste industrializado brasileiro.

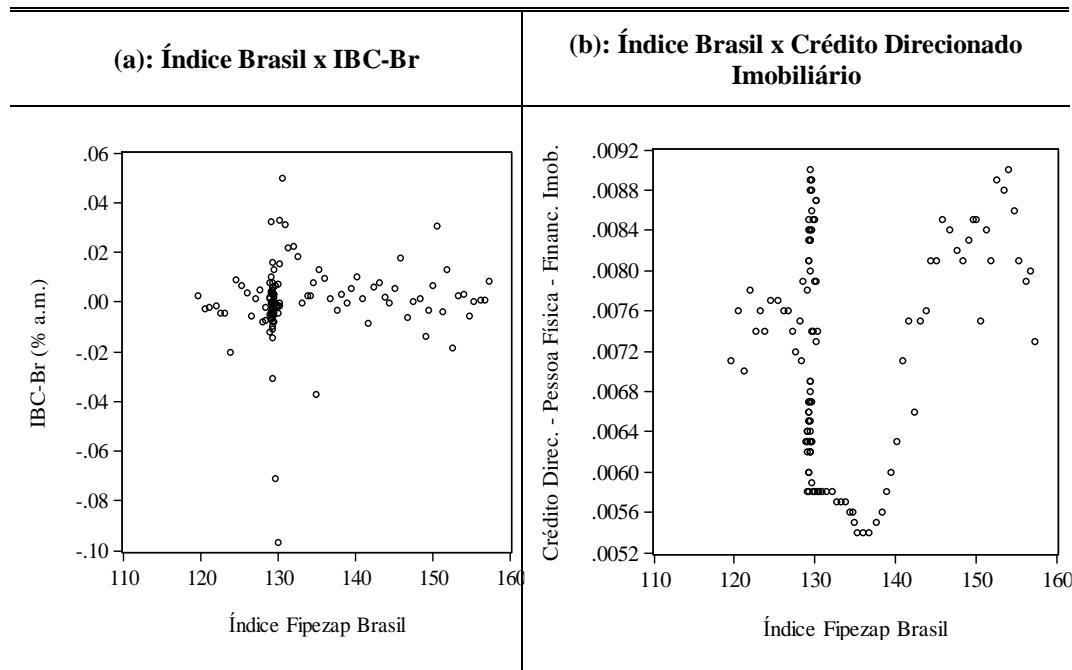
A pandemia da Covid-19, iniciada em 2020, trouxe impactos inesperados ao mercado imobiliário brasileiro. Apesar da recessão verificada no período, os preços dos imóveis subiram. Segundo matéria da BBC News Brasil (2023), o aumento pode ser atribuído às medidas do governo para mitigar os efeitos da pandemia, como a redução das taxas de juros, que baratearam os financiamentos. Adicionalmente, o trabalho remoto e a busca por maior qualidade de vida impulsionaram a demanda por imóveis maiores, mais afastados dos grandes centros e mais adaptados ao cotidiano doméstico.

A soma de estímulos fiscais e monetários sem precedentes no período da Covid-19, com as restrições à mobilidade urbana oriundas dos *lockdowns*, certamente contribuíram para a expansão dos preços imobiliários observados a partir de 2020. Isso mostra, como será demonstrado na seção 4, que os preços imobiliários podem se descolar de flutuações macroeconômicas. Entre 2020 e 2021, a alta no IGP-M também afetou os contratos de aluguel, gerando uma rentabilidade nominal mais elevada aos proprietários dos imóveis. Já em 2022, o aumento da taxa Selic, de 9,25% em janeiro para 13,75% em agosto, mudou o cenário. Com financiamentos menos atrativos, a locação tornou-se preferível, elevando a demanda por aluguéis e pressionando seus preços.

No que se refere à relação dos preços imobiliários com agregados macroeconômicos, algumas observações preliminares podem ser feitas. O Gráfico (a) abaixo exibe a relação entre o índice de preços dos imóveis no Brasil e o IBC-Br no intuito de apresentar uma relação entre a evolução dos preços e os dados da atividade econômica, na tentativa de capturar reflexos rápidos da evolução da renda do país. A análise dos dados em dispersão não mostra uma tendência conclusiva, em geral o índice se concentra principalmente em torno de 130 pontos, de forma que este valor pode estar associado com expansões ou retrações da atividade. Isso pode sugerir que a variação dos preços dos imóveis residenciais não é diretamente influenciada pelas flutuações macroeconômicas, podendo estar associada a outros fatores como esperança de valorização futura, o que sugere um componente especulativo no curto e médio prazo a guiar os preços.

Por sua vez, no Gráfico (b) é destacada outra correlação, agora entre o crédito direcionado para financiamento imobiliário e os preços. Como argumentado por Bragagnolo (2023) essa análise é crucial, pois, dada a atratividade das cidades selecionadas, as políticas de crédito tendem a incentivar o setor nesses municípios, o que, por conseguinte, influenciaria na variação de cada localidade, bem como no índice nacional. Aqui, convém salientar que a escolha do crédito direcionado em detrimento a taxa Selic deveu-se à sua maior aplicabilidade à análise do setor, sendo a Selic uma taxa de juros cujos efeitos são mais gerais. Apesar disso, ambas apresentam correlação semelhante os preços agregados.

**Figura 2: Relação entre o Preço dos Imóveis, a Atividade e o Crédito Direcionado**



Fonte: Dados Imobiliários (FIPE) / Dados do IBC-Br (BCB) e dados do Crédito Direcionado (Ipeadata) / Elaboração Própria dos Autores.

A oferta de crédito é um importante dinamizador do setor imobiliário no Brasil. No quesito crédito, a Caixa Econômica Federal (CEF) destaca-se como a principal ofertante de crédito residencial no país. Enquanto os bancos privados adotaram linhas de crédito com prazos mais curtos e margens mais altas e o Banco do Brasil foca no crédito agrícola, a CEF focou no crédito imobiliário, detendo, em 2023, cerca de 70% de todo o crédito imobiliário ofertado no país. A Caixa concentra suas operações em crédito cujos prazos são mais longos e chega a financiar até 80% do valor de imóveis de até R\$1,5 milhão. Ademais, oferece financiamento para famílias de baixa renda, com imóveis de até R\$350 mil. O

Governo Federal, em parceria com a CEF, promove o programa Minha Casa Minha Vida, que retornou em 2023 com linhas de crédito para habitação de interesse social, atendendo famílias de baixa renda e promovendo a aquisição de imóveis populares.

A supracitada influência da CEF mostra a importância de políticas públicas direcionadas ao setor. Elenca-se entre tais políticas, aquelas voltadas para fatores que surtiriam mais efeitos na movimentação dos preços, como crédito direcionado, além do controle da inflação. Outro apontamento interessante sugerido por Wang *et al.* (2024) diz respeito à especulação em algumas localidades atrativas devido ao seu potencial turístico e de negócios, além de suas características estruturais. Em suma, famílias com maior poder aquisitivo são menos afetadas por preços inflados via estímulos de demanda. Além disso, baseiam suas expectativas de curto e médio prazo em preços passados dos imóveis.

### 3. Materiais e Método

Dado o objetivo de compreender o comportamento do preço dos imóveis no Brasil, é preciso ater para os dados utilizados nas estimativas. A variável *proxy* para o preço dos imóveis é o Índice de preços Fipezap, um Índice de Laspeyres amplamente utilizado na captação de preços ao consumidor. Os dados dos preços dos imóveis serão utilizados para o Brasil e para as seguintes capitais representativas das regiões: Fortaleza – CE, Goiânia – GO, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA e São Paulo – SP. A amostra se concentra em dados mensais cujo início é dezembro de 2013 e o fim em dezembro de 2023. O Tabela 1 elenca os dados utilizados e seus respectivos tratamentos.

Conhecidos os dados, volta-se agora às especificações empíricas utilizadas nas estimativas dos modelos. Para aferir o efeito de fricções macroeconômicas sobre os preços dos imóveis residenciais, as variáveis explicativas elencadas são: o IBC–Br tido aqui como indicador antecedente da atividade econômica (PIB). A principal vantagem de utilizá-lo ao invés dos dados do PIB diretamente é a frequência mensal. Dado que as estimativas se darão via modelos GMM que requerem a utilização de defasagens como variáveis instrumentais, isso pode consumir excessivamente os graus de liberdade das estimativas. Diante disso, estimativas em frequência mensal que permitam trabalhar com amostras maiores, podem gerar resultados mais consistentes.

Já o IPCA<sup>2</sup> serve como referencial para ajustes contratuais de aluguel e negociações de preços no Brasil. O Índice dos Termos de Troca pode explicar diferenças substanciais nos preços imobiliários em regiões produtoras de commodities, induzindo a preferência dos agentes por localidades específicas pautadas na prosperidade percebida regionalmente. A taxa de crédito direcionado ao financiamento foi elencada para representar uma política pública direcionada especificamente ao setor, tendenciando a escolha entre a tomada de empréstimos *versus* assumir aluguéis. Finalmente, o CUB foi coletado a fim de representar as pressões dos custos da construção civil, que pode variar significativamente de acordo com as principais atividades econômicas das capitais analisadas, vide turismo, atratividade

<sup>2</sup> Estimativas adicionais foram feitas utilizando o IGP – M, entretanto os resultados alcançados foram inferiores aos testes envolvendo o IPCA em termos de “R<sup>2</sup>” e “Estatística – J”.

tecnológica, sistemas logísticos etc.; custos comumente repassados ao agente potencial comprador e investidor de imóveis. A especificação empírica observada nas equações (1) e (2) são inspiradas em Nunes (2018), Kishima (2019) e Bragagnolo (2023):

$$\text{BrFipe}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ibc\_br}_t + \beta_2 \text{ipca}_t + \beta_3 \text{troca}_t + \beta_4 \text{cred}_t + \beta_5 \text{cub}_t + \varepsilon_t \quad (1)^3$$

$$\forall t \in [12M2023, 12M2023]$$

**Tabela 1: Dados, Tratamento e Glossário**

Dados	Glossário	Descrição e Tratamento	Fonte
<b>Aluguéis</b>	$\text{BrAlug}_t$	Rentabilidade do Aluguel (% a.m.)	FIPE
<b>Brasil</b>	$\text{BrFipe}_t$	Índice de Preços Imobiliário Fipezap – Brasil – Venda (Dif. Log.)	FIPE
<b>Fortaleza</b>	-	Índice de Preços Imobiliário Fipezap – Fortaleza – Vendas (Dif. Log.)	FIPE
<b>Goiânia</b>	-	Índice de Preços Imobiliário Fipezap – Goiânia – Vendas (Dif. Log.)	FIPE
<b>Rio de Janeiro</b>	-	Índice de Preços Fipezap – Rio de Janeiro – Vendas (Dif. Log.)	FIPE
<b>Salvador</b>	-	Índice de Preços Fipezap – Salvador – Vendas (Dif. Log.)	FIPE
<b>São Paulo</b>	-	Índice de Preços Fipezap – São Paulo – Vendas (Dif. Log.)	FIPE
<b>Crédito Direcionado</b>	$\text{cred}_t$	<b>Taxa média mensal de juros das operações de crédito - recursos direcionados, pessoa física - Financiamento imobiliário total – (% a.m.)</b>	BCB
<b>CUB</b>	$\text{cub}_t$	Custo Unitário Básico por m <sup>2</sup> (% a.m.)	CBIC
<b>IBC – Br</b>	$\text{ibc\_br}_t$	Índice real dessazonalizado (% a.m.)	BCB
<b>IPCA</b>	$\text{ipca}_t$	Índice de Preços ao Consumidor Amplo (% a.m.)	IBGE
<b>Termos de Troca</b>	$\text{troca}_t$	Índice de Termos de Troca (log, média 2018=100)	FUNCEX

Notas: BCB – Banco Central do Brasil, CBIC – Câmara Brasileira da Indústria da Construção, FGV – Fundação Getúlio Vargas, FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, FUNCEX – Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior, IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

O parâmetro  $\beta_0$  consiste no intercepto do modelo, já a família de parâmetros  $\beta_1$  a  $\beta_5$  são as inclinações relativas às variáveis explicativas; o termo  $\varepsilon_t$  é um erro estocástico. Das variáveis propriamente ditas, “BrFipe” representa o índice de preços Fipezap para Brasil, sendo este o lado explicado da equação, aplicado às outras cidades elencadas e

<sup>3</sup> A mesma equação (1) foi utilizada para todas as capitais avaliadas, com a particularidade da troca de nome representativo das variáveis dependentes e seus dados, para a respectiva capital analisada, mantendo-se as variáveis independentes.

inclusive para relação com os aluguéis observados a nível nacional. Assim, as variáveis do lado explicativo se iniciam pelo “*ibc\_br*” que se refere ao índice medidor de atividade econômica. Já “*ipca*” se refere na equação ao índice de preços ao consumidor. A variável “*troca*” se refere ao índice de termos de troca da economia. Já a variável “*cred*” se refere ao crédito direcionado ao financiamento do setor. Por fim, a variável “*cub*” se refere ao indicativo de custo médio da construção civil repassado. Além dos indicativos das variáveis por si só, todas acompanham o termo “*t*” na composição da equação, que de forma geral indica a sua evolução no tempo estipulado de 10 anos do estudo.

Além dos modelos relacionados aos preços, uma especificação adicional será estimada baseada na equação (2) no intuito de investigar a relação das variáveis explicativas com a rentabilidade aqui observada pelo índice de aluguéis para o Brasil:

$$BrAlug_t = \beta_0 + \beta_1 ibc\_br_t + \beta_2 ipca_t + \beta_3 troca_t + \beta_4 cred_t + \beta_5 cub_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\forall t \in [12M2023, 12M2023]$$

Em suma, espera-se a partir das estimativas das equações (1) e (2), que a atividade econômica, os termos de trocas e o crédito direcionado exerçam efeitos significativos e positivos sobre os preços imobiliários, evidenciando que este setor no Brasil é estimulado pelo lado da demanda. Já no que se refere ao CUB, espera-se que tenha igualmente um sinal positivo, porém, seus efeitos sobre o preço indicam que gargalos do lado da oferta podem igualmente influenciar tais preços.

Tais equações serão estimadas pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM) de Hansen (1982) aplicados a séries de tempo. A principal vantagem do método consiste em igualar uma condição de momento de uma distribuição a um determinado valor, isso permite lidar adequadamente com o problema da correlação serial. Em outras palavras, para que um estimador seja considerado não viesado, é preciso que suas variáveis explicativas não sejam explicadas pelo termo de erro, ou seja,  $X_t$  e  $\varepsilon_t$  devem ser independentes, como apontado na equação (3), a qual  $X_t$  é variável explicativa e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro.

$$E(X_t \times \varepsilon_t) = 0 \quad (3)$$

Segundo Wooldridge (2023) o GMM é uma abordagem mais flexível em comparação ao MQO em dois estágios, lidando com uma variedade maior de questões. Para que a condição (3) seja satisfeita, as estratégias empíricas se valem de variáveis instrumentais. Isso porque as variáveis  $X_t$  e  $\varepsilon_t$  podem apresentar uma correlação diferente de zero no tempo  $t$ , porém que podem desaparecer a partir das defasagens  $X_{t-1}$  em relação a  $\varepsilon_t$ . Nesse aspecto o GMM apresenta uma segunda vantagem em relação a outros métodos que se valem de instrumentos, pois utiliza das próprias variáveis explicativas defasadas a fim de lidar e mitigar eventuais problemas de endogenia preservando a especificação original dos modelos. Em resumo, a correlação serial pode ser observada a partir de uma relação contemporânea entre  $X_t$  e  $\varepsilon_t$ , porém, esse tipo de correlação desaparece na relação

entre  $\varepsilon_t$  e as defasagens de  $X_{t-n}$ , com  $n \leq \infty$  preservando a especificação original do modelo teórico.

Outro problema poderia decorrer da má especificação do modelo testado, omitindo variáveis relevantes para explicar o comportamento de  $Y_t$  (variável dependente). Entretanto, um cuidado adicional deve ser observado, a utilização de defasagens das variáveis explicativas como instrumentos requer parcimônia. Isso porque a proliferação dos instrumentos pode consumir excessivamente graus de liberdade das estimações reduzindo a consistência dos estimadores. Portanto, para evitar o problema da proliferação dos instrumentos, serão observados os resultados em termos dos P-valores da estatística J, cuja hipótese nula é de validade dos instrumentos.

Ao todo, sete modelos serão estimados via GMM. Os modelos 1, 3, 4, 5, 6 e 7 são baseados especificamente na equação (1), referindo-se respectivamente aos índices Fipezap de preços para o: i) Brasil, ii) Fortaleza – CE, iii) Goiânia – GO, iv) Rio de Janeiro – RJ, v) Salvador – BA e vi) São Paulo – SP. Já o modelo 2 é baseado na equação (2) supracitada.

#### 4. Resultados

A análise de resultados começa com uma leitura das estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 2. Foram calculadas tanto medidas de tendência central como média e mediana, quanto as de dispersão: desvio padrão, máximos e mínimos. A estimação das estatísticas descritivas se deu observando os dados primeiramente em nível visando a captação de algumas informações relevantes, mas também foram estimadas para a primeira diferença de suas formas logarítmicas aqui utilizadas para tornar as séries estacionárias, como um procedimento necessário para a validação do empírico supracitado. Isso viabiliza uma percepção geral das séries utilizadas, permitindo a identificação de ciclos, tendências e padrões da correlação dos dados. A interpretação conjunta das estatísticas descritivas possibilita o entendimento mais aprofundado sobre a distribuição dos dados, sua variabilidade, simetria e identificação de pontos que se caracterizariam como *outliers* desconectados da confluência dos dados em série.

Começando pela análise agregada, os preços dos imóveis no Brasil têm variado pouco pela análise do desvio padrão, o que mostra uma relativa tendência à estabilidade dos dados. Estabilidade essa que não é observada na análise de regiões específicas. Por exemplo, os preços imobiliários em Goiânia apresentaram um desvio padrão de 23 pontos, confrontando isso com as informações de preços mínimos e máximos dessa capital, somado, ainda às informações contidas na Figura 1 da seção 3, isso pode ser atribuído ao baixo valor relativo inicial dos imóveis nessa capital que mais do que dobraram de valor no intervalo de 10 anos. Como exposto anteriormente, isso realmente está relacionado com a expansão da fronteira agrícola do Brasil em direção às regiões Centro-Oeste e Norte. A menor dispersão de preços imobiliários observada dentre as capitais está na cidade do Rio de Janeiro, que já partiu de um valor inicial alto e viu sua dinâmica oscilar negativamente ao longo do tempo.

**Tabela 2: Estatísticas Descritivas**

Discriminação	Média		Mediana		Desvio Padrão		Máximo		Mínimo	
	Índice	Dif. Log	Índice	Dif Log	Índice	Dif Log	Índice	Dif Log	Índice	Dif Log
<b>Aluguéis</b>	0,004	---	0,004	---	0,00	---	0,005	---	0,003	---
<b>Brasil</b>	133,79	0,002	129,55	0,001	8,87	0,002	157,30	0,007	119,64	0,00
<b>Fortaleza</b>	168,26	0,001	169,02	0,001	9,53	0,006	189,61	0,01	150,93	(0,02)
<b>Goiânia</b>	127,13	0,005	117,44	0,004	23,22	0,006	194,73	0,02	99,84	(0,01)
<b>Rio de Janeiro</b>	202,19	0,00	200,81	0,00	9,15	0,003	219,04	0,01	189,21	(0,01)
<b>Salvador</b>	152,91	0,002	149,33	0,002	10,50	0,004	178,96	0,01	133,36	(0,01)
<b>São Paulo</b>	212,81	0,002	207,26	0,002	17,31	0,002	251,94	0,007	181,78	0,00
<b>Crédito Direcionado</b>	0,007	---	0,007	---	0,001	---	0,009	---	0,005	---
<b>CUB</b>	0,005	---	0,003	---	0,005	---	0,02	---	(0,001)	---
<b>IBC – Br</b>	0,000	---	0,00	---	0,01	---	0,05	---	(0,09)	---
<b>IPCA</b>	0,005	---	0,004	---	0,004	---	0,01	---	(0,006)	---
<b>Termos de Troca</b>	102,99	4,63	102,00	4,62	7,22	0,06	122,43	4,80	87,68	4,47

Nota: Termos de Troca está elencado em sua forma Logarítmica;

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

No que se refere aos preços médios, se verifica que os imóveis em São Paulo são, em média, os mais caros do Brasil, podendo custar mais do que uma vez e meia mais caros do que a média nacional. Esse resultado já era esperado, uma vez que São Paulo é, sobre aspectos econômicos, produtivos e demográficos, a cidade mais importante do Brasil. Na segunda colocação em termos de preços médios mais elevados na década findada em 2023, está o Rio de Janeiro, uma cidade importante cuja mistura de paisagens naturais, somada à ampla oferta de serviços turísticos a coloca como o principal destino turístico brasileiro. Ademais, como dito, a cidade sediou dois eventos esportivos mundiais, a final da Copa do Mundo e os Jogos Olímpicos de 2016.

Em terceiro lugar segue a cidade de Fortaleza – CE, cujos preços imobiliários médios são até maiores do que Salvador – BA cuja população é maior. Neste caso, é preciso entender Fortaleza como uma cidade relativamente próxima de centros importantes nas Américas Central e do Norte, bem como da Europa. Em geral, o tempo de voo entre Lisboa e Fortaleza é de aproximadamente 7 horas, três horas a menos do necessário para voar da capital portuguesa para São Paulo. Isso faz com que a capital cearense seja vista por estrangeiros como uma porta de entrada alternativa no Brasil. Ademais, a exemplo do Rio

de Janeiro, a cidade é um polo petroquímico importante do Nordeste, o que acaba atraindo trabalhadores de alto poder aquisitivo e elevando, na média, o preço local dos imóveis.

Conhecidas as estatísticas descritivas, é preciso agora analisar o comportamento dos dados quanto à estacionariedade. Foram realizados os testes do ADF (Dickey-Fuller Aumentado); PP (Phillips-Perron) cuja hipótese nula é de presença de raiz unitária, além do KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) cuja nula é de estacionariedade. As séries são consideradas estacionárias a um valor crítico de 5%.

**Tabela 3: Testes de Raiz Unitária**

Discriminação	ADF	PP	KPSS
<b>Aluguéis</b>	(-0,14) [-3,44]	(-0,17) [-3,44]	(0,27) [0,14]
<b>Brasil</b>	(-3,27) [-3,44]	(-3,17) [-3,44]	(0,25) [0,14]
<b>Fortaleza</b>	**(-4,66) [-3,44]	**(-4,49) [-3,44]	(0,25) [0,14]
<b>Goiânia</b>	**(-3,72) [-3,44]	**(-3,65) [-3,44]	(0,23) [0,14]
<b>Rio de Janeiro</b>	**(-3,98) [-3,44]	**(-3,98) [-3,44]	(0,25) [0,14]
<b>Salvador</b>	**(-5,08) [-3,44]	**(-4,97) [-3,44]	(0,22) [0,14]
<b>São Paulo</b>	**(-4,46) [-3,45]	**(-3,57) [-3,44]	(0,22) [0,14]
<b>Crédito Direcionado</b>	(-1,10) [-3,44]	(-1,74) [-3,44]	(0,21) [0,14]
<b>CUB</b>	**(-4,13) [-3,44]	**(-4,92) [-3,44]	**(0,10) [0,14]
<b>IBC – Br</b>	**(-8,24) [-3,44]	**(-8,80) [-3,44]	**(0,04) [0,14]
<b>IPCA</b>	**(-5,60) [-3,44]	**(-5,57) [-3,44]	**(0,14) [0,14]
<b>Termos de Troca</b>	(-2,80) [-3,44]	(-2,94) [-3,44]	**(0,11) [0,14]

Notas: Estimações com tendência e constante; H0 (ADF, PP): raiz unitária; H0 (KPSS): estacionariedade.

\*\*(valor-teste) = 5% e [valor crítico a 5%]. Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Todas as séries podem ser consideradas estacionárias por pelo menos um dos testes apresentados na Tabela 3, com exceção das séries dos aluguéis e do crédito direcionado que não passaram ao valor crítico de 5%, o que se deveu certamente a algum momento específico da série, ou quebra estrutural não captada pelos testes. Entretanto, não faz qualquer sentido econômico que tais variáveis apresentem uma tendência que não se dissipe no tempo, no Apêndice A, ao final, plotamos os gráficos de ambas as séries para que elas

possam ser verificadas, de forma que não há, pela análise ocular das séries elementos para considerá-las estacionárias.

Esclarecidas as particularidades dos dados em termos de raiz unitária é momento de avançar sobre o diagnóstico dos modelos GMM apresentados na Tabela 4. Como dito na seção anterior, para que as estimações via GMM sejam consideradas válidas e consistentes, é preciso utilizar variáveis instrumentais a fim de tornar o termo de erro não correlacionado com as variáveis explicativas, preservando, porém, a parcimônia dos modelos. A escolha das variáveis instrumentais pode ser vista em detalhes na Tabela 4, sua utilização se deu visando solucionar eventuais problemas de correlação serial preservando a parcimônia das estimativas. Em geral, foram suficientes para corrigir tais problemas entre uma ou duas defasagens.

A validade dos instrumentos foi avaliada pelo *P*–*valor* em termos de probabilidade estatística *J*, cuja hipótese nula é de que não pairam sobre os modelos problemas de especificação. Com exceção do Modelo 3 estimado para a cidade de Fortaleza, os testes mostram que não se pode rejeitar a hipótese nula, indicando que os instrumentos escolhidos são válidos e que não há sobre especificação das estimativas. Finalmente, a análise do *R*<sup>2</sup> supõe que entre 14% e 41% da explicação da dinâmica dos preços imobiliários no Brasil e suas capitais pode ser feita a partir das variáveis explicativas dos modelos estimados. Salvador é a cidade na qual as estimativas piores se ajustam aos dados com 14% da variável dependente sendo explicada pelos regressores. Já Goiânia é a cidade que melhor aderiu, com 39% dos preços imobiliários naquela capital sendo explicados pelas variáveis do modelo.

**Tabela 4: Diagnóstico dos Modelos GMM – Instrumentos, Teste *J* e Coeficiente *R*<sup>2</sup>**

Modelos	Instrumentos	Teste <i>J</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
<b>Modelo 1 (Brasil)</b>	IBC-Br (-1); IPCA (-1, -2); Termo de Troca (-1); Crédito Direcionado (-1; -2); CUB (-1)	5,21 [0,07]	0,41
<b>Modelo 2 (Aluguéis)</b>	IBC – Br (-1); IPCA (-1, -2); Termos de Troca (-1); Crédito Direcionado (-1, -2); CUB (-1)	1,94 [0,37]	0,26
<b>Modelo 3 (Fortaleza)</b>	IBC – Br (-1); IPCA (-1, -2); Termos de Troca (-1); Crédito Direcionado (-1, -2); CUB (-1)	6,85 [0,03]	0,21
<b>Modelo 4 (Goiânia)</b>	IBC – Br (-1); IPCA (-1, -2); Termos de Troca (-1); Crédito Direcionado (-1, -2); CUB (-1)	5,54 [0,06]	0,39
<b>Modelo 5 (Rio de Janeiro)</b>	IBC – Br (-1); IPCA (-1, -2); Termos de Troca (-1); Crédito Direcionado (-1, -2); CUB (-1)	5,03 [0,08]	0,21
<b>Modelo 6 (Salvador)</b>	IBC – Br (-1); IPCA (-1, -2); Termos de Troca (-1); Crédito Direcionado (-1, -2); CUB (-1)	1,92 [0,58]	0,14
<b>Modelo 7 (São Paulo)</b>	IBC – Br (-1); IPCA (-1, -2); Termos de Troca (-1); Crédito Direcionado (-1, -2); CUB (-1)	3,83 [0,14]	0,21

Nota: Teste *J* – *H*0: O modelo sem sobre especificação. *P*-valor entre colchetes.

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Avançando sobre os resultados, na Tabela 5 seguem os resultados em termos dos coeficientes  $\beta$  obtidos nas estimativas dos modelos GMM. De forma geral, a atividade econômica observada pelo IBC-Br não apresentou significância em nenhum modelo estimado. Como dito, esperava-se sinal positivo e significância estatística nos efeitos dessa variável sobre o preço dos imóveis no Brasil e em suas capitais. Entretanto, esse resultado é bastante instigante e indica a necessidade de investigações futuras. No geral, se espera que o preço dos imóveis se eleve quando a economia cresce e se retrai quando a economia decresce, isso devido aos tradicionais canais de demanda já conhecidos na literatura. Porém, nenhum desses resultados foi constatado aqui. Isso pode estar associado a inúmeros fatores. Em primeiro lugar, imperfeições nesse mercado em que uma estrutura oligopolizada garante aos ofertantes poder de mercado. Isso faria com que na fase ascendente do ciclo econômico os preços crescessem acima da renda nacional, enquanto na fase recessiva os preços não caem.

**Tabela 5: Resultados – Modelos GMM – Efeitos sobre o preço dos imóveis**

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7
	Brasil	Brasil	Fortaleza	Goiânia	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
	Preço	Aluguel	Preço	Preço	Preço	Preço	Preço
<b>IBC-Br</b>	0,007 (0,05)	0,001 (0,007)	0,05 (0,12)	0,04 (0,11)	-0,04 (0,09)	0,004 (0,05)	0,01 (0,01)
<b>IPCA</b>	-0,03 (0,11)	0,0006 (0,01)	0,14 (0,25)	0,69 (0,26)***	0,004 (0,14)	-0,19 (0,20)	0,03 (0,09)
<b>Termos de Troca</b>	0,02 (0,003)***	0,002 (0,0005)***	0,02 (0,008)***	0,06 (0,007)***	0,01 (0,004)***	0,009 (0,006)*	0,01 (0,002)***
<b>Crédito Direcionado</b>	0,49 (0,16)***	0,10 (0,03)***	1,82 (0,63)***	1,01 (0,56)*	0,12 (0,28)	0,98 (0,30)***	0,004 (0,15)
<b>CUB</b>	0,08 (0,06)	-0,01 (0,009)	0,30 (0,19)**	-0,21 (0,18)	0,16 (0,08)*	0,27 (0,14)	-0,07 (0,06)

Notas: I) Erro Padrão entre parênteses. \*\*\*Significância a 1%, \*\*Significância a 5% e \*Significância a 10%.

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Uma segunda explicação para a não significância do IBC-Br é o componente especulativo que influenciam esses preços. Como sabemos, a demanda por imóveis pode se dar pela sua utilidade intrínseca, isto é, famílias demandam para neles residirem, mas também podem refletir a expectativa de valorização futura. Neste segundo caso, o imóvel torna-se um ativo e a sua demanda presente apenas se relaciona com a possibilidade de valorização de curto prazo do capital investido. Como observado por Shiller (2015) esse é um comportamento típico de bolha e nesse caso faz sentido a não significância da atividade econômica aqui observada.

Finalmente, a não significância da atividade econômica pode estar refletindo uma característica dos dados. Como dito durante a seção 3, durante a pandemia, esforços

monetários e fiscais sem precedentes foram feitos para sustentar a renda e amortecer os efeitos do choque. Tais estímulos ocorreram em um contexto de restrições severas à mobilidade por vias dos *lockdowns*. Essa combinação de fatores permitiu que muitas famílias melhorassem, ampliassem ou até mesmo trocassem suas residências durante a recessão da Covid-19, ajudando a tornar os preços imobiliários insensíveis à dinâmica da atividade. Certamente, pesquisas futuras que incorporem um maior período amostral diluindo os efeitos da pandemia da Covid se fazem necessárias para contrastar com os resultados aqui apresentados.

O crédito direcionado foi significativo e apresentou sinal positivo nos modelos 1, 2, 3, 4 e 6, demonstrando que os preços dos imóveis no Brasil e em muitas dessas capitais depende de políticas públicas direcionadas ao setor. A exceção neste caso foram as cidades de São Paulo – SP (modelo 7) e Rio de Janeiro – RJ (modelo 5) cuja variável não foi significativa. Em linhas gerais, a significância observada indica que os preços imobiliários respondem a políticas públicas direcionadas a este setor. Em termos agregados o coeficiente estimado foi modesto, porém, quando são consideradas as discrepâncias regionais, o que se verifica é que Fortaleza – CE tem a maior sensibilidade, seguida por Goiânia – GO e Salvador – BA. Essa não significância observada nos modelos 5 e 7 de Rio de Janeiro e São Paulo sinaliza que o mercado imobiliário nessas capitais é muito mais autônomo em relação a outras partes do país.

Quanto aos termos de troca, significantes em todos os modelos, novamente algumas discrepâncias regionais devem ser salientadas. A capital que apresentou maior sensibilidade à essa variável foi Goiânia. Isso reforça o argumento anterior de que a impressionante expansão dos preços dos imóveis nesta capital está umbilicalmente ligada à expansão da fronteira agrícola brasileira em direção às regiões Centro-Oeste e Norte. Em suma, muitos produtores rurais que administraram seus negócios em estados como Mato Grosso, Rondônia, Tocantins e Pará, além do próprio estado de Goiás, optam por residir com suas famílias em Goiânia, a capital do Centro-Oeste se localiza estrategicamente entre os grandes centros da região Sudeste e nova fronteira agrícola isso reflete no preço das moradias nesta capital.

Dentre todas as regiões brasileiras, Salvador – BA mostrou-se a capital cujos preços imobiliários são menos sensíveis em termos da magnitude do coeficiente em relação aos termos de troca, seguida por São Paulo – SP. Neste segundo caso, isso já era de se esperar, uma vez que os preços na capital paulista estão muito mais relacionados com a dinâmica da atividade financeira e industrial do que com o agronegócio propriamente dito. Por fim, o CUB foi significante no Rio de Janeiro e em Fortaleza, cidades cujo setor de turismo exerce uma notável influência na economia local pressionando a demanda por trabalho. Isso ajuda a explicar a significância do CUB observada nessas duas cidades, pois é possível que nelas, a indústria da construção civil tenha que rivalizar com a indústria do turismo visando captar trabalhadores, o que redonda em salários mais altos que são repassados para preços.

## 5. Considerações Finais

O artigo estimou os efeitos de flutuações macroeconômicas sobre os preços dos imóveis residenciais no Brasil, e nas capitais: Fortaleza – CE; Goiânia – GO, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA e São Paulo – SP para dados mensais entre dezembro de 2013 e dezembro de 2023. Alguns resultados devem ser destacados.

Em primeiro lugar se verificou que a atividade econômica não exerce nenhuma influência significativa sobre tais preços, ao contrário do que foi apontado por Pessoa *et al.* (2021); Bragagnolo (2023) e Besarria *et al.* (2018), aqui o IBC-Br não apresentou qualquer significância sobre o preços dos imóveis o que pode significar tanto um comportamento de bolha nos preços observados no setor; quanto uma característica da amostra que compreende dados da pandemia, um ciclo recessivo cujos efeitos sobre os preços imobiliários foi expansivo devido aos estímulos adotados. Tais efeitos sugerem a necessidade de investigações futuras, quando a amostra de dados contemplar observações o suficiente para diluir os efeitos da crise da Covid-19 nos resultados.

Os termos de troca foram significantes, porém discrepâncias regionais devem ser destacadas. Os efeitos mais intensos ocorreram em Goiânia, isso pode estar relacionado com o deslocamento da fronteira agrícola nacional em direção ao Centro-Oeste e Norte. Já os efeitos menos intensos foram observados em Salvador – BA e São Paulo – SP, esta última, sendo uma metrópole de projeção mundial, com atividades econômicas diversificadas que dão ao seu mercado imobiliário uma dinâmica mais autônoma.

O crédito imobiliário foi do mesmo modo significante em pelo menos cinco modelos estimados, apontando que tem um impacto substancial na demanda por moradias, como sustentado nos estudos de Nunes (2018); Kishima (2019) e Bragagnolo (2023). Evidenciando que políticas públicas direcionadas ao setor transbordam diretamente para preços, demonstrando, também o quão dependente o setor é de políticas direcionadas a ele. Os efeitos regionais mais evidentes foram nas capitais do Nordeste, Fortaleza e Salvador, além do Centro-Oeste, Goiânia. Finalmente, o CUB mostrou-se significante apenas em Fortaleza e Rio de Janeiro, cidades nas quais o turismo rivaliza por trabalhadores causando pressões de custos que serão repassados aos preços.

Em suma, esse artigo cumpriu seu principal objetivo, mostrando que os preços imobiliários no Brasil têm uma dinâmica: i) independente do ciclo econômico, ii) bastante dependente de estímulos creditícios ao setor e; iii) discrepâncias regionais evidenciadas na expansão dos preços em Goiânia puxada pelo deslocamento de fronteira agrícola; ou ainda, a significância do CUB relacionada às pressões custos causados pelo fomento ao turismo no Rio de Janeiro e em Fortaleza. Há, ainda, uma ampla margem para pesquisas futuras considerando uma maior amplitude temporal na amostra dos dados; ou ainda, com uma amostra maior em termos de capitais incorporadas visando compreender em mais detalhes as discrepâncias regionais aqui apresentadas.

## Referências Bibliográficas

- AMORIN, A. L. W. **O efeito do risco Brasil sobre os retornos do mercado imobiliário e o mercado em geral, e os determinantes macroeconômicos do preço de imóveis residenciais.** 2016. p. 76. Dissertação de Mestrado - Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2016. Disponível em: <<http://repositorio.ufsm.br/handle/1/8383>>.
- ARRAES, R. A.; SOUSA FILHO, E. D. Externalidades e formação de preços no mercado imobiliário urbano brasileiro: um estudo de caso. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 2, p. 289-319, 2008. DOI: 10.1590/S1413-80502008000200006.
- BBC NEWS BRASIL. **O que explica alta do aluguel residencial acima da inflação e o que esperar em 2023.** BBC News Brasil, São Paulo. 4 fev. 2023. Disponível em: <<https://www.bbc.com/portuguese/brasil-64455893>>.
- BELTRATTI, A.; MORANA, C. International house prices and Macroeconomic Fluctuations. **Journal of Banking and Finance**, v. 34, n. 3, p. 533-545, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.08.020>.
- BESARRIA, C. D.N.; PAES, N. L.; SILVA, M. E. A. Testing for bubbles in housing markets: some evidence for Brazil. **International Journal of Housing Markets and Analysis**, v. 11, n. 5, p. 754-770, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1108/IJHMA-08-2017-0075>.
- BRAGAGNOLO, M. F. **Impacto de fatores macroeconômicos na variação de preços de imóveis residenciais em Porto Alegre.** 2023. p. 88. Dissertação de mestrado - Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2023. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10183/254862>>.
- CAGNIN, R. F. O ciclo dos imóveis e o crescimento econômico nos Estados Unidos 2002-2008. **Estudos Avançados**, v. 23, n. 66, p. 147-168, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-40142009000200012>.
- CAMPOS, R. B. A. O mercado imobiliário residencial no município de São Paulo: Uma abordagem de preços hedônicos espacial. **Nova Economia**, v. 27, n. 1, p. 303-337, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/2441>.
- CBIC – Câmara Brasileira Da Indústria Da Construção. CUB Médio Brasil: **Custo Unitário Básico de Construção por m<sup>2</sup>.** Disponível em: <<http://www.cbicdados.com.br/menu/custo-da-construcao/cub-medio-brasil-custo-unitario-basico-de-construcao-por-m2>>.
- FÁVERO, L. P. L.; BELFIORE, P. P.; LIMA, G. A. S. F. Modelos de precificação hedônica de imóveis residenciais na Região Metropolitana de São Paulo: uma abordagem sob as perspectivas da demanda e da oferta. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 1, p. 73-96, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-41612008000100004>.

FIPE – Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. **Índice FipeZap: Séries Históricas.** Disponível em: <<https://downloads.fipe.org.br/indices/fipezap/fipezap-serieshistoricas.xlsx>>. Acesso em: 13 mar. 2025.

FJP – Fundação João Pinheiro. **Déficit habitacional no Brasil 2013-2014.** Belo Horizonte, 2016. Disponível em: <<http://www.bibliotecadigital.mg.gov.br/consulta/consultaDetalheDocumento.php?iCodDocumento=76697>>.

FJP – Fundação João Pinheiro. **Déficit habitacional no Brasil 2015.** Belo Horizonte, 2018. Disponível em: <<http://www.bibliotecadigital.mg.gov.br/consulta/consultaDetalheDocumento.php?iCodDocumento=76871>>.

FJP – Fundação João Pinheiro. **Déficit habitacional no Brasil 2016-2019.** Belo Horizonte, 2021. Disponível em: <[https://fjp.mg.gov.br/wp-content/uploads/2021/04/21.05\\_Relatorio-Deficit-Habitacional-no-Brasil-2016-2019-v2.0.pdf](https://fjp.mg.gov.br/wp-content/uploads/2021/04/21.05_Relatorio-Deficit-Habitacional-no-Brasil-2016-2019-v2.0.pdf)>.

FJP – Fundação João Pinheiro. **Déficit habitacional – PnadC 2022.** Belo Horizonte, 2024. Disponível em:

<<https://drive.google.com/file/d/1wwzDzhQUxuhA5mXNLGM20cZIBqM2en6t/view>>.

FURTADO, B. Mercado imobiliário e a importância das características locais: Uma análise quantílico-espacial de preços hedônicos em Belo Horizonte. **Análise Econômica**, v. 25, n. 48, p. 71–98, 2007. DOI: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.10881>

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Brasil: 500 anos de povoamento.** Rio de Janeiro, 2000. p. 221. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv6687.pdf>>.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sinopse do Censo Demográfico 2010.** Disponível em: <<https://censo2010.ibge.gov.br/sinopse/index.php?dados=8&uf=00>>.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **IPEADATA: Dados Estatísticos.** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 13 mar. 2025.

HANSEN, L. P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, 1982. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912775>.

KISHIMA, K. C. G. **Determinantes macroeconômicas e setoriais dos preços no mercado imobiliário de São Paulo.** 2019. p. 61. Dissertação de Mestrado, Programa de Mestrado Profissional do Insper, São Paulo, 2019. Disponível em: <<https://repositorio.insper.edu.br/entities/publication/5887988d-1f09-4603-8049-397eb2313b4a>>.

LEAMER, E. E. **Housing IS the Business Cycle.** National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 13428. 2007. DOI: <https://doi.org/10.3386/w13428>.

NUNES, G. S. Z. (2018). **Fatores macroeconômicos que determinam o preço dos imóveis e as diferentes elasticidades por região.** 2018. p. 33. Dissertação de Mestrado - Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2018. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10438/25757>>.

PAIXÃO, L. A. R. Índice de preços hedônicos para imóveis: uma análise para o município de Belo Horizonte. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 1, p. 5-29, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1413-8050/ea36708>.

PESSOA, J.; RIVERO, S.; CEREJEIRA, J. Determinantes Macroeconômicos dos Preços do Mercado Habitacional Brasileiro: uma abordagem com dados em painel. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 18, n. esp., p. 12-38, 2021. DOI: <https://doi.org/10.5935/1808-2785/rem.v18nespp.12-38>.

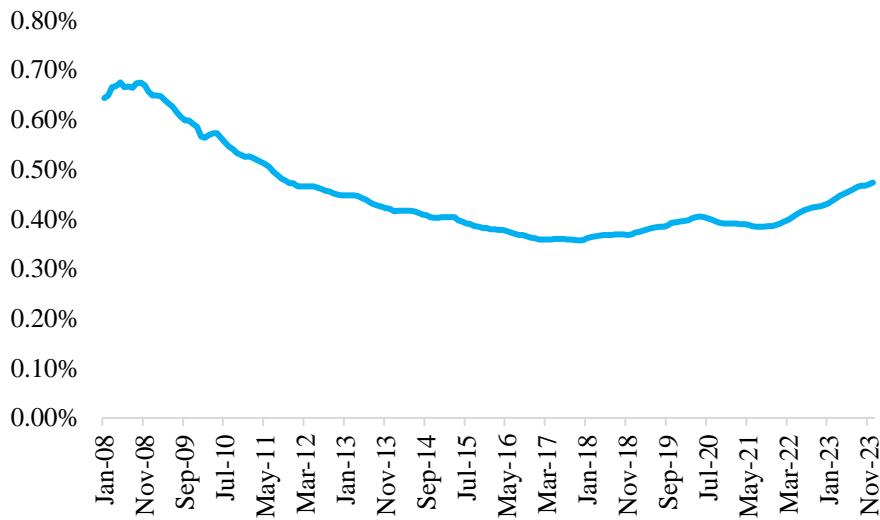
SALOMÃO, B. A. N.; SAIANI, C. C. S. **Descentralização, Esforço Fiscal e Captura de Recursos Públicos: Efeitos da Criação de Municípios no Brasil.** Anais do 47º Encontro Nacional de Economia da Anpec. São Paulo, 2019. Disponível em: <[www.anpec.org.br/encontro/2019/submissao/files\\_I/i5-f23f15cdbf19827ed56f4b01deafe793.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro/2019/submissao/files_I/i5-f23f15cdbf19827ed56f4b01deafe793.pdf)>.

SHILLER, R. J. **Irrational Exuberance**. New Jersey: Princeton University Press, 2015.

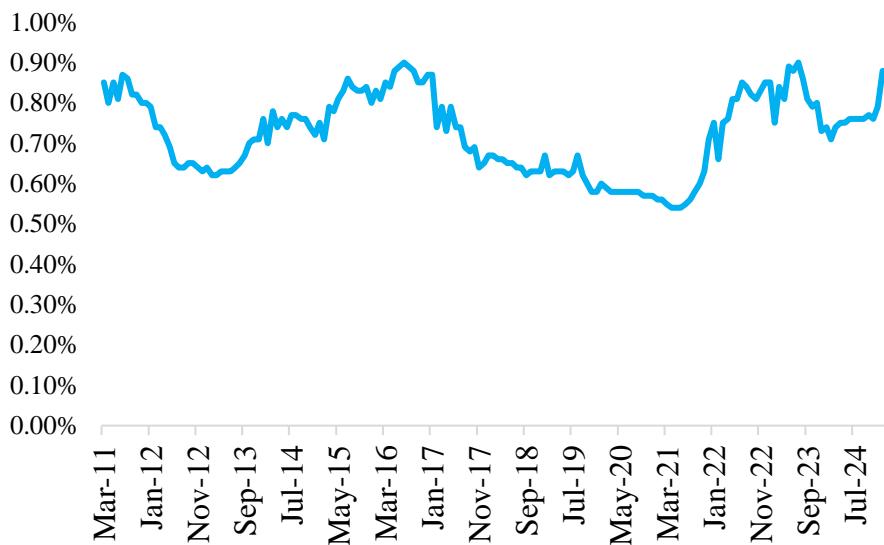
TAYLOR, J. B. **Housing and Monetary Policy**. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 13682. 2007. DOI: <https://doi.org/10.3386/w13682>.

WANG, A.; HUSSAIN, S.; YAN, J. Macroeconomic drivers effect on housing sale prices in China. **International Journal of Housing Markets and Analysis**, 2024. vol. ahead-of-print, no. ahead-of-print. DOI: <https://doi.org/10.1108/IJHMA-12-2023-0182>.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo. Cengage Learning Brasil, 2023. p. 89-120.

**Apêndice A – Série da Rentabilidade e do Crédito Direcionado****Tabela 1A – Rentabilidade dos Aluguéis (% a.m.)**

Fonte: Ipeadata / Elaboração Própria dos Autores

**Tabela 2A – Taxa de Crédito Direcionado ao Fin. Imobiliário (% a.m.)**

Fonte: Ipeadata / Elaboração Própria dos Autores