

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA

VINICIUS SORENSEN BERRO

Matrícula 11711ECO040

**CONDICIONANTES MACROECONÔMICOS DOS PREÇOS IMOBILIÁRIOS NO
BRASIL E SUAS CAPITAIS**

Uberlândia – MG

2024

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA

VINICIUS SORENSEN BERRO

Matrícula 11711ECO040

**CONDICIONANTES MACROECONÔMICOS DOS PREÇOS IMOBILIÁRIOS NO
BRASIL E SUAS CAPITAIS**

Monografia apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Benito Adelmo Salomão Neto.

Uberlândia – MG

2024

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA

VINICIUS SORENSEN BERRO

Matrícula 11711ECO040

**CONDICIONANTES MACROECONÔMICOS DOS PREÇOS IMOBILIÁRIOS NO
BRASIL E SUAS CAPITAIS**

Monografia apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Benito Adelmo Salomão Neto.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Benito Adelmo Salomão Neto

Prof. Dr. Júlio Fernando Costa Santos

Prof. Dr. Humberto Eduardo de Paula Martins

Uberlândia – MG
14 de junho de 2024

AGRADECIMENTOS

É difícil expressar o quão lisonjeado me sinto nesse momento de finalização acadêmica. Com toda dificuldade vivida nos últimos anos, tento deixar aqui um agradecimento sincero às pessoas que mais foram necessárias para essa caminhada, sem as quais nada disso seria possível.

Agradeço primeiramente ao professor e amigo Benito Adelmo Salomão Neto o incentivo, motivação, paciência e orientação nesse momento final da vida acadêmica.

Ao Professor Cleomar Gomes da Silva por me instruir em primeira instância no desenvolvimento deste trabalho.

Aos meus amigos da República Casa Branca que me acolheram, me incentivaram e continuam me apoiando durante toda a vivência na Universidade Federal de Uberlândia.

Agradeço especialmente aos meus pais e meu irmão que sempre me apoiaram não apenas nesse momento de formação e desenvolvimento ao longo dos anos, mas em todas as etapas de minha vida.

RESUMO

O objetivo central dessa monografia é de avaliar a dinâmica da movimentação dos preços dos imóveis residenciais no Brasil e nas principais capitais no Centro – Oeste, Nordeste, Sudeste e Sul, visando elucidar a principal fonte de influência macroeconômica sobre a movimentação dos preços; bem como avaliar se essa movimentação ocorre de forma distinta entre as capitais Fortaleza – CE, Goiânia – GO, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA e São Paulo – SP, observada suas especificidades atrativas economicamente. Para tanto, foram coletados dados entre dezembro de 2013 e dezembro de 2023, referente às variáveis principais de preços e as variáveis explicativas, embasadas na literatura mais recente do setor que tenderiam a explicar melhor a dinâmica dos preços, sendo elas: IBC – Br, IPCA, Crédito Direcionado, Termos de Troca e Custo Unitário Básico. Em seguida usou-se do Método dos Momentos Generalizados (GMM) aplicado à regressão linear múltipla de séries temporais, alcançando a estimação de parâmetros que apontam para duas variáveis mais significativas nos 7 modelos estimados. O Crédito Direcionado e os Termos de Troca se apresentaram como os principais dinamizadores dos preços do setor, com especial destaque a taxa de crédito direcionado ao financiamento imobiliário que além de surtir maior efeito sobre o preço, pressionando as decisões dos agentes em relação a compra e venda, interferindo na oferta e demanda por imóveis; tende a sofrer influência direta de outras condições macroeconômicas do Brasil, situação de potencial alavancagem de sua influência na variabilidade dos preços no setor imobiliário.

Palavras-chave: Setor Imobiliário; Crédito Direcionado; Termos de Troca; Análise de Regressão; Séries Temporais; Dinâmica de Preços.

ABSTRACT

The central objective of this monograph is to evaluate the dynamics of movement in residential property prices in Brazil and in the main capitals in the Center – West, Northeast, Southeast and South, aiming to elucidate the main source of macroeconomic influence on price movements; as well as evaluating whether this movement occurs differently between the capitals Fortaleza – CE, Goiânia – GO, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA and São Paulo – SP, taking into account their economically attractive specificities. To this end, data were collected between December 2013 and December 2023, referring to the main price variables and explanatory variables, based on the most recent literature in the sector that would tend to better explain the price dynamics, namely: IBC – Br, IPCA, Directed Credit, Terms of Exchange and Basic Unit Cost. Then, the Generalized Method of Moments (GMM) was used applied to multiple linear regression of time series, achieving the estimation of parameters that point to two most significant variables in the 7 estimated models. Directed Credit and Terms of Exchange were the main drivers of prices in the sector, with special emphasis on the credit rate directed to real estate financing, which in addition to having a greater effect on the price, putting pressure on agents' decisions in relation to purchase and sale, and interfering in the supply and demand for properties; tends to be directly influenced by other macroeconomic conditions in Brazil, a situation of potential leverage of its influence on price variability in the real estate sector.

Keywords: Real Estate; Directed Credit; Exchange Terms; Regression Analysis; Time Series; Price Dynamics.

LISTA DE ABREVIATURAS

ADF	Teste de Dickey-Fuller Aumentado
BB	Banco do Brasil
BCB	Banco Central do Brasil
CUB	Custo Unitário Básico
FGV	Fundação Getúlio Vargas
FIPE	Fundação Instituto de Pesquisa Econômica
FIPEZAP	Índice de preços de imóveis residenciais e comerciais
FJP	Fundação João Pinheiro
FUNCEX	Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior
GMM	Método dos Momentos Generalizados para estimação de regressão
IBC-BR	Índice de Atividade Econômica do Banco Central
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	Índice de preços ao consumidor amplo
IPEADATA	Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
KPSS	Teste de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin
MQO	Método dos mínimos quadrados para estimação de regressão
OPEP	Organização dos Países Exportadores de Petróleo
PIB	Produto Interno Bruto
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
PP	Teste de Phillips-Perron
SELIC	Taxa básica de juros da economia
SFH	Sistema Financeiro Habitacional

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução do índice de Preços Fipezap – Imóveis Anunciados (Vendas).....18

Figura 2 – Relação entre Índice Fipezap Brasil com o IBC-Br e Crédito Direcionado.....21

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Dados, Tratamento e Fonte.....	25
Quadro 2 – Quadro 2 – Hipóteses do MQO.....	26

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas.....	29
Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária.....	32
Tabela 3 – Diagnóstico dos Modelos GMM – Instrumentos, Teste J e Coeficiente R ²	34
Tabela 4 – Resultados – Modelos GMM – Efeitos sobre o preço dos imóveis.....	37

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	9
CAPÍTULO 1: REVISÃO DA LITERATURA	12
CAPÍTULO 2: O CASO BRASILEIRO	17
CAPÍTULO 3: MÉTODO E DADOS	24
CAPÍTULO 4: ANÁLISE DOS RESULTADOS	29
CONSIDERAÇÕES FINAIS	40
REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO	42
APÊNDICE A – RENTABILIDADE DO ALUGUEL.....	45
APÊNDICE B – TAXA DE CRÉDITO DIRECIONADO	45

INTRODUÇÃO

O desenvolvimento econômico exige planejamento estratégico, vinculado aos objetivos e interesses governamentais no fomento específico das regiões brasileiras e dos setores da economia, que evoluem ao passo da disparidade regional no país.

Nesse sentido, a construção civil é de expressiva importância para o desenvolvimento urbano e econômico, pois a demanda do setor habitacional, ao qual faz parte, reflete nas mudanças regionais da população e na demanda por vários outros serviços. Assim, é interessante observar a dinâmica do déficit do setor habitacional, estimado pela Fundação João Pinheiro (FJP). O déficit habitacional se resume em uma medida estimada a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) elaborada pelo IBGE, que faz uma relação de domicílios particulares permanentes e improvisados no Brasil, para então apontar a cavidade entre a demanda por moradia adequada e a oferta disponível, levando em consideração a distribuição regional e a situação socioeconômica das famílias, para fornecer uma estimativa mais precisa para todo o Brasil.

O país vivenciou uma estabilidade no Déficit Habitacional entre 2013 e 2014¹, percolando níveis de 9,0% para os dois anos do estudo da FJP; subsequentemente em 2015², a pesquisa apontou níveis razoavelmente maiores no Déficit Habitacional, de 9,3% em relação ao estoque de domicílios particulares permanentes e improvisados no país. No período entre 2016³ e 2019⁴ o Déficit Habitacional representava 8,1% do total de domicílios da pesquisa para 2016; 8,5% para 2017; em 2018 cai para 8,2% do estoque de domicílios estimados e por fim 2019 com nova queda ligeira para 8,0%. Em 2022, a FJP apontou novamente estabilidade no nível de déficit habitacional a 8,0% do estoque de domicílios da pesquisa. Apesar das variações singelas, a constância do problema a níveis parelhos escancara a necessidade no setor de sanar problemas estruturais relacionados a complexidade do setor e a políticas habitacionais que influenciam no acesso à moradia da população.

Nesse sentido, faz-se necessário analisar o fato de a demanda por imóveis não responder sozinha ao desenvolvimento da urbanização, apesar de ser grande responsável por mudanças no preço do setor e por uma parcela das mudanças nas atividades econômicas das regiões

¹ Déficit Habitacional Total estimada em 5,846 milhões de domicílios para 2013; e 6,926 milhões de domicílios para 2014.

² Déficit Habitacional Total estimada em 6,355 milhões de domicílios para 2015.

³ Déficit Habitacional Total estimado em 5,657 para 2016; 5,970 milhões para 2017; 5,870 milhões para 2018; e 5,876 para 2019.

⁴ Não foram encontrados dados sobre o déficit habitacional a partir de 2019, devido a defasagem de dados originários da PNAD.

brasileiras. O crescimento acelerado do mercado de bens e serviços, impulsionado pela indústria, varejo, mercado financeiro, sistemas logísticos, desenvolvimento tecnológico etc. promovem o desenvolvimento das cidades e tem relação direta com o desenvolvimento da economia nacional. Pensando na interligação da atividade econômica e o desenvolvimento habitacional, o mercado imobiliário apresenta uma particularidade de poder ser caracterizado como um dos principais responsáveis por dinamizar o desenvolvimento do espaço urbano das regiões brasileiras e possibilitar aumento do nível de qualidade de vida para a sociedade, inerente à geração de emprego direto ou indireto relacionados aos serviços agregados ao setor, a exemplo novamente da construção civil, das incorporações imobiliárias, corretagem, publicidade e serviços administrativos e financeiros.

Dessa forma, no que tange ao objeto desse estudo, o preço de um imóvel além de estar diretamente relacionado à sua heterogeneidade (qualidade da construção, distâncias de locais estratégicos, instalações físicas etc.), também demonstra estar relacionado ao país em que está inserido, sujeitando-se a flutuações da economia que refletem a saúde econômica e social do país. No Brasil, essa dinâmica macroeconômica pode ser captada por variáveis como a taxa básica de juros (Selic), o índice de atividade econômica (IBC-Br), a taxa de inflação (IPCA), endividamento das famílias, taxa de desemprego, índice de termos de troca, taxa de crédito direcionado ao setor etc.

Para tanto, o objetivo geral do trabalho a ser elaborado caminhará para o esclarecimento da seguinte questão: o ciclo econômico influencia o preço de venda dos imóveis residenciais no Brasil?

As hipóteses a serem avaliadas no estudo proposto são: i) a conjuntura macroeconômica dinamizaria os preços de venda dos imóveis a nível Brasil; e ii) a conjuntura macroeconômica, a partir da heterogeneidade de cada grande região brasileira, dinamizaria de forma distinta os preços dos imóveis residenciais nas diferentes regiões.

Dadas as hipóteses supracitadas, essa monografia tem por objetivo específico avaliar empiricamente, por meio de regressão linear múltipla aplicada a séries temporais, especificamente pelo Método de Momentos Generalizados (GMM), se a conjuntura macroeconômica influencia o preço de vendas dos imóveis no Brasil e nas capitais regionais que representam o Centro – Oeste, Nordeste, Sudeste e Sul; para o período de estudo proposto de 10 anos, avaliados mensalmente de dezembro de 2013 a dezembro de 2023. Para tanto, serão estudadas as relações das capitais Brasília – DF, Florianópolis – SC, Fortaleza – CE, Goiânia – GO, Porto Alegre – RS, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA e São Paulo – SP; por serem amostras diversificadas representantes das quatro regiões objetivadas.

Com isso será possível apontar os principais fatores e discussões político-econômicas que afetaram e tendem a afetar os preços de venda dos imóveis residenciais, permitindo assim um estudo mais aprofundado sobre o setor, a fim de evitar com mais eficácia a ocasionalidade de descontrole dos preços e otimizar o acesso aos imóveis no Brasil.

Além dessa introdução, passaremos a seguir para à revisão de literatura, apresentando modelos de estudos variados que já se debruçaram sobre o tema. Em seguida abordaremos o cenário brasileiro, no que tange as capitais amostrais elencadas e um panorama geral do setor imobiliário brasileiro. Logo após, será apresentada a metodologia utilizada para o estudo econométrico, com apresentação dos dados e modelos utilizados. E finalmente a conferência dos resultados extraídos da análise com suas conclusões acerca da correlação observada entre as variáveis macroeconômicas, os preços dos imóveis e a economia brasileira.

CAPÍTULO 1: REVISÃO DA LITERATURA

A literatura referente a influência sobre os preços dos imóveis possui 2 enfoques. O primeiro elencado é o enfoque microeconômico, majoritariamente via análise de preços hedônicos, e o segundo, o enfoque macroeconômico acerca da influência de variáveis macroeconômicas nos preços dos imóveis; sendo essa segunda análise a abordagem seguida no presente trabalho. Mas como revisão de literatura, a fim de demonstrar a variabilidade de possibilidade de estudos, também serão apresentados alguns trabalhos de abordagem hedônica como o de Paixão (2015), o qual o centro desse tipo de análise se refere ao preço de um bem como sendo determinado por suas características intrínsecas. A exemplo de um imóvel, características como tamanho, localização, número de quartos, qualidade dos materiais, proximidade de serviços e infraestrutura regional, entre outros fatores ligados a particularidades específicas de cada um, são os fatores influenciadores do seu valor de mercado em níveis distintos.

A análise de preços hedônicos permite uma compreensão mais detalhada do valor de um imóvel, ao desagregar seu preço em atributos específicos. Essa abordagem é útil para identificar a contribuição de cada característica para o preço final e para compreender melhor as preferências e demandas dos compradores, investidores ou locatários no mercado imobiliário. Além disso, esse tipo de análise de preços se mostra muito útil na identificação de tendências e mudanças nos valores das características ao longo do tempo, em prol do desenvolvimento da construção civil e das necessidades dos agentes de mercado do setor imobiliário.

Inicialmente, Furtado (2007) buscou entender a relevância da localização de um imóvel na determinação de seu valor de mercado, examinando as relações econômicas espaciais no ambiente urbano de Belo Horizonte. Por meio de multidisciplinaridade (conceitos de diversas disciplinas, como a geografia, a arquitetura, o urbanismo, a economia, e metodologias estatísticas e de geoprocessamento) o autor em seu estudo segue a abordagem de preços hedônicos propondo a especificação da percepção das amenidades urbanas pela especificidade do bairro. Dois modelos são apresentados, e particularmente o modelo de erro autorregressivo espacial com a especificação de bairros classificados por um índice de renda, é considerado o melhor ajuste. A discussão final destaca a importância de melhorar a definição das relações entre preços e benefícios imobiliários, além de mencionar a necessidade de dados mais precisos e de análises temporais para compreender as mudanças no padrão urbano. O estudo conclui que existem dependências espaciais nos preços dos imóveis em Belo Horizonte, ressaltando a

importância do tamanho do imóvel, sua classificação tipológica, número de vagas e banheiros, na constituição do preço final.

Arraes e Sousa Filho (2008) ponderam os determinantes econômicos e externalidades que influenciam os preços no mercado imobiliário de Fortaleza, Ceará. O modelo investiga os preços implícitos na curva de utilidade de dois grupos de agentes: consumidores diretos de habitação e investidores em imóveis. Os consumidores de imóveis urbanos valorizam características como lazer, proximidade dos centros de negócios da cidade e segurança, tendo como externalidades negativas, proximidade com escolas e incidência de problemas ambientais influenciando suas escolhas, e conseqüentemente o preço dos imóveis. Por outro lado, os investidores imobiliários priorizam fatores relacionados ao risco e retorno financeiro, renunciando a características físicas marcantes na formação dos preços para os consumidores, dando preferência a escolhas pautadas nas características turísticas da cidade.

Fávero et al. (2008) utilizam uma amostra de apartamentos residenciais lançados em 2004 na Região Metropolitana de São Paulo. O objetivo foi identificar os atributos que mais influenciam na oferta e demanda dos imóveis, levando em consideração diferentes perfis sociodemográficos (baixa, média e alta renda), revelando que certos atributos têm maior importância em diferentes perfis sociodemográficos. Por exemplo, a área do imóvel se torna mais importante à medida que o perfil sociodemográfico aumenta. Outros atributos, como áreas de lazer, proximidade de escolas, estações de metrô e hospitais, também influenciam os preços dos imóveis em diferentes perfis. As equações de oferta do autor mostram considerações semelhantes às equações de demanda, com algumas diferenças nas sensibilidades cruzadas dos atributos, concluindo que a estratificação em submercados demográficos é importante para a aplicação dos modelos hedônicos, a partir da análise da necessidade de cada agente.

Paixão (2015) teve como objetivo mensurar a valorização dos preços dos diversos tipos de imóveis em Belo Horizonte, no período de 1995 a 2003, também utilizando o método dos preços hedônicos. A análise foi realizada com base em uma amostra contendo valores de transações com apartamentos, casas, barracos, lojas, salas, galpões e terrenos. Foram consideradas variáveis explicativas como tamanho do imóvel, número de quartos, número de banheiros, localização, idade do imóvel, entre outras. Os resultados obtidos indicaram que a valorização dos imóveis foi pequena no período em relação às singularidades dos imóveis, muitas vezes ficando abaixo da inflação. Segundo o autor, essa tendência teria sido atribuída a fatores como o fraco desempenho da economia, a alta taxa de juros e o baixo volume de crédito habitacional, impactando a demanda por imóveis e, conseqüentemente, os preços.

Campos (2017) explora a abordagem de preços hedônicos com econometria espacial para estimar os preços implícitos de características do mercado imobiliário de São Paulo – SP. É destacada a importância de considerar não apenas as características do imóvel em si, mas também as características do ambiente e da vizinhança, que geram externalidades no mercado imobiliário. O multiplicador espacial que o autor aplica faz com que um impacto sobre a variável dependente seja refletido para todas as regiões da área de estudo. Os resultados empíricos mostram que o preço implícito da área útil é influenciado pela localização em relação ao centro de negócios, pela qualidade dos serviços públicos, pelas questões ambientais, pela acessibilidade, pela importância política e importância sentimental atribuída pela vizinhança. Também é observado que as características mais comuns, como infraestrutura, segurança e amenidades, impactam os preços dos imóveis e afetam a demanda dos diferentes perfis de consumidores.

No que diz respeito ao ponto de vista macroeconômico, a compreensão dos fatores que influenciam a dinamização dos preços de venda atribuídos aos imóveis residenciais é de suma importância para governos, instituições financeiras, institutos de pesquisa e investidores em geral, no sentido de auxiliar na percepção de necessidades do desenvolvimento do setor e ainda auxiliar na manutenção do acesso a habitação. Essa necessidade decorre da relevância econômica e social do setor imobiliário, que desempenha um papel basilar no desenvolvimento do país, levando em conta ainda que o mercado imobiliário tende a ser sensível a flutuações advindas de choques na estrutura econômica como um todo.

Nesse sentido, os estudos elencados nessa seção evidenciam a importância do estudo do setor contribuindo para auxiliar no entendimento de seu funcionamento com um todo, na previsão de tendências futuras, na formulação de políticas econômicas eficazes para o setor e na tomada de decisões concisas por parte dos agentes econômicos. Compreender as relações entre os indicadores macroeconômicos e o mercado imobiliário é fundamental para a estabilidade financeira e o crescimento sustentável do setor.

Cagnin (2009), a exemplo da importância da discussão internacionalmente, discute as transformações financeiras ocorridas 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*, nos quais as decisões de gastos das famílias e das empresas são influenciadas pelos ciclos de preço de seus ativos. O texto destaca os dois últimos ciclos econômicos dos EUA, nos quais a valorização dos imóveis residenciais substituiu o papel desempenhado pela valorização da riqueza na promoção do consumo e 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 negócio bancário e influenciaram as estratégias das empresas. A política de baixas taxas de juros teria estimulado a demanda por crédito residencial, resultando em valorização dos imóveis e impactando o patrimônio e o consumo das famílias. A valorização imobiliária acarretaria efeitos diretos e indiretos no consumo, impulsionando a expansão do crédito através do refinanciamento de hipotecas e empréstimos de *home equity*.

Amorin (2016) investiga o mercado imobiliário brasileiro e busca compreender a relação entre os seus ativos específicos, o mercado em geral e o Risco Brasil. Foram utilizados modelos estatísticos para analisar a transmissão de informações no curto prazo entre esses ativos, bem como identificar os determinantes macroeconômicos dos retornos dos preços de imóveis residenciais. Os dados utilizados incluem índices de fundos imobiliários, ações do setor imobiliário, índices de mercado e indicadores econômicos. Os resultados revelam a existência de transmissão de informação entre o Risco Brasil e os ativos do mercado imobiliário, além de uma relação positiva entre esses ativos e o mercado em geral. O autor ainda averiguou que os retornos dos imóveis residenciais são influenciados principalmente pelas taxas de juros e inflação, atentando governo e agentes econômicos para a flutuação dessas variáveis.

Nunes (2018) analisa os efeitos dos fatores macroeconômicos na formação de preços de imóveis nas capitais brasileiras (Belo Horizonte, Porto Alegre, Rio de Janeiro, Salvador, São Paulo) e em nível nacional. A pesquisa utiliza uma abordagem que busca identificar a influência das variáveis macroeconômicas taxa de juros, inflação, desemprego, atividade econômica, oferta de crédito e retorno na bolsa de valores, na variação dos preços dos imóveis. Um resultado importante é que a variável crédito aparece como estatisticamente significativa em todas as regiões, indicando a importância do acesso simplificado e ordinário ao crédito imobiliário para impulsionar o setor da construção civil no país.

Besarria et al. (2018) investigaram a possível presença de uma bolha no mercado imobiliário brasileiro devido ao aumento significativo nos preços dos imóveis nos últimos anos observados no estudo. Utilizando metodologias como técnicas de cointegração aplicadas aos preços de venda e aluguel, além de testes de raiz unitária na relação preço-aluguel, os resultados apontaram evidências de uma bolha no setor imobiliário do Brasil. No entanto, ao abordar uma simulação de Monte Carlo, utilizada para estimar os possíveis resultados de um evento incerto, sugere que esses resultados podem ter sido influenciados pelo curto período de dados disponíveis. Essas descobertas apoiam a hipótese de uma valorização excessiva dos imóveis no país, além de um movimento desatado da conjuntura econômica, que inclusive tem sido levada

em consideração pelo banco central ao tomar decisões sobre a política monetária vinculada ao crédito.

Kishima (2019) analisou indicadores macroeconômicos comuns e indicadores do mercado imobiliário que influenciam os preços dos imóveis na cidade de São Paulo. Foi realizado um modelo de regressão multivariada com base nos preços médios de imóveis divulgados entre 2013 e 2019. O estudo revelou que duas variáveis se destacaram como determinantes dos preços dos imóveis: o prazo médio da carteira de crédito imobiliário e os preços passados dos imóveis. A autora concluiu que embora poucas variáveis tenham se mostrado significativas para determinar os preços dos imóveis, o prazo para repagamento de dívidas habitacionais e os preços passados também são extremamente relevantes, dado que os imóveis dependem fortemente do consumo e refletem um setor com uma forte característica inercial.

Pessoa et al. (2021) avaliam os determinantes macroeconômicos dos preços dos imóveis residenciais nas regiões metropolitanas do Brasil entre 2004 e 2016. Utilizando dados em painel, o estudo investiga a influência de variáveis como o Produto Interno Bruto (PIB), taxa de juros e crédito imobiliário. Os resultados indicam que o PIB exerceu uma 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, porém com menor sensibilidade. O estudo evidencia de forma geral a importância de uma recuperação econômica (pós recessão econômica) e redução da taxa de juros que incentivaria o mercado imobiliário residencial.

Bragagnolo (2023) analisa o impacto de fatores macroeconômicos nos preços dos imóveis residenciais na região metropolitana de Porto Alegre entre 2012 e 2022, utilizando um modelo Vetor Autorregressivo com variáveis exógenas para capturar as interações dinâmicas entre as variáveis. O estudo incluiu oito variáveis, incluindo o custo dos fatores de produção, o rendimento do aluguel e a expectativa de inflação futura, que não haviam sido exploradas em estudos anteriores. Os resultados mostraram que variações no custo dos fatores de produção, na inflação ao consumidor, na rentabilidade do aluguel, na taxa de desocupação e na taxa de financiamento imobiliário influenciam os preços dos imóveis residenciais, enquanto outras variáveis não apresentaram significância estatística considerável.

CAPÍTULO 2: O CASO BRASILEIRO

Os preços dos imóveis brasileiros têm passado por dinâmicas um pouco distintas ao longo dos últimos anos. Para fins ilustrativos da motivação do estudo, de como se comporta o mercado imobiliário brasileiro, na Figura 1 estão elencados o índice de preços Fipezap, com base em 2012, para o Brasil, assim como suas desagregações para as cidades de Brasília – DF, Florianópolis – SC, Fortaleza – CE, Goiânia – GO, Porto Alegre – RS, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA e São Paulo – SP, para o período de 10 anos (12/2013 a 12/2023). Faz-se necessária uma investigação mais aprofundada do que realmente influencia esses valores de venda considerando a dinâmica do mercado imobiliário como algo complexo, podendo ser influenciada por uma variedade de fatores socioeconômicos, demográficos, políticos ou puramente econômicos.

A seleção das cidades para este estudo foi baseada em sua importância econômica no contexto nacional brasileiro, levando em consideração características específicas que ressaltam seu papel econômico na região. O objetivo dessa escolha foi capturar potenciais disparidades regionais que podem surgir devido às flutuações macroeconômicas. Ao incluir as cidades mencionadas conseguimos abranger a maioria das regiões do Brasil, dentro das limitações de disponibilidade de dados do banco Fipezap⁵.

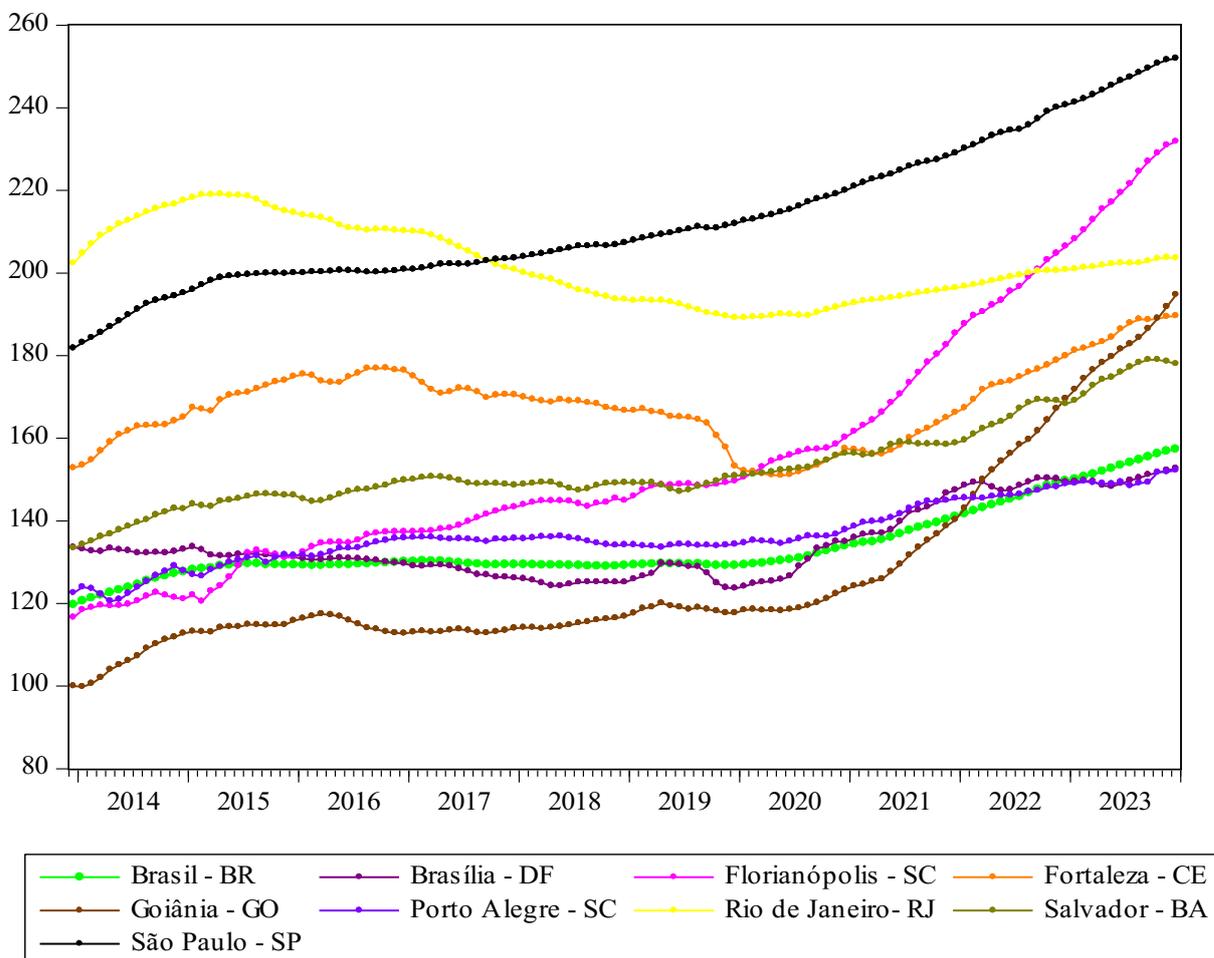
Destaca-se a relação entre oferta e a demanda, que tende a apresentar um papel central na dinamicidade dos preços praticados; com cidades com alta demanda e empecilhos na oferta experimentando preços mais altos e vice-versa. Além disso a localização e a infraestrutura, como a proximidade com centros de trabalho, escolas, hospitais, praias e centros históricos também tendem a influenciar a variabilidade dos preços. Especificidades locais como a presença de indústrias importantes, estrutura logística, produtividade específica de produtos primários afetam o desenvolvimento econômico de cada localidade e a capacidade de compra dos agentes, apontando à consequência de impactar a demanda, as condições de oferta e os preços dos imóveis.

As políticas governamentais e regulamentações que rodeiam o setor também tendem a impactar a oferta e a demanda de imóveis, influenciando os preços. A cultura local, a atratividade turística, o estilo de vida, as oportunidades financeiras, podem atrair pessoas dispostas a se estabelecer em diferentes capitais dinamizando o nível de investimentos em

⁵ O índice Fipezap não possui dados para a região Norte no período de 12/2013 a 12/2023.

infraestrutura e especulação imobiliária, acarretando ampla e rápida variabilidade dos preços do mercado imobiliário em diferentes cidades, como averiguaremos a seguir.

Figura 1: Evolução do índice de Preços Fipezap



Fonte: Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE).

De forma geral, a movimentação realça o índice desagregado de São Paulo – SP, que ancorado na particularidade industrial regional e desenvolvimento tecnológico, atrelado ao nível de prestação de serviços administrativos, financeiros e logísticos na cidade, caracterizando-a como referência internacional e principal centro financeiro do Brasil, fomentando a atração de agentes econômicos do país em busca de oportunidade, consequentemente apontado a elevação constante do índice de preços. Em contrapartida, no Rio de Janeiro – RJ inicia-se uma queda a partir de 2015, momento subsequente ao período de queda do preço do barril de petróleo que se acentuou em novembro de 2014, oriundo da elevada produção e oferta nos países produtores, atrelado a situação de recusa dos países da Opep em

diminuir tal produção considerando o aumento de exploração do petróleo de xisto nos Estados Unidos e Canada.

Cidades como Goiânia – GO e Florianópolis – SC já caminhavam em uma crescente nos preços dos imóveis, acarretado por características específicas da representatividade regional dessas cidades como capitais. A movimentação de Goiânia (GO) poderia ser analisada em relação a atratividade urbana regional, no sentido de representar um centro financeiro, administrativo e logístico para a região de Goiás, expressiva produtora de commodities (soja, café etc.) e de produtos da indústria de transformação (têxtil). Já Florianópolis (SC) pode ter apresentado constante crescimento pautado na dinâmica da economia voltada para desenvolvimento educacional e de pesquisa, aliado a atratividade de a cidade emergir como um importante polo de tecnologia da informação e comunicação no Brasil, fatores que fomentam o comércio e prestação de serviços na cidade.

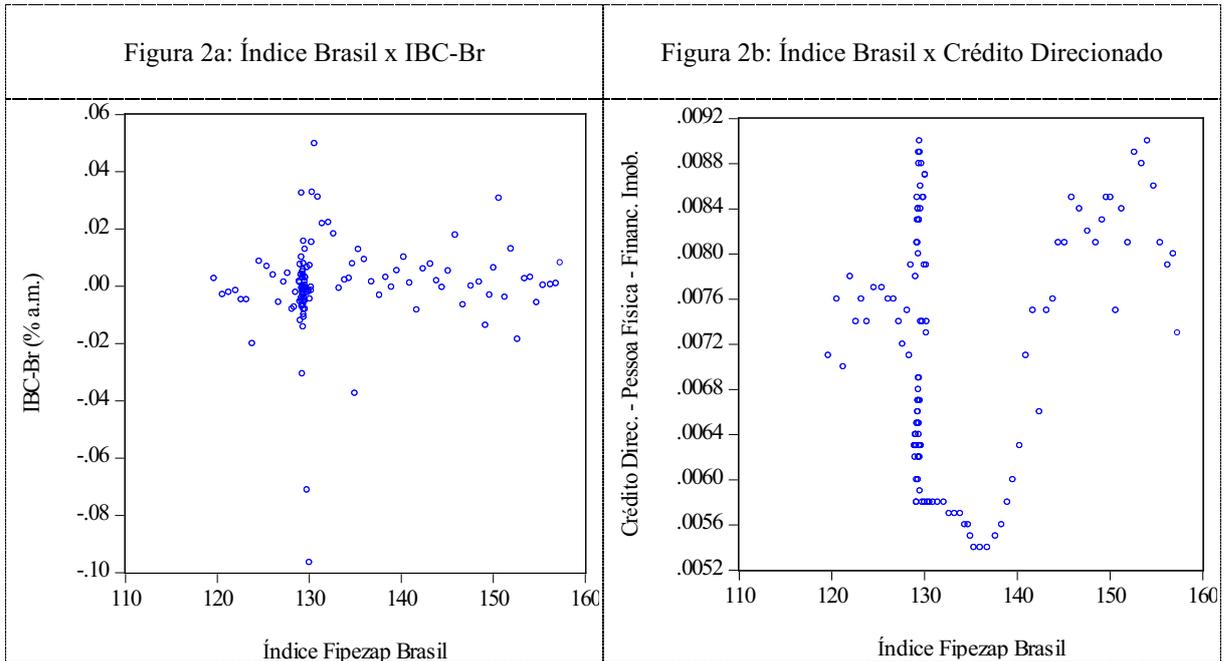
Outra informação extraída diz respeito ao ano de 2020, marcado pelo início da crise sanitária de Covid – 19, a qual se desenvolveu em um conjunto de medidas tardias para contenção e amenização dos efeitos da crise, o que nos levaria a imaginar um efeito abruptamente negativo em todos os índices e inclusive a nível Brasil. Contrariamente a isso, foi observada queda repentina apenas no momento mais crítico de descoberta do cenário pandêmico, mais abruptamente em Fortaleza – CE e Brasília – DF, nos levando a analisar via efeito de dados a real influência da crise pandêmica no valor dos imóveis, independentemente do setor econômico expoente de cada região. Assim, analisando apenas o gráfico exposto na Figura 1, nota-se crescimento repentino em todos os índices de preços já a partir da metade do ano de 2020, nos despertando curiosidade para as políticas empreendidas nesse período, além do reflexo propriamente dito da crise.

Segundo a BBC News Brasil, durante o momento mais crítico do cenário pandêmico, entre 2020 e 2021 o aumento de preços aparenta ser um efeito colateral de medidas do governo federal relacionadas a queda nas taxas de juros para amenizar o impacto da pandemia na economia, barateando os financiamentos. Outra consequência no aumento dos preços foi a preocupação despertada nos agentes econômicos com relação a qualidade de vida, aliado ao trabalho remoto, tendenciando os compradores a procurarem por imóveis maiores, que fossem mais aderentes a uma qualidade de vida mais “caseira”. Além disso, a alta sentida no IGP-M entre 2020 e 2021, gerou um movimento de reformulação dos ajustes contratuais para outras taxas que fossem mais aderentes a situação de alta nos aluguéis, visto a taxa básica de juros favorecendo a compra do imóvel novo, obrigando proprietários a optar pelo IPCA por um ou dois anos, a fim de mitigar perdas financeiras e manter o locatário alocado no imóvel.

Já em 2022, a disparada dos preços continua, mas a justificativa vai para outro lado. Em janeiro de 2022 segundo o BCB, o acumulado da taxa Selic atingiu 9,25 e saltou para 13,75% já em agosto, trocando a preferência do potencial investidor proprietário para locatário; o aluguel acaba se tornando a opção mais interessante e viável, e a demanda por locação passou a pressionar a oferta de imóveis, elevando os preços, junto a taxa de financiamento sem atratividade alguma. Visto o cenário de troca do IGP – M por taxas menos proibitivas, em 2022 o cenário novamente se inverte, com aumento das taxas de financiamento o investidor proprietário repassou a “perda financeira” com reajustes acima inflação (IPCA) ao locatário independentemente da indexação contratual reestabelecida no IGP – M. O aumento dos preços ainda foi impulsionado devido a movimentação da população para os centros urbanos ocasionada pelo fim dos *lockdowns* e volta as rotinas presenciais, no momento subsequente ao aumento da geração de empregos afetada em 2020 e 2021.

No sentido de analisar a conjuntura econômica brasileira, a seguir a Figura 2a apresenta a relação entre o índice do preço dos imóveis e o IBC-Br, escolhido neste estudo por ser um indicador antecedente do PIB, com a vantagem de ser disponibilizado em frequência mensal. Por sua vez, a Figura 2b ilustra outra correlação relevante: o acesso ao crédito direcionado ao financiamento imobiliário em relação ao desenvolvimento do índice em nível nacional. Essa análise é fundamental uma vez que, considerando a atratividade destacada na seleção das cidades, a política de crédito tenderia a estimular ainda mais a movimentação dos agentes para os municípios, o que consequentemente influenciaria na variação de cada desagregação, além do índice brasileiro.

Figura 2: Relação entre Índice Fipezap Brasil com o IBC-Br e Crédito Direcionado



Fonte: Ipeadata/FIPE/BCB; Elaboração Própria

A partir da observação da figura 2a de dispersão entre o índice Fipezap para o Brasil e o IBC – Br, não fica claro o sentido da correlação entre as duas variáveis, colocando em dúvida a significância da correlação da variável métrica para desenvolvimento econômico (IBC – Br), apontando para uma movimentação dos preços de venda dos imóveis residenciais ocorrida de forma desagregada da evolução do desenvolvimento econômico nacional, tornando-se objetivo de investigação nos modelos estimados que serão expostos no capítulo seguinte de método e dados. Apesar de o nível de atividade econômica gerar dúvidas sobre a conexão com a movimentação dos preços dos imóveis na análise, como apontado previamente por Besarria et al. (2018), tanto o IBC – Br, quanto o PIB amparam a escolha das cidades desagregadas no estudo, no sentido de elencá-las a partir da observação da atividade econômica em cada uma delas para utilização na análise de dados.

Atentando-se a Figura 2b de dispersão entre crédito direcionado ao financiamento imobiliário e o índice Fipezap para o Brasil é possível notar uma correlação positiva entre as variáveis. Isso deve ser explicado pela relação do aumento das políticas de controle das taxas de crédito para fomento do investimento em imóveis no período, considerando as movimentações observadas na Figura 1 de evolução dos índices desagregados. A escolha do crédito direcionado ao financiamento imobiliário em detrimento da taxa básica de juros (Selic) deveu-se ao fato de ambas apresentarem dispersão da correlação muito parecida em relação ao índice de preços para o Brasil. Dessa forma, o crédito direcionado aponta por sua natureza,

maior especificidade na análise, visto objetivo central de avaliar as flutuações imobiliárias; naturalmente os efeitos do crédito direcionado tendem a ser diferentes nas capitais regionais selecionadas.

Nesse caminho de crescimento econômico e disposição geral de crédito é interessante observar grandes agentes dinamizadores do setor de crédito no país, para tentar destacar especificidades aderentes à análise de influência no setor imobiliário. Em publicação da InfoMoney, a Caixa Econômica Federal e o Banco do Brasil, foram destacados no período pós pandêmico de 2022 em diante prezando por concessões em duas carteiras principais: Crédito Agrícola (BB) e Crédito Imobiliário (Caixa); em detrimento aos bancos privados que apostaram em linhas de crédito pessoal com prazos mais curtos e margens mais altas.

Particularmente a Caixa Econômica Federal de 2022 a 2023 detinha cerca de 70% do crédito imobiliário do país, com cenário de crescimento favorável devido a eleição que se sucedeu e que apontava para o aumento da participação dos bancos públicos nas concessões de crédito; o principal motivo da participação do banco diz respeito ao Sistema Financeiro de Habitação (SFH) atrelando longos prazos de parcelamento, a um limite de 80% do valor total máximo de 1,5 milhões de reais em um imóvel; além disso, fornece possibilidade de financiamentos voltados as famílias de baixa renda, limitando o valor dos imóveis a 350mil reais, na mesma porcentagem de 80% do valor financiado.

Ainda pensando nas famílias de baixa renda, o Governo Federal e a Caixa Econômica Federal trabalham com o financiamento de imóveis populares por vias do programa Minha Casa Minha Vida (antigo Casa Verde e Amarela), que retornou em fevereiro de 2023 com linhas de crédito para entidades privadas sem fins lucrativos, agricultores familiares, entidades da administração direta e indireta para habitações de interesse social e aquisições financiadas com aportes públicos para as famílias mais necessitadas (Caixa Econômica Federal). Ambas as nuances relacionadas ao crédito ressaltam a importância da análise da concessão e manutenção da variável macroeconômica ao longo do período proposto de 10 anos (2013-12 a 2023-12), como realçado na literatura deste estudo, a exemplo de Kishima (2019).

Visto o caso regional brasileiro, pensando agora no desenvolvimento do mercado imobiliário e na maioria dos destaques setoriais econômicos das cidades supracitadas, existem fatores explicativos para tal, como demonstrado nos estudos elencados na sessão anterior referente ao âmbito macroeconômico da pesquisa. O controle inflacionário, a concessão e a variação nas taxas de juros relacionadas ao financiamento e a expansão propriamente dita do crédito, são as explicações mais recorrentes para este fenômeno; o controle inflacionário diminui a volatilidade da renda, e a diminuição da taxa de juros favorece o custo de

financiamento para as famílias, que tendem a se endividar para adquirir um imóvel ou optar pelo aluguel.

Essa relação é ressaltada por Pereira (2014), ao mencionar que esses indicadores macroeconômicos de crédito, inflação e taxas de juros podem afetar a oferta e a demanda do setor imobiliário, uma vez que agentes do mercado setorial, compradores, vendedores, prestadores de serviços e produtores em geral interagem entre si dentro da economia como um todo, levando a reflexos que podem ser observados nas flutuações nos preços dos imóveis; nessa situação, é importante destacar que esse setor se torna vulnerável a flutuações espontâneas no mercado, ciclos econômicos, burocracias e desafios regulatórios; e a todas os atributos e características da macrodinâmica setorial.

Ao contrário de outros bens com pouca diferenciação característica (podem ser semelhantes funcional e fisicamente, e substitutos), os imóveis são únicos; e embora possam ser semelhantes, possuem ao menos uma característica heterogênea, como localização, posição, materiais que configuram sua estrutura, região em que está dentro do País, o que torna único qualquer imóvel no mercado e complexifica o processo de determinação de valor desse bem. Por isso, é possível observar diferença nas discussões teóricas e nas pesquisas acadêmicas sobre o setor imobiliário e na específico estudo da determinação dos preços dos imóveis como apontado no referencial do estudo, abrindo espaço para análises de diferentes metodologias.

Assim elencaremos a seguir a metodologia desse estudo, o tratamento e as variáveis utilizadas na avaliação empírica, a partir de todas as considerações apontadas até então sobre as variáveis mais recorrentes que tendem a dinamizar os preços do setor.

CAPÍTULO 3: MÉTODO E DADOS

Dado o objetivo dessa monografia de avaliar empiricamente os efeitos de flutuações macroeconômicas sobre os preços imobiliários para o Brasil e as capitais regionais, a análise começa com uma prévia avaliação dos dados que serão utilizados nas estimações. A iniciar pelo período compreendido no estudo das séries utilizadas de 10 anos, entre dezembro de 2013 e dezembro de 2023, optou-se por utilizar como variáveis explicadas, o índice de preços referente ao Brasil (Fipezap Brasil) e as seguintes capitais (Fortaleza – CE, Goiânia – GO, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA e São Paulo – SP)⁶.

Todos os dados utilizados, bem como o seu devido tratamento, estão apresentados no Quadro 1 abaixo. Foram tomadas as devidas precauções quanto a estacionariedade das séries, a partir da transformação dos dados por meio da técnica de “Diferenciação Logarítmica”, utilizada em situações em que a série exibe crescimento exponencial ou uma variância que aumenta ao longo do tempo, como o caso presente. Esta técnica envolve dois passos principais: aplicação do logaritmo aos valores da série e, em seguida, a diferenciação desses valores logarítmicos.

A transformação logarítmica tem a propriedade de reduzir os efeitos dos valores extremamente altos, ajudando a tornar a série homocedástica; contudo, após a transformação logarítmica, a série resultante pode ainda exibir alguma tendência ou sazonalidade, sendo necessária a diferenciação, ajudando a tornar a série estacionária pela remoção da tendência ao longo do tempo.

⁶ Estimacões adicionais foram feitas para Brasília – DF, Porto Alegre – RS e Florianópolis – SC; porém não foram encontrados resultados satisfatórios a níveis de R².

Quadro 1: Dados, Tratamento e Fonte

Dados	Descrição e Tratamento	Fonte
Aluguéis	Rentabilidade do Aluguel (% a.m.)	FIPE
Brasil	Índice de Preços Imobiliário Fipezap – Brasil – Venda (Dif. Log.)	FIPE
Fortaleza	Índice de Preços Imobiliário Fipezap – Fortaleza – Vendas (Dif. Log.)	FIPE
Goiânia	Índice de Preços Imobiliário Fipezap – Goiânia – Vendas (Dif. Log.)	FIPE
Rio de Janeiro	Índice de Preços Fipezap – Rio de Janeiro – Vendas (Dif. Log.)	FIPE
Salvador	Índice de Preços Fipezap – Salvador – Vendas (Dif. Log.)	FIPE
São Paulo	Índice de Preços Fipezap – São Paulo – Vendas (Dif. Log.)	FIPE
Crédito Direcionado	Taxa média mensal de juros das operações de crédito com recursos direcionados - Pessoas físicas - Financiamento imobiliário total – (% a.m.)	BCB
CUB	Custo Unitário Básico por m ² - Variação (% a.m.)	CBIC
IBC - Br	Índice real dessazonalizado – Variação (% a.m.)	BCB
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo – Variação (% a.m.)	IBGE
Termos de Troca	Índice de Termos de troca (média 2018 = 100) – (Log.)	FUNCEX

Nota: 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.

Conhecidos os dados que serão empregados na avaliação empírica é preciso se ater agora à especificação que será estimada. Como o interesse é averiguar o efeito de fricções macroeconômicas sobre o preço dos imóveis as variáveis explicativas do modelo devem reportar aspectos macroeconômicos relevantes da economia brasileira. Um primeiro indicador julgado necessário para a análise, o IBC-Br, é indicador de crescimento e saúde da atividade econômica e considerado um indicador antecedente do Produto Interno Bruto que foi escolhido devido a sua periodicidade mensal. De importância equiparável, o IPCA foi elencado por ser indicador de medição da variação dos preços da cesta de produtos consumidos pelas famílias brasileiras (indicador de inflação); o IPCA de certa forma dita o poder de compra do agente econômico, considerando nessa situação que um menor ou maior poder de compra tende a influenciar nas decisões de investimento imobiliário⁷.

O índice de termo de trocas, aqui utilizado na forma logarítmica, foi incluído na análise pois se suspeita que em localidades produtoras e exportadoras de commodities, esse indicador se revele como um importante vetor de pressão de preços imobiliários, nas diferentes regiões estipuladas. O indicador de crédito direcionado ao financiamento imobiliário foi elencado a fim de captar o peso da variação do nível das taxas ofertadas de crédito na dinamização dos índices de preços nas localidades escolhidas. O Custo Unitário Básico por sua vez, foi escolhido por

⁷Foram feitas estimações adicionais utilizando o IGP – M, porém os resultados performaram melhor em termos de “R²” e “Estatística – J” nos testes envolvendo utilização do IPCA nas estimações.

representar as pressões de custo para a indústria de construção civil (relativos à oferta de imóveis), repassadas aos compradores e investidores do setor (relativos à demanda de imóveis), no intuito de descobrir a influência de suas variações do índice de preços praticados.

Dessa forma, embasado no que foi observado em estudos como de Nunes (2018), Kishima (2019) e Bragagnolo (2023), o modelo de regressão a ser estimado é baseado na equação geral (1):

$$\text{BrFipe}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ibc_br}_t + \beta_2 \text{ipca}_t + \beta_3 \text{troca}_t + \beta_4 \text{cred_direc}_t + \beta_5 \text{cub_medio}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Para todo $t = 12/2013$ a $12/2023$.

Salienta-se que o termo β_0 é o parâmetro de intercepto do modelo, a família de parâmetros β_1 a β_5 são as respectivas inclinações relativas às variáveis explicativas do modelo; o termo ε_t é um erro estocástico. Conhecidas as principais variáveis a serem explicadas relacionadas ao índice de preços, ainda nos interessa verificar se as variáveis independentes elencadas acima também dinamizam a variabilidade da rentabilidade dos investimentos no setor imobiliário, ou seja, investigar a influência sobre o valor percentual aplicado ao valor dos imóveis (Rentabilidade do Aluguel); isso será feito por vias da estimação da equação geral 2:

$$\text{BrAlug}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ibc_br}_t + \beta_2 \text{ipca}_t + \beta_3 \text{termos_troca}_t + \beta_4 \text{cred_direc}_t + \beta_5 \text{cub_medio}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Para todo $t = 12/2013$ a $12/2023$

Quadro 2: Hipóteses do MQO

Hipótese	Descritivo	Violação
Linearidade nos parâmetros do Modelo	Assume que a relação entre as variáveis dependentes e independentes deve ser linear	No caso de relação não-linear, ao estimar o modelo assumindo linearidade, cria-se o problema de viés de estimação
Aleatoriedade das Amostras	Assume que as observações sejam coletadas aleatoriamente (independência) e que não existam padrões sistemáticos nos termos de erro	No caso de não-independência das observações ou da existência de padrões nos termos de erro, os parâmetros se tornam viesados e ineficientes
Não – Colinearidade Perfeita	Assume que não exista colinearidade perfeita entre as variáveis independentes	Diz respeito à presença de multicolinearidade das variáveis independentes, levando a inferências imprecisas
Média Condicional Zero	Assume que a média condicional dos erros é zero para qualquer conjunto de valores das variáveis independentes	Má especificação na equação da relação funcional entre as variáveis explicadas e as explicativas, tornando os estimadores viesados
Homocedasticidade dos Resíduos	Assume que a dispersão dos resíduos seja constante em relação às variáveis independentes	No caso de não-constância da variância dos resíduos, é gerado viés nas estimativas dos desvios padrões das variáveis, afetando os testes de hipóteses do modelo

Nota: Elaboração própria a partir de Wooldridge (2023).

Do quadro 2 acima, é assumido que o principal problema a ser suprimido pelas hipóteses são os de enviesamento, perda de robustez e eficiência da análise. Dessa forma Wooldridge (2023) atenta-nos ao Teorema de Gauss-Markov (que já justifica a utilização do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em detrimento a outros métodos por ser considerado não viesado), assumindo as 5 hipóteses anteriores, para considerar o estimador de MQO $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_n$ como os melhores estimadores lineares não viesados para $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$ chamado de estimador BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*).

Contudo, por se tratar de um modelo de análise de series temporais, é possível que uma ou mais hipóteses de MQO sejam violadas, sendo necessário recorrer a métodos que lidem com o potencial problema de viés de estimação, como é o caso do Método dos Momentos Generalizados (GMM). Nessa análise a suspeita de existência de endogeneidade de variáveis (correlação de variável independente com os erros do modelo) e da possibilidade de autocorrelação nos resíduos (comum em séries temporais), justificaram a escolha do GMM como método de análise.

Abarcado por Hansen (1982), o Método dos Momentos Generalizados (GMM) é uma técnica estatística usada para estimar parâmetros em modelos econômicos, especialmente quando as suposições sobre a distribuição dos dados possam não parecerem precisas. Conjuntamente, a partir de Wooldridge (2023) o GMM se caracteriza como uma abordagem mais flexível em comparação ao MQO, sendo capaz de lidar com uma variedade de questões e violações de pressupostos. Todavia é necessário selecionar instrumentos adequados às adversidades que afligem os pressupostos, para serem correlacionados com as variáveis endógenas, além de ser necessário garantir as condições de ortogonalidade entre os momentos condicionados identificados e os instrumentos selecionados no modelo. A ideia central do GMM é escolher os parâmetros do modelo de modo a minimizar a diferença entre os momentos teóricos e os momentos observados dos dados.

A justificativa da escolha do método em questão tem a ver com a necessidade encontrada de exaurir a possibilidade de manifestação de viés de estimação na análise pela presença de eventual endogeneidade. Uma das formas de endogenia poderia decorrer da má especificação do modelo testado, de forma que variáveis relevantes para explicar o comportamento de Y fossem omitidas no modelo. Assim, no GMM com a utilização de variáveis instrumentais, esse problema é suprimido a partir do teste J, indicando um ajuste confiável do modelo, no que diz respeito à especificação.

Conhecidas tais especificações e os modelos gerais de equação (1) e (2), serão estimados os modelos específicos de 1 a 7 abaixo, pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM) aplicados a séries de tempo.

- Modelo 1 – Equação (1) para o índice Fipezap a nível Brasil;
- Modelo 2 – Equação (2) para a variação do aluguel a nível Brasil;
- Modelo 3 – Equação (1) para o índice Fipezap desagregado para a cidade de Fortaleza – CE;
- Modelo 4 – Equação (1) para o índice Fipezap desagregado para a cidade de Goiânia – GO;
- Modelo 5 – Equação (1) para o índice Fipezap desagregado para a cidade do Rio de Janeiro – RJ;
- Modelo 6 – Equação (1) para o índice Fipezap desagregado para a cidade de Salvador – BA;
- Modelo 7 – Equação (1) para o índice Fipezap desagregado para a cidade de São Paulo – SP;

CAPÍTULO 4: ANÁLISE DOS RESULTADOS

A análise dos resultados começa com uma avaliação preliminar dos dados e será feito por vias da Tabela 1 que apresenta as estatísticas descritivas dos dados utilizados. Aqui serão analisadas medidas de tendencia central como média e mediana, além de medidas de dispersão como desvio padrão, máximos e mínimos de todas as séries utilizadas.

As estatísticas descritivas da Tabela 1 fornecem informações valiosas a respeito da estrutura temporal dos dados utilizados, no que diz respeito a tendencias, ciclos e padrões da correlação dos dados previamente observados, amparando o entendimento sobre os modelos selecionados na análise de regressão de séries temporais.

A interpretação conjunta da mediana, média, desvio padrão, máximos e mínimos permite uma compreensão abrangente da distribuição dos dados, incluindo tendência central, variabilidade, presença de outliers (pontos de dados que se desviam significativamente do padrão geral) e a simetria dos dados. Essas estatísticas descritivas devem ser consideradas em conjunto para obter uma imagem completa da distribuição dos dados e de suas propriedades estatísticas.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

Discriminação	Média		Mediana		Desvio Padrão		Máximo		Mínimo	
	Índice	Dif. Log	Índice	Dif Log	Índice	Dif Log	Índice	Dif Log	Índice	Dif Log
Aluguéis	0,004		0,004		0,0002		0,005		0,003	
Brasil	133,79	0,002	129,55	0,001	8,87	0,002	157,30	0,007	119,64	-0,001
Fortaleza	168,26	0,001	169,02	0,001	9,53	0,006	189,61	0,01	150,93	-0,02
Goiânia	127,13	0,005	117,44	0,004	23,22	0,006	194,73	0,02	99,84	-0,008
Rio de Janeiro	202,19	0,00005	200,81	0,0001	9,15	0,003	219,04	0,01	189,21	-0,005
Salvador	152,91	0,002	149,33	0,002	10,50	0,004	178,96	0,01	133,36	-0,006
São Paulo	212,81	0,002	207,26	0,002	17,31	0,002	251,94	0,007	181,78	-0,001
Crédito Direcionado	0,007		0,007		0,001		0,009		0,005	
CUB	0,005		0,003		0,005		0,02		-0,0008	
IBC – Br	0,00008		0,00007		0,01		0,05		-0,09	
IPCA	0,005		0,004		0,004		0,01		-0,006	
Termos de Troca	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;

Ao analisarmos inicialmente as medidas de tendencia central de média e mediana, a relação entre as medidas nos fornece informações a respeito da distribuição dos dados ao longo do tempo (12/2013 a 12/2023).

As estatísticas descritivas referentes à rentabilidade dos aluguéis (Aluguéis) indicam que a rentabilidade dos aluguéis é estável e consistente ao longo do tempo, com pouca variação entre as diferentes taxas de aluguéis analisados. Isso tenderia a ser positivo para investidores e inquilinos, pois sugere um mercado imobiliário com pouca incerteza em relação aos retornos

do capital investido e mais estável na visão do agente que aluga o imóvel, em relação ao repasse de preços. Nas estatísticas referentes ao índice de preços para o Brasil, os dados indicam uma distribuição assimétrica dos preços dos imóveis, com uma média puxada para cima. A alta variabilidade sugere diferenças regionais significativas nos preços dos imóveis, o que pode ser resultado de fatores econômicos e demográficos distintos em diferentes partes do país. Isso pode apresentar oportunidades e desafios para investidores e compradores de imóveis, que podem encontrar mercados locais com condições muito distintas, momento que exige um maior trato por regiões na tomada de decisão final de adquirir um imóvel no país, seja para moradia, investimento em renda passiva ou especulação.

Atentando-nos às estatísticas mais expressivas das desagregações, com relação a Goiânia – GO, os dados indicam um mercado imobiliário com a maior variabilidade observada nos preços dos imóveis, sugerindo que existem diferenças consideráveis na cidade, possivelmente relacionadas à interação do setor agrícola e industrial com a atratividade para o centro urbano, fator que exigiria melhor tato com políticas habitacionais e creditícias futuramente.

No caso do Rio de Janeiro – RJ, os dados indicam um mercado com média de preços elevados, embora menores que São Paulo – SP, e uma distribuição relativamente simétrica dos valores dos preços, porém com um patamar de preços máximos e mínimos indicando uma diferenciação de preços tendenciada à localização do imóvel na cidade, apontada para a atratividade turística e a especulação. A diferença ficaria por conta da possível influência da produção de commodities (petróleo) que tenderia a elevar ainda mais o patamar dos preços médios da cidade.

No mesmo sentido que Goiânia (GO), São Paulo – SP tem estatísticas que apontam que seu mercado imobiliário é caracterizado por preços majoritariamente altos, com a maior média observada e com uma variabilidade nos preços igualmente alta indicada no desvio padrão, ficando atrás apenas de Goiânia – GO. Isso reflete o status da capital paulista como importante internacionalmente como centro de serviços financeiros e administrativos, comerciais, tecnológicos e logísticos; essas características tendem a atrair os agentes econômicos para o centro urbano, além de fomentar o turismo de trabalho e a especulação imobiliária por compradores investidores, justificando possivelmente, a dinamização e o mantimento de altos níveis de índice de preços observado.

Quanto as estatísticas descritivas referentes às variáveis macroeconômicas temos que primeiramente, a taxa de crédito direcionado apresenta uma distribuição estável e pouco variada, indicando um mercado mais previsível e confiável para os tomadores de empréstimos. Já o custo unitário básico mostrou uma certa variabilidade, indicando possíveis flutuações nos

custos de produção ou de bens essenciais para construção civil no período, que são frequentemente repassados ao agente comprador do imóvel no custo final. O IBC-Br por sua vez, mostra uma variabilidade considerável, sugerindo que a atividade econômica no Brasil teria experimentado flutuações significativas, congruente com o período de dezembro de 2013 a dezembro de 2023 marcado por recessões econômicas e crises políticas. Condicionado ao reflexo do IBC – Br, o IPCA também apresentou alguma variabilidade, sugerindo flutuações nos preços ao consumidor conforme desenrolar de choques econômicos no período impactando diretamente no poder de compra do agente econômico. E por fim, os termos de troca apresentaram a maior variabilidade, sugerindo flutuações nas relações comerciais do Brasil com outros países, no que diz respeito ao impacto no desempenho da produção, exportação e importação de commodities do país e nas cidades desagregadas por regiões.

Conhecidas as estatísticas descritivas e confirmada a robustez e a conformidade dos dados, uma segunda análise se torna necessária, tratando de verificar o comportamento dos dados quanto a presença ou ausência de raiz unitária. Para análise da raiz unitária serão realizados três testes, sendo eles, teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), teste de Phillips-Perron (PP) e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). As séries serão consideradas estacionárias a um valor crítico de 5% de significância⁸.

O autor Wooldridge (2023) já reforçava que os testes de raiz unitária são utilizados para determinar estatisticamente se uma série temporal possui uma tendência estacionária ou se há indícios de uma raiz unitária presente (implicando não estacionariedade à série). De forma sucinta, a presença dessa condição na série indicaria uma tendência infinita de crescimento ou queda, por determinado motivo não observado, indissociável no tempo da série, impedindo sua utilização no modelo de regressão linear.

Ainda por Wooldridge (2023), temos a definição de que o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) abarca a ideia central de testar a hipótese nula de que uma série temporal possui uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária após a diferenciação. Já o teste de Phillips-Perron (PP), apesar de partir da mesma hipótese nula, é uma alternativa robusta ao teste ADF, especialmente quando a série possui heterocedasticidade ou autocorrelação. Em ambas as situações se o valor-p calculado for menor do que um nível de significância especificado, a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada, indicando que a série é estacionária. Por outro lado, o teste de estacionariedade KPSS é usado para testar a hipótese nula de que uma série temporal é estacionária em torno de uma tendência determinística, contra

⁸ Com exceção das séries “Brasil” e “Crédito Direcionado”, consideradas respectivamente a 10% e 1% de significância.

a hipótese alternativa de que a série possui uma raiz unitária; nesse caso, se o valor-p calculado pelo teste KPSS for menor do que um nível de significância especificado, a hipótese nula de estacionariedade é rejeitada, indicando que a série é não estacionária. A Tabela 2 a seguir traz os resultados dos testes de raiz unitária realizados de todas as variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 2: Testes de Raiz Unitária

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

Nota: Estimações com tendência e constante; H_0 (ADF, PP): raiz unitária; H_0 (KPSS): estacionariedade.

As séries CUB, IBC – Br e o IPCA são estacionárias por todos os testes aplicados (ADF, PP e KPSS), a série referente aos Termo de Troca é estacionária pelo teste KPSS. Com relação às séries de índice de preços, temos que Fortaleza – CE, Goiânia – GO, Rio de Janeiro – RJ, Salvador – BA e São Paulo – SP são estacionárias a partir dos testes de ADF e PP.

Particularmente as séries referentes à taxa de aluguel praticada sobre o valor do imóvel (Rentabilidade do Aluguel) e a evolução da taxa de crédito direcionado ao financiamento imobiliário (Crédito Direcionado), ambas a níveis originais, observou-se presença de raiz unitária nos testes estatísticos, algo que não condiz economicamente com a essência indicativa das séries. No caso da Rentabilidade do Aluguel, ao assumirmos a presença de raiz unitária estaríamos supondo, neste caso, que alguma observação tendenciaría indissociavelmente a série de forma contínua, por motivo desconhecido e/ou aleatório. Em outras palavras a taxa indicativa

de rentabilidade do aluguel sobre o valor do imóvel diminuiria ou cresceria continuamente; o que não ocorre ao observarmos a série completa da Rentabilidade do Aluguel (Apêndice A)⁹, negando a presença de tendência de raiz unitária.

Já no Crédito Direcionado, a situação de inconsistência econômica se repete, visto que assumindo a presença de raiz unitária como indicado nos testes, entenderíamos que a taxa de crédito direcionado ao financiamento imobiliário também cresceria ou diminuiria de forma constante, por fatores desconhecido e/ou aleatório. Desconfiaríamos nessa situação do descontrole por parte do Governo sobre a taxa de crédito aplicada, e conseqüentemente sobre a concessão de crédito ao investimento no setor, fato esse inconsistente com o ocorrido na economia brasileira, e reforçado pela demonstração da série completa indicativa de Crédito Direcionado (Apêndice B)¹⁰. Contudo, além da demonstração gráfica, ao considerarmos um valor crítico de significância de 1% para o teste KPSS¹¹, diferente do utilizado nas outras séries analisadas, a série referente ao Crédito Direcionado é considerada estacionária para fins de utilização no modelo estatístico.

Por fim, a última condição observada, diz respeito ao indício de presença de raiz unitária no índice de preços dos imóveis a nível Brasil (Brasil), mesmo a série sendo apresentada a nível original utilizada no modelo como primeira diferenciação logarítmica, da mesma forma que as demais séries de índice. Por se tratar de uma série que reflete a movimentação das desagregações dos índices das capitais elencadas e outros dentro da pesquisa de preços do Fipezap, desconfia-se da tendência de correlação com as demais séries e de complexidade da série a nível Brasil oriunda de comportamento de longo prazo, assim foi considerado nessa situação novamente um intervalo crítico de confiança diferente das demais, a 10% para os testes de raiz unitária, aferindo estacionariedade à série pelos testes ADF e PP¹².

Esclarecidas as particularidades, é possível considerar com base nos testes ADF, PP e KPSS e seus níveis específicos de significância ponderados, testadas em nível original utilizado nos modelos de regressão, que todas as séries são consideradas estacionárias por pelo menos um dos testes e por sua especificidade econômica, portanto, os resultados que seguirão nos modelos são consistentes aferindo confiabilidade dos resultados obtidos nas estimações.

⁹ Apêndice A – Série completa da Rentabilidade do Aluguel (Jan/2008 a Jan/2024).

¹⁰ Apêndice B – Série completa do Crédito Direcionado (Mar/2011 a Fev/2024).

¹¹ Valor Crítico do Teste KPSS (1% de Significância) = 0,21.

¹² Valor Crítico do Teste ADF e PP (10% de Significância) = -3,14.

Logo a seguir, na tabela 3, estão especificados os instrumentos utilizados no ajuste do método de estimação GMM e a importância do teste J, para confiabilidade na estimativa do modelo.

Tabela 3: Diagnóstico dos Modelos GMM – Instrumentos, Teste J e Coeficiente R²

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

Nota: Teste J – H₀: O modelo de regressão é especificado corretamente ao respeitar 5% de significância.

A estatística J é utilizada para diagnosticar problemas de especificação funcional do modelo de regressão utilizado, indicando a possibilidade de enviesamento ou imprecisão da pesquisa, no que tange à relação das variáveis dependentes (IPCA, IBC – Br, Termos de Troca, Crédito Direcionado e Custo Unitário Básico) com a variável dependente “Preço dos Imóveis (Fipezap)” e “Rentabilidade do Aluguel”.

Ainda foi avaliado o indicativo “*p – valor*” associado a probabilidade da estatística J, utilizado para elucidar se há evidências estatisticamente significativas contra a hipótese nula de que o modelo de regressão está especificado corretamente. Dessa forma, caso a probabilidade da estatística J (*p*-valor) seja menor que um nível de significância pré-definido (0,05), rejeitaríamos a hipótese nula e concluiríamos que existem evidências suficientes para sugerir que o modelo de regressão possa estar mal especificado em termos de sua forma funcional.

Ao analisarmos as estatísticas de Teste J e as probabilidades associadas em todos os modelos, aferimos boa adequação das estimativas e confiabilidade das estimações, sem problemas aparentes relacionados a proliferação instrumental nos modelos GMM, respeitando a premissa basilar de prezar pela escolha global de instrumentos que representassem boas correções para todos os modelos. Considerando a congruência da análise nos 7 modelos, foram mantidos os instrumentos elencados no GMM como forma de padronizar a análise. Dessa

forma, visto a incidência na literatura apresentada como as de Amarin (2016), Nunes (2018) e Bragagnolo (2023) foram escolhidos como instrumentos mais corretivos o Crédito Imobiliário (pela tendência de aparecer como variável relevante explicativa da análise) e o IPCA (por influenciar de forma mais direta no poder de compra do agente econômico comum e em suas decisões).

Na mesma Tabela 3 foram elencados os valores do coeficiente de determinação R^2 que além representarem medida indicativa da proporção da variabilidade da variável dependente que é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo de regressão (poder explicativo e nível de ajuste do modelo), pode também ajudar a contextualizar e firmar os resultados do teste J.

Para considerar os coeficientes de determinação R^2 relevantes, fez-se valer da complexidade do setor estudado e o contexto específico do modelo de regressão que se relaciona com a variável a ser explicada. Dessa forma, deve-se considerar o número de variáveis explicativas na análise, visto que estão contemplados 5 indicadores macroeconômicos brasileiros dentre inúmeros outros calculados e divulgados por entidades de pesquisa e avaliação do desenvolvimento econômico do país.

Nesse contexto, os coeficientes de correlação R^2 encontrados tornam-se bons resultados explicativos, em especial ao analisarmos o Modelo 1, indicando que as variáveis elencadas ilustram 41,87% da dinâmica do índice de preços de imóveis a nível Brasil. Os modelos 2, 3, 5 e 7, referentes especificamente, ao Índice de Rentabilidade do Aluguel e aos índices desagregados de Fortaleza (CE), Rio de Janeiro (RJ) e São Paulo (SP) estão a um nível parelho de poder explicativo das variáveis independentes (entre 21% e 26%), conferindo aos modelos a capacidade de esclarecer uma porcentagem significativa da variabilidade na variável dependente.

Apenas o Modelo 6, referente ao índice desagregado de Salvador – BA apresenta o coeficiente R^2 menor que o conjunto de modelos analisados, de 14,09% de ajuste das variáveis elencadas sobre a variável preço de imóveis, mas ainda sim considerada boa métrica representativa. Por fim o destaque dos índices desagregados fica por conta do ajuste do R^2 do Modelo 4, referente a Goiânia – GO com poder explicativo de 39,05% da variabilidade na variável dependente, se aproximando do índice brasileiro, apontando a importância representativa da movimentação do índice de preços desagregado da cidade para compreensão e previsão do índice brasileiro geral, a partir da importância da variável explicativa “termos de troca” como forte influente na variabilidade dos preços dos imóveis, em regiões de maior nível de atividade relacionada a produção de commodities, como é o caso de Goiânia (GO).

Na Tabela 4 estão relacionados os coeficientes β estimados nos modelos GMM e seu respectivo erro padrão associado. A especificidade relacional dessas estatísticas ajuda a entender as diferenças na relação entre as variáveis explicativas e a evolução dos preços de venda residenciais em diferentes contextos. Ou seja, as características estruturais de mercado em diferentes regiões ou setores nas cidades elencadas influenciando efetivamente o nível observado de autoridade em cima dos preços imobiliários, a partir dos coeficientes β estimados.

De forma geral, o coeficiente indica a mudança média na variável dependente para uma unidade de mudança na variável independente, mantendo todas as outras variáveis constantes; quanto maior o valor absoluto do coeficiente beta, maior é o nível de variabilidade da variável independente na dependente. Porém, quando o erro padrão de um coeficiente β é muito alto, isso significa que a estimativa desse coeficiente pode estar imprecisa.

Sendo assim, variáveis com erros padrões menores têm estimativas mais precisas de seus coeficientes β , atrelando mais confiança sobre a verdadeira relação entre essas variáveis independentes e a variável dependente. É importante considerar além disso, não apenas os coeficientes β , mas também o erro padrão e a lógica por trás da relação entre as variáveis ao interpretar a relevância de cada uma nos modelos, a partir da consideração de que outras variáveis não elencadas nos modelos de 1 a 7 possam também justificar o valor atrelado a “imprecisão” nos Erros Padrões.

Adicionalmente devemos ainda considerar a probabilidade associada à “estatística – t” do modelo que, atrelada aos coeficientes betas indicam a confiança estatística na significância desses coeficientes na análise de regressão. Valores de probabilidade baixos indicam maior confiança na significância estatística do coeficiente encontrado na estimação, respeitando o nível de significância mínimo estabelecido na análise de 5% (0,05). Assim é possível mitigar a relação de variáveis não especificadas nos modelos que eventualmente possam estar aumentando os níveis de Erro Padrão. Os níveis de confiança da probabilidade associada estão elencados na Tabela 4, junto ao erro padrão observado.

Tabela 4: 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 Preço	Brasil Aluguel	Fortaleza Preço	Goiânia Preço	Rio de Janeiro Preço	Salvador Preço	São Paulo Preço
IBC-Br	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)
IPCA	-0,03 (0,11)	0,0006 (0,01)	0,14 (0,25)	0,69 (0,26) ^A	0,004 (0,14)	-0,19 (0,20)	0,03 (0,09)
Termos de Troca	0,02 (0,003) ^A	0,002 (0,0005) ^A	0,02 (0,008) ^A	0,06 (0,007) ^A	0,01 (0,004) ^A	0,009 (0,006) ^C	0,01 (0,002) ^A
Crédito Direcionado	0,49 (0,16) ^A	0,10 (0,03) ^A	1,82 (0,63) ^A	1,01 (0,56) ^C	0,12 (0,28)	0,98 (0,30) ^A	0,004 (0,15)
Custo Unitário	0,08 (0,06)	-0,01 (0,009)	0,30 (0,19) ^B	-0,21 (0,18)	0,16 (0,08) ^C	0,27 (0,14)	-0,07 (0,06)

Notas: I) Erro Padrão entre parênteses. II) Prob (*t-statistic*): ^ASignificância a 1%, ^BSignificância a 5% e ^CSignificância a 10%.

No geral, os modelos apresentam como variáveis mais significativas a Taxa de Crédito e os Termos de Troca. No tocante à Taxa de Crédito ao Financiamento Imobiliário, no modelo 1 referente ao índice de preços a nível Brasil, a variação de 1% na Taxa de Crédito produz um efeito de 0,49% na movimentação do índice de preços. No modelo 2, que se refere a rentabilidade do aluguel dos imóveis residenciais a nível Brasil, a mesma movimentação induz variabilidade de 0,1% nas taxas praticadas de aluguéis sob o valor dos imóveis. No modelo 3, referente ao índice desagregado para Fortaleza – CE, a movimentação de 1% na taxa de crédito praticada induz efeito de 1,82% nos preços dos imóveis residenciais. No modelo 4 subsequente, referente a desagregação do índice de preços para Goiânia – GO, o crédito reflete na variabilidade de 1,01% nos preços. No modelo 6 referentes a cidade de Salvador – BA, novamente a movimentação no crédito expressa uma variabilidade de 0,98% nos preços dos imóveis na cidade. Nos modelos 5 e 7, referentes a Rio de Janeiro – RJ e São Paulo – SP observamos não significância relativa da variável crédito, apontada na significância e na própria estimação dos coeficientes β , sendo o efeito refletido no preço dos imóveis pela variável de respectivamente, 0,12% e 0,004%.

Essas observações nos levam a inferir que existem disparidades regionais significativas a exemplo do turismo regional e praiano, turismo de negócios, representatividade regional em serviços financeiros, logísticos e tecnológicos; e que particularmente quanto ao crédito, as regiões Nordeste e Centro – Oeste dependem mais de políticas públicas direcionadas ao setor quanto ao acesso e manutenção dos níveis das taxas aplicadas, do que o eixo tradicional Rio – São Paulo. Outra nuance encontrada é de que o acesso ao crédito desestimulado, induz mais agentes a deixarem de tomá-lo para o financiamento da compra do imóvel próprio, tendenciando-os a assumirem valores ligados a aluguéis, como apontado na pesquisa mais

recente sobre déficit habitacional (FJP, 2022) que ressalta o predomínio do ônus excessivo com o aluguel das famílias na pesquisa nas regiões Centro – Oeste, Sudeste e Sul. Com escassez de imóveis (devido a demanda por alugueis) associada a condição do Déficit Habitacional (menos crédito tomado pelas famílias para imóvel próprio, menos fomento a entrega de novos imóveis pela construção civil, maior defasagem causada pelo déficit) sendo amparada pela viabilidade do aluguel como renda passiva no período analisado, a alta na taxa de juros pressiona a demanda do setor (por parte dos investidores de alta renda), sem resposta da oferta de imóveis habitacionais, situação que aumenta índice de preços especialmente em áreas urbanas populosas como as capitais regionais analisadas.

Quanto a aparição da variável de Termos de Troca por coeficientes β e significância, o modelo 1 (Brasil) apontou que a variação de 1% na variável produz efeito de 0,02% nos preços dos imóveis residenciais. O modelo 2 (Aluguéis) por sua vez, sofre influência na ordem de 0,002% sob sua variabilidade. No modelo 3 (Fortaleza – CE), a variação do índice de termos de troca da economia induz a movimentação parelha ao modelo 1, de 0,02% no índice de preços da cidade. Já o modelo 4 (Goiânia – GO) apresenta a maior resposta à variabilidade do índice, de 0,06% sobre os preços dos imóveis na cidade. O modelo 5 (Rio de Janeiro – RJ) sofre efeito de 0,01% nos preços dos imóveis a partir de 1% movimentado no índice de termos de troca. No modelo 6 (Salvador – BA) a variabilidade fica em torno de 0,009%. E por fim o modelo 7 (São Paulo – SP) apresenta resposta de 0,01% de variabilidade no índice de preços na sua exposição à variável explicativa.

Avaliou-se de forma geral quanto aos Termos de Troca, que um aumento da variável indica que o país está recebendo mais valor por sua produtividade exportada do que está pagando por suas importações. Isso reflete um cenário econômico favorável, com impactos positivos na economia nacional e regional à qual a commodity está inserida, considerando que um aumento nos termos de troca tende a indicar um aumento na renda disponível e no poder de compra dos consumidores atrelados a cada produtividade regional; novamente caracterizando impulso na demanda por imóveis, sem acompanhamento da oferta (imóveis novos ou já existentes com objetivo habitacional) e conseqüentemente na manutenção dos preços elevados. Essa relação complementa o especificado no estudo de Arraes e Sousa Filho (2008) ao avaliarem o mercado específico de Fortaleza – CE e apontarem a atratividade econômica superior para investidores, em detrimento ao mercado habitacional.

Ainda considerou-se o fator de interconexão entre variáveis, a considerar que um aumento nos termos de troca projeta uma distribuição de renda mais concentrada nos agente envolvidos com commodities, privilegiando o movimento especulativo no setor; aliado a

movimentação positiva da taxa de crédito imobiliário observada, a escassez de imóveis para os compradores habitacionais reflete no crédito maior abrasividade na constituição dos preços, à medida que fica menos acessível ou não ao comprador comum. A não aparição da variável crédito como significativa no modelo 5 e 7 puderam ser atribuídas a essa particularidade da representação dos termos de troca, e na tendência de preços de níveis mais elevados observados nas cidades de Rio de Janeiro (RJ) e São Paulo (SP).

Aferiu-se que ambas têm a sua baixa sensibilidade a políticas creditícias atrelada a níveis exacerbados de especulação imobiliária, oriunda da relação proibitiva do acesso ao crédito, que afugenta o comprador habitacional e prioriza o agente investidor de alta renda atraído tanto pela particularidade produtiva e turística (Rio de Janeiro – RJ), quanto pela atratividade de centro financeiro, logístico e tecnológico aliado ao reflexo de expectativas e confiança do mercado nacional (São Paulo – SP). O destaque antecedente para a variabilidade no índice de preços de Goiânia (GO), advinda dos termos de troca, também ajudou a ressaltar essa interconexão, à medida que a cidade tem uma proximidade maior com a nova fronteira agrícola do Brasil, e ainda sim sente mais pressão da variável crédito em comparação aos termos de troca; ou seja, a cidade tem grande atratividade para o agente econômico como centro urbano, financeiro, logístico e turístico regional que amparam a necessidade de políticas públicas suscetíveis ao crédito, do que aos termos de troca. As cidades do Nordeste particularmente enfrenta a situação majoritária da necessidade de políticas públicas que minimizem o efeito da especulação imobiliária sobre o nivelamento elevado dos preços, e apesar de os termos de troca preconizarem alguma variabilidade nos preços, funcionam da mesma forma de alavanca na relação do crédito com os níveis de preço, sendo esse fenômeno, a nível nacional, o objeto principal a ser controlado e fomentado no setor imobiliário.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo analisou os 10 anos propostos (12/2013 a 12/2023) da evolução do índice de preços de venda dos imóveis residenciais para o Brasil e para as cidades desagregadas, representantes das grandes regiões brasileiras. Assim finda-se que seu objetivo de avaliar empiricamente se a conjuntura macroeconômica influencia o preço de vendas dos imóveis no Brasil e nas regiões Centro – Oeste, Nordeste, Sudeste e Sul foi redondamente abarcado, confirmando ambas as hipóteses (i) e (ii), respectivamente, sobre a influência exercida sobre a variabilidade nacional e a influência observada sobre a variabilidade no desagregado para as capitais escolhidas como representantes das grandes regiões.

O controle dos preços no setor imobiliário é uma preocupação constante para os formuladores de políticas e os participantes do mercado, e com base na análise econométrica realizada neste estudo identificamos algumas variáveis-chave que exercem influência significativa nos preços dos imóveis a nível nacional e regional no Brasil.

De início, a falta de significância do IBC-Br, ao contrário do que foi apontado por Pessoa et al. (2021), sugeriu que o mercado imobiliário é mais sensível a fatores específicos do setor, como observado com a taxa de crédito para financiamento, os termos de troca e os custos de construção; seguindo mesmo caminho apontado previamente por Bragagnolo (2023) ao notar influência dos fatores de custo de produção em seu estudo. Na linha do estudado por Besarria et al. (2018), nesse atual estudo o IBC-Br indica na análise que os preços dos imóveis não estão sendo impulsionados pelo crescimento econômico em si, mas sim por dinâmicas internas condicionantes do desenvolvimento econômico geral, que influenciam de forma despreendida o mercado imobiliário, o que pode significar aumento no risco de descontrole e movimentação de bolha no setor.

Subsequentemente, observamos nos modelos 1, 2, 3, 4 e 6 a importância da Taxa de Crédito Direcionado ao Financiamento Imobiliário que tem um impacto substancial na demanda por moradias, como sustentado nos estudos de Nunes (2018), Kishima (2019) e Bragagnolo (2023). Assim, políticas que facilitassem o acesso ao crédito imobiliário, sem necessariamente controle dos níveis de taxa, não estimulariam a compra de imóveis por compradores habitacionais em potencial, mas sim por investidores de alta renda. Fator pressionador da demanda por moradia pautado em aluguéis, privilegiando investidores ao nivelar os preços para cima, gerando aumento nos preços de venda nos 5 modelos observados no estudo. Sendo assim, é essencial monitorar de perto o crescimento da taxa de crédito para evitar excessos que tornem os valores de venda intangíveis para a população, ao mesmo tempo

que deve ser presada a tangibilidade financeira para o investidor que tem por objetivo a renda passiva do aluguel. Outra situação observada, foi da não aparição dessa variável nos modelos 5 e 7 como significativa a exemplo dos outros modelos, apontando a necessidade de atenção ao movimento especulativo no mercado imobiliário fomentado pela atratividade regional das cidades dos modelos como centros urbanos importantes na economia brasileira, desagregando a movimentação dos índices de preços dos imóveis residenciais da variabilidade conjuntural da economia.

Além disso, os Termos de Troca da economia brasileira emergiram como um fator secundário de importante influência nos preços dos imóveis, em grande parte dos modelos rodados. Avanço nas condições comerciais relacionadas a produção de commodities impulsionam os preços dos imóveis, ao refletir maior estabilidade e atratividade econômica para os agentes envolvidos na distribuição de renda nichada desse setor; o privilégio da acessibilidade pelo agente de investidor de alta renda é ressaltado nessa situação, em detrimento ao agente comprador habitacional, que tendencia o aumento do nível do índice de preços.

Em suma, as conclusões deste estudo têm por objetivo destacar a complexidade do mercado imobiliário e a interconexão entre a principal variável de taxa crédito direcionado e as outras variáveis socioeconômicas escolhidas, apontando a importância de conduzir análises específicas e detalhadas do mercado que se atentem não apenas a acessibilidade à habitação por meio do crédito, mas também à manutenção dos níveis da taxa de crédito propriamente dita. Assim, é de importância unânime que as atenções sejam voltadas para políticas que promovam um ambiente econômico estável no setor, facilitem o acesso ao crédito de forma responsável (como fazem os programas Minha Casa Minha Vida, Programa Acredita e o Sistema Financeiro Habitacional) e incentivem o desenvolvimento urbano e habitacional para garantir o controle dos preços no setor imobiliário, e lapidar um mercado menos proibitivo ao agente habitacional, e menos tendencioso à especulação imobiliária regional.

Dessa forma, fica aberta a possibilidade e o convite para futuras pesquisas no campo do mercado imobiliário brasileiro a fim de aprofundar o entendimento das flutuações das concessões e taxas do crédito direcionado, e aprimorar as análises acerca do setor. A partir do destaque nesse estudo, e em outros de similar intensão empírica, investigar a relação e o impacto de políticas públicas por meio dos programas específicos do governo, relacionadas ao mercado imobiliário e sua influência na variabilidade dos preços praticados, seria uma contribuição ainda mais robusta e complementar a esse estudo, para aprofundar o entendimento e manutenção do setor no Brasil.

REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

- AMORIN, A. L. W. (2016). ‘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’. Dissertação de Mestrado, Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Maria (Santa Maria, RS, Brasil). Disponível em: <<http://repositorio.ufsm.br/handle/1/8383>>.
- ARRAES, R. A.; SOUSA FILHO, E. D. (2008). ‘Externalidades e formação de preços no mercado imobiliário urbano brasileiro: um estudo de caso’. *Economia Aplicada*, 12, 289-319. 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 New Brasil. São Paulo, 2023. Disponível em: <<https://www.bbc.com/portuguese/brasil-64455893>>. Acesso em: 22 mar. 2024.
- BCB – Banco Central do Brasil. ‘Histórico Taxa Básica de Juros Selic’. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicotaxasjuros>>. Acesso em:
- BESARRIA, C. D.N.; PAES, N. L.; SILVA, M. E. A. (2018). ‘Testing for bubbles in housing markets: some evidence for Brazil’. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 754-770. DOI: 10.1108/IJHMA-08-2017-0075.
- BRAGAGNOLO, M. F. (2023). ‘Impacto de fatores macroeconômicos na variação de preços de imóveis residenciais em Porto Alegre’. Dissertação de mestrado, Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (Porto Alegre, RS, Brasil). Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10183/254862>>.
- CAGNIN, R. F. (2009). ‘O ciclo dos imóveis e o crescimento econômico nos Estados Unidos 2002-2008’. *Estudos Avançados*, 23, 147-168. DOI: 10.1590/S0103-40142009000200012.
- CAMPOS, R. B. A. (2017). ‘O mercado imobiliário residencial no município de São Paulo: Uma abordagem de preços hedônicos espacial’. *Nova Economia*, 27(1), 303-337. DOI:10.1590/0103-6351/2441.
- CBIC – Câmara Brasileira da Indústria da Construção. ‘Custo Unitário Básico da Construção Civil’. 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. (2008). ‘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* (São Paulo), 38, 73-96. DOI: 10.1590/S0101-41612008000100004.
- FIPE – Fundação Instituto de Pesquisa Econômica. ‘Índice Fipezap’. Disponível em: <<https://www.fipe.org.br/pt-br/indices/fipezap/#indice-mensal>>. Acesso em: 19 mar. 2024.

FJP – Fundação João Pinheiro. ‘Déficit Habitacional e Inadequação de Domicílios no Brasil 2015’. Disponível em: <<http://www.bibliotecadigital.mg.gov.br/consulta/consultaDetalheDocumento.php?iCodDocumento=76871>>.

FJP – Fundação João Pinheiro. ‘Déficit Habitacional no Brasil 2016-2019’. Disponível em: <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 no Brasil 2013-2014’. Disponível em: <<http://www.bibliotecadigital.mg.gov.br/consulta/consultaDetalheDocumento.php?iCodDocumento=76697>>.

FJP – Fundação João Pinheiro. ‘Déficit habitacional no Brasil 2022’. Disponível em: <<https://drive.google.com/file/d/13FL-MVsULmFMjkQb1nQsYzO2JVhLQvwz/view>>.

FURTADO, B. (2007). ‘Mercado imobiliário e a importância das características locais: Uma análise quantílica-espacial de preços hedônicos em Belo Horizonte’. *Análise Econômica*, 25(48), 71–98. DOI:10.22456/2176-5456.1088.

HANSEN, L. P. (1982). ‘Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators’. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054. DOI: 10.2307/1912775.

INFOMONEY. Caixa e Banco do Brasil devem crescer mais que rivais em 2024. InfoMoney. São Paulo, 2023. Disponível em: <https://www.infomoney.com.br/mercados/caixa-e-banco-do-brasil-devem-crescer-mais-que-rivais-em-2024>. Acesso em: 7 mai. 2024.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 19 mar. 2024.

KISHIMA, K. C. G. (2019). ‘Determinantes macroeconômicas e setoriais dos preços no mercado imobiliário de São Paulo’. Dissertação de Mestrado, Programa de Mestrado Profissional do Insper (São Paulo, SP, Brasil). Disponível em: <<https://repositorio.insper.edu.br/handle/11224/2735>>.

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

PAIXÃO, L. A. R. (2015). ‘Índice de preços hedônicos para imóveis: uma análise para o município de Belo Horizonte’. *Economia Aplicada*, 19, 5-29. DOI: 10.1590/1413-8050/ea36708.

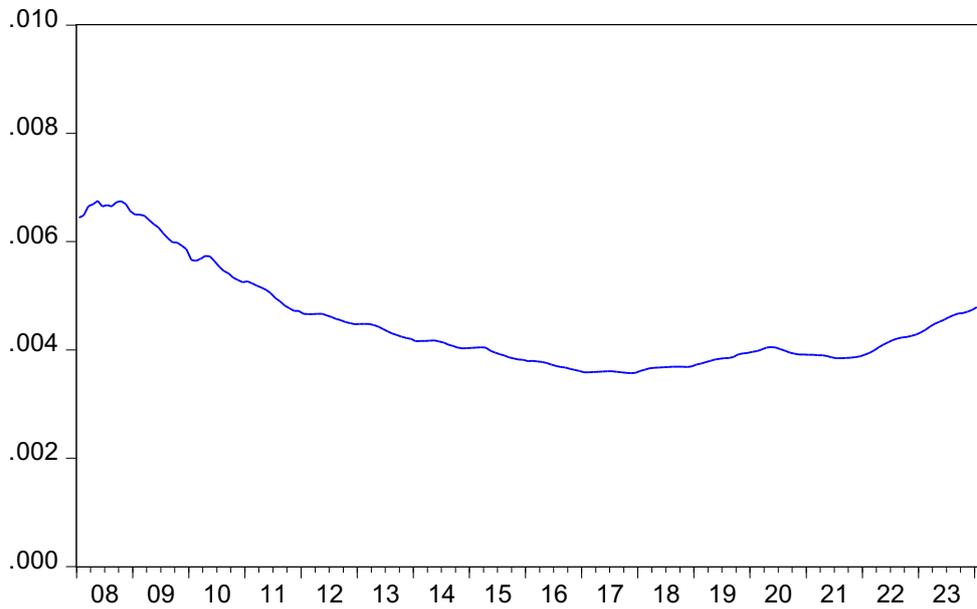
PEREIRA, P. (2014). ‘Elevação de preços no Mercado residencial no Brasil: questões estruturais, desempenho do setor e risco do sistema econômico’. *Anais da 14ª Conferência Internacional da Latin American Real Estate Society (LARES)*. Disponível em: <<http://lares.org.br/Anais2014/artigos/1029-1206-1-RV.pdf>>

PESSOA, J.; RIVERO, S.; CEREJEIRA, J. (2021). ‘Determinantes Macroeconômicos dos Preços do Mercado Habitacional Brasileiro: uma abordagem com dados em painel’. *Revista de Economia Mackenzie*, 18(esp.), 12-38. Disponível em: <<https://editorarevistas.mackenzie.br/index.php/rem/article/view/14107>>.

WOOLDRIDGE, Jeffrey, M. ‘Introdução à econometria: uma abordagem moderna’. São Paulo. *Cengage Learning Brasil*, 2023. E-book. ISBN 9786555584530. Disponível em: <<https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9786555584530/>>. Acesso em: 22 mai. 2024.

APÊNDICE A – RENTABILIDADE DO ALUGUEL

Taxa de Rentabilidade do Aluguel - Período Total (% a.m.)

**APÊNDICE B – TAXA DE CRÉDITO DIRECIONADO**

Tx. Crédito Direc. Financiamento Imobiliário - Período Total (% a.m.)

