

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

MATHEUS FURLAN BRAGAGNOLO

**IMPACTO DE FATORES MACROECONÔMICOS NA VARIAÇÃO DE PREÇOS DE
IMÓVEIS RESIDENCIAIS EM PORTO ALEGRE**

PORTO ALEGRE

2023

MATHEUS FURLAN BRAGAGNOLO

**IMPACTO DE FATORES MACROECONÔMICOS NA VARIAÇÃO DE PREÇOS DE
IMÓVEIS RESIDENCIAIS EM PORTO ALEGRE**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, modalidade profissional, área de concentração: Economia.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro

PORTO ALEGRE

2023

Bragagnolo, Matheus Furlan
Impacto de fatores macroeconômicos na variação de
preços de imóveis residenciais em Porto Alegre /
Matheus Furlan Bragagnolo. -- 2023.
86 f.
Orientador: Sérgio Marley Modesto Monteiro.

Dissertação (Mestrado Profissional) -- Universidade
Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências
Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia,
Porto Alegre, BR-RS, 2023.

1. Mercado imobiliário. 2. Preço de imóveis. 3.
Modelo VAR. 4. Indústria da construção civil. 5.
Variáveis macroeconômicas. I. Monteiro, Sérgio Marley
Modesto, orient. II. Título.

MATHEUS FURLAN BRAGAGNOLO

**IMPACTO DE FATORES MACROECONÔMICOS NA VARIAÇÃO DE PREÇOS DE
IMÓVEIS RESIDENCIAIS EM PORTO ALEGRE**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, modalidade profissional, área de concentração: Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 20 de janeiro de 2023.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Carlos Eduardo Schonerwald da Silva
UFRGS

Prof. Dr. Rafael Luís Spengler
Univates

Este trabalho é dedicado à sociedade brasileira que, a partir de seu trabalho e suor, custeia o ensino público; na esperança de que os conhecimentos aqui compartilhados contribuam, de alguma maneira, com o desenvolvimento do país.

AGRADECIMENTOS

Palavras não são suficientes para expressar o necessário nessa hora. Tampouco haveria espaço aqui para mencionar todos os que estiveram comigo nessa incrível e intensa jornada. Resta apenas, neste caso, tentar externar um pouco da minha gratidão a algumas das pessoas sem as quais o presente estudo não seria possível.

À minha família, que, certamente, foi quem mais sofreu com as incontáveis horas de ausência que lhes impus, em virtude das longas noites e intermináveis finais de semana dedicados à pesquisa, pela compreensão e suporte incondicionais.

Aos meus colegas, com quem tive discussões e debates que enriqueceram essa trajetória. Em especial, ao Bernardo, ao Filipe, ao Rodrigo e ao Gustavo, com os quais muito aprendi ao longo deste período, pelas trocas de ideias e boas risadas.

Ao Fernando, ao Eduardo e ao Cristiano, meu muito obrigado pelos conhecimentos compartilhados e pela paciência e dedicação que tiveram.

À Secretaria do Programa de Pós Graduação em Economia, em especial à Ana Paula, meu eterno agradecimento pela prestatividade, atenção e compreensão.

Ao Miguel, por ter me estimulado a levar a diante o desafio cursar um Mestrado tão conceituado, fora da minha área de graduação, quando cogitei deixar essa ideia de lado. Ao Oendel, por me lembrar que a amizade genuína se apresenta nos momentos mais difíceis e das formas mais diversas.

Ao meu sócio e amigo Elcio, pela compreensão sobre as várias horas em que deixei o trabalho um tanto de lado para me dedicar a este estudo.

Por fim, ao Sérgio, a quem tenho dificuldade em expressar o tamanho da minha admiração, tanto como professor e orientador, quanto como ser humano. Há algumas pessoas que, ao cruzar nosso caminho, nos ensinam, mais pelas atitudes do que pelas palavras, as mais valiosas lições. Obrigado por, mesmo sem perceber, teres me ensinado tanto.

Pela extensão e qualificação da lista, chego à indiscutível conclusão de que tenho a sorte de estar rodeado por pessoas brilhantes e que sem as quais nada disso seria possível. A todos vocês, minha eterna gratidão. Esse trabalho é nosso!

“O inferno dos vivos não é algo que será; se existe, é aquele que já está aqui, o inferno no qual vivemos todos os dias, que formamos estando juntos. Existem duas maneiras de não sofrer. A primeira é fácil para a maioria das pessoas: aceitar o inferno e tornar-se parte deste até o ponto de deixar de percebê-lo. A segunda é arriscada e exige atenção e aprendizagem contínuas: tentar saber reconhecer quem e o que, no meio do inferno, não é inferno, e preservá-lo, e abrir espaço.”

(Ítalo Calvino)

RESUMO

Este estudo tem como objetivo investigar o impacto de fatores macroeconômicos na variação dos preços de imóveis residenciais em nível regional, tomado como base o mercado imobiliário da Região Metropolitana de Porto Alegre entre os anos de 2012 e 2022. De forma a captar a interrelação dinâmica entre as variáveis do modelo, levando em consideração pressupostos sobre a estrutura da economia, optou-se pela utilização de um modelo Vetor Autorregressivo com variáveis exógenas. O trabalho incluiu oito variáveis de interesse no modelo; sendo que a variação do custo dos fatores de produção, do rendimento do aluguel e da expectativa de inflação futura são fatores que não foram encontrados em estudos anteriores. Concluiu-se 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 têm influência na formação de preços do mercado residencial em questão, enquanto algumas das variáveis não apresentaram significância estatística. Os resultados das estimações indicam a possibilidade de aprofundamento de estudos sobre o tema, especialmente levando em consideração a segmentação do mercado imobiliário em nichos, de modo a se aferir como as variáveis de interesse impactam os diferentes setores intramercado.

Palavras-chave: Mercado imobiliário. Preço de imóveis. Modelo VAR. Indústria da construção civil. Variáveis macroeconômicas.

ABSTRACT

This study aims to investigate the impact of macroeconomic aggregates in the variation in residential property prices at a regional level, based on the real estate market in the Metropolitan Region of Porto Alegre between 2012 and 2022. In order to capture the dynamic relation between model variables, taking into account assumptions about the structure of the economy, a Vector Autoregressive Model with exogenous variables was adopted. The work included eight variables of interest in the model; of which the variation in the cost of production factors; in the rental yield and in the expectation of future inflation were not found in previous studies. It was concluded that variations in the cost of production factors, in the consumer inflation, in the rental profitability, in the unemployment rate and in the real estate financing rates have influence on the prices in the residential market studied, while some of the variables do not seem to have statistical significance. The estimation results indicate the possibility of deepening studies on the subject, especially taking into account the segmentation of the real estate market, in order to assess how the variables of interest impact the different intramarket sectors.

Keywords: Real estate market. Real estate prices. VAR Model. Construction industry. Macroeconomic factors.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BCB	Banco Central do Brasil
CAGED	Cadastro Geral de Empregados e Desempregados
CBIC	Câmara Brasileira da Indústria da Construção
CUB-RS	Custo Unitário Básico de Construção no Rio Grande do Sul
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
IBCR-RS	Índice de Atividade Econômica Regional do Rio Grande do Sul
IRF	Função de Resposta ao Impulso
FAC	Função de Autocorrelação
FACP	Função de Autocorrelação Parcial
FBKF	Formação Bruta de Capital Fixo
FEVD	Decomposição da Variância do Erro de Previsão
Fipe	Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
PIB	Produto Interno Bruto
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
RAIS	Relação Anual de Informações Sociais
RMPA	Região Metropolitana de Porto Alegre
SVAR	Modelo Vetor Autorregressivo Estrutural
VAB	Valor Adicionado Bruto
VAR	Modelo Vetor Autorregressivo
VARX	Modelo Vetor Autorregressivo com Variáveis Exógenas

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	13
2.1	INDÚSTRIA DE CONSTRUÇÃO CIVIL NO BRASIL	13
2.2	FORMAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO IMOBILIÁRIO	18
3	METODOLOGIA E ESTRATÉGIA EMPÍRICA	25
3.1	MODELOS VETORIAIS AUTORREGRESSIVOS	25
3.1.1	Descrição do modelo	25
3.1.2	Modelos VAR Estruturais	26
3.1.3	Modelos VAR com variáveis exógenas	27
3.1.4	Estacionariedade dos componentes do modelo	28
3.1.5	Especificação do modelo	30
3.1.6	Simplificação do modelo	31
3.1.7	Diagnóstico do modelo	32
3.1.8	Análise de causalidade	33
3.1.9	Função de Resposta ao Impulso	34
3.1.10	Decomposição da variância do erro de previsão	35
3.1.11	Resumo dos pressupostos gerais e diagnóstico do modelo	36
3.1.12	Resumo do processo de estimação e análise	36
3.2	DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	37
3.3	RESULTADOS ESPERADOS	42
4	MODELAGEM ECONOMETRICA E RESULTADOS	44
4.1	BREVES CONSIDERAÇÕES SOBRE A ESTRUTURA ECONÔMICA GAÚCHA	44
4.2	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E TRATAMENTO DOS DADOS	45
4.3	MODELO 01: VARIÁVEIS REGIONAIS ENDÓGENAS	49
4.3.1	Determinação da ordem de defasagem e equações do modelo	49

4.3.2	Estimação do Modelo 01	50
4.4	MODELO 02: VARIÁVEIS DO MERCADO IMOBILIÁRIO REGIONAL ENDÓGENAS	57
4.4.1	Determinação da ordem de defasagem e equações do modelo	58
4.4.2	Estimação do Modelo 02 com uma defasagem	60
4.4.3	Estimação do Modelo 02 com três defasagens	65
4.5	CONSIDERAÇÕES SOBRE O AJUSTE DOS MODELOS ESTIMADOS	72
4.6	CONSIDERAÇÕES GERAIS SOBRE OS RESULTADOS	74
5	CONCLUSÃO	79
	REFERÊNCIAS	82
	APÊNDICE A - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO DO MODELO 02 COM TRÊS DEFASAGENS	86

1 INTRODUÇÃO

A Indústria de Construção Civil é tida como uma importante propulsora da atividade econômica de um país. Não obstante o volume de recursos e pessoal empregado na cadeia estendida, apresentando multiplicadores de emprego, renda e arrecadação importantes (KURESKI *et al.*, 2008; CBIC, 2021), é através dela que toda a infraestrutura – portos, ferrovias, rodovias, energia e outros – necessária para o desenvolvimento de diversos setores é concretizada. Assim, tem papel fundamental nos programas de investimento e ciclos econômicos de crescimento para o Brasil, pelas peculiaridades de sua cadeia produtiva, como setor intensivo em mão de obra, baixo coeficiente de importação e elevados efeitos multiplicadores sobre a economia, renda, emprego e tributos (TEIXEIRA; CARVALHO, 2005).

Especialmente em virtude do extenso período compreendido pelo ciclo de prospecção até a conclusão das obras, característica intrínseca ao segmento, no qual os recursos envolvidos são de difícil realocação, a adoção de ferramentas e/ou dados estatísticos têm grande potencial para contribuir e embasar a tomada de decisão de gestores, dos setores público e privado, quanto à alocação de tais recursos em determinado período. Dada a relevância econômica e social do setor, especialmente quando considerado o elevado déficit habitacional no Brasil e o elevado montante de recursos envolvidos em empreendimentos imobiliários, um entendimento sobre a influência dos fatores econômicos sobre o mercado imobiliário pode auxiliar de maneira que investimentos – públicos e privados – sejam feitos de forma assertiva.

O presente estudo tem como objetivo investigar como variações em fatores macroeconômicos afetam a oscilação no preço real dos imóveis residenciais, utilizando como base o mercado imobiliário da Região Metropolitana de Porto Alegre entre os anos de 2012 e 2022. Buscou-se conduzir o estudo com as variáveis em nível regional, embora a indisponibilidade de algumas delas na frequência ou na extensão do período necessários tenha motivado a adoção de *proxies* para capturar seu possível impacto no mercado imobiliário em questão.

Dessa maneira, o estudo foi conduzido de forma a analisar tanto o efeito de variáveis agregadas em nível nacional quanto regional, de modo a captar efeitos

endógenos e exógenos à economia do estado do Rio Grande do Sul. De forma a examinar, de modo sistemático, as interações dinâmicas entre as variáveis, adotando pressupostos sobre a estrutura da economia, na forma de relações implícitas entre o conjunto de variáveis de interesse, foi utilizado modelo Vetor Autorregressivo (VAR) com algumas das variáveis consideradas exógenas (VARX).

Foram incluídas no estudo oito variáveis de interesse, incluindo o preço dos imóveis. Em linha com a literatura, foram incorporados: a renda agregada (NAKAZAWA, 2013; SUTTON, 2002; TSATSARONIS; ZHU, 2004) - no presente trabalho representada pelo IBCR-RS; o custo do financiamento imobiliário (BAFFOE-BONNIE, 1998); a inflação ao consumidor (BAFFOE-BONNIE, 1998; BROOKS; TSOLACOS, 1999; TSATSARONIS; ZHU, 2004); e o nível de desemprego (BAFFOE-BONNIE, 1998; BROOKS; TSOLACOS, 1999). Três dos fatores analisados, por sua vez, não foram encontrados em estudos anteriores: o custo dos fatores de produção; a rentabilidade do aluguel; e a expectativa de inflação futura.

Das oito variáveis estudadas, seis apresentaram significância estatística no modelo com melhor ajuste, incluindo o próprio preço defasado dos imóveis. Destaca-se o fato de que, dos fatores que não foram encontrados em trabalhos anteriores, o custo dos fatores de produção e a rentabilidade do aluguel foram significantes na variação dos preços no mercado imobiliário regional no período considerado.

O trabalho está estruturado em mais quatro capítulos, além desta introdução. O segundo capítulo é destinado a uma breve apresentação de fatos estilizados sobre a Indústria da Construção Civil e de modelos estatísticos e fatores utilizadas em trabalhos anteriores. O terceiro capítulo detalha o modelo e as variáveis adotados no presente estudo, bem como os resultados esperados para as estimações. O quarto capítulo apresenta o processo de modelagem e os resultados estimados. O quinto capítulo contém as conclusões desta pesquisa e sugestões para trabalhos futuros.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Este capítulo é destinado a uma breve apresentação da Indústria da Construção Civil e do Mercado Imobiliário, destacando alguns de seus principais fatos estilizados, características particulares, e a importância do setor na economia nacional. Na sequência, são apresentados alguns dos modelos abordados na literatura para determinação dos fatores mais relevantes na formação de preços de imóveis.

2.1 INDÚSTRIA DE CONSTRUÇÃO CIVIL NO BRASIL

A Indústria de Construção Civil é um dos setores capazes de influenciar decisivamente a estrutura econômica de um país. Dada sua ampla cadeia produtiva, que se estende desde a indústria extrativista mineral até a comercialização dos imóveis ou a utilização da infraestrutura construída, possui forte inter-relação com outros setores da economia e é grande consumidora de produtos de outros segmentos industriais, como aço da siderurgia, além de ser intensiva na utilização de mão de obra. Conforme Santos e Cruz (2000), o setor de construção de moradias responde por grande parte da Formação Bruta de Capital Fixo (FBKF) e do emprego nas modernas economias capitalistas.

Dessa forma, é necessário levar-se em consideração a estrutura dinâmica do setor quando se analisa a sua relevância para a economia. Em trabalho utilizando dados da economia brasileira do ano de 2004, Kureski *et al.* (2008) evidenciam a importância de serem considerados os efeitos diretos e indiretos da cadeia estendida quando é mensurada a relevância econômica da construção civil. Quando levados em conta os fluxos com compra e venda dos setores e margem de comercialização, ou seja, o PIB das relações intersetoriais, o resultado foi 49% superior ao divulgado pelo IBGE naquele ano (R\$ 84.868 milhões de reais), que foi calculado por metodologia que desconsidera tais relações (tabela 1).

Tabela 1 – Produto Interno Bruto a preço básico do macrossetor (2004)

Macrossetor da Construção Civil	R\$ milhões	%
Indústrias associadas à Construção Civil	25.491,47	20,15
Construção Civil	84.868,00	67,09
Distribuição	16.135,25	12,76
Total	126.494,72	100,00

Fonte: Kureski *et al.* (2008)

Conforme estudo da CBIC (2021), quando considerados os efeitos no próprio setor, na cadeia de suprimentos (indiretos) e nos demais segmentos da economia (induzido), cada real investido na produção de uma nova habitação representa um investimento total de R\$2,46, mais do que dobrando o valor da produção. Este investimento aumenta o Produto Interno Bruto (PIB) do país em R\$1,12 e a arrecadação de tributos em R\$0,62. Os multiplicadores do emprego mostram que o efeito do investimento de R\$1 milhão no setor resulta na criação de 18,31 postos de trabalho, levando-se em conta os impactos diretos, indiretos e induzidos (tabela 2).

Tabela 2 – Multiplicadores da Construção Civil – Impactos do setor

	Construção Formal			Total
	Direto	Indireto	Induzido	
Produção	1,00	0,84	0,62	2,46
Valor Adicionado	0,46	0,34	0,31	1,12
Arrecadação Tributos	0,30	0,19	0,13	0,62
Pessoal Ocupado	6,53	5,80	5,98	18,31

Fonte: Câmara Brasileira da Indústria da Construção (CBIC)

O mesmo estudo aponta que os efeitos positivos da Construção Civil na economia estendem-se após a conclusão da fase de obra. Finalizado o ciclo de edificações e entrega de chaves, a Construção Civil residencial é capaz de gerar mais 36% sobre o valor das moradias com a demanda por diversos setores da economia, incluindo a própria Construção. Em termos de renda agregada (PIB), esse incremento é da ordem de 16%; em relação aos tributos, são acrescidos 8%. Dessa forma, cada real investido na produção de moradias incorrerá em mais R\$0,36 de gastos em fase subsequente, o que contribui para adicionar R\$0,16 ao PIB e contribuir com a arrecadação pública com R\$0,08 na forma de tributos. Além disso, para cada R\$1 milhão em residências concluídas, geram-se 3,31 empregos no pós-obra (tabela 3).

Tabela 3 – Multiplicadores dos gastos pós-obras (diretos, indiretos e induzidos)

Setor	Produção	Valor Adicionado	Arrecadação Tributos	Pessoal Ocupado (total)**
Construção	0,09	0,04	0,02	0,63
Cama, mesa e banho	0,01	0,01	0,00	0,15
Confecção de acessórios	0,04	0,02	0,01	0,69
Produtos de madeira	0,04	0,02	0,01	0,39
Eletrônicos	0,03	0,01	0,01	0,22
Instalações elétricas	0,04	0,01	0,01	0,22
Mobiliário	0,08	0,04	0,02	0,75
Outros Serviços*	0,04	0,02	0,01	0,34
Total	0,36	0,16	0,08	3,31

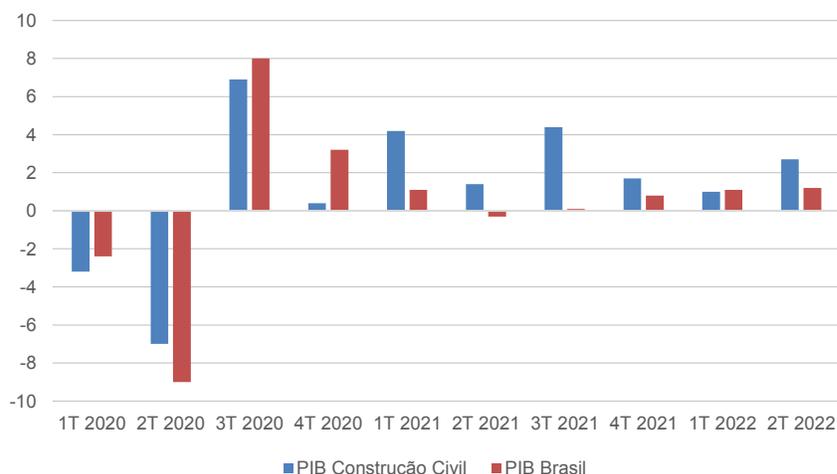
Fonte: Câmara Brasileira da Indústria da Construção (CBIC)

* Não inclui gastos com despachantes, cartórios e pagamento de tributos

** Empregos gerados para cada R\$1 milhão investido

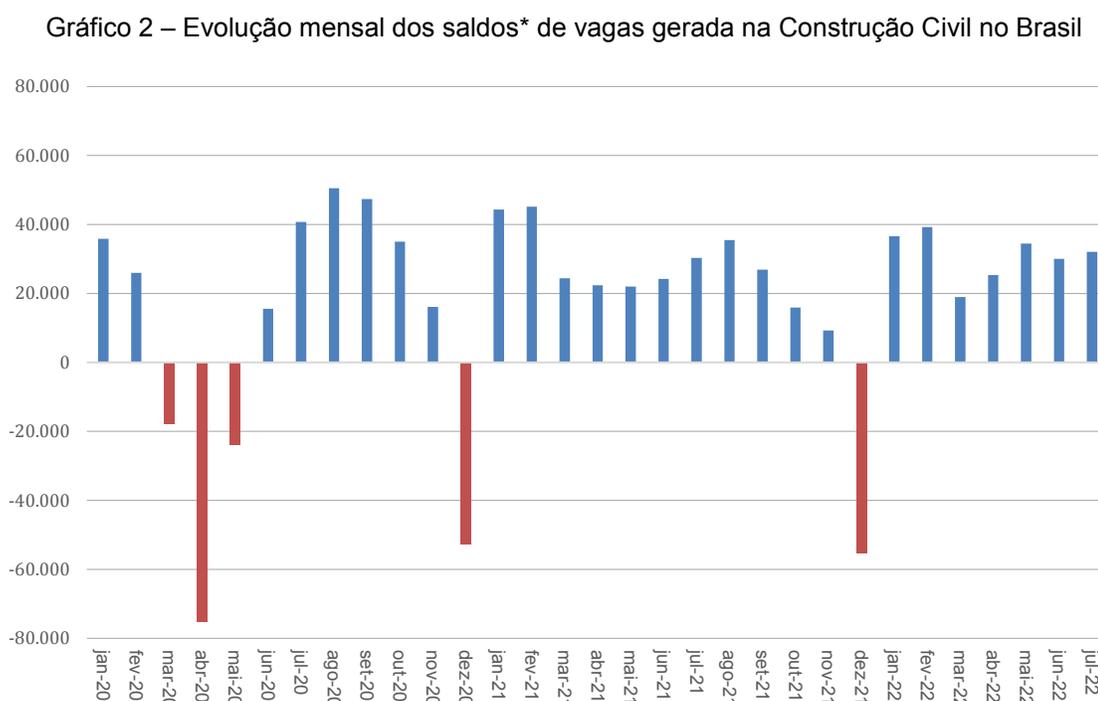
A Construção Civil, de acordo com os resultados referentes ao PIB divulgados pelo IBGE, teve no segundo trimestre de 2022 o oitavo período consecutivo de crescimento, na série que compara o resultado com os três meses anteriores, com ajuste sazonal. Dessa forma, o setor apresentou, no período em questão, nível de atividade 12,5% superior ao registrado nos últimos três meses de 2019 (período pré-pandemia) e 24,9% maior do que o observado no segundo trimestre de 2020, quando a pandemia efetivamente se instalou no Brasil.

Gráfico 1 – PIB Brasil e PIB Construção Civil
Taxa trimestre contra trimestre imediatamente anterior, com ajuste sazonal



Fonte: Contas Nacionais Trimestrais – 2º Trimestre de 2022, IBGE.

A participação e resiliência da Indústria da Construção Civil na economia nacional é notável, também, no mercado de trabalho. Conforme dados do Novo CAGED, de janeiro a julho de 2022 o setor criou 216.585 novos postos de trabalho formais, com o número de trabalhadores chegando a 2,525 milhões. Para fins de comparação, o número de empregos observados no período pré-pandemia (janeiro/20) era de 2,001 milhões. Assim como o Novo CAGED, a PNAD Contínua, divulgada pelo IBGE, também demonstrou dados positivos no mercado de trabalho, indicando que o número de pessoas ocupadas no setor cresceu 3,8%, passando de 7,213 milhões nos primeiros três meses de 2022 para 7,487 milhões no trimestre encerrado em junho.



Fonte: Novo CAGED/ Ministério do trabalho

*Dados com ajustes.

Ainda de acordo com as informações do Novo CAGED, o salário médio de admissão no Brasil em outubro de 2022 foi de R\$1.932,93. Na Construção Civil, esse valor foi de R\$2.052,82, sendo superior aos demais grupamentos gerais de atividades econômicas¹. Não obstante, dados da RAIS relativos ao ano de 2019 apontam que

¹ O salário médio do setor de Construção Civil é inferior, no período, apenas aos subgrupos do grupamento Serviços: “Informação, comunicação e atividades financeiras, imobiliárias, profissionais e

43,72% dos trabalhadores formais do setor não possuem ensino médio completo. Trata-se, portanto, de uma indústria altamente intensiva na geração de emprego, predominando a utilização de mão-de-obra de baixa qualificação.

Tabela 4 – Salários médios de admissão por grupamento de atividades em outubro de 2022

Grupamento de Atividades Econômicas	Salário médio de admissão (R\$) *
Agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura	1.746,88
Indústria geral	2.039,66
Construção	2.052,82
Comércio; reparação de veículos automotores e motocicletas	1.688,13
Serviços	2.024,78
Total	1.932,93

Fonte: Novo CAGED

*Em valores nominais

** Não incluem valores menores que 0,3 e maiores que 150 salários mínimos, assim como vínculos da modalidade intermitente.

Segundo dados de relatório econômico da CBIC (2022), em todas as bases de comparação, no ano de 2022, até o terceiro trimestre (últimos dados disponíveis), a Indústria da Construção Civil apresentou desempenho superior ao da economia nacional como um todo. A análise do segundo trimestre de 2022 contra igual período de 2021 evidencia um forte desempenho do setor, com alta de 9,9%; neste mesmo período a economia nacional cresceu 3,2%. O resultado acumulado no primeiro semestre de 2022, em relação a igual período do ano anterior, também ressalta o desempenho do setor (9,5%) mais robusto do que o agregado nacional (2,5%). Na taxa acumulada nos últimos quatro trimestres contra os quatro imediatamente anteriores o PIB da Construção cresceu 10,5% e a economia nacional teve alta de 2,6%.

Os dados apresentados, tanto em termos de participação relativa na economia nacional quanto no mercado de trabalho, reforçam a resiliência do setor, especialmente na retomada das atividades após o impacto econômico causado pela pandemia da COVID-19. Dessa forma, é ressaltado o papel fundamental do segmento nos programas de investimento e ciclos econômicos de crescimento para o Brasil, pelas peculiaridades de sua cadeia produtiva, como setor intensivo em mão de obra, baixo coeficiente de

administrativas” e “Administração pública, defesa, seguridade social, educação, saúde humana e serviços sociais”.

importação e elevados efeitos multiplicadores sobre a economia, renda, emprego e tributos apontado por Teixeira e Carvalho (2005).

Não obstante, segundo dados da CBIC (2021), a Construção Civil foi, em média, na década de 2011 a 2020, responsável por cerca de 5% do PIB nacional, respondendo por aproximadamente 22% do PIB industrial na média do período. O relatório aponta ainda que, também na média dos últimos dez anos, o setor foi responsável por 49,46% da Formação Bruta de Capital Fixo da economia, dado que reforça o destaque do segmento como propulsor de investimentos no país.

2.2 FORMAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO IMOBILIÁRIO

Uma abordagem frequentemente utilizada no estudo da formação de preços no mercado imobiliário é a dos preços hedônicos, que deriva da contribuição inicial de Lancaster (1966), que propôs, em contraponto à perspectiva então dominante na teoria do consumidor, que são as propriedades ou características intrínsecas de um bem, não o bem em si, que determinam sua utilidade.

A partir da proposição de Lancaster, Rosen (1974) esboça um modelo de diferenciação de produtos baseado na hipótese de que os bens são valorizados pela utilidade de suas características ou atributos. Os preços hedônicos são definidos como os preços implícitos dos atributos e são revelados para os agentes econômicos a partir de preços observados de produtos diferenciados e as quantidades específicas de características associadas a eles. Assim, uma classe de produtos diferenciados é completamente descrita por um vetor de características objetivamente mensuradas.

A heterogeneidade do estoque habitacional, característica deste mercado, atribui a cada unidade habitacional um preço diferente, que depende das características locais/espaciais e de construção. Trata-se, portanto, de um mercado *produto-diferenciado*. Um enfoque possível, nesse sentido, consiste em tratar o bem *habitação* como um bem composto por um conjunto de outros bens (que seriam as características individuais de cada habitação, como localização, número de cômodos, amenidades na vizinhança, etc.), cujos preços implicitamente contribuem para a formação do preço de

mercado de cada habitação. Tais preços são os preços hedônicos ou preços implícitos das características do bem habitação no modelo de Rosen.

Formalmente, o preço do bem habitação pode ser decomposto nos preços de suas características/atributos $P(x) = p(x_1, x_2, \dots, x_n)$ em que $P(x)$ é o preço de mercado da habitação e $x = x_1, x_2, \dots, x_n$ são as características do imóvel. As derivadas parciais da função preço da habitação (estimadas por meio de técnicas com dados em *cross-section* ou painel) com relação a características explicitam o quanto cada característica contribui para a formação do preço. Busca-se, portanto, com esse enfoque marcadamente microeconômico, dado que são analisados determinantes do preço de cada habitação específica, identificar tanto os atributos quantitativos e qualitativos que contribuem para a diferenciação espacial dos preços de habitação, quanto seus respectivos preços.

No Brasil, alguns dos trabalhos desenvolvidos a partir dessa abordagem são os de Arraes e Sousa Filho (2008) que estudaram os determinantes econômicos e externalidades que contribuem para a formação de preços em Fortaleza; Alves *et al.* (2011) em análise da formação de preços imobiliários em São Paulo considerando, além das características intrínsecas dos imóveis e da vizinhança, o ambiente macroeconômico; e Gomes *et al.* (2012) que objetivaram identificar os atributos relevantes na formação de preços de imóveis residenciais verticais novos em São Paulo.

Santos e Cruz (2000) apontam que, embora muito útil para análises dos diferenciais de preços intra-mercado habitacional, o enfoque microeconômico, característico dos modelos hedônicos, não é o mais adequado para o estudo das grandes tendências do setor. Os autores ressaltam que vários dos fatores que afetam o preço das habitações não dependem de seus atributos individuais, o que possibilita a construção de modelos agregados com o objetivo de discutir a evolução do mercado habitacional (abstraindo-se a heterogeneidade no interior deste mercado), assumindo que o enfoque macroeconômico envolve simplificações não triviais.

No mesmo sentido, Balarine (1997) aponta que a abordagem microeconômica tradicionalmente utilizada pela Engenharia de Avaliações, que consiste em modelos clássicos de regressão que utilizam como variável dependente o valor unitário à vista do imóvel em R\$/m² e como variáveis independentes as características decorrentes de aspectos físicos e de localização, não oferece visão total do mercado e das influências e

tendências comportamentais. Uma vez que a comercialização de imóveis é reconhecidamente dependente de uma demanda que apresenta alta volatilidade, é importante verificar o impacto de variáveis macroeconômicas auxiliares à interpretação de comportamentos micro.

Segundo Baffoe-Bonnie (1998), tradicionalmente os pesquisadores têm utilizado modelos estruturais para analisar o impacto de agregados macroeconômicos nos preços e estoque residenciais. Dentre os estudos desenvolvidos com essa abordagem estão o de DiPasquale e Wheaton (1994), que desenvolveram um modelo estrutural do mercado residencial unifamiliar que deriva de uma longa tradição de pesquisas macroeconômicas; Santos e Cruz (2000), em estudo sobre o mercado habitacional da Região Metropolitana de São Paulo, adaptando o modelo de DiPasquale e Wheaton; e Balarine (1997), em análise do impacto de variáveis macroeconômicas na formação de preços de imóveis residenciais na cidade de Porto Alegre.

Baffoe-Bonnie destaca, no entanto, que tais modelos impõem restrições *a priori* nos coeficientes, as quais podem inibir os pesquisadores de revisarem o modelo macroeconômico mesmo quando os dados ou evidências históricas apontam para tal necessidade. Comenta, além disso, que os modelos desenvolvidos para analisar o setor habitacional, por si só, são limitados em confiabilidade pois não podem permitir o conjunto completo de interações com o restante da economia. Não obstante, conforme a complexidade do modelo cresce, aumenta a possibilidade de erros graves de especificação.

Ao apontar que modelar o impacto macroeconômico no setor habitacional envolve tornar endógenas algumas variáveis macroeconômicas, o autor sugere que a aplicação do método de modelos não estruturais de vetor autorregressivo (VAR) é uma alternativa viável. Como o VAR é um modelo dinâmico de séries temporais, ele permite que os dados, ao invés do pesquisador, especifiquem a estrutura dinâmica do modelo.

Darrat e Glascock (1993) apontam que a técnica tem sido recomendada como uma alternativa confiável aos modelos estruturais mais convencionais que restringem as relações entre variáveis interrelacionadas com base em considerações um tanto arbitrárias. O procedimento VAR, por outro lado, impõe muito poucas restrições nas inter-relações dinâmicas entre as variáveis do modelo. No mesmo sentido, Sutton (2002)

destaca que o uso dessa classe de modelos tem como vantagens principais o fato de que todas as variáveis são consideradas endogenamente determinadas e apenas restrições fracas são colocadas no comportamento dinâmico das variáveis de interesse.

Tsatsaronis e Zhu (2004) descrevem o VAR como um modelo de equações simultâneas dinâmicas lineares de forma reduzida em que todas as variáveis são tratadas como endógenas. Uma representação de forma reduzida pode ser consistentemente estimada pela regressão de cada variável em um número de defasagens de todas as variáveis endógenas. Em seu trabalho, para examinar as relações dinâmicas entre as variáveis selecionadas, utilizam um modelo VAR estrutural (SVAR) e adotam algumas suposições sobre a estrutura da economia na forma de relações implícitas entre um conjunto de choques (inovações) não observados e não correlacionados para as variáveis endógenas e os resíduos observados das equações lineares estimadas.

Em seu estudo, para analisar os principais fatores que determinam o preço agregado de imóveis residenciais em um conjunto de países industrializados, apontam que alguns fatores têm influência a longo prazo, enquanto outros afetam predominantemente a dinâmica de curto prazo. Para o estudo em questão, foram selecionadas as seguintes variáveis: taxa de crescimento do PIB; taxa de inflação ao consumidor; taxa de juros real de curto prazo; *term spread*, definido como a diferença nos rendimentos dos títulos públicos de longo e curto prazo; e taxa de crescimento do crédito bancário ajustado pela inflação. O relatório destaca a preponderância da inflação como direcionadora dos preços de imóveis, respondendo por cerca de 50% da variação total, na média entre países, para o horizonte de cinco anos. Além da inflação, destacam-se os fatores financeiros relacionados ao financiamento imobiliário - crédito, taxa de curto prazo e spread de longo prazo - com importância praticamente igual entre si e, em conjunto, respondendo por cerca de um terço da variação observada nos preços residenciais. O estudo salienta que diferenças nas condições de financiamento imobiliário entre países também importam, com preços mais sensíveis às taxas de juro de curto prazo em países com predominância de financiamentos com taxas flutuantes.

Sutton (2002) utilizou um modelo VAR de pequena escala para estudar a extensão em que flutuações dos preços residenciais em seis economias avançadas (Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Irlanda, Holanda e Austrália) podem ser atribuídas a

flutuações na renda nacional, taxas de juros e os preços do mercado de ações. A principal descoberta empírica é que desenvolvimentos econômicos favoráveis capturados por essas variáveis parecem ter desempenhado um papel importante na valorização dos preços residenciais, embora em alguns casos os preços aparentaram crescimento maior do que o garantido pelo conjunto de determinantes fundamentais considerados. As variáveis adotadas pelo autor foram: a taxa trimestral de crescimento da renda real nacional; taxa de juros reais; taxa trimestral de crescimento do preço real do mercado de ações; e a taxa trimestral de crescimento real dos preços residenciais.

Baffoe-Bonnie (1998), utilizou um modelo não estrutural para analisar os efeitos dinâmicos da política monetária e três agregados macroeconômicos nos preços e número de unidades residenciais vendidas nos níveis nacional e regional. As variáveis incluídas no modelo VAR foram: o estoque de residências vendidas; o preço das residências; taxas de hipoteca; índice de preços ao consumidor; variações no nível de emprego; e oferta de moeda. O autor aponta que os resultados sugerem que tanto os preços quanto a quantidade de unidades comercializadas respondem a fundamentos econômicos que podem variar de uma região para a outra. Assim, os preços e quantidades comercializadas regionalmente refletem o crescimento e inflação em nível regional, bem como a taxa de juros e oferta de moeda em nível nacional. Entretanto, os resultados parecem indicar que variáveis econômicas sozinhas não podem explicar as extremas flutuações nos preços imobiliários e número de vendas que ocorreram em algumas regiões. Além disso, o mercado imobiliário pode ser propenso a bolhas especulativas não capturadas na análise.

Nakazawa (2013) utilizou um modelo VAR para determinar os principais fatores macroeconômicos que influenciam a formação de preço de imóveis, com base em dados da cidade de São Paulo entre 2001 e 2012. As variáveis incluídas no modelo foram: preço dos imóveis; PIB; taxa de juros; índice da Bolsa de Valores, com todas as variáveis deflacionadas. Dentre as principais conclusões do autor, estão que o PIB foi o fator preponderante na formação dos preços, com um impacto quase três vezes superior ao da taxa de juros, ressaltando que choques no PIB demoram, no mínimo, um ano para ter efeito sobre os preços no mercado imobiliário.

Brooks e Tsolacos (1999) utilizaram a metodologia VAR para investigar a interação entre os preços no mercado imobiliário no Reino Unido e fatores macroeconômicos e financeiros. As variáveis incluídas no modelo foram: retorno do preço das propriedades baseado no índice acionário britânico²; taxa de desemprego; taxa de juros nominal de curto prazo; *spread* nas taxas de juros de curto e longo prazo; inflação não antecipada; e retorno com dividendos. Os resultados obtidos no estudo indicam que, embora a inflação inesperada e o diferencial de juros de curto e longo prazo tenham poder explicativo sobre os preços dos imóveis, a influência mais significativa na série do preço dos imóveis são suas próprias defasagens. Os autores concluem, assim, que identificar os fatores que determinam os retornos do mercado imobiliário no Reino Unido continua sendo uma tarefa difícil.

Tendo em vista que este estudo visa analisar o impacto de fatores macroeconômicos no preço de imóveis, a utilização de modelos hedônicos não parece ser a abordagem mais indicada. Conforme Santos e Cruz (2000), embora muito útil para análise de diferenciais de preços intra-mercado habitacional, o enfoque microeconômico característico destes modelos não é o mais adequado para o estudo das grandes tendências do setor. Assim, sua adoção é mais adequada em estudos que pretendem mensurar os preços implícitos de características específicas que distinguem bens dentro deste mesmo segmento, como localização, amenidades, acessibilidade, área privativa, etc.

Os modelos estruturais utilizados para analisar o impacto de agregados macroeconômicos nos preços e estoques residenciais, por sua vez, estão sujeitos a contestações quanto à validade das restrições impostas *a priori* e à forma como se determina quais variáveis são endógenas e quais são exógenas (BAFFOE-BONNIE, 1998; DARRAT; GLASCOCK, 1993). Dessa forma, embora fundamentada pela teoria econômica em seus pressupostos fundamentais, a determinação das restrições nas interrelações entre as variáveis do modelo tem sido criticada por sua possível arbitrariedade, especialmente em modelos grandes, uma vez que, conforme a

² Os autores consideraram o preço dos imóveis de forma *equity-based*, avaliando o valor das propriedades indiretamente a partir dos valores de empresas do mercado imobiliário negociadas no mercado de ações FTSE Property Total Return Index.

complexidade do modelo cresce, aumenta a possibilidade de erros graves de especificação.

Neste cenário, os modelos não estruturais multivariados, como o VAR introduzido por Sims (1980), parecem uma alternativa adequada pois aliam o fato de serem apropriados ao foco macroeconômico, como os modelos estruturais agregados, com a vantagem de que são os dados - e não o pesquisador - que especificam a estrutura dinâmica do modelo. Dentre as principais vantagens da adoção desta abordagem destacam-se que todas as variáveis são consideradas endogenamente determinadas e que o procedimento impõe muito poucas restrições nas interrelações dinâmicas entre as variáveis do modelo. Ademais, de acordo com Bueno (2008), o VAR busca fundamentalmente responder qual a trajetória da série a um *choque estrutural*. Nada impede, contudo, de ser usado também para previsão. Uma vez que um dos principais objetivos deste estudo é a análise da trajetória do preço dos imóveis ante choques em variáveis macroeconômicas, trata-se de um modelo com viés apropriado aos propósitos do trabalho.

Por estes motivos, a adoção de um modelo da classe VAR, com abordagem baseada nos trabalhos de Baffoe-Bonnie (1998), Brooks e Tsolacos (1999), Sutton (2002) e Tsatsaronis e Zhu (2004), foi considerada adequada para os objetivos desta pesquisa.

3 METODOLOGIA E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Este capítulo é destinado a apresentação da metodologia utilizada no estudo, com a descrição da abordagem de Modelos Vetoriais Autorregressivos e seu processo de estimação e diagnóstico, bem como das variáveis utilizadas na pesquisa e os resultados esperados.

3.1 MODELOS VETORIAIS AUTORREGRESSIVOS

A classe de modelos de vetor autorregressivo (VAR) foi proposta pioneiramente por Sims (1980). Em seu trabalho, o autor argumenta que as estratégias para análises econométricas relacionadas à macroeconomia existentes até então estavam sujeitas a várias objeções importantes. Desde a crítica de Sims nos anos 1980, a abordagem VAR evoluiu como um instrumento para análise multivariada de séries temporais.

3.1.1 Descrição do modelo

Segundo Pfaff (2008), de modo geral, um VAR consiste em um conjunto de K variáveis endógenas $\mathbf{Y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt}, \dots, y_{Kt})$ para $k = 1, \dots, K$. O processo VAR(p) é então definido como

$$\mathbf{Y}_t = A_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + A_p \mathbf{Y}_{t-p} + C D_t + \mathbf{u}_t \quad (1)$$

onde A_i são $(K \times K)$ matrizes para $i = 1, \dots, p$ e \mathbf{u}_t é um ruído branco formado por uma sequência de vetores aleatórios independentes e identicamente distribuídos com média 0 e com matriz de covariância $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}'_t) = \Sigma_u$. A matriz C é a matriz de coeficientes de regressores potencialmente determinísticos com dimensão $(K \times M)$, e D_t é um vetor de $(M \times 1)$ colunas contendo os regressores determinísticos apropriados, como uma constante, tendência, e *dummie* e/ou *dummies* sazonais.

Uma característica importante de um processo VAR(p) é sua estabilidade, que pode ser conferida avaliando-se o polinômio característico reverso:

$$\det(I_K - A_1 z - \dots - A_p z^p) \neq 0 \quad \text{para } |z| \leq 1. \quad (2)$$

Se a solução da equação 2 tiver uma raiz para $z = 1$, então ou alguma ou todas as variáveis no VAR(p) são integradas de ordem um (por exemplo, $I(1)$).

Na prática, a estabilidade de um modelo VAR(p) pode ser analisada considerando-se a forma complementar e calculando os autovalores da matriz de coeficientes. Um processo VAR(p) pode ser escrito como um VAR(1) como:

$$\xi_t = A\xi_{t-1} + v_t \quad (3)$$

com

$$\xi_t = \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_t \\ \vdots \\ \mathbf{Y}_{t-p+1} \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_{p-1} & A_p \\ I & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I & 0 \end{bmatrix}, \quad v_t = \begin{bmatrix} \mathbf{u}_t \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \quad (4)$$

onde a dimensão dos vetores ξ_t e v_t é $(Kp \times 1)$ e a da matriz A é $(Kp \times Kp)$. Se o módulo dos autovalores de A forem menores do que um, então o processo VAR(p) é estável.

3.1.2 Modelos VAR Estruturais

Muito embora o espírito dos modelos de Vetor Autorregressivo seja que o pesquisador especifique o mínimo de restrições possíveis e deixe “que os dados decidam”, isso o torna um modelo ateuórico. Lütkepohl (2005) salienta que VARs são modelos reduzidos e que restrições estruturais são necessárias para identificar as inovações relevantes e respostas aos impulsos.

Não obstante, Brooks (2019) aponta que um VAR irrestrito e tão genérico quanto possível, no sentido de que as defasagens de todas as variáveis no sistema entram nas equações das demais, pode levar a sistemas altamente parametrizados, com graus de liberdade surpreendentemente baixos mesmo quando o número de observações das séries temporais é razoavelmente alto. Tais sistemas podem, também, resultar em previsões deficientes.

Sims (1980) introduziu os modelos Vetor Autorregressivo Estruturais (SVAR) na década de 1980 como uma alternativa aos modelos macroeconômicos de grande escala utilizados no período. Isso se deu após questionar o que chamou de restrições não

justificadas (*incredible restrictions*) que não são nem inócuas nem essenciais para a construção de um modelo usado para análise ou previsões.

A forma estrutural de um modelo VAR é, portanto, uma maneira mais sistemática de se impor restrições que permitam que o pesquisador analise as relações oriundas da teoria econômica do que as técnicas disponíveis até então. Assim, para examinar interações dinâmicas entre as variáveis, podem ser adotados pressupostos sobre a estrutura da economia na forma de relações implícitas entre um conjunto de variáveis.

Tsatsaronis e Zhu (2004) utilizaram em seu estudo um VAR Estrutural (SVAR) e impuseram restrições majoritariamente derivadas da teoria econômica nos efeitos contemporâneos das variáveis do modelo. Conforme Brooks (2019) e Lütkepohl (2005), ao se analisar interações entre economias pequenas e grandes, pode ser plausível assumir que o que se passa na economia pequena não deve afetar significativamente a grande e, portanto, pode-se adotar restrições ao modelo para refletir tal cenário.

3.1.3 Modelo VAR com variáveis exógenas

Conforme Lütkepohl (2005), ao se assumir que todas as variáveis estocásticas de um sistema têm essencialmente o mesmo *status*, todas são determinadas dentro do sistema. Assim, o modelo descreve o processo de geração conjunta de todas as variáveis observáveis de interesse. Na prática, o processo gerador pode ser afetado por outras variáveis observáveis que são determinadas fora do sistema de interesse. Tais variáveis são chamadas de variáveis *exógenas* ou *não modeladas*. Em contraste, as variáveis determinadas dentro do sistema são denominadas *endógenas*.

Embora termos determinísticos possam ser incluídos no conjunto de variáveis não modeladas, normalmente se tem em mente variáveis estocásticas nesta categoria. Um exemplo de situação com variáveis estocásticas exógenas é o estudo de uma pequena economia aberta, na qual o nível de preços ou o PIB do resto do mundo pode ser considerado como exógeno.

Reescrevendo a equação (1), considere-se o seguinte VAR(1), onde X_t é um vetor de variáveis exógenas e B é a matriz de coeficientes:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + B X_t + e_t \quad (5)$$

os componentes do vetor X_t são denominadas variáveis exógenas uma vez que seus valores são determinados fora do sistema VAR. Em outras palavras, não há equações no VAR com qualquer componente de X_t como variáveis dependentes.

Um modelo VAR com variáveis exógenas é às vezes denominado de VARX. Conforme Brooks (2019), embora o espírito do VAR seja não impor quaisquer restrições no modelo e deixar “os dados decidirem”, a utilização de variáveis exógenas pode ser desejável se considerações teóricas a sugerirem.

3.1.4 Estacionariedade dos componentes do modelo

A estacionariedade ou não estacionariedade de uma série temporal pode influenciar fortemente seu comportamento e propriedades. Para séries estacionárias, por exemplo, choques no sistema irão gradualmente se dissipar, ou seja, a série reverte para sua média de longo prazo. Em contraponto, caso os dados sejam não estacionários, a persistência dos choques é infinita. Além disso, o uso de dados não estacionários pode levar a regressões espúrias. Dessa forma, se for feita a regressão de uma série não estacionária contra outra com a mesma característica, frequentemente podem ser encontrados resultados com significância estatística mesmo que tal resultado não tenha validade.

De modo geral, caso se deseje utilizar testes de hipótese, tanto individual quanto conjuntamente, para examinar a significância estatística dos coeficientes, é essencial que todos os componentes do modelo VAR sejam estacionários. Deve-se mencionar, contudo, que, conforme Brooks (2019) e Bueno (2008), vários propositores da abordagem VAR salientam que não se deve diferenciar os dados para induzir a estacionariedade, com o argumento de que a proposta da estimação VAR é fundamentalmente examinar as interrelações entre as variáveis e que a diferenciação implicará na perda de informações sobre relações de longo prazo entre séries. Assim, por exemplo, Sims (1980) admite a mistura de variáveis estacionárias e não estacionárias em um modelo VAR. Segundo Bueno, no entanto, este é um ponto controverso e cuja forma de proceder necessita ainda de pesquisa. Assim, o presente estudo assume que

os componentes de um modelo VAR devem ser estacionários para que os testes de hipótese possam ser interpretados adequadamente.

Para que uma série seja *fracamente estacionária*¹, tanto a média quanto a variância não podem depender do tempo e o grau de persistência (covariância) pode depender apenas da distância temporal entre as observações. Formalmente, conforme Tsay (2014), uma série $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ com k dimensões é dita *fracamente estacionária* se:

- i. $E(\mathbf{y}_t) = \boldsymbol{\mu}$
- ii. $Cov(\mathbf{y}_t) = E[(\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu})(\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu})'] = \Sigma_y$

onde $\boldsymbol{\mu}$ é um vetor constante com k dimensões, $E(\mathbf{y})$ e $Cov(\mathbf{y})$ denotam as matrizes de esperança e de variância e covariância, respectivamente, do vetor aleatório \mathbf{y} .

Segundo Bueno (2008), visualmente observa-se a estacionariedade se uma série flutua em torno de uma média fixa e se a variância da série é constante ao longo do tempo. Não obstante, são necessários testes estatísticos para verificar ou não a estacionariedade da série, uma vez que a inspeção visual frequentemente incorre em equívocos.

O teste pioneiro foi o de Dickey e Fuller (1979, 1981). Para exemplificar, considere-se um modelo:

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

O objetivo básico do teste é examinar a hipótese nula de que $\phi = 1$ contra a alternativa de que $\phi < 1$. Dessa forma, as hipóteses de interesse são H_0 : a série contém raiz unitária contra H_1 : a série é estacionária. A regressão do teste utilizada na prática é:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

com $\psi = \phi - 1$, de modo que um teste de $\phi = 1$ é equivalente a $\psi = 0$. Este teste apenas é válido caso u_t seja um ruído branco. Assim, um ponto fraco do teste é que ele não leva em conta uma possível correlação serial nos resíduos.

¹ Uma vez que a estacionariedade estrita é dificilmente verificada na prática, não será abordada em detalhes. Assim, neste trabalho, ao ser descrita como estacionária, assume-se que a série é, pelo menos, fracamente estacionária. Para uma análise aprofundada do conceito de estacionariedade, ver Bueno (2008), p. 16-19.

Para contornar o problema, utiliza-se p defasagens da variável dependente. O modelo alternativo à equação (7) é reescrito:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (8)$$

onde as defasagens de Δy_t "absorvem" qualquer estrutura dinâmica presente na variável dependente para garantir que u_t seja não correlacionado. Este teste é conhecido como Dickey-Fuller aumentado (ADF), e ainda é conduzido em ψ , com os mesmos valores críticos do teste anterior.

3.1.5 Especificação do modelo

Segundo Bueno (2008), determinar a ordem p de um modelo VAR é uma tarefa difícil, uma vez que a defasagem necessária para obter resíduos que são ruído branco com relação à primeira variável endógena não necessariamente é a mesma para obtê-los na segunda. A regra é usar tantas defasagens quantas forem necessárias para obter resíduos ruído branco em todas as variáveis endógenas. Na prática, é um evento difícil pois há grande probabilidade de que a autocorrelação de determinada variável seja diferente de zero mesmo se p for alto, uma vez que, probabilisticamente, 5% dos valores estimados estariam fora do intervalo de confiança. Em contraste, usar p muito alto, em um modelo altamente complexo, em que se estimam muitos coeficientes cruzados, torna o poder do teste estatístico bastante deficiente.

Objetivamente, pode-se utilizar o critério de informação como AIC (AKAIKE, 1981), BIC (SCHWARZ, 1978) ou HQ (HANNAN; QUINN, 1979), para definir a ordem de defasagem do modelo. Considerando um VAR(m), em que $m = 0, 1, 2, \dots, p_{max}$, o problema está em escolher a ordem p que minimiza a seguinte fórmula geral do critério de informação:

$$Cr(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0| + c_T \varphi(m),$$

em que $\hat{\Gamma}_0 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t \hat{e}_t'}{T}$; c_T é uma sequência que depende do tamanho da amostra e $\varphi(m)$

é uma função que penaliza VAR de grandes ordens.

A versão multivariada dos critérios AIC e BIC é dada por:

$$AIC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{2}{T}mn^2$$

$$BIC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln(T)}{T}mn^2$$

$$HQ(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{2\ln[\ln(T)]}{T}mn^2$$

em que mn^2 é o número total de parâmetros estimados em todas as equações.

3.1.6 Simplificação do modelo

Modelos com séries temporais multivariadas podem conter muitos parâmetros se a dimensão k é moderada ou grande. Na prática, comumente se observa que alguns dos parâmetros não são estatisticamente significantes a um certo nível de significância. Assim, torna-se vantajoso simplificar o modelo pela remoção dos parâmetros não significantes. Isso é particularmente válido quando não há um conhecimento anterior disponível para suportar tais parâmetros.

Conforme Tsay (2014), dentre os métodos comumente utilizados na prática, uma abordagem natural para simplificar um modelo VAR(p) ajustado é remover parâmetros não significantes a partir do *teste qui-quadrado para parâmetros zero*. Dado um nível especificado de significância, como $\alpha = 0.05$, ou $\alpha = 0.1$ pode-se identificar os *parâmetros alvo* para exclusão. Por parâmetros alvo, entendem-se os parâmetros cuja razão- t individual é menor do que o valor crítico da distribuição normal com erro α do tipo I. Eles são alvo para remoção porque as estimativas dos parâmetros são correlacionadas e estatísticas marginais podem ser enganosas.

Denote-se por $\hat{\omega}$ um vetor de v dimensões consistindo dos parâmetros alvo. Em outras palavras, v é o número de parâmetros a ser fixado em 0. Deixe ω ser a contraparte de $\hat{\omega}$ na matriz de parâmetros considerados. A hipótese de interesse é:

$$H_0: \omega = 0 \quad \text{versus} \quad H_a: \omega \neq 0$$

Trata-se de um teste qui-quadrado (X^2) que pode ser interpretado como um teste de razão de verossimilhança. A hipótese nula $H_0: \omega = 0$ denota um modelo VAR(p) reduzido. Assim, pode-se utilizar a estatística de razão de verossimilhança, que é

assintoticamente equivalente ao teste qui-quadrado. Esta metodologia pode ser utilizada para realização de inferências como o teste de causalidade de Granger.²

3.1.7 Diagnóstico do modelo

Uma vez que o modelo VAR tenha sido estimado, é de interesse central analisar se os resíduos obedecem às suposições do modelo. De forma geral, deve-se checar a ausência de correlação serial e heterocedasticidade no processo de erros. Não obstante, após a confirmação de tais premissas, deve-se confirmar a estabilidade do modelo e de ausência de quebras estruturais ao longo do processo.

Para testar a ausência de correlação serial nos resíduos de um modelo VAR(p), um dos testes mais utilizados é o de Portmanteau³. A estatística do teste é definida por:

$$Q_h = T \sum_{j=1}^h \text{tr}(\hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}) \quad (9)$$

com $\hat{C}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T \hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_{t-i}'$. A estatística de teste tem uma distribuição aproximada $\chi^2(K^2h - n^*)$, onde n^* é o número de coeficientes excluindo termos determinísticos de um modelo VAR(p). A distribuição limite só é válida para h tendendo a infinito a uma taxa adequada com tamanho de amostra crescente. Portanto o *trade-off* é entre uma aproximação adequada para a distribuição χ^2 e a perda no poder do teste quando h é escolhido sobredimensionado.

Para testar a ausência de heterocedasticidade pode-se utilizar o teste ARCH⁴. A versão multivariada do teste ARCH-LM é baseada na regressão a seguir:

$$\text{vech}(\hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_t') = \beta_0 + B_1 \text{vech}(\hat{\mathbf{u}}_{t-1} \hat{\mathbf{u}}_{t-1}') + \dots + B_q \text{vech}(\hat{\mathbf{u}}_{t-q} \hat{\mathbf{u}}_{t-q}') + \mathbf{v}_t, \quad (10)$$

onde \mathbf{v}_t representa um processo de erro esférico e *vech* é o operador de empilhamento para matrizes simétricas que empilham as colunas da diagonal principal para baixo. A dimensão de β_0 é $\frac{1}{2}K(K+1)$, e para as matrizes de coeficientes B_i com $i = 1, \dots, q$, $\frac{1}{2}K(K+1) \times \frac{1}{2}K(K+1)$. A estatística de teste é definida por:

$$\text{VARCH}_{LM}(q) = \frac{1}{2}TK(K+1)R_m^2, \quad (11)$$

² Para uma prova matemática detalhada do teste, ver Tsay (2014), p.72-74.

³ Ver: Ljung; Box (1978), p.553–564.

⁴Para uma análise mais detalhada sobre teste de heterocedasticidade, ver: Lütkepohl (2005).

com $R_m^2 = 1 - \frac{2}{K(K+1)} \text{tr}(\widehat{\Omega}\widehat{\Omega}_0^{-1})$, onde $\widehat{\Omega}$ designa a matriz de covariância da regressão do modelo definido anteriormente (equação 10). A estatística deste teste é distribuída como $\chi^2\left(\frac{qK^2(K+1)^2}{4}\right)$.

Por fim, a estabilidade estrutural pode ser testada pela investigação da flutuação empírica do processo, com testes como CUSUM, CUSUM-of-squares, MOSUM e de flutuação⁵.

3.1.8 Análise de causalidade

Comumente os pesquisadores estão interessados na detecção de causalidade entre variáveis, sendo o teste mais comum para este fim o de causalidade de Granger (Granger, 1969). Este teste não é adequado para testar relações causais no sentido estrito, uma vez que a possibilidade da falácia "*post hoc ergo propter hoc*"⁶ não pode ser descartada. De toda forma, essa é uma questão presente para qualquer "teste de causalidade" em econometria. Assim, é usual que se diga que a variável x *Granger-causa* a variável y caso a variável x ajude a prever a variável y .

O vetor de variáveis endógenas \mathbf{y}_t é dividido em dois subvetores \mathbf{y}_{1t} e \mathbf{y}_{2t} com dimensões $(K_1 \times 1)$ e $(K_2 \times 1)$ com $K = K_1 + K_2$. Para o VAR(p) reescrito,

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_{1t} \\ \mathbf{y}_{2t} \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \alpha_{11,i} & \alpha_{12,i} \\ \alpha_{21,i} & \alpha_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{1,t-i} \\ \mathbf{y}_{2,t-i} \end{bmatrix} + CD_t + \begin{bmatrix} \mathbf{u}_{1t} \\ \mathbf{u}_{2t} \end{bmatrix} \quad (12)$$

a hipótese nula de que o subvetor \mathbf{y}_{1t} não Granger-causa \mathbf{y}_{2t} é definida como $\alpha_{21,i} = 0$ para $i = 1, 2, \dots, p$. A alternativa é $\exists \alpha_{21,i} \neq 0$ para $i = 1, 2, \dots, p$. A estatística do teste é distribuída como $F(pK_1K_2, KT - n^*)$, com n^* igual ao número total de parâmetros no modelo VAR(p) acima, incluindo regressores determinísticos.

⁵ Uma exposição detalhada sobre testes de flutuação pode ser encontrada em: Zeileis; Leisch; Hornik; Kleiber, 2005.

⁶ Tradução do latim: "Depois disso, portanto, causado por isso". Também conhecida como correlação coincidente, a falácia consiste na ideia de que dois eventos que ocorrem em sequência cronológica estão, necessariamente, interligados através de uma relação de causa e efeito. Pode-se incorrer, dessa forma, em assunção equivocada ao deixar-se de considerar outros fatores que podem excluir, ou confirmar, tal conexão.

3.1.9 Função de Resposta ao Impulso

Não obstante serem bastante úteis para inferir se uma variável ajuda a prever outra, os testes de causalidade, como o apresentado na subsecção anterior, têm restrições quanto à quantificação do impacto da variável que impulsiona na variável que responde ao longo do tempo. A análise de resposta ao impulso é utilizada para investigar esses tipos de interações dinâmicas entre as variáveis endógenas.

Segundo Brooks (2019), a resposta ao impulso traça a responsividade das variáveis dependentes no VAR a choques em cada uma das variáveis. Dessa forma, para cada variável de cada equação separadamente, um choque unitário é aplicado ao erro, e os efeitos no modelo ao longo do tempo são notados. Efetivamente, as respostas ao impulso são derivadas parciais das variáveis ($y_{jt}, j = 1, \dots, g$) com respeito a cada termo de erro ($u_{kt}, k = 1, \dots, g$): $\frac{\partial y_{jt}}{\partial u_{kt}}$.

Na prática, um choque com desvio padrão é normalmente utilizado ao invés de um unitário, uma vez que um choque unitário pode ser empiricamente não plausível, ao passo que um desvio padrão na maior parte das vezes é relevante.

Se há g variáveis no sistema, um total de g^2 respostas ao impulso podem ser geradas. Para isso, se expressa o modelo VAR como um VMA (vetor de médias móveis). Assumindo que o sistema é estável, o choque deve gradualmente se dissipar. Para ilustrar o funcionamento, considere-se um VAR(1) bivariado:

$$\mathbf{Y}_t = \phi_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (13)$$

Assim:

$$\mathbf{Y}_t = \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} = \phi \begin{pmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (14)$$

assumindo $\mathbf{Y}_{-1} = 0$, o choque

$$\begin{pmatrix} u_{1,0} \\ u_{2,0} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (15)$$

se propaga através do sistema como

$$\begin{pmatrix} Y_{1,0} \\ Y_{2,0} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (16)$$

$$\begin{pmatrix} Y_{1,1} \\ Y_{2,1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} \\ \phi_{21} \end{pmatrix} \quad (17)$$

$$\begin{pmatrix} Y_{1,2} \\ Y_{2,2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_{11} \\ \phi_{21} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11}^2 + \phi_{12}\phi_{21} \\ \phi_{21}\phi_{11} + \phi_{22}\phi_{21} \end{pmatrix} \quad (18)$$

E assim sucessivamente. Dessa forma, é possível obter a função de resposta ao impulso de Y_{1t} e Y_{2t} a um choque em Y_{1t} . De forma análoga, um choque em Y_{2t} em $t = 0$ pode ser obtido resolvendo-se:

$$\begin{pmatrix} u_{1,0} \\ u_{2,0} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \quad (19)$$

e seguindo conforme o caso descrito anteriormente.

Os mesmos princípios podem ser aplicados no contexto de um modelo VAR com mais equações ou mais defasagens.

3.1.10 Decomposição da variância do erro de previsão

Uma outra forma de analisar a dinâmica do modelo VAR é a decomposição da variância do erro de previsão (*forecast error variance decomposition* - FEVD). Essa técnica permite a análise da proporção dos movimentos nas variáveis dependentes que são devidos aos seus "próprios" choques, contra choques em outras variáveis. Um choque na j -ésima variável afeta esta variável diretamente, mas também será transmitido a todas as outras variáveis no sistema através da estrutura dinâmica do VAR. As decomposições de variância determinam quanto da variância no erro de previsão h passos à frente de uma determinada variável é explicada por inovações em cada variável explicativa para $h = 1, 2, \dots$. Conforme Brooks (2019), na prática, costuma-se observar que os choques das próprias séries explicam a maior parte da variância no erro de previsão nas séries em um VAR.

Assim, a FEVD permite a análise da contribuição da variável j para a variância do erro de previsão do passo h da variável k . Formalmente, a variância do erro de previsão para $y_{k,T+h} - Y_{k,T+h|T}$ é definida como:

$$\sigma_k^2(h) = \sum_{n=0}^{h-1} (\psi_{k1,n}^2 + \dots + \psi_{kk,n}^2), \quad (20)$$

que pode ser escrita como

$$\sigma_k^2(h) = \sum_{j=1}^K (\psi_{kj,0}^2 + \dots + \psi_{kj,h-1}^2). \quad (21)$$

Dividir o termo $(\psi_{kj,0}^2 + \dots + \psi_{kj,h-1}^2)$ por $\sigma_k^2(h)$ fornece a FEVD em termos percentuais.

3.1.11 Resumo dos pressupostos gerais e diagnóstico do modelo

Tipicamente, para ser considerado bem ajustado, o modelo deve atender a alguns pressupostos. De forma sintética:

- a) estacionariedade das séries temporais: o modelo relaciona a k -ésima variável no vetor Y_t aos seus valores passados e a todas as outras variáveis no sistema. de modo a se evitar regressões espúrias, todas as séries temporais que compõem o modelo devem ser estacionárias;
- b) significância dos parâmetros estimados: o objetivo é eliminar do modelo parâmetros que não são estatisticamente significantes. se alguma variável não granger-cause as demais, por exemplo, podemos encontrar coeficientes nulos. além disso, os dados podem não ser ricos o suficiente para fornecer estimativas precisas;
- c) estabilidade: o modelo é estacionário e estável quando os efeitos dos choques u_t se dissipam. isso ocorre quando os autovalores da matriz de coeficientes estão dentro do círculo unitário. não se deve confundir a estacionariedade do modelo com a estacionariedade das séries individualmente;
- d) resíduos bem comportados: os resíduos não devem apresentar autocorrelação serial nem heterocedasticidade condicional.

3.1.12 Resumo do processo de estimação e análise

A partir de uma base de dados de k séries temporais, pode-se sintetizar os pressupostos dos modelos da classe VAR e o fluxo de trabalho para a modelagem da seguinte forma:

- a) visualizar os dados e identificar observações fora do padrão (*outliers*, sazonalidade, tendência);
- b) se necessário, transformar os dados para estabilizar a variância;
- c) testar se os dados são estacionários ou cointegrados:
 - caso as séries sejam estacionárias, estima-se um VAR com as séries em nível,

- caso haja raiz unitária, mas sem cointegração, é preciso diferenciar os dados até que se tornem estacionários e estimar o modelo VAR com as séries diferenciadas,
 - caso haja raiz unitária com cointegração, utilizar um modelo com vetor de correção de erros (VEC) com as séries em nível;
- d) definir a ordem de defasagem p do modelo por meio de critérios de informação como o AIC, BIC e HQ;
- e) estimar o modelo com a ordem de defasagem selecionada no passo anterior e verificar a significância estatística do modelo estimado,
- Verificar a significância estatística do modelo estimado e, caso necessário, eliminar parâmetros não significativos,
 - Analisar a causalidade das variáveis (variáveis que não granger-causam as demais podem ser retiradas do modelo, por exemplo);
- f) Examinar a estabilidade do modelo e se os resíduos são bem comportados;
- Verificar a autocorrelação serial por meio das FAC e FACP dos resíduos de cada equação do modelo estimado;
 - analisar a estabilidade do modelo estimado através dos autovalores associados,
 - analisar a heterocedasticidade condicional – resíduos devem ser homocedásticos, ou seja, com variância condicional constante,
 - verificar se há presença de quebras estruturais no modelo;
- g) caso o modelo esteja estável e bem ajustado, analisar as informações contidas nos coeficientes estimados e na função de resposta ao impulso;
- h) por fim, o modelo por ser utilizado para fazer previsões para as variáveis nele contidas.

3.3 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

A partir da revisão bibliográfica e de considerações a partir da experiência prática, advindas das atividades profissionais desempenhadas no dia a dia de empresa do mercado imobiliário, foram listadas e compiladas uma série de variáveis de interesse,

priorizando-se as com abrangência regional para o estado do Rio Grande do Sul. Dentre elas, a partir da disponibilidade de dados para acesso público, frequência das observações e amplitude das séries temporais acessíveis, foram selecionadas para este estudo as que seguem. A abrangência dos dados é de agosto de 2012 até junho de 2022, sendo limitada pela extensão da série temporal do preço dos imóveis residenciais disponível no momento da coleta de dados.

Preço dos imóveis

Foi utilizado o Índice FipeZap de Preços de Imóveis Anunciados (Índice FipeZap) de Porto Alegre, disponibilizado no site da Fipe.⁷ É nessa variável que impacto das demais se objetiva testar, ou seja, essa é a variável de interesse neste estudo.

Custo de construção

Custo Unitário Básico (CUB)⁸ no Rio Grande do Sul, divulgado pelo SINDUSCON-RS. A série foi obtida no Banco de Dados da CBIC, que considerou representativo o projeto-padrão R-8N (Residência multifamiliar, padrão normal) como variação média estadual dos custos de construção. Essa variável, curiosamente, não foi encontrada em trabalhos anteriores na bibliografia. No presente estudo, foi incluída de modo a se aferir o impacto de variações nos custos dos fatores de produção no preço final dos imóveis. Assim, busca-se mensurar o poder de repasse de custos ou pressões nas margens de rentabilidade das construtoras e incorporadoras, especialmente em situações de aumentos abruptos como o ocorrido no período da pandemia de Covid-19.

⁷ Consiste em uma parceria entre a Fipe e o portal Zap Imóveis e utiliza como fonte de dados os anúncios de venda ou locação de apartamentos e salas comerciais prontos cadastrados no portal Zap Imóveis.

⁸ O Custo Unitário Básico (CUB) é um indicador de custos no setor da construção calculado e divulgado pelo Sinduscons estaduais e regido pela Lei Federal 4.591/64.

Taxa de Aluguel (Rentabilidade do Aluguel)

Também calculada pela Fipe e disponível em seu site, é a razão entre os preços anunciados de locação e venda. Essa variável também não foi encontrada em modelos utilizados em trabalhos anteriores sobre o tema. Se relaciona com a função dupla de imóveis residenciais como bem de consumo e veículo de investimento. Assim, sintetiza tanto o lado de investidores que têm nessa classe uma parte de seu portfólio e comparam a rentabilidade e liquidez contra outras classes de investimentos, quanto do consumidor que pondera o custo de oportunidade da aquisição de um imóvel próprio contra o do aluguel. Dessa forma, apesar de também não ter sido encontrada em trabalhos anteriores, optou-se por incluí-la para testar se oscilações no retorno do investimento (por parte de investidores) ou custo de locação (por parte de inquilinos) têm impacto relevante nos preços de comercialização dos imóveis.

Nível de atividade econômica

Foi adotado o Índice de Atividade Econômica Regional - Rio Grande do Sul (IBCR-RS)⁹ com ajuste sazonal do Banco Central do Brasil. Trata-se de indicador com periodicidade mensal, que incorpora variáveis consideradas como *proxies* para desempenho dos setores da economia. A adoção deste índice foi motivada, especialmente, em virtude de sua frequência mensal, que amplia o número de observações na série temporal, em detrimento do PIB regional, que apresenta dados trimestrais. Sua inclusão é fundamentada pois, naturalmente, contempla uma série de informações contidas em outras medidas mais diretas, tanto sobre o ciclo de negócios quanto em observações mais explícitas sobre renda domiciliar, como salários e desemprego. Está presente, na forma de PIB, em diversos estudos anteriores como (NAKAZAWA, 2013; SUTTON, 2002; TSATSARONIS; ZHU, 2004).

⁹ Não obstante algumas características que diferenciam o IBC-Br do PIB, tanto do ponto de vista conceitual quanto metodológico, ambos são indicadores agregados de atividade econômica e apresentam trajetórias similares no médio prazo, favorecendo comparações em horizontes mais longos, como o anual. Para mais informações, consultar Estudo Especial nº 3/2018 "Aspectos metodológicos e comparações do comportamento do IBC-Cr e do PIB", do Banco Central do Brasil.

Custo do financiamento imobiliário:

Foi adotada a taxa média de juros para pessoas físicas¹⁰ das novas operações de crédito, com dados divulgados pelo BCB e disponíveis em seu site. Sendo o mercado imobiliário altamente dependente da concessão de crédito, uma vez que os bens apresentam valores elevados e a compra de uma residência geralmente envolve financiamento externo, espera-se que o custo dos empréstimos tenha um papel importante na dinâmica de preços do setor, influenciando diretamente na demanda agregada. O custo de financiamento imobiliário foi utilizado, por exemplo, por Baffoe-Bonnie (1998), embora a taxa de juros da economia seja comumente utilizada, podendo ser adotada de diferentes formas (taxa básica de juros da economia, *spread* entre títulos de curto e longo prazo, etc.).

Inflação ao consumidor:

Foi adotado o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para a Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA), divulgado pelo IBGE e com dados coletados no site do BCB. Altos níveis de inflação ao consumidor, pela corrosão do poder de compra, devem diminuir a demanda agregada no setor imobiliário. Não obstante, para controle do processo inflacionário, é esperada uma alta na taxa básica de juros na economia por parte do Banco Central, o que deve ter reflexo direto nos custos de concessão de crédito, contraindo ainda mais a demanda e aumentando o custo de oportunidade de novos lançamentos. Por outro lado, como mencionado anteriormente, a função de *hedge* contra processos inflacionários pode representar a migração para essa classe de ativos por parte de alguns investidores. Diversos trabalhos utilizam a inflação como deflator dos indicadores nominais, porém Baffoe-Bonnie (1998), Brooks e Tsolacos (1999) e Tsatsaronis e Zhu (2004) incluem-na como variável no modelo. Nakazawa

¹⁰ Taxa média mensal de juros das operações de crédito com recursos direcionados - Pessoas Físicas - Financiamento imobiliário total. Refere-se aos financiamentos com destinação específica, vinculados à comprovação da aplicação dos recursos voltados para a produção e investimento de médio e longo prazos, tendo como fonte de recursos parte das captações de depósitos à vista e de caderneta de poupança, e fundos e programas públicos.

(2013) sugere a inclusão da inflação como variável explícita no modelo como uma extensão para seu trabalho.

Nível de emprego

Taxa de desocupação nacional, divulgada pelo IBGE. Essa é uma variável cuja adoção poderia ser questionada em virtude de estar, teoricamente, já representada pelo nível de atividade econômica. Optou-se por não a retirar *a priori* do modelo em virtude de ser uma *proxy* do cenário nacional, enquanto o nível de atividade é uma *proxy* regional. Além disso, enquanto o IBCR-RS compila diversos fatores que, conjuntamente, representam o nível de atividade no Rio Grande do Sul, a taxa de desocupação é uma medida mais direta sobre o mercado de trabalho. Baffoe-Bonnie (1998) e Brooks e Tsolacos (1999) utilizam o nível de emprego em seus estudos, embora não utilizem a renda agregada.

Expectativa de inflação

Expectativa de Inflação dos Consumidores (taxa % para os próximos 12 meses) divulgada pela Fundação Getúlio Vargas (FGV IBRE), disponível no site da instituição. Altos níveis de incerteza sobre o retorno futuro esperado de investimentos em títulos ou outros ativos como mercado de ações, associados à inflação alta, também contribuem para a atratividade do mercado imobiliário como um veículo para poupança de longo prazo (TSATSARONIS; ZHU, 2004). Assim, o investimento no mercado imobiliário também pode ser percebido como proteção contra riscos de a inflação corroer seu patrimônio (*hedge*). Desta maneira, esta variável foi incluída de forma a captar como as expectativas influenciam o preço dos imóveis por meio da alocação de recursos em um setor tido como seguro e estável por parte de investidores e proprietários de moradias. Novamente, trata-se de uma variável cuja adoção não foi identificada em trabalhos anteriores.

Em função da disponibilidade de dados de frequência mensal, as variáveis “taxa de aluguel” e “taxa de desocupação” foram utilizadas em nível nacional.¹¹ Assim, foram priorizados os dados com a mesma periodicidade das demais variáveis selecionadas.

3.3 RESULTADOS ESPERADOS

A partir da revisão bibliográfica e de considerações a partir da experiência prática, advindas das atividades profissionais desempenhadas no dia a dia de empresa do mercado imobiliário, espera-se que os custos dos fatores de produção, de modo a manter as margens de lucro das incorporadoras, sejam repassados aos preços finais, embora não de forma imediata. Em virtude do longo ciclo de construção e da extensa cadeia de fornecedores, é esperado um efeito defasado de choques do custo de construção no preço dos imóveis.

O aumento do nível de atividade econômica ou uma redução na taxa de desemprego deve desencadear efeito positivo no preço dos imóveis pelo aumento da demanda agregada. O aumento no custo do financiamento imobiliário (taxa de financiamento), por sua vez, deve retrair a demanda agregada e gerar, se não uma redução no preço real dos imóveis, ao menos uma desinflação.

O efeito da expectativa de inflação futura é dúbio uma vez que depende se a alta da inflação esperada está atrelada a uma percepção negativa da situação fiscal nacional e pressionada por fatores cambiais ou se está relacionada a um nível de atividade e renda agregada aquecidos, representando uma possível percepção positiva sobre a economia e nível de emprego. De antemão, espera-se que uma elevação na taxa de inflação esperada gere uma contração da demanda, uma vez que deve ser acompanhada por uma alta na taxa de juros pelo Banco Central, e os consumidores podem ser compelidos a evitar contrair dívidas de longo prazo para financiamentos. A inflação contemporânea, por sua vez, deve ter um efeito negativo no preço real dos imóveis, dada a corrosão do

¹¹ No caso da taxa de aluguel, o motivo foi a amplitude da série temporal, uma vez que os dados para Porto Alegre não estavam disponíveis no período anterior a 2014. Já no caso da taxa de desocupação, a frequência de divulgação em nível estadual é trimestral, enquanto os dados nacionais estão disponíveis mensalmente.

poder de compra dos consumidores finais e conseqüente retração da demanda agregada.

A rentabilidade do aluguel, por se tratar do retorno sobre o investimento, por parte do investidor, e do custo de oportunidade entre locar ou adquirir uma moradia, por parte do locatário, deve ter impacto significativo na tomada de decisão dos agentes, embora seja incerto o efeito imediato no preço dos imóveis, dado que os contratos de locação são comumente reajustados em bases anuais, a partir de indicadores inflacionários.

4 MODELAGEM ECONÔMETRICA E RESULTADOS

Este capítulo é destinado à apresentação das estatísticas descritivas das séries temporais das variáveis incluídas no estudo e do processo de modelagem econométrica adotado e à análise dos resultados obtidos nas estimações.

4.1 BREVES CONSIDERAÇÕES SOBRA A ESTRUTURA ECONÔMICA GAÚCHA

Segundo o relatório Atlas Socioeconômico do Rio Grande do Sul (2021)¹, embora a estrutura setorial do Valor Adicionado Bruto (VAB) do Estado confirme a maior participação do setor de Serviços, pode-se dizer que a economia gaúcha é impulsionada pelos setores Agropecuário e Indústria de Transformação. A tabela 5 sintetiza o Valor Adicionado Bruto por segmento de atividade econômica de 2010 a 2019, destacando os subsetores de Construção, Atividades Imobiliárias e Indústria de Transformação para efeito de comparação.

Tabela 5 – Evolução do VAB do RS, por setores de atividade – 2010 a 2019

Setores	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Agropecuária	8,3	8,3	6,6	10,0	9,3	9,4	10,2	9,2	9,0	8,6
Indústria	27,9	27,1	26,6	24,2	23,4	23,2	23,0	22,4	22,4	22,5
Ind. da Construção	5,0	5,4	6,3	5,2	5,1	4,8	4,7	4,1	3,8	4,1
Ind.de Transformação	20,0	19,2	18,2	17,5	16,8	16,3	16,1	16,0	16,2	15,8
Serviços	63,7	64,5	66,7	65,7	67,3	67,4	66,8	68,5	68,6	68,8
Atividades Imobiliárias	8,4	8,6	9,2	9,3	9,2	9,2	9,1	9,1	8,8	9,0

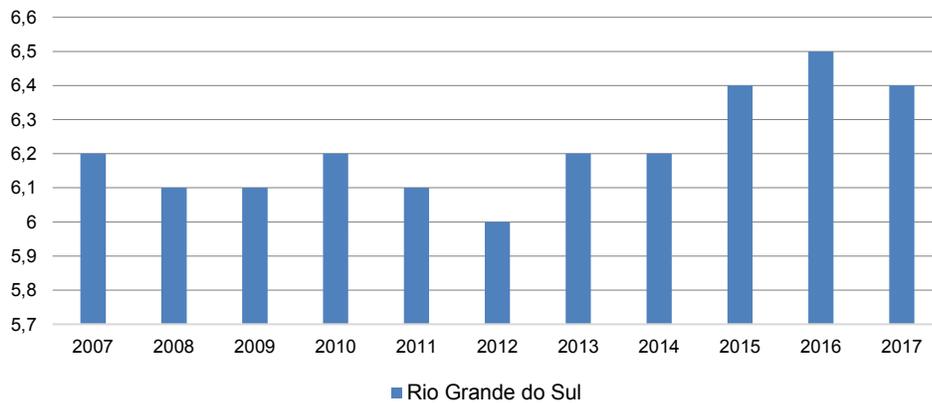
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do SPLAG/DEE Dados

Não obstante, dado o tamanho da economia nacional comparada à estadual (gráfico 3) não parece factível que o preço dos imóveis residenciais em Porto Alegre afete, por exemplo, a expectativa de inflação ou a taxa de desocupação nacionais. De modo análogo, a taxa de financiamento imobiliário é derivada de uma série de componentes como a taxa básica de juros da economia (SELIC), o *spread* bancário e o cenário nacional como um todo.

¹ O Atlas Socioeconômico do Estado do Rio Grande do Sul é uma publicação eletrônica elaborada pela Secretaria de Planejamento, Governança e Gestão do Governo do Rio Grande do Sul. Disponível em: <https://atlassocioeconomico.rs.gov.br/inicial>. Acesso em: 28 nov. 2022.

Portanto, conforme descrito nas seções 3.1.2 e 3.1.3, de forma a capturar regularidades empíricas e levando em consideração que há fatores que têm abrangência regional e/ou intrasetorial, enquanto outros são agregados macroeconômicos nacionais, afetados por uma conjuntura que transcende o mercado imobiliário residencial do Rio Grande do Sul, no presente estudo adotou-se um VAR com variáveis exógenas (VARX).²

Gráfico 3 – Participação do PIB do Rio Grande do Sul no PIB Brasil – 2007 a 2017



Fonte: IBGE Contas Regionais

Dentre os fatores regionais, foram considerados dois cenários: um no qual todas as variáveis regionais foram consideradas endógenas (Modelo 01); e outro, mais restritivo, em que apenas os fatores regionais intrasetoriais ao mercado imobiliário foram considerados como endógenos ao modelo (Modelo 02).

4.2 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E TRATAMENTO DOS DADOS

Todas as séries temporais dos indicadores descritos na seção anterior foram padronizadas como variação percentual mensal. Dentre os benefícios de se trabalhar com os dados dessa forma é que tal transformação estabiliza a variância dos dados e aproxima a escala das séries.

² A breve explanação realizada tem por objetivo demonstrar o embasamento econômico para a tomada de decisão de considerar algumas das variáveis exógenas. Um detalhamento aprofundado do assunto, bem como testes estatísticos de exogeneidade poderiam ser aplicados, mas fogem ao escopo deste estudo e podem ser adotados em trabalhos futuros.

De forma a mitigar o efeito inflacionário e aferir-se o impacto das variáveis macroeconômicas no preço real dos imóveis em nível regional no estado do Rio Grande do Sul, a variação do Preço dos Imóveis, da Rentabilidade do Aluguel e da Taxa de Financiamento foram deflacionados pelo IPCA da Região Metropolitana de Porto Alegre, segundo metodologia indicada por Munk (2013). Assim, os indicadores de inflação ao consumidor (IPCA da RMPA) e dos fatores de produção (CUB RS) são as únicas variáveis cujas variações nominais foram consideradas.

A seguir, na tabela 6 e na figura 1 são apresentados, respectivamente, as estatísticas descritivas das variáveis e os gráficos das séries temporais utilizadas no estudo.

Tabela 6 – Estatística descritiva das variáveis

	Média	Min.	Max.	Desv. Padr.	Assimetria	Curtose	Obs.
Preço Real dos Imóveis**	-0.209	-2.40	1.68	0.720	-0.365	0.532	119
CUB RS	0.693	-0.36	3.84	0.905	1.771	2.661	119
IPCA - RMPA	0.522	-0.53	1.85	0.462	0.366	0.338	119
Rentabilidade do Aluguel**	-0.604	-2.41	1.30	0.742	0.456	-0.112	119
Taxa de Financiamento**	-0.243	-15.14	13.55	4.212	-0.014	2.492	119
IBCR-RS***	0.081	-8.82	10.57	2.207	0.560	8.736	119
Tx. Desocupação	0.229	-6.66	8.69	3.147	0.467	-0.307	119
Expectativa de Inflação	0.607	-13.18	15.38	4.552	0.362	0.968	119

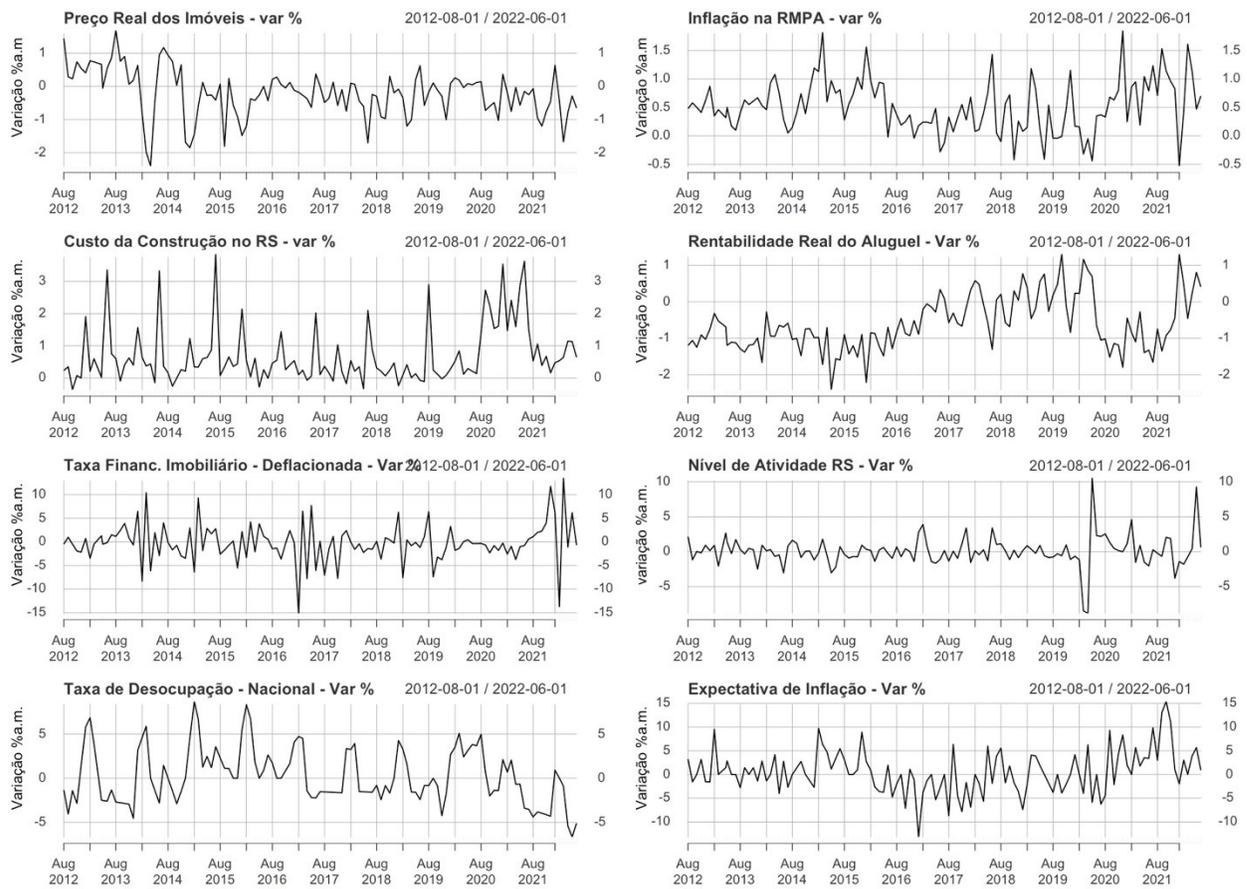
Fonte: Elaborado pelo autor

* Todos os dados em suas respectivas variações mensais

** Variáveis deflacionadas pelo IPCA – RMPA

*** Com ajuste sazonal

Figura 1 – Séries temporais das variáveis



Fonte: Elaborado pelo autor

Pelos motivos expostos na seção 3.1.4, um dos pontos de partida é a investigação da estacionariedade ou não das variáveis a serem incluídas no modelo. De modo a verificar evidências de presença de raiz unitária nas séries, foi, inicialmente, realizada a análise visual dos gráficos das variáveis e das Funções de Autocorrelação (FAC) e de Autocorrelação Parcial (FACP) de cada uma e, posteriormente, realizado o teste *Dickey-Fuller* aumentado (ADF).

O exame preliminar das FAC e FACP pode ser utilizado para análise preliminar de estacionariedade de uma série. Caso haja decaimento lento dos *lags*, há indícios de que a série seja não estacionária. A análise do gráfico das séries, por sua vez, auxilia na determinação de se o teste ADF deve ser conduzido com ou sem tendência e *drift* (quando se adiciona um intercepto à equação estimada de regressão). Os resultados das estatísticas de teste estão sintetizados na tabela 7.

Tabela 7 – Resultados teste ADF nas variáveis em nível

	Estatística do teste	Valor crítico a 5%	Defasagens	Rejeita H_0 a 5%
Preço Real dos Imóveis	-6.553	-2.88	1	Sim
CUB RS	-5.123	-2.88	1	Sim
IPCA - RMPA	-5.285	-2.88	1	Sim
Rentabilidade do Aluguel	-3.876	-3.43	1	Sim
Taxa de Financiamento	-7.061	-1.95	1	Sim
IBCR-RS	-6.374	-1.95	4	Sim
Taxa de Desocupação	-1.169	-2.88	12	Não
Expectativa de Inflação	-1.973	-1.95	12	Sim

Fonte: Elaborado pelo autor

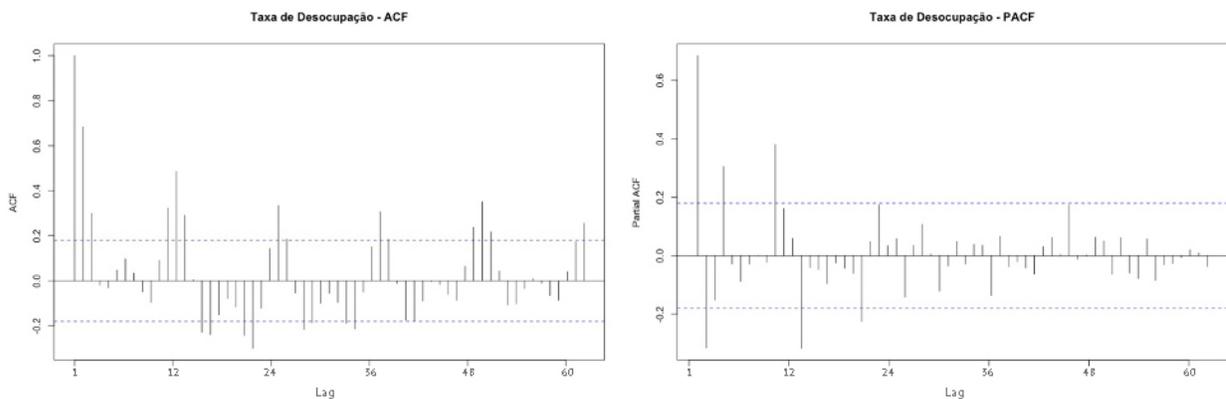
* Todos os dados em suas respectivas variações mensais.

** As hipóteses de interesse são H_0 : a série contém raiz unitária contra H_1 : a série é estacionária.

*** Valores críticos dependem de se o teste é conduzido incluindo, ou não, *drift* e tendência. O número de defasagens do teste ADF é escolhido pelo Critério de Informação de Akaike (AIC).

O resultado do teste ADF aponta que apenas para a variável Taxa de Desocupação não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Assim, a partir da análise das FAC e FACP (figura 2), adotou-se uma diferenciação anual, uma vez que há decaimento lento dos *lags* múltiplos de 12 meses.

Figura 2 – FAC e FACP da Taxa de Desocupação



Fonte: Elaborado pelo autor

Os resultados apontam que uma diferenciação anual da série foi suficiente para que não haja evidências de presença de raiz unitária ao nível de 5%. Dessa forma, pode-se prosseguir para a modelagem.

4.3 MODELO 1: VARIÁVEIS REGIONAIS ENDÓGENAS

Nesta seção, são apresentados os resultados do modelo considerando as variáveis regionais – Preço dos Imóveis, CUB-RS, IPCA-RMPA e IBCR-RS – como endógenas e as de abrangência nacional como exógenas ao sistema. A tabela 8 sintetiza como foram consideradas cada uma das variáveis do sistema.

Tabela 8 – Classificação de cada variável no Modelo 1

	Abrangência*	Setor Imobiliário**	Endógena?
Preço Real dos Imóveis	Regional	Sim	Sim
CUB RS	Regional	Sim	Sim
IPCA - RMPA	Regional	Não	Sim
IBCR-RS	Regional	Não	Sim
Rentabilidade do Aluguel	Nacional	Sim	Não
Taxa de Financiamento	Nacional	Sim	Não
Taxa de Desocupação	Nacional	Não	Não
Expectativa de Inflação	Nacional	Não	Não

Fonte: Elaborado pelo autor

*Foram consideradas de abrangência regional as variáveis que se referem dados da Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA) ou do Estado do Rio Grande do Sul.

**Foram consideradas variáveis do segmento imobiliário as que se referem diretamente ao preço de imóveis, custo dos fatores ou taxas de retorno ou custo de aquisição adotadas diretamente no setor.

4.3.1 Determinação da ordem de defasagem e equações do modelo

Determinada a estrutura econômica do modelo, a ordem p de defasagem foi selecionada pelos critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC). A tabela 9 apresenta os dados para cada defasagem.

Tabela 9 – Critério de seleção para cada defasagem

Defasagem	AIC	BIC
1	-2.3540838	-1.3985209
2	-2.1747731	-0.7945157
3	-2.2016588	-0.3967068
4	-2.1045003	0.1251463
5	-1.9229805	0.7313607
6	-1.7646569	1.3143789
7	-1.6485167	1.8552137
8	-1.5660771	2.3623478
9	-1.4966296	2.8564900
10	-1.4203887	3.3574255

Fonte: Elaborado pelo autor

O valor que minimiza ambos os critérios é o da primeira defasagem do modelo. Assim, o Modelo 01 será estimado como um VARX(1).

A seguir, são descritas as equações das variáveis endógenas Variação do Preço dos Imóveis e Variação do CUB e os resultados estimados.

$$\begin{aligned}
 &VarPrImov = \\
 &c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{11,i} varPrImov_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12,i} varCUB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{13,i} varIPCA_{POA} + \sum_{i=1}^p \alpha_{14,i} varIBCR_{RS} + \\
 &\beta_{11} varRentAluguel + \beta_{12} varTxDesocup_{SazDiff12m} + \beta_{13} varExpectInflação + \beta_{14} varTxFinanc + u_{1,i}
 \end{aligned}$$

Equação (22)

$$\begin{aligned}
 &VarCUB = \\
 &c_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{21,i} varPrImov_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22,i} varCUB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{23,i} varIPCA_{POA} + \sum_{i=1}^p \alpha_{24,i} varIBCR_{RS} + \\
 &\beta_{21} varRentAluguel + \beta_{22} varTxDesocup_{SazDiff12m} + \beta_{23} varExpectInflação + \beta_{24} varTxFinanc + u_{2,i}
 \end{aligned}$$

Equação (23)

4.3.2 Estimação do Modelo 01

A seguir, são descritos os resultados da estimação inicial para cada equação do Modelo 01.

Tabela 10 – Resultados da equação para o Preço dos Imóveis

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, $t-1$	0.6176	$9.1e^{-08}$ ***
CUB RS, $t-1$	0.0679	0.3057
IPCA – RMPA, $t-1$	0.5473	0.0022 **
IBCR RS, $t-1$	-0.0192	0.4350
Constante	-0.2944	0.0037 **
Rentabilidade do Aluguel	0.2790	0.0007 ***
Taxa de desocupação	0.0130	0.5327
Expectativa de Inflação	-0.0256	0.0648 •
Taxa de Financiamento Imob.	0.0063	0.6277
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.3341	
R ² Ajustado	0.2792	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; •p<0,10

Tabela 11 – Resultados da equação para o CUB RS

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, $t-1$	-0.0250	0.8742
CUB RS, $t-1$	0.2033	0.0394 *
IPCA – RMPA, $t-1$	0.3030	0.2413
IBCR RS, $t-1$	-0.0313	0.3885
Constante	0.2190	0.1375
Rentabilidade do Aluguel	-0.2692	0.0251 *
Taxa de desocupação	-0.0371	0.2316
Expectativa de Inflação	0.0029	0.8848
Taxa de Financiamento Imob.	-0.0119	0.8561
IBCR RS	-0.0027	0.5340
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.2002	
R ² Ajustado	0.1342	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; • $p < 0,10$

Tabela 12 – Resultados da equação para o IPCA RMPA

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, $t-1$	-0.2082	0.0004 ***
CUB RS, $t-1$	-0.0390	0.2763
IPCA – RMPA, $t-1$	-0.1289	0.1736
IBCR RS, $t-1$	0.0160	0.2268
Constante	0.3061	1.19e ⁻⁰⁷ ***
Rentabilidade do Aluguel	-0.4222	4.60e ⁻¹⁶ ***
Taxa de desocupação	-0.0286	0.0128 *
Expectativa de Inflação	0.0237	0.0018 **
Taxa de Financiamento Imob.	0.0088	0.2104
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.6306	
R ² Ajustado	0.6001	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; • $p < 0,10$

Tabela 13 – Resultados da equação para o IBCR-RS

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, $t-1$	0.0314	0.943
CUB RS, $t-1$	0.1885	0.491
IPCA – RMPA, $t-1$	0.5675	0.432
IBCR RS, $t-1$	0.0964	0.343
Constante	-0.3952	0.337
Rentabilidade do Aluguel	-0.0336	0.919
Taxa de desocupação	-0.0310	0.720
Expectativa de Inflação	-0.0603	0.290
Taxa de Financiamento Imob.	-0.0110	0.837
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.03223	
R ² Ajustado	-0.04759	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; • $p < 0,10$

A análise dos resultados aponta que, em todas as equações, há parâmetros não estatisticamente significantes aos níveis usuais de 5% e mesmo a 10%. Tal resultado era esperado, uma vez que, seguindo o espírito do VAR, optou-se por não excluir *a priori* variáveis que, teoricamente, poderiam conter informações correlacionadas ou sintetizadas em outras, tais como o nível de atividade econômica e a taxa de desocupação ou a inflação contemporânea e sua expectativa futura, por exemplo, mesmo que se tratassem de *proxies* de níveis de abrangência geográfica distintos.

Chama a atenção, em especial, que nenhum dos regressores teve significância estatística na equação do nível de atividade (IBCR-RS), e que esta variável também não foi estatisticamente significativa para as demais.

Dessa forma, o modelo será ajustado utilizando o teste de causalidade de Granger e o teste qui-quadrado de significância dos parâmetros descritos nas subseções 3.2.6 e 3.2.8.

4.3.2.1 Simplificação e ajuste do modelo

De modo a se analisar a causalidade entre as variáveis endógenas ao modelo, aplicou-se o teste de causalidade de Granger, cujos resultados estão sintetizados na tabela 14.

Tabela 14 – Causalidade de Granger

Direção	p-valor	Granger-causa?
Preço Imóveis → CUB RS, IPCA RMPA e IBCR-RS	0.0044	Sim
CUB RS → Preço Imóveis, IPCA RMPA e IBCR-RS	0.6072	Não
IPCA RMPA → Preço Imóveis, CUB RS e IBCR-RS	0.0098	Sim
IBCR-RS → Preço Imóveis, CUB RS e IPCA-RMPA	0.5634	Não

Fonte: elaborado pelo autor

Hipótese nula do teste: H_0 : a variável X não Granger-causa a variável Y

A partir dos resultados do teste, pode-se rejeitar a hipótese nula de que o Preço dos Imóveis e a Inflação Regional (IPCA RMPA) não Granger-causam as demais variáveis endógenas do modelo. Novamente, chama a atenção o fato de que o nível de atividade econômica não Granger-causa as demais, enquanto o preço dos imóveis apresentou relação de causalidade.

Conforme Tsay (2014), na prática, se observa que alguns dos parâmetros não são estatisticamente significativos a determinado nível. Nesse caso, é vantajoso simplificar o modelo pela remoção de tais parâmetros. Para simplificar o modelo, pode se adotar o teste qui-quadrado para parâmetros zero mencionado na seção 3.2.5. Neste estudo foi utilizado o erro do tipo I com $\alpha = 0,1$ para identificar os parâmetros alvo para exclusão que não tenham, pelo menos, 10% de significância estatística.³ O valor crítico correspondente é 1.645. Os resultados do modelo reduzido estão apresentados nas tabelas 15, 16 e 17.

Cabe salientar que o teste não encontrou regressores significantes para o nível de atividade (IBCR-RS), confirmando os resultados do modelo irrestrito e do teste de causalidade de Granger. Dessa forma, foi retirado do modelo e, por isso, não há resultados para sua equação.

Tabela 15 – Modelo Restrito - Resultados da equação para o Preço dos Imóveis

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, $t-1$	0.6203	4.47e ⁻⁰⁸ ***
IPCA - RMPA, $t-1$	0.5586	0.0010 **
Constante	-0.2644	0.0042 **
Rentabilidade do Aluguel	0.2715	0.0006 ***
Expectativa de Inflação	-0.0237	0.0777 *
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.4462	
R ² Ajustado	0.4187	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; •p<0,10

Tabela 16 – Modelo Restrito - Resultados da equação para o CUB RS

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
CUB RS, $t-1$	0.2807	0.0017 **
IPCA - RMPA, $t-1$	0.5073	0.0011 **
Rentabilidade do Aluguel	-0.2735	0.0118 *
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.4761	
R ² Ajustado	0.4609	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; •p<0,10

³ Poder-se-ia ter utilizado uma restrição maior, ao nível de 5%, porém, de modo a não restringir demasiadamente o modelo, optou-se por 10% como valor crítico.

Tabela 17 – Resultados da equação para o IPCA RMPA

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, $t-1$	-0.1657	0.0003 ***
Constante	0.2318	1.04e ⁻⁰⁷ ***
Rentabilidade do Aluguel	-0.4123	2. e ⁻¹⁶ ***
Taxa de desocupação	-0.0243	0.0289 *
Expectativa de Inflação	0.0185	0.0088 **
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.8225	
R ² Ajustado	0.8137	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; •p<0,10

4.3.2.2 Testes e diagnóstico do modelo

A estabilidade de um modelo VAR(p) pode ser analisada considerando-se os autovalores da matriz de coeficientes. A tabela 18 apresenta o resultado dos autovalores associados.

Tabela 18 – Autovalores associados – Modelo Restrito

Autovalores associados	0.3703	0.2807	0.2500
------------------------	--------	--------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

Uma vez que os autovalores são todos menores do que 1, os resultados sugerem que o sistema é estável. De modo a verificar a possibilidade de quebra estrutural no modelo, foi realizado o teste CUSUM⁴, cujo resultado está sintetizado na tabela 19.

Tabela 19 – Teste de quebra estrutural - CUSUM

P-valor	0.1387
---------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

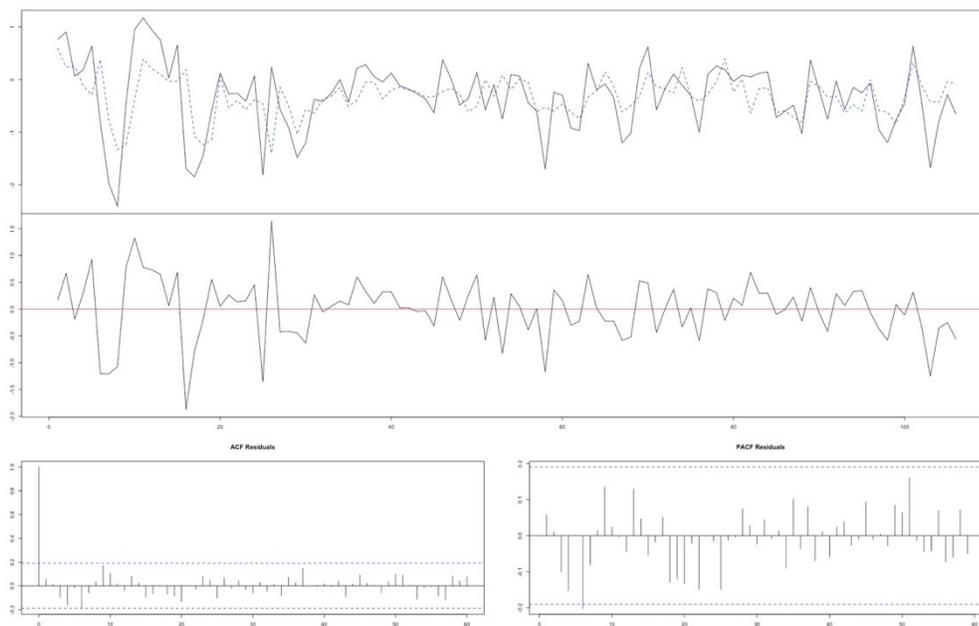
Hipótese nula do teste: H_0 : não há quebra estrutural no modelo

A partir do resultado do teste, aceita-se a hipótese nula de que não há quebra estrutural no modelo VAR estimado.

De forma a analisar a presença de autocorrelação serial dos resíduos, foram analisadas as Funções de Autocorrelação (FAC) e Autocorrelação Parcial (FACP) das variáveis endógenas do modelo.

⁴ Teste conduzido utilizando o pacote *strucchange*, do software R.

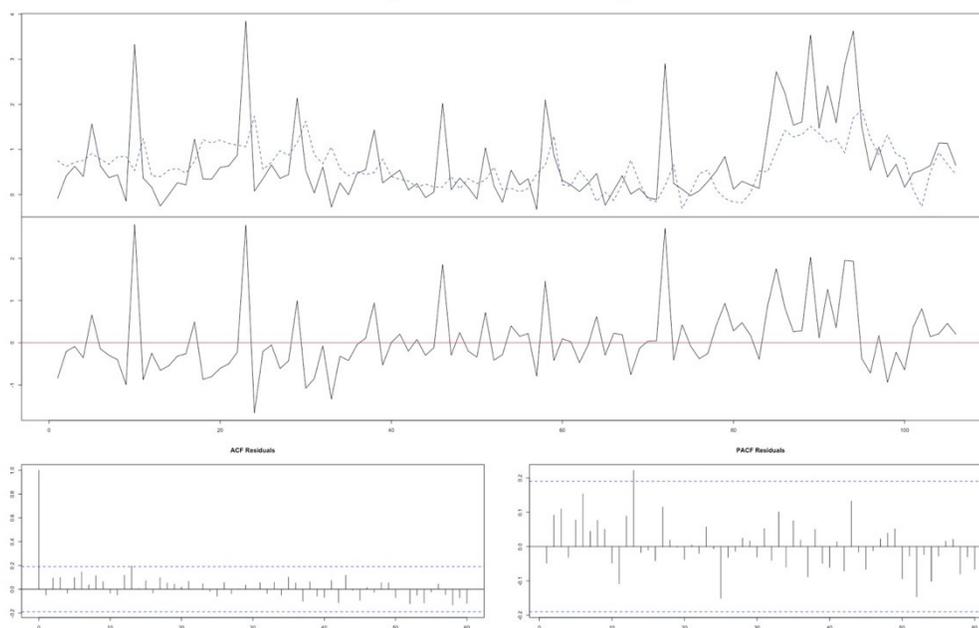
Figura 3 – Diagrama de ajuste, FAC e FACP dos resíduos para *Preço dos Imóveis*
Diagram of fit and residuals for *PrImov_Real*



Fonte: elaborado pelo autor

*Foram consideradas 60 defasagens para análise das FAC e FACP

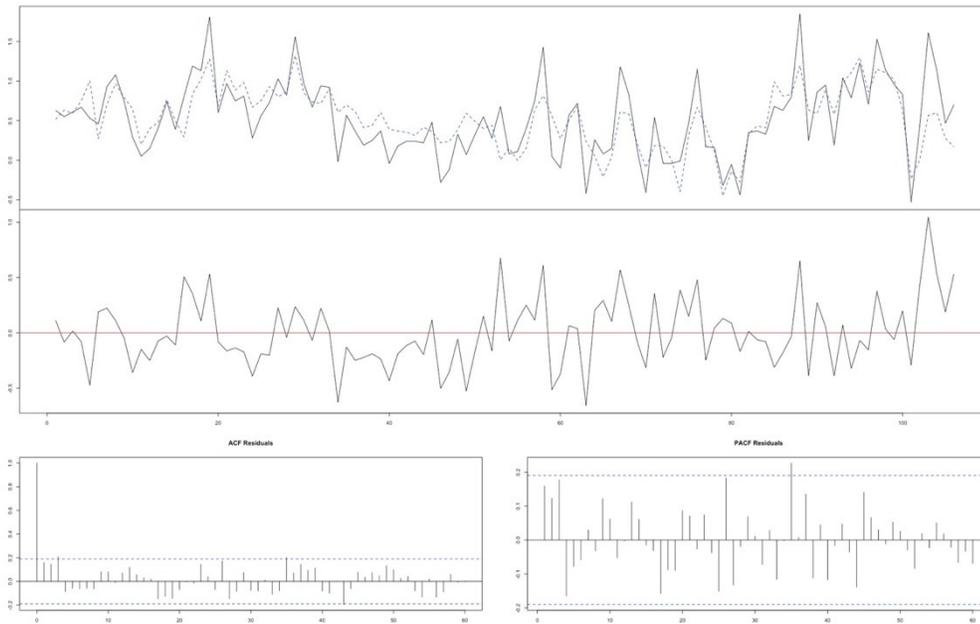
Figura 4 – Diagrama de ajuste, FAC e FACP dos resíduos para *CUB RS*
Diagram of fit and residuals for *CUB_RS*



Fonte: elaborado pelo autor

*Foram consideradas 60 defasagens para análise das FAC e FACP

Figura 5 – Diagrama de ajuste, FAC e FACP dos resíduos para *IPCA RMPA*
Diagram of fit and residuals for *IPCA_POA*



Fonte: elaborado pelo autor

*Foram consideradas 60 defasagens para análise das FAC e FACP

A análise das FAC e FACP dos resíduos do modelo, para todas as equações, mostra decaimento rápido dos *lags*, bem como que não há número significativo de defasagens extrapolando os intervalos de confiança. Assim, não há evidências, de autocorrelação nos resíduos em ambas as equações.

Para considerar o ajuste de um modelo podem, ainda, ser aplicados alguns testes de diagnóstico nos resíduos. Para testar a presença de correlação serial foi aplicado o teste de Portmanteau conforme exemplo aplicado de Pfaff (2008)⁵. O resultado é apresentado na tabela 20.

Tabela 20 – Teste de Pormanteau

P-valor	0.4544
---------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

Hipótese nula do teste: H_0 : não há autocorrelação serial nos resíduos

⁵ PFAFF, Bernhard. VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars. Journal of Statistical Software, v.27, n.4, p.12-13, jul.2008.

Para verificar a possibilidade de heterocedasticidade, foi realizado o teste ARCH-LM. O resultado é apresentado na tabela 21.

Tabela 21 – Teste ARCH-LM

P-valor	0.1859
---------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

Hipótese nula do teste: H_0 : os resíduos são homocedásticos

A partir dos resultados dos testes pode-se concluir que não há evidências de que os resíduos do modelo apresentem correlação serial e sejam heterocedásticos. Dessa forma, em conjunto com a análise das funções de autocorrelação apresentadas nas figuras 5 e 6, bem como nos autovalores associados do modelo, o modelo parece bem ajustado e pode-se analisar as informações contidas nos coeficientes estimados e nas funções de resposta ao impulso das equações.

Assim, a partir dos resultados dos testes e da análise dos resíduos do modelo a partir de suas funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, pode-se considerar que o modelo é estável e bem ajustado, com resíduos bem comportados.

4.4 MODELO 2: VARIÁVEIS DO MERCADO IMOBILIÁRIO REGIONAL ENDÓGENAS

Embora relevante, o VAB estadual da Indústria da Construção de, em média, 4,85% na década de 2010 a 2019, é importante ressaltar que tal índice abrange não apenas a construção de imóveis residenciais na Região Metropolitana de Porto Alegre, mas a toda a atividade de Construção Civil no estado. Dessa forma, a partir da análise da estrutura econômica estadual, sintetizada na tabela 8, aliada ao fato de que a Indústria de Transformação e o setor Agropecuário detém papel importante na economia estadual, pode-se supor que o preço dos imóveis residenciais da RMPA não afete variáveis agregadas, mesmo em nível regional, como o IPCA ou o próprio PIB estadual de forma determinante. Assim, não foi descartada *a priori* a hipótese de um modelo melhor ajustado tendo como endógenos apenas os fatores diretamente relacionados ao mercado imobiliário regional.

Neste caso, considerou-se o Preço dos Imóveis Residenciais de Porto Alegre e o Custo de Construção no Rio Grande do Sul (CUB RS) endógenos no modelo, sendo ambas do segmento imobiliário e em nível regional. Tratando-se o CUB RS da variável que representa o custo dos fatores de produção em nível regional, é de se esperar que tenha impacto direto nos preços e/ou nas margens de lucro das construtoras e incorporadoras da região. De modo análogo, o preço dos imóveis, por incorporar fatores de oferta e demanda por materiais e serviços de construção, pode ter impacto no custo de tais fatores, sintetizados pelo CUB. A tabela 22 sintetiza como foram consideradas cada uma das variáveis do sistema.

Tabela 22 – Classificação de cada variável no Modelo 2

	Abrangência	Setor Imobiliário	Endógena?
Preço Real dos Imóveis	Regional	Sim	Sim
CUB RS	Regional	Sim	Sim
IPCA - RMPA	Regional	Não	Não
IBCR-RS	Regional	Não	Não
Rentabilidade do Aluguel	Nacional	Sim	Não
Taxa de Financiamento	Nacional	Sim	Não
Taxa de Desocupação	Nacional	Não	Não
Expectativa de Inflação	Nacional	Não	Não

Fonte: Elaborado pelo autor

*Foram consideradas de abrangência regional as variáveis que se referem dados da Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA) ou do Estado do Rio Grande do Sul.

**Foram consideradas variáveis do segmento imobiliário as que se referem diretamente ao preço de imóveis, custo dos fatores ou taxas de retorno ou custo de aquisição adotadas diretamente no setor.

4.4.1 Determinação da ordem de defasagem e equações do modelo

Determinada a estrutura econômica do modelo, a ordem p de defasagem foi selecionada pelos critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC). A tabela 23 apresenta os dados para cada defasagem.

Tabela 23 – Critério de seleção para cada defasagem

Defasagem	AIC	BIC
1	-1.9034834	-1.4257020
2	-1.8761828	-1.2922277
3	-1.9090303	-1.2189015
4	-1.8348060	-1.0385036
5	-1.7800054	-0.8775294
6	-1.7516223	-0.7429726
7	-1.6733841	-0.5585608
8	-1.6751825	-0.4541855
9	-1.6634069	-0.3362363
10	-1.6817698	-0.2484255

Fonte: Elaborado pelo autor

O valor que minimiza o critério de informação AIC é o da terceira defasagem, enquanto o BIC é minimizado na primeira defasagem. A ordem de defasagem do modelo selecionado pelo critério AIC parece, do ponto de vista empírico, fazer sentido, uma vez que os efeitos de choques nos custos dos fatores de produção não devem ser imediatamente repassados aos preços dos imóveis, dado o longo ciclo de produção característico dessa indústria e da alta volatilidade da demanda. Assim, um modelo de ordem 3 permite capturar os efeitos de choques com defasagem trimestral.

Por outro lado, durante o desenvolvimento da pesquisa, em que diferentes alternativas e combinações foram testadas, a ordem selecionada pelo BIC foi também recorrente. Dessa forma, julgou-se interessante, para o escopo do presente estudo, apresentar os resultados do modelo em ambas as defasagens. Assim, serão estimados um VARX (1) e um VARX (3).

A seguir, são descritas as equações para cada uma das variáveis endógenas ao modelo e os resultados estimados.

$$\begin{aligned}
 VarPrImov = & \\
 & c_3 + \sum_{i=1}^p \alpha_{31,i} varPrImov_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{32,i} varCUB_{t-i} + \\
 & + \beta_{31} varRentAluguel + \beta_{32} varTxDesocup_{SazDiff12m} + \beta_{33} varExpectInflação + \beta_{34} varIPC_{APOA} + \\
 & \beta_{35} varTxFinanc + \beta_{36} varIBCR_{RS} + u_{3,i}
 \end{aligned}$$

Equação (24)

$$\begin{aligned}
 \text{VarCUB} = & \\
 & c_4 + \sum_{i=1}^p \alpha_{41,i} \text{varPrImov}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{42,i} \text{varCUB}_{t-i} + + \\
 & \beta_{41} \text{varRentAluguel} + \beta_{42} \text{varTxDesocup}_{\text{SazDiff12m}} + \beta_{43} \text{varExpectInflação} + \beta_{44} \text{varIPCA}_{\text{POA}} \\
 & + \beta_{45} \text{varTxFinanc} + \beta_{46} \text{varIBCR}_{\text{RS}} + u_{4,i}
 \end{aligned}$$

Equação (25)

A estimação e teste de diagnóstico dos modelos seguirão as etapas e pressupostos adotados para o Modelo 01, de modo que justificativas já apresentadas para a adoção dos procedimentos serão suprimidas por já terem sido apresentadas no caso anterior.

4.4.2 Estimação do Modelo 02 com uma defasagem

A seguir, são descritos os resultados da estimação inicial para cada equação do Modelo 02 com uma defasagem.

Tabela 24 – Resultados da equação para o Preço dos Imóveis

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, $t-1$	0.2053	0.0040 **
CUB RS, $t-1$	0.0307	0.5593
Constante	0.2090	0.0078 **
Rentabilidade do Aluguel	-0.3052	0.0005 ***
Taxa de desocupação	-0.0323	0.0546 •
Expectativa de Inflação	0.0137	0.2075
IPCA - RMPA	-1.2675	9.65e ⁻¹⁴ ***
Taxa de Financiamento Imob.	0.0220	0.0323 *
IBCR RS	0.0002	0.9881
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.5839	
R ² Ajustado	0.5496	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; •p<0,10

Tabela 25 – Resultados da equação para o CUB RS

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, $t-1$	-0.1943	0.1396
CUB RS, $t-1$	0.2010	0.0437 *
Constante	0.4024	0.0063 **
Rentabilidade do Aluguel	-0.4308	0.0083 *
Taxa de desocupação	-0.0516	0.1010
Expectativa de Inflação	0.0167	0.4093
IPCA - RMPA	-0.3281	0.2333
Taxa de Financiamento Imob.	-0.0047	0.8023
IBCR RS	-0.0047	0.8964
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.1940	
R ² Ajustado	0.1275	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; • $p < 0,10$

Novamente, a análise dos resultados aponta que, em ambas as equações, há parâmetros não estatisticamente significantes aos níveis usuais de 5% e mesmo a 10%. Tal resultado, como já mencionado, era esperado, uma vez que, seguindo o espírito do VAR, optou-se por não excluir *a priori* variáveis que, teoricamente, poderiam conter informações correlacionadas ou sintetizadas em outras, tais como o nível de atividade econômica e a taxa de desocupação ou a inflação contemporânea e sua expectativa futura, por exemplo, mesmo que se tratassem de *proxies* de níveis de abrangência geográfica distintos.

Dessa forma, o modelo será ajustado utilizando o teste de causalidade de Granger e o teste qui-quadrado de significância dos parâmetros descritos nas subseções 3.2.6 e 3.2.8.

4.4.2.1 Simplificação e ajuste do modelo

De modo a se analisar a causalidade entre as variáveis endógenas ao modelo, aplicou-se o teste de causalidade de Granger, cujos resultados estão sintetizados na tabela 26.

Tabela 26 – Causalidade de Granger

Direção	p-valor	Granger-causa?
Preço Imóveis residenciais → CUB RS	0.13	Não
CUB RS → Preço dos Imóveis residenciais	0.55	Não

Fonte: elaborado pelo autor

Hipótese nula do teste: H_0 : a variável X não Granger-causa a variável Y

A partir dos resultados do teste, pode-se aceitar a hipótese nula de que o Preço dos Imóveis Residenciais não Granger-causa o CUB e vice-versa. Não obstante, sendo estas as duas variáveis endógenas, ambas serão mantidas e o modelo será simplificado pela significância estatística dos parâmetros estimados.

Para simplificar o modelo, como no caso anterior, foi utilizado $\alpha = 0,1$ para identificar os parâmetros alvo para exclusão que não tenham, pelo menos, 10% de significância estatística.⁶ Os resultados do modelo reduzido estão apresentados nas tabelas 27 e 28.

Tabela 27 – Modelo Restrito - Resultados da equação para o Preço dos Imóveis – VARX(1)

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, $t-1$	0.1900	0.0067 **
Constante	0.2027	0.0027 **
Rentabilidade do Aluguel	-0.3150	0.0002 ***
Taxa de desocupação	-0.0359	0.0286 *
IPCA - RMPA	-1.2228	5.29e ⁻¹⁴ ***
Taxa de Financiamento Imob.	0.0207	0.0411 *
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.6527	
R ² Ajustado	0.6318	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; •p<0,10

Tabela 28 – Modelo Restrito - Resultados da equação para o CUB RS – VARX(1)

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
CUB RS, $t-1$	0.2621	0.0053 **
Constante	0.3549	0.0026 **
Rentabilidade do Aluguel	-0.2839	0.0096 **
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.4680	
R ² Ajustado	0.4525	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; •p<0,10

⁶ Poder-se-ia ter utilizado uma restrição maior, ao nível de 5%, porém, de modo a não restringir demasiadamente o modelo, optou-se por 10% como valor crítico.

4.4.2.2 Testes e diagnósticos do modelo

A tabela 29 apresenta o resultado dos autovalores associados ao modelo estimado.

Tabela 29 – Autovalores associados – Modelo Restrito

Autovalores associados	0.2621	0.1901
------------------------	--------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

Uma vez que os autovalores são todos menores do que 1, os resultados sugerem que o sistema é estável. De modo a verificar a possibilidade de quebra estrutural no modelo, foi realizado o teste CUSUM⁷, cujo resultado está sintetizado na tabela 30.

Tabela 30 – Teste de quebra estrutural - CUSUM

P-valor	0.1411
---------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

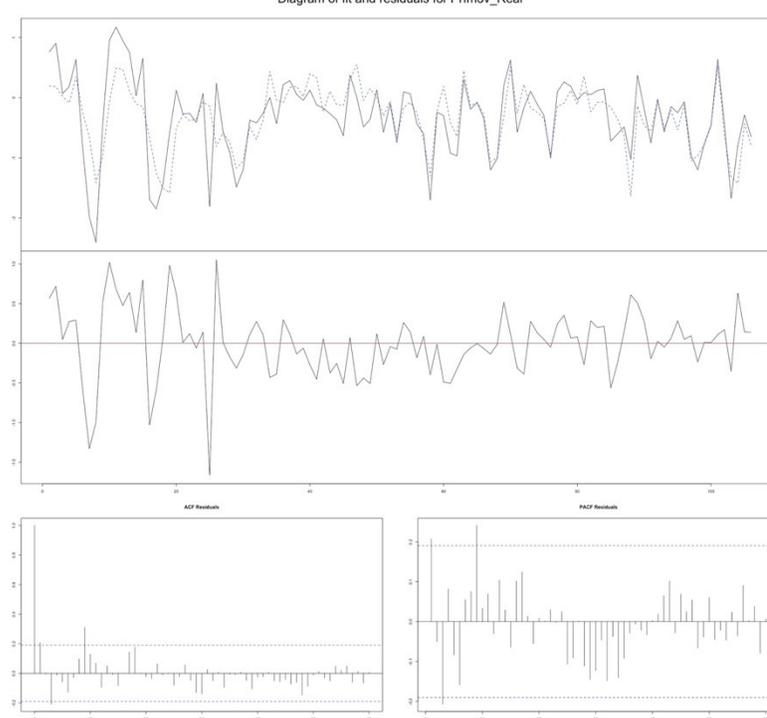
Hipótese nula do teste: H_0 : não há quebra estrutural no modelo

A partir do resultado do teste, aceita-se a hipótese nula de que não há quebra estrutural no modelo VAR estimado.

As Funções de Autocorrelação (FAC) e Autocorrelação Parcial (FACP) para ambas as variáveis endógenas do modelo são apresentadas nas figuras 6 e 7.

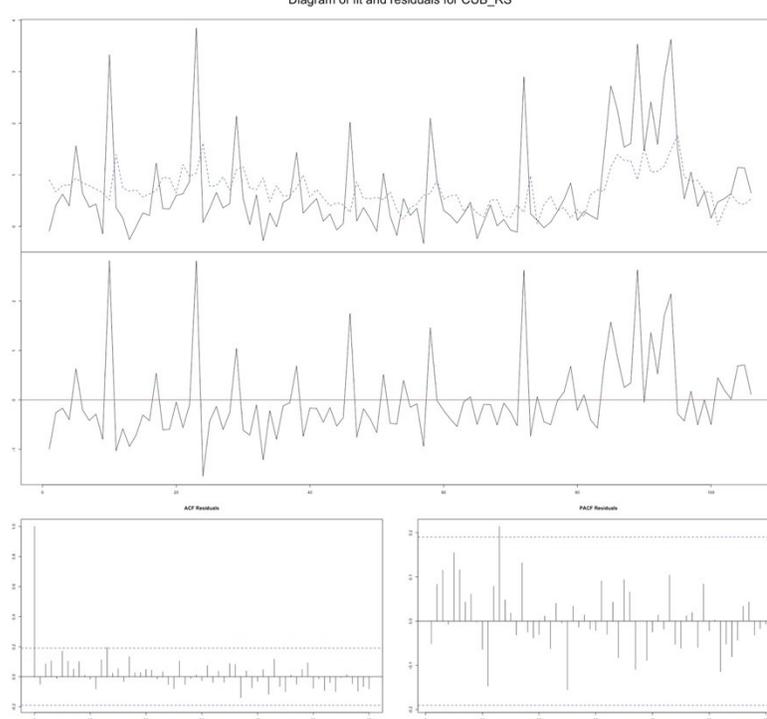
⁷ Teste conduzido utilizando o pacote *strucchange*, do software R.

Figura 6 – Diagrama de ajuste, FAC e FACP dos resíduos para *Preço dos Imóveis*



Fonte: elaborado pelo autor

Figura 7 – Diagrama de ajuste, FAC e FACP dos resíduos para *CUB-RS*



Fonte: elaborado pelo autor

A análise das FAC e FACP dos resíduos do modelo, para ambas as equações, demonstra decaimento rápido dos *lags*, bem como que não há número significativo de defasagens extrapolando os intervalos de confiança. Assim, não há evidências, de autocorrelação nos resíduos em ambas as equações.

Para testar a presença de correlação serial foi aplicado o teste de Portmanteau conforme exemplo aplicado de Pfaff (2008)⁸. O resultado é apresentado na tabela 31.

Tabela 31 – Teste de Pormanteau

P-valor	0.2462
---------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

Hipótese nula do teste: H_0 : não há autocorrelação serial nos resíduos

Para verificar a possibilidade de heterocedasticidade, foi realizado o teste ARCH-LM. O resultado é apresentado na tabela 32.

Tabela 32 – Teste ARCH-LM

P-valor	0.5013
---------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

Hipótese nula do teste: H_0 : os resíduos são homocedásticos

A partir dos resultados dos testes pode-se concluir que não há evidências de que os resíduos do modelo apresentem correlação serial e sejam heterocedásticos. Dessa forma, em conjunto com a análise das funções de autocorrelação apresentadas nas figuras 9 e 10, bem como nos autovalores associados do modelo, o modelo parece bem ajustado.

4.4.3 Estimação do Modelo 2 com três defasagens

A seguir, são descritos os resultados da estimação inicial para cada equação do Modelo 02 com três defasagens.

⁸ PFAFF, Bernhard. VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars. Journal of Statistical Software, v.27, n.4, p.12-13, jul.2008.

Tabela 33 – Resultados da equação para o Preço dos Imóveis

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, t-1	0.2366	0.0022 **
CUB RS, t-1	0.0370	0.4713
Preço Imóveis, t-2	-0.1166	0.1359
CUB RS, t-2	-0.1068	0.0389 *
Preço Imóveis, t-3	-0.0960	0.1699
CUB RS, t-3	0.1107	0.0387 *
Constante	0.1373	0.0869 •
Rentabilidade do Aluguel	-0.2982	0.0004 ***
Taxa de desocupação	-0.0303	0.0638 •
Expectativa de Inflação	0.0101	0.3396
IPCA - RMPA	-1.2588	1.52e ⁻¹⁴ ***
Taxa de Financiamento Imob.	0.0210	0.0339 *
IBCR RS	0.0005	0.9773
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.6355	
R ² Ajustado	0.5875	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; •p<0,10

Tabela 34 – Resultados da equação para o CUB RS

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, t-1	-0.1626	0.2923
CUB RS, t-1	0.1688	0.1098
Preço Imóveis, t-2	-0.0018	0.9906
CUB RS, t-2	0.0947	0.3649
Preço Imóveis, t-3	-0.0325	0.8191
CUB RS, t-3	0.0292	0.7868
Constante	0.3609	0.0283 *
Rentabilidade do Aluguel	-0.4217	0.0141 *
Taxa de desocupação	-0.0443	0.1822
Expectativa de Inflação	0.0160	0.4567
IPCA - RMPA	-0.3373	0.2324
Taxa de Financiamento Imob.	-0.0036	0.8561
IBCR RS	-0.0027	0.9423
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.2037	
R ² Ajustado	0.09868	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; •p<0,10

De modo análogo aos anteriores, a análise dos resultados aponta que em ambas as equações, há parâmetros não estatisticamente significantes aos níveis usuais de 5% e mesmo a 10%. Dessa forma, o modelo será ajustado utilizando o teste de causalidade de Granger e o teste qui-quadrado de significância dos parâmetros descritos nas subseções 3.2.6 e 3.2.8.

4.4.3.1 Simplificação e ajuste do modelo

De modo a se analisar a causalidade entre as variáveis endógenas ao modelo, aplicou-se o teste de causalidade de Granger, cujos resultados estão sintetizados na tabela 35.

Tabela 35 – Causalidade de Granger

Direção	p-valor	Granger-causa?
Preço Imóveis residenciais → CUB RS	0.69	Não
CUB RS → Preço dos Imóveis residenciais	0.05	Sim

Fonte: elaborado pelo autor

Hipótese nula do teste: H_0 : a variável X não Granger-causa a variável Y

A partir dos resultados do teste, podemos rejeitar a hipótese nula de que o custo de construção não Granger-causa o preço dos imóveis. Essa conclusão está alinhada com a teoria econômica, uma vez que se espera que o custo dos fatores de produção tenha impacto nos preços dos produtos vendidos, desde que as empresas tenham poder de repasse num mercado competitivo. Caso contrário, as margens das firmas serão impactadas.

O preço dos imóveis residenciais, por sua vez, não Granger-causa o custo médio de construção. Tendo em vista que o custo dos insumos da Indústria de Construção Civil é afetado por uma demanda ampla e intersetorial, sendo impactado não apenas pelo setor residencial, mas também por obras de imóveis comerciais, de infraestrutura, reformas, instalações industriais, entre outros, bem como vários de seus produtos serem demandados em outros segmentos econômicos, como o aço para a produção de diversos produtos e que estão sujeitos à oscilação cambial (por serem *commodities*), este resultado também está em linha com o esperado.

Para simplificar o modelo, como nos casos anteriores, foi utilizado $\alpha = 0.1$ para identificar os parâmetros alvo para exclusão que não tenham, pelo menos, 10% de significância estatística.⁹ Os resultados do modelo reduzido estão apresentados nas tabelas 36 e 37.

⁹ Poder-se-ia ter utilizado uma restrição maior, ao nível de 5%, porém, de modo a não restringir demasiadamente o modelo, optou-se por 10% como valor crítico.

Tabela 36 – Modelo Restrito - Resultados da equação para o Preço dos Imóveis

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
Preço Imóveis, $t-1$	0.2446	0.0013 **
Preço Imóveis, $t-2$	-0.1786	0.0098 **
CUB RS, $t-2$	-0.0869	0.0811 •
CUB RS, $t-3$	0.1303	0.0125 *
Constante	0.1410	0.0470 *
Rentabilidade do Aluguel	-0.2943	0.0004 ***
Taxa de desocupação	-0.0319	0.0475 *
IPCA - RMPA	-1.2330	3.43e ⁻¹⁵ ***
Taxa de Financiamento Imob.	0.0222	0.0230 *
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.7029	
R ² Ajustado	0.6747	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; • $p < 0,10$

Tabela 37 – Modelo Restrito - Resultados da equação para o CUB RS

	Coefficiente estimado	Pr(> t)
CUB RS, $t-1$	0.2561	0.0068 **
Constante	0.3616	0.0023 **
Rentabilidade do Aluguel	-0.3015	0.0068 **
Outras Estatísticas Relevantes		
R ²	0.4754	
R ² Ajustado	0.4598	

Fonte: elaborado pelo autor

Nível de significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; • $p < 0,10$

4.4.3.2 Testes e diagnósticos do modelo

A tabela 38 apresenta o resultado dos autovalores associados.

Tabela 38 – Autovalores associados – Modelo Restrito

Autovalores associados	0.4226	0.2562
------------------------	--------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

Uma vez que os autovalores são todos menores do que 1, os resultados sugerem que o sistema é estável. De modo a verificar a possibilidade de quebra estrutural no modelo, foi realizado o teste CUSUM¹⁰, cujo resultado está sintetizado na tabela 39.

¹⁰ Teste conduzido utilizando o pacote *strucchange*, do software R.

Tabela 39 – Teste de quebra estrutural - CUSUM

P-valor	0.5364
---------	--------

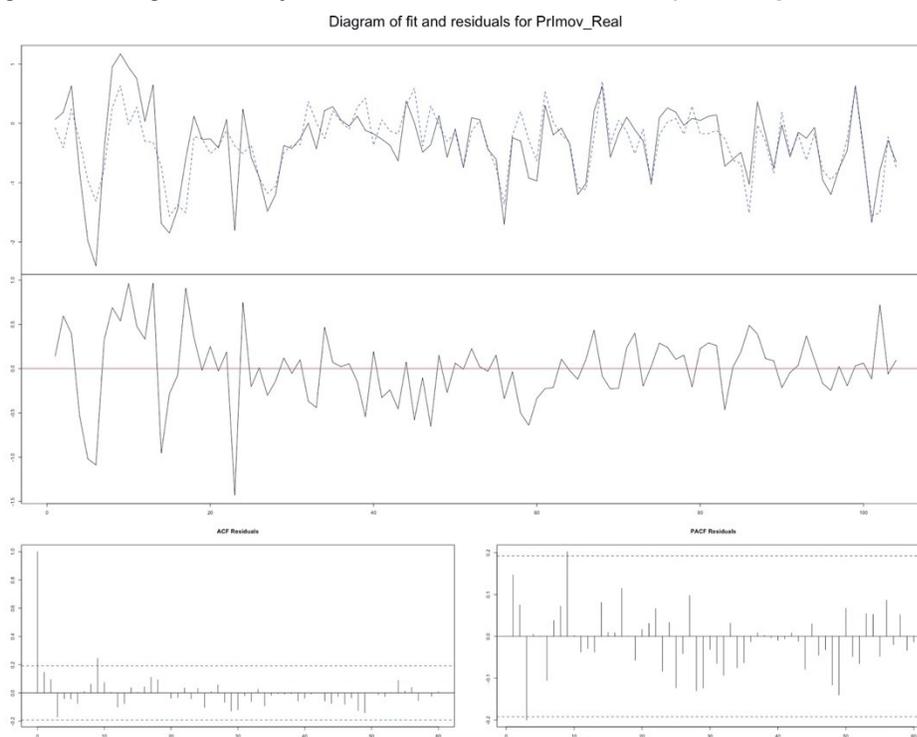
Fonte: elaborado pelo autor

Hipótese nula do teste: H_0 : não há quebra estrutural no modelo

A partir do resultado do teste, aceita-se a hipótese nula de que não há quebra estrutural no modelo VAR estimado.

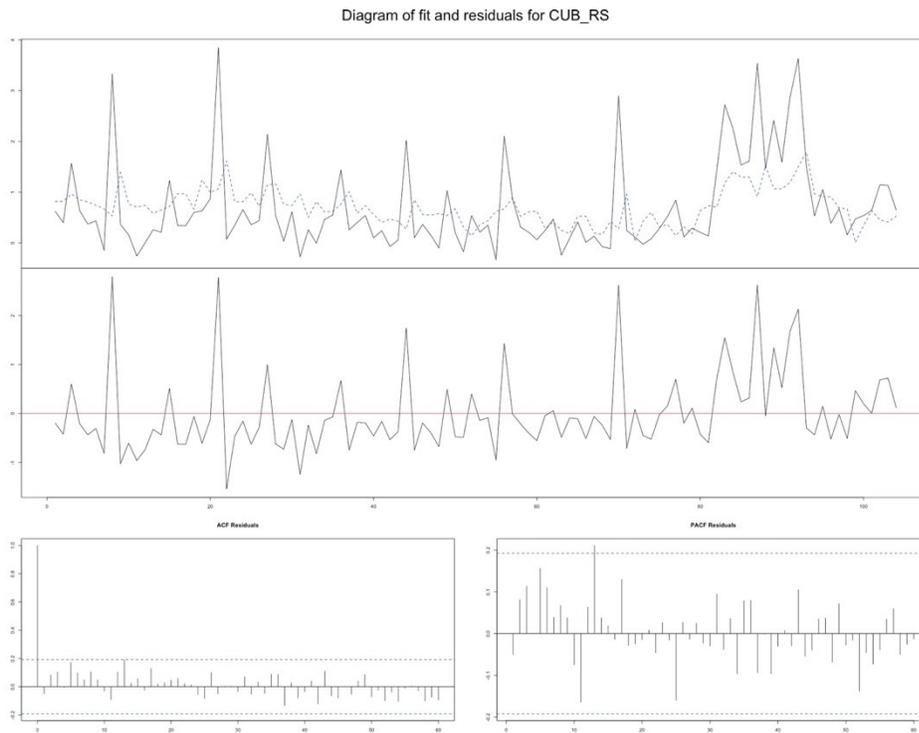
As Funções de Autocorrelação (FAC) e Autocorrelação Parcial (FACP) para ambas as variáveis endógenas do modelo são apresentadas nas figuras 8 e 9.

Figura 8 – Diagrama de ajuste, FAC e FACP dos resíduos para *Preço dos Imóveis*



Fonte: elaborado pelo autor

Figura 9 – Diagrama de ajuste, FAC e FACP dos resíduos para CUB RS



Fonte: elaborado pelo autor

A análise das FAC e FACP dos resíduos do modelo, para ambas as equações, demonstra decaimento rápido dos *lags*, bem como que não há número significativo de defasagens extrapolando os intervalos de confiança. Assim, não há evidências, de autocorrelação nos resíduos em ambas as equações.

Para testar a presença de correlação serial foi aplicado o teste de Portmanteau conforme exemplo aplicado de Pfaff (2008)¹¹. O resultado é apresentado na tabela 40.

Tabela 40 – Teste de Portmanteau

P-valor	0.3596
---------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

Hipótese nula do teste: H_0 : não há autocorrelação serial nos resíduos

Para verificar a possibilidade de heterocedasticidade, foi realizado o teste ARCH-LM. O resultado é apresentado na tabela 41.

¹¹ PFAFF, Bernhard. VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars. Journal of Statistical Software, v.27, n.4, p.12-13, jul.2008.

Tabela 41 – Teste ARCH-LM

P-valor	0.0844
---------	--------

Fonte: elaborado pelo autor

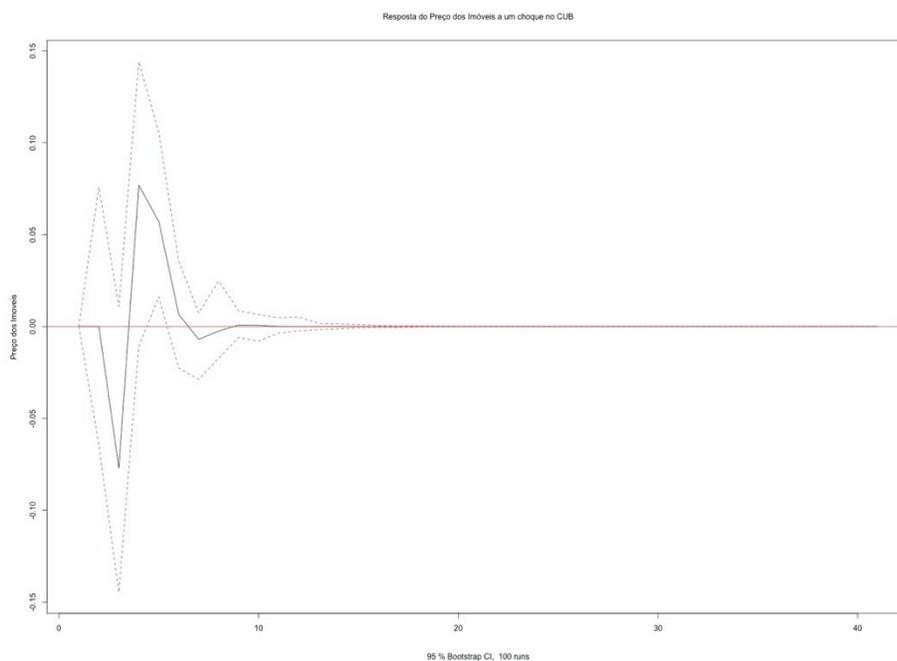
Hipótese nula do teste: H_0 : os resíduos são homocedásticos

A partir dos resultados dos testes pode-se concluir que não há evidências de que os resíduos do modelo apresentem correlação serial e sejam heterocedásticos. Dessa forma, em conjunto com a análise das funções de autocorrelação apresentadas nas figuras 13 e 14, bem como nos autovalores associados do modelo, o modelo parece bem ajustado.

4.4.3.3 Função de resposta ao impulso

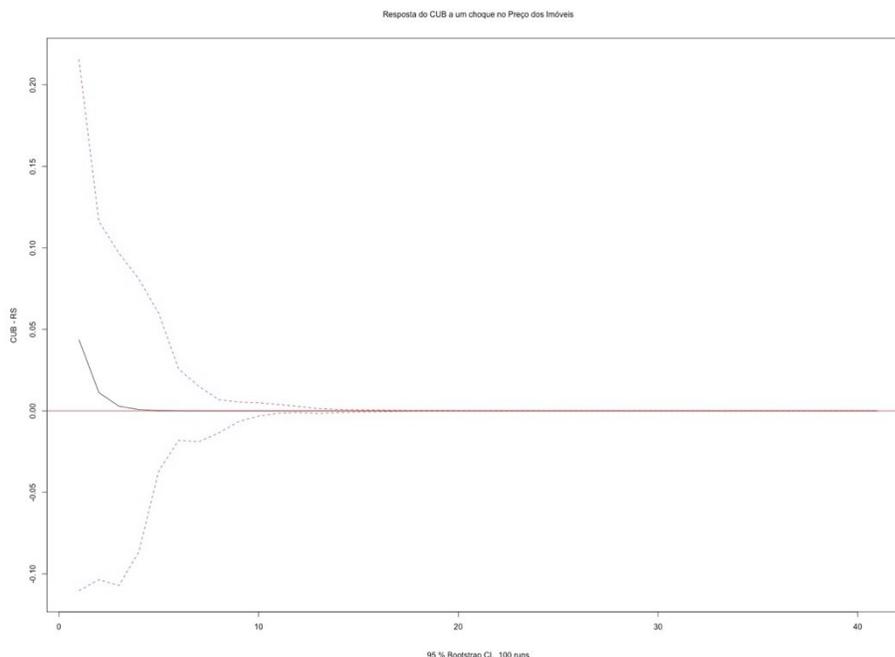
As figuras 10 e 11 apresentam a resposta do Preço dos Imóveis a um choque no CUB e a resposta do CUB a um choque no Preço dos Imóveis, respectivamente.

Figura 10 – Resposta do Preço dos Imóveis a um choque no CUB



Fonte: elaborado pelo autor

Figura 11 – Resposta do CUB a um choque no Preço dos Imóveis



Fonte: elaborado pelo autor

4.5 CONSIDERAÇÕES SOBRE O AJUSTE DOS MODELOS ESTIMADOS

Dentre os resultados das estimações, um dos mais interessantes é que tanto o Modelo 01 quanto o Modelo 02 com uma defasagem, não conseguiram captar os efeitos das variações nos custos dos fatores de produção no preço dos imóveis. O Modelo 02 com ordem de defasagem de três meses, por outro lado, teve a terceira defasagem do CUB com significância estatística ao nível de 5% (e perto de 1%). Dessa maneira, pode-se interpretar que variações nos custos ao produtor são repassados ao preço dos imóveis com três meses de defasagem, o que está alinhado com as expectativas iniciais de que os repasses não seriam imediatos.

Além disso, o Modelo 02 com ordem $p = 3$ também pareceu melhor ajustado quando se leva em consideração o parâmetro estatístico R^2 ajustado para a equação do Preço dos Imóveis. A tabela 42 apresenta a comparação dos parâmetros de significância para cada modelo apresentado, na sua forma restrita a partir do teste qui-quadrado.

Tabela 42 – Estatísticas de ajuste para o Preço dos Imóveis – Modelos restritos

	Modelo 01	Modelo 02 - BIC ($p = 1$)	Modelo 02 - AIC ($p = 3$)
R ² ajustado	0.4187	0.6318	0.6747

Fonte: elaborado pelo autor

O Modelo 01, que considera todas as variáveis regionais como endógenas, por sua vez, pelos resultados apresentados na tabela 42, pareceu menos ajustado do que ambas as alternativas do Modelo 02. Este fato não chega a ser surpreendente e está alinhado com a hipótese inicial de que, dada a estrutura econômica do Estado e o fato de que tanto o nível de atividade quanto a inflação regional são variáveis impactadas por fatores agregados em nível nacional e até internacional, é improvável que choques no preço dos imóveis regionais tenha impacto determinante em suas trajetórias. Assim, a adoção de pressupostos sobre a estrutura da economia, neste caso, pode auxiliar na adequação do Modelo Vetor Autorregressivo para a análise das interações dinâmicas entre as variáveis, reforçando a adequação do modelo estrutural com variáveis exógenas (VARX) ao presente estudo.

Quando se analisa o resultado do teste de causalidade de Granger, novamente o Modelo 02 com três defasagens fornece resultados consistentes, de que o custo dos fatores de produção Granger-*causa* o preço dos imóveis residenciais, porém a relação inversa não se confirma. Tendo em vista que o custo dos insumos da Indústria de Construção Civil é afetado por uma demanda ampla e intersetorial, sendo impactado não apenas pelo setor residencial, mas também por obras de imóveis comerciais, de infraestrutura, reformas, instalações industriais, entre outros, bem como vários de seus produtos serem demandados em outros segmentos econômicos, como o aço para a produção de diversos produtos e que estão sujeitos à oscilação cambial (por serem *commodities*), este resultado também está em linha com o esperado.

Em suma, os modelos com uma defasagem parecem excessivamente restritos para captar os efeitos defasados dos choques nos custos dos fatores de produção. Além disso, a utilização de modelos VAR estruturais (SVAR), neste caso especialmente a consideração de variáveis exógenas (VARX), parece fornecer um melhor ajuste quando se objetiva analisar o impacto de variáveis agregadas em imóveis em nível regional.

Dessa forma, o Modelo 2 com três defasagens parece ser o mais adequado aos fins do presente estudo. Os resultados da estimação deste modelo serão analisados na seção subsequente.

4.6 CONSIDERAÇÕES GERAIS SOBRE OS RESULTADOS

A Função de Resposta ao Impulso do Modelo 02 com três defasagens indica que, num primeiro momento, quando há um choque nos custos de construção, há uma compressão da margem de lucro das construtoras/ incorporadoras, com redução no preço real dos imóveis, seguida por um reajuste positivo no período subsequente, e que um choque no custo dos fatores de produção se dissipa em aproximadamente 10 meses (figura 10). Um choque no preço dos imóveis, por outro lado, se dissipa mais rapidamente, em torno de 3 meses, sempre com efeito positivo no CUB (figura 11).

Os coeficientes estimados apontam que um aumento de 1% CUB resulta em uma alta de 0,13% no preço dos imóveis, com defasagem de um trimestre. Assim, não só não há um repasse imediato de choques nos custos de produção, como ele deve demorar alguns meses para ser concretizado, de forma que podem haver pressões nas margens das construtoras/ incorporadoras, especialmente em períodos de oscilações abruptas e de maior magnitude, como na Pandemia de COVID-19, na qual quebras nas cadeias de produção mundiais afetaram de forma intensa o preço de *commodities* amplamente utilizadas no setor, como aço, concreto, etc.

Chama a atenção que, tanto neste modelo quanto nos demais, o IBCR-RS, *proxy* do PIB regional, não apresentou significância estatística. Este fato contraria trabalhos anteriores como Nakazawa (2013), Sutton (2002), e Tsatsaronis e Zhu (2004), que encontraram resposta positiva ao choque na renda agregada (PIB) no preço dos imóveis, embora os últimos autores salientem que, comparado a outras variáveis utilizadas em seu modelo, a renda agregada teve poder explanatório surpreendentemente baixo na variação dos movimentos dos preços dos imóveis. A não significância, no presente estudo, desta variável, pode ser devida ao fato de que há características que diferenciam o IBCR do PIB tanto do ponto de vista conceitual quanto metodológico. Enquanto IBCR é um indicador de periodicidade mensal, que incorpora variáveis consideradas como

proxies para o desempenho dos setores da economia e permite o acompanhamento mais tempestivo da evolução da atividade econômica, enquanto o PIB, com frequência trimestral, descreve quadro mais abrangente da economia.¹² Assim, possivelmente, os dados do Índice de Atividade Econômica Regional não sejam os mais adequados para apresentar aderência ao modelo.

A rentabilidade do aluguel, variável que não foi encontrada em trabalhos anteriores, apresentou significância estatística em todos os modelos estimados. Sua persistência em diferentes especificações do modelo é um indício de que podem ser desenvolvidos estudos aprofundados sobre o impacto do retorno dos investimentos na formação de preços no setor imobiliário. Não obstante, os resultados apontam para uma relação negativa entre o rendimento do aluguel e o preço dos imóveis, em que uma variação de 1% no retorno do aluguel corresponde a uma queda de 0,29% no preço real das residências.

A relação inversa estimada pode estar relacionada a uma defasagem para que os agentes mobilizem recursos para um aumento efetivo da demanda agregada e, conseqüentemente, dos preços dos imóveis. Outro fato que deve ser levado em consideração é que a série utilizada é uma *proxy*, tratando-se da rentabilidade em nível nacional, e que tanto a rentabilidade do aluguel quanto o preço dos imóveis utilizados no presente estudo são a média dos preços de diferentes nichos de mercado. Dessa forma, pode-se aprofundar a análise com a segmentação dos imóveis em diferentes padrões, tendo em vista que, comumente, os investidores buscam com maior liquidez para alugar, de forma que os efeitos de variações na rentabilidade do aluguel devem ser mais diretos em imóveis de até dois dormitórios (a série utilizada incorpora imóveis de até quatro dormitórios).

A inflação ao consumidor teve significância elevada em todos os cenários considerados. No presente estudo, o resultado com coeficiente negativo e maior do que um indica que, tratada como exógena, num primeiro momento, a inflação corrói o valor real dos imóveis de forma acentuada. O resultado está alinhado com o esperado, uma vez que a corrosão do poder de compra do consumidor deve retrair a demanda agregada

¹² Estudo Especial nº 3/2018 "Aspectos metodológicos e comparações do comportamento do IBC-Cr e do PIB", do Banco Central do Brasil.

por bens imóveis, especialmente tendo em vista o alto custo financeiro das transações imobiliárias

Cabe salientar que, quando tratada como endógena, no Modelo 01, apresentou coeficiente positivo na primeira defasagem, em linha com o resultado do estudo de Tsatsaronis e Zhu, que utilizaram um SVAR com 4 defasagens, o que aponta que choques inflacionários podem não ser imediatamente repassados aos preços dos imóveis – de forma análoga à inflação nos custos dos fatores de produção (CUB).

Os resultados apontam, ainda, que um aumento na taxa de desocupação nacional impacta negativamente o preço dos imóveis. Assim, embora o efeito de variações na renda agregada estadual não tenha sido captado a partir da utilização do IBCR como *proxy*, o resultado da estimação para a taxa de desocupação confirma o esperado a partir da teoria econômica, de que uma redução no nível de emprego (ou da renda) deve implicar na retração da demanda agregada por bens. O resultado das oscilações no nível de emprego está de acordo com o encontrado por Baffoe-Bonnie (1998).

A expectativa de inflação não apresentou significância estatística no Modelo 02. Este resultado pode ser devido ao fato de que as expectativas dos agentes estão implícitas em outras das variáveis do modelo. Não obstante, pode ser que tenha impactos diferentes conforme o nicho de mercado e a região de abrangência, de modo que um estudo com segmentação setorial pode ser desenvolvido mantendo esta variável a fim de aprofundar o entendimento.

Por fim, a taxa de financiamento apresentou um coeficiente inverso ao esperado de antemão a partir da teoria econômica e de parte da bibliografia de suporte que utilizou a taxa de juros – embora não o custo do financiamento em si – em seu modelo (NAKAZAWA, 2013; SUTTON, 2002; TSATSARONIS; ZHU, 2004), indicando que uma variação positiva nas taxas de financiamento da ordem de 1% ocasiona um aumento de 0,02% no preço dos imóveis. Embora fosse de se esperar que um aumento no custo de financiamento retraísse a demanda agregada e, conseqüentemente, ocasionasse uma queda no preço dos imóveis, novamente, o efeito da taxa de juros pode afetar de formas distintas os diferentes nichos de mercado residencial. Assim, pode ser que imóveis de quatro dormitórios não tenham seu preço impactado da mesma forma ou magnitude que

os de um dormitório em virtude das diferentes classes sociais e de renda que demandam cada produto.

O resultado obtido está, no entanto, em linha com o aferido por Baffoe-Bonnie (1998) que destaca que, em quase todas as regiões abrangidas em seu estudo, um aumento na taxa de hipoteca leva a um aumento do preço das residências e a uma diminuição do número de unidades comercializadas no primeiro quadrimestre, ressaltando que o comportamento cíclico não é o mesmo em todas as regiões. Assim, pode ser que o efeito de variações na taxa básica de juros da economia e do financiamento imobiliário em si não seja o mesmo, requerendo um aprofundamento das investigações. Não obstante, apesar de terem encontrado que um corte de 1% na taxa de juros básica de curto prazo resulta em média, em um aumento no preço dos imóveis no horizonte de 5 anos, Tsatsaronis e Zhu (2004) apontam que as taxas de juros afetam diferentes economias de maneira particular.

A tabela 43 sintetiza os resultados esperados em termos dos sinais dos coeficientes para cada variável incluída no modelo considerado mais bem ajustado.

Tabela 43 – Resultados esperados x encontrados nas estimações

Fator macroeconômico	Resultado esperado	Resultado estimado
CUB-RS	+	+
Rentabilidade do aluguel	+	-
Taxa de desocupação	-	-
Expectativa de inflação	Indefinido	Não significativo
IPCA-RMPA	-	-
Taxa de financiamento	-	+
IBCR-RS	+	Não significativo

Fonte: elaborado pelo autor

Os resultados da Decomposição da Variância do Erro de Previsão para o Modelo 02 com três defasagens indicam que choques nos preços dos imóveis têm efeito muito limitado na variação do CUB. Efeitos no custo dos fatores de produção, por outro lado, passam a impactar a variância no preço dos imóveis residenciais a partir do terceiro período, resultado alinhado com a ordem estimada no modelo, e crescem significativamente até o sexto mês, quando passam a ter variações positivas marginais (Apêndice A).

É importante ressaltar que nenhum dos trabalhos mencionados utilizou variáveis exógenas ao modelo, embora Tsatsaronis e Zhu (2004) tenham utilizado um SVAR.

Assim, a comparação com os resultados da bibliografia apresentada deve levar em consideração que há variáveis no modelo do presente estudo cujos efeitos defasados não estão sendo capturados.

5 CONCLUSÃO

O presente estudo almejou investigar como variações em fatores macroeconômicos afetam a oscilação no preço real dos imóveis residenciais, utilizando como base o mercado imobiliário da Região Metropolitana de Porto Alegre entre os anos de 2012 e 2022. Buscou-se conduzir o estudo com as variáveis em nível regional, embora a indisponibilidade de algumas delas na frequência ou na extensão do período necessários tenha motivado a adoção de *proxies* para capturar seu possível impacto no mercado imobiliário em questão.

Dessa maneira, o estudo foi conduzido de forma a analisar tanto o efeito de variáveis agregadas em nível nacional quanto regional, de modo a captar efeitos endógenos e exógenos à economia do estado do Rio Grande do Sul. De forma a examinar, de modo sistemático, as interações dinâmicas entre as variáveis, adotando pressupostos sobre a estrutura da economia, na forma de relações implícitas entre o conjunto de variáveis de interesse, foi utilizado modelo Vetor Autorregressivo (VAR) com algumas das variáveis consideradas exógenas (VARX). Durante o desenvolvimento da pesquisa foram testados, com bases econômicas, modelos alternativos tanto à endogeneidade das variáveis quanto ao critério de seleção da ordem de defasagem.

Os resultados estimados apontam que um modelo com apenas uma ordem de defasagem pode ser demasiadamente restritivo em termos de capturar os efeitos de choques nos custos dos fatores de produção. Não obstante, considerar apenas as variáveis intrasetoriais regionais como endógenas aparentemente resultou num modelo melhor ajustado.

Assim, levando-se em consideração um modelo com o preço real dos imóveis e o CUB estadual como endógenas e defasagem trimestral, as estimações apontam que choques nos custos de produção começam a ser repassados, em termos reais, após três meses. A Função de Resposta ao Impulso (IRF) sugere que, inicialmente, há uma compressão nas margens das construtoras/incorporadoras, e que os choques nos custos dos fatores se dissipam em cerca de dois a três trimestres. A Decomposição da Variância

do Erro de Previsão, em linha com a IRF, sugere que, a partir do terceiro mês, os impactos no CUB crescem por cerca de mais um trimestre.

Os resultados do modelo apontam que inflação não antecipada, como esperado, corrói o poder de compra e retrai a demanda agregada, causando uma redução no valor real dos ativos imobiliários. Já a variação da rentabilidade do aluguel sem defasagens apresentou relação inversa à do valor real dos imóveis, indicando que o repasse de uma variação positiva no valor dos imóveis não é imediato, fato que pode estar relacionado à correção monetária normalmente anual dos contratos de aluguel.

A variação na taxa de financiamento imobiliário apresentou relação positiva com o preço real dos imóveis, em linha com o resultado obtido por Baffoe-Bonnie (1998). Ressalta-se que estudos que utilizaram a taxa de juros, e não o custo do financiamento em si, costumam obter coeficientes negativos (SUTTON, 2002; TSATSARONIS; ZHU, 2004; NAKAZAWA, 2013), o que indica que os efeitos da taxa básica de juros e do financiamento imobiliário no preço dos imóveis podem ser objeto de investigações aprofundadas. A taxa de desocupação em nível nacional apresentou, conforme o esperado, relação inversa com a variação no preço dos imóveis residenciais regionais. Assim, um aumento do desemprego resulta numa queda no valor real das residências, muito provavelmente em função de que a deterioração no mercado de trabalho gera uma retração na demanda agregada.

Chama a atenção a não significância estatística do IBCR-RS, *proxy* do PIB regional, uma vez que o aumento da renda agregada costuma impactar positivamente o preço real dos imóveis, e da expectativa de inflação futura em nível nacional. Esse fato sugere que os dados não são os mais adequados para refletir os choques na economia regional e nas expectativas dos agentes.

Destaca-se que, das oito variáveis incluídas no modelo, seis apresentaram significância estatística no modelo com melhor ajuste, incluindo o próprio preço dos imóveis defasado. Dentre as variáveis que apresentaram poder explanatório, a rentabilidade do aluguel e a inflação ao consumidor se mantiveram altamente

significativas estatisticamente em todos os cenários considerados, indicando que podem ser incluídas em estudos futuros.

Dentre as principais contribuições do presente estudo destacam-se a combinação de fatores regionais e nacionais, com a estruturação do modelo para captar de modo sistemático, as interações dinâmicas entre as variáveis. Não obstante, ressalta-se a utilização de algumas variáveis que não foram encontradas em trabalhos anteriores, como a rentabilidade do aluguel, a expectativa de inflação futura e o custo dos fatores de produção. Dessa forma, trata-se de uma pesquisa com uma análise abrangente de possíveis fatores que contribuam para oscilações dos preços reais residenciais.

Como sugestões para estudos futuros, estão:

- a) a segmentação do mercado residencial regional, de forma a serem examinados como cada fator impacta diferentes nichos;
- b) o aprofundamento do estudo do impacto das variáveis cujo poder explanatório foi consistente, especialmente as que não foram exploradas de forma recorrente anteriormente, destacando-se o custo dos fatores de produção, a rentabilidade do aluguel e expectativas futuras dos agentes;
- c) o desenvolvimento da investigação sobre a melhor forma de classificação dos fatores de abrangências regionais e setoriais distintas quanto a sua estrutura no modelo para captar as interrelações entre as variáveis. para tal, de forma auxiliar, podem ser utilizados testes estatísticos de exogeneidade.

REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. Likelihood of a model and information criteria. **Journal of Econometrics**, Chichester, v. 16, p.3-14, 1981. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90071-3](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90071-3). Acesso em: 20 nov. 2022.
- ALVES, D. C. O. *et al.* Modelagem dos Preços de Imóveis Residenciais Paulistanos. **Revista Brasileira de Finanças**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 2, p. 167-187, 2011. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbfin/article/view/2899>. Acesso em: 2 nov. 2021.
- ARRAES, R. A.; SOUSA FILHO, E. Externalidades e formação de preços no mercado imobiliário urbano brasileiro: um estudo de caso. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 12, n.2, p. 289-319, 2008. Disponível em: <https://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/981>. Acesso em: 2 nov. 2021.
- BAFFOE-BONNIE, J. The dynamic impact of macroeconomic aggregates on housing prices and stock of houses: a national and regional analysis. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, New York, v. 17, n.2, p. 179-197. 1998. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1023/A:1007753421236>. Acesso em: 25 jul. 2022.
- BALARINE, O. F. O. Contribuições macroeconômicas ao entendimento da formação de preços habitacionais locais. **Ambiente construído**, Porto Alegre, v. 1, n. 1, jun. 1997. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/ambienteconstruido/article/view/3313/0>. Acesso em: 02 nov. 2021.
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. 4th ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2019.
- BROOKS, C.; TSOLACOS, S. The impact of economic and financial factors on UK property performance. **Journal of Property Research**, London, v.16, n.2, p.139-52, 1999. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/095999199368193>. Acesso em 18 dez. 2022.
- CÂMARA BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DA CONSTRUÇÃO - CBIC. **Pós-obra: geração de renda e emprego na economia**. Brasília, 2021. Disponível em: <https://cbic.org.br/wp-content/uploads/2021/02/pos-obraestudo-cbic.pdf>. Acesso em: 02 dez. 2021.
- CÂMARA BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DA CONSTRUÇÃO - CBIC. **A importância da Construção Civil**: informativo econômico. 2021. Disponível em: <https://cbic.org.br/wp->

content/uploads/2021/07/informativo-economico-importancia-construcao-civil-final-julho-2021.pdf. Acesso em 28 nov. 2021.

CÂMARA BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DA CONSTRUÇÃO - CBIC. **Construção Civil mostra sua força e cresce acima da economia nacional**. 2022. Informativo econômico. Disponível em: <https://cbic.org.br/wp-content/uploads/2022/09/informativo-economico-pib-2-tri-2022.pdf>. Acesso em 26 dez. 2022.

DARRAT, A. F.; GLASCOCK, J. L. On the Real Estate Market Efficiency. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, Países Baixos, v.7, p. 55-72, 1993. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/BF01096936>. Acesso em 06 ago. 2022.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 74, p.427 - 431, 1979. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2286348>. Acesso em 20 nov. 2022.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, p.1057 - 1072, 1981. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1912517>. Acesso em 20 nov. 2022.

DIPASQUALE, D.; WHEATON, W. C. Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices. **Journal of Urban Economics**, New York, v. 35, p. 1-27, 1994. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0094119084710011>. Acesso em 25 jun. 2022.

GOMES, A. E.; MACIEL, V. F.; KUWAHARA, M.Y. Determinantes dos preços de imóveis residenciais verticais no município de São Paulo. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., Porto de Galinhas, 2012. **Anais [...]**. Porto de Galinhas: ANPEC, 2012. p. 1-19. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files_l/i9-3a7b8f1858120e2757d222a38932e7c6.pdf. Acesso em: 02 nov. 2021.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v.37, p.424-438, 1969. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1912791>. Acesso em 20 nov. 2022.

HANNAN, E.; QUINN, B. The Determination of the Order of an Autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society**, London, v. 41, n.2, p. 190-195, 1979. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2985032>. Acesso em 20 nov. 2022.

KURESKI, R. *et al.* O macrossetor da construção civil na economia brasileira em 2004. **Ambiente Construído**, Porto Alegre, v.8, n.1, p. 7-19, jan./mar. 2008. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/index.php/ambienteconstruido/article/view/3791>. Acesso em 28 nov. 2021.

- LANCASTER, K. J. A new approach to consumer theory. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 74, n. 2, p. 132-57, 1966. Disponível em: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/epdf/10.1086/259131>. Acesso em 21 mai. 2022.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, Cambridge, v.65, n.2, p.297-303, 1978. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2335207>. Acesso em 20 nov. 2022.
- LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 2005.
- MUNK, C. **Financial asset pricing theory**. Oxford: Oxford University Press, p.8-11, 2013.
- NAKAZAWA, D. K. **Fatores determinantes do preço de imóveis**. Dissertação (Mestrado em Economia) - Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2013. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/10910>. Acesso em: 31 mar. 2021.
- PFAFF, B. **Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R**. Estados Unidos: Springer Science+Business Media, p.23-50, 2008.
- PFAFF, B. VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars. **Journal of Statistical Software**, California, v.27, n.4, jul.2008. Disponível em: <https://www.jstatsoft.org/article/view/v027i04>. Acesso em 24 set. 2022.
- ROSEN, S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 82, n.1, jan./fev, 1974. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1830899>. Acesso em: 21 mai. 2022.
- SANTOS, C. H. M.; CRUZ, B. de O. **A dinâmica dos mercados habitacionais metropolitanos**: aspectos teóricos e uma aplicação para a Grande São Paulo. Brasília: IPEA, 2000. (Texto para discussão, n. 713). Disponível em: https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2532/1/TD_713.pdf. Acesso em: 16 jan. 2022.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **The annals of Statistics**, Ann Arbor, v.6, n.2, p.461-464, 1978. Disponível em: https://sites.stat.washington.edu/courses/stat527/s13/readings/ann_stat1978.pdf. Acesso em 20 nov. 2022.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Chicago, v. 48, n.1, p. 1-48, jan. 1980. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912017>. Acesso em: 25 jul. 2022.

SUTTON, G. D. Explaining changes in house prices. **Bank for International Settlements (BIS) Quarterly Review**, Basle, p. 46-55, set. 2002.
Disponível em: https://www.bis.org/publ/r_qt0209f.pdf. Acesso em 25 jul. 2022.

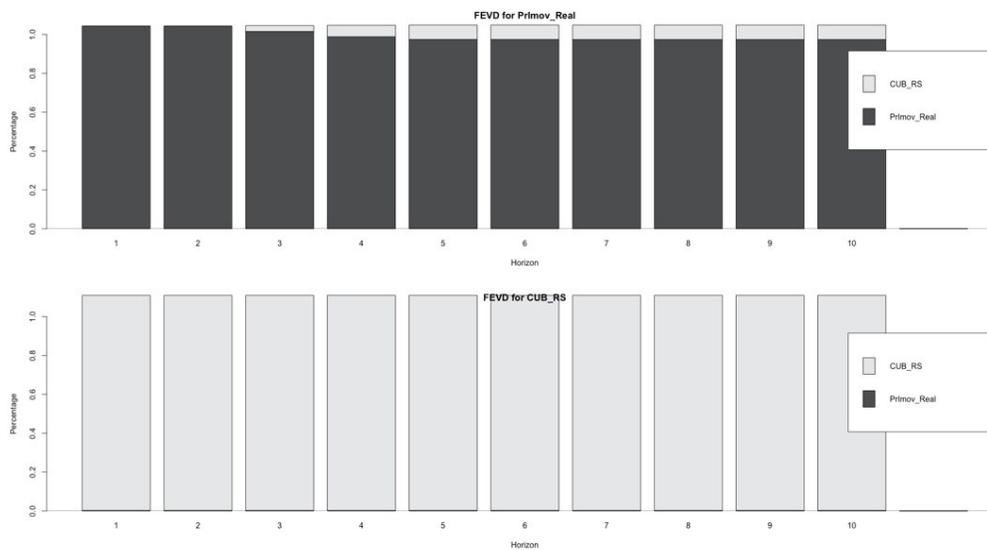
TEIXEIRA, L. P.; CARVALHO, F. M. A. A construção civil como instrumento do desenvolvimento da economia brasileira. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, n. 109, p. 09-26, jul/dez. 2005.
Disponível em: <https://ipardes.emnuvens.com.br/revistaparanaense/article/view/138>.
Acesso em 28 nov. 2021.

TSATSARONIS, K; ZHU, H. What drives housing price dynamics: cross-country evidence. **Bank for International Settlements (BIS) Quarterly Review**, Basle, p. 65-78, mar. 2004. Disponível em: https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0403f.pdf. Acesso em 19 dez. 2021.

TSAY, R. S. **Multivariate time series analysis: with R and financial applications**. New Jersey: John Wiley, 2014.

ZEILEIS, A.; LEISCH, F.; HORNIK, K.; KLEIBER, C. Monitoring structural change in dynamic econometric models. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, n.20, v.1, p.99–121. 2005. Disponível em: <https://www.zeileis.org/papers/Zeileis+Leisch+Kleiber-2005.pdf>. Acesso em 02 dez. 2022.

APÊNDICE A – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO DO MODELO 02 COM 3 DEFASAGENS



Fonte: elaborado pelo autor