



INSTITUTO
UNIVERSITÁRIO
DE LISBOA

O IMPACTO DA IMIGRAÇÃO SOBRE OS PREÇOS DAS HABITAÇÕES EM PORTUGAL

Irshad Maahir Seraly Mamodo

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientador:

Professor Doutor Diptes Chandrakante Prabhudas Bhimjee,
Professor Auxiliar (Convidado), Departamento de Economia (IBS),
ISCTE-IUL

Setembro, 2025



CIÊNCIAS SOCIAIS
E HUMANAS

Departamento de Economia Política

O IMPACTO DA IMIGRAÇÃO SOBRE OS PREÇOS DAS HABITAÇÕES EM PORTUGAL

Irshad Maahir Seraly Mamodo

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientador:

Professor Doutor Diptes Chandrakante Prabhudas Bhimjee,
Professor Auxiliar (Convidado), Departamento de Economia (IBS),
ISCTE-IUL

Setembro, 2025

Dedicatória

*Dedico esta Dissertação a mim,
por cada batalha travada em
silêncio, por cada momento em
que não desisti e por ter
acreditado que era sempre capaz.*

Agradecimento

Esta Dissertação, para além de revelar os resultados dos estudos e imensas horas de trabalho que esta constitui, é também o fim de uns dos objetivos de vida que me propus.

O desenvolvimento deste trabalho, contou com ajuda de diversas pessoas, dentro as quais agradeço.

Em primeiro, vai o meu agradecimento especial ao meu orientador, pela oportunidade de trabalhar em prol da realização desta pesquisa, pelo apoio moral, material e transmissão de conhecimento.

Ainda um especial obrigado a Direção Geral do Ensino Superior (DGES) pela bolsa de estudo concebida a mim e pelo auxílio financeiro no que possibilitou a realização e continuação dos estudos.

Deixo também o meu agradecimento a todos os meus colegas e corpo docente do curso pelos ensinamentos colhidos durante a minha formação académica.

E por fim e não menos importante, aos meus pais, meus irmãos e minha cunhada por acreditarem sempre no meu potencial, encorajando-me a seguir frente com muita audácia, dando-me forças e apoio sempre que precisei.

Resumo

O presente estudo analisa o impacto da imigração sobre os preços das habitações entre 1990 e 2023, procurando compreender de que forma os fluxos migratórios influenciam a dinâmica do mercado imobiliário residencial. A questão revela-se particularmente relevante num contexto marcado pelo crescimento expressivo da população estrangeira residente e pelo aumento acentuado dos preços das casas e rendas nos últimos anos, o que transformou a habitação num dos principais desafios sociais e económicos do País.

Metodologicamente, recorreu-se à estimação de modelos de correção de erros vetoriais (VECM), aplicados separadamente ao mercado de compra e ao arrendamento. A variável explicativa central foi nº. e residentes estrangeiros com autorização de residência em Portugal, com dados da AIMA, enquanto as variáveis dependentes foram o índice de preços de habitação (IPH) e índice de Preços de Rendas (IPR), obtidos da OCDE. Como variáveis de controle incluíram-se o PIB, o IPC, e o número de fogos concluídos, com a informação do INE e Banco de Portugal.

Os resultados indicam que a imigração não exerce impacto estatisticamente significativo sobre os preços das habitações em Portugal, nem no curto nem no longo prazo. No mercado de arrendamento, apenas se verificou um efeito positivo de curta duração, sem persistência ao longo do tempo. Identificou-se também uma relação indireta entre imigração e construção de novos fogos, sugerindo que o contributo dos imigrantes no setor da construção civil se traduz numa dinamização da oferta habitacional em Portugal.

O principal contributo desta Dissertação consiste em preencher uma lacuna na literatura académica ao caso português, oferecendo evidência empírica que desafia perceções simplistas e abre espaço a novas linhas de investigação mais complexas sobre a relação entre a imigração e habitação.

Palavras-chave: Imigração; Habitação; Preços; Rendas; Construção civil; Portugal; Modelo VECM.

Abstract

This study analyzes the impact of immigration on housing prices between 1990 and 2023, seeking to understand how migration flows influence the dynamics of the residential housing market. The issue is particularly relevant in a context marked by the sharp increase in the foreign resident population and the significant rise in house prices and rents in recent years, which has turned housing into one of the main social and economic challenges in the country.

Methodologically, the analysis relied on the estimation of Vector Error Correction Models (VECM), applied separately to the purchase and rental residential markets. The main explanatory variable was the number of foreign residents with a valid residence permit in Portugal, with data provided by AIMA, while the dependent variables were the House Price Index (HPI) and the Rent Price Index (RPI), obtained from the OECD. Control variables included GDP, CPI, and the number of completed dwellings, with information from Statistics Portugal (INE) and the Bank of Portugal.

The results indicate that immigration does not exert a statistically significant impact on housing prices in Portugal, neither in the short nor in the long run. In the rental market, only a short-lived positive effect was observed, with no persistence over time. An indirect relationship between immigration and the construction of new dwellings was also identified, suggesting that the contribution of immigrants to the construction sector translates into a dynamization of the housing supply in Portugal.

The main contribution of this Dissertation is to fill a gap in the academic literature relative to the Portuguese case, providing empirical evidence that challenges simplistic perceptions and opens space for further research on the sophisticated relationship between immigration and housing.

Keywords: Immigration; Housing; Prices; Rents; Construction sector; Portugal; VECM model.

Índice

Agradecimento	iii
Resumo.....	v
<i>Abstract</i>	vii
Capítulo 1. Introdução.....	1
Capítulo 2. Revisão da Literatura	3
2.1. Imigração em Portugal	3
2.2. Preços de habitação em Portugal.....	7
2.2.1. Produto Interno Bruto	8
2.2.2. Taxas de Juros	8
2.2.3. Inflação.....	9
2.2.4. Desemprego.....	10
2.3. Imigração e Mercado Imobiliário.....	11
Capítulo 3. Dados e Metodologia.....	17
3.1. Caracterização dos dados	17
3.1.1. Variável Dependente	17
3.1.2. Variável Explicativa principal.....	18
3.1.3. Variáveis de controle.....	19
3.2. Metodologia	20
Capítulo 4. Resultados e Discussão de Resultados	23
4.1. Estacionaridade	23
4.2. Número ótimo de defasagens	24
4.3. Teste de Cointegração	25
4.4. VECM	25
4.5. Função de Resposta ao Impulso	28
4.6. Causalidade de Granger	30
Capítulo 5. Conclusões.....	33
Referências Bibliográficas	35
Anexos.....	39

Índice de Figuras

Figura 1 - N° de imigrantes estrangeiros com autorização de residência em Portugal	3
Figura 2 - Percentagem de estrangeiros no total nos Países da UE.....	4
Figura 3 - Nacionalidades mais representativas em Portugal	5
Figura 4 - Contribuições de imigrantes para a Segurança Social.....	6
Figura 5 - Índice de Preços do Consumidor	9
Figura 6 - Taxa de desemprego	10
Figura 7 - Índice de preços de habitação e índice de preços de renda	18
Figura 8 - Distribuição t	26
Figura 9 - Resultados do Teste IRF - Modelo 1 e 2	29

Índice de Tabelas

Tabela 1 - Equações de testes de Estacionaridade	21
Tabela 2 - Resultados dos testes de Estacionaridade	23
Tabela 3 - Resultados da determinação de n° ideal de <i>lags</i>	24
Tabela 4 - Resultados do teste de Johansen	25
Tabela 5 - Resultados do modelo VECM	26
Tabela 6 - Resultados do teste de causalidade de Granger	30
Tabela 7 - Tabela Síntese da literatura internacional	41
Tabela 8 - Estatísticas das variáveis	43

Glossário

ADF – Augmented Dickey-Fuller

AIC – Akaike Information Criterion (Critério de Informação de Akaike)

AIMA – Agência para a Integração, Migrações e Asilo

BCE – Banco Central Europeu

BdP – Banco de Portugal

BIC – Bayesian Information Criterion (Critério de Informação Bayesiano)

bpstat – Base de dados estatísticos do Banco de Portugal

ECT – *Error Correction Term* (coeficientes do termo de correção)

FPE – *Final Prediction Error*

HQ – Hannan–Quinn Criterion (Critério de Informação de Hannan-Quinn)

IMT – Imposto Municipal sobre Transmissões Onerosas de Imóveis

INE – Instituto Nacional de Estatística

IPC – Índice de Preços no Consumidor

IPH – Índice de Preços da Habitação

IPR – Índice de Preços de Renda

IRF – *Impulse Response Functions* (Funções Impulso-Resposta)

KPSS – Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

MTSS – Ministério do Trabalho, Solidariedade e Segurança Social

OCDE – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico

PALOP – Países Africanos de Língua Oficial Portuguesa

PIB – Produto Interno Bruto

PP – Phillips-Perron

PRR – Plano de Recuperação e Resiliência

SC – Schwarz Criterion

UE – União Europeia

VAR – Modelo de vetor Autorregressivo

VECM – Modelo de Correção de Erros Vetoriais

CAPÍTULO 1

Introdução

O mercado habitacional português tem vindo a assumir uma centralidade crescente no debate público, marcado por uma valorização significativa dos preços e pela perceção generalizada de que a habitação se tornou um dos problemas sociais e económicos do País. Entre 2013 e 2023, de acordo como o Banco de Portugal, os preços aumentaram mais 80% em termos reais, refletindo pressões estruturais na procura e limitações na oferta. Em paralelo, Portugal tem assistido a um crescimento expressivo da população imigrante, pois segundo dados da Agência para a Integração Migrações e Asilo (AIMA), o número de residentes estrangeiros com autorização de residência passou de 50.750 em 1980 para mais de um milhão em 2023, representando 9.8% da população total. Estes dois fenómenos - a valorização imobiliária e o aumento da imigração - suscitam inevitavelmente questões sobre potenciais relações causais entre ambos, tornando-se um objeto de estudo de elevada atualidade e relevância académica.

Foi neste enquadramento que se definiu a questão científica de partida desta Dissertação: avaliar se a imigração tem impacto significativo sobre os preços da habitação em Portugal. A pertinência desta investigação académica resulta não apenas da atualidade do tema, mas também do seu valor social. A habitação é um bem essencial e um dos principais componentes da despesa das famílias, desempenhando um papel crucial na estabilidade económica e no bem-estar social. Já a imigração é um fenómeno demográfico que, ao introduzir novas pressões de procura e também potenciais contributos para a oferta, pode alterar as dinâmicas de equilíbrio do mercado imobiliário. Apesar da crescente atenção ao tema, a literatura académica nacional permanece escassa, e grande parte das evidências empíricas disponíveis resulta de estudos internacionais com contextos económicos distintos. Assim, esta Dissertação procura colmatar a lacuna no caso português, oferecendo uma análise rigorosa que contribui para a literatura académica existente e para a formulação de políticas públicas.

A relevância desta temática académica encontra suporte em alguns autores, como Saiz (2007), em que no contexto norte-americano, os choques migratórios afetam os preços das casas sobre tudo através de pressões de procura. Em Espanha, Torres-Téllez e Montero-Solez (2023) mostram que a imigração valorizou os preços durante a expansão económica, mas teve efeito contrário após a Crise Financeira Global de 2008. Já no Reino Unido, Sá (2015) encontrou um impacto negativo, explicado pela saída de residentes locais das zonas de maior concentração

migratória. Em conjunto, estas investigações mostraram que o impacto não é uniforme, variando consoante os contextos económicos de cada país.

Do ponto de vista metodológico, recorreu-se à estimação de modelos de correção de erros vetoriais (VECM), aplicados separadamente aos preços de compra e de arrendamento. A variável explicativa central foi o nº. de residentes estrangeiros com autorização de residência em Portugal, com dados provenientes da AIMA. As variáveis dependentes foram o índice de preços da habitação (IPH) e índice de preços de renda (IPR), obtidos da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE), as variáveis de controle: o Produto Interno Bruto (PIB) e Índice de Preços de Consumidor (IPC) e nº de fogos concluídos, recolhidos junto ao Instituto Nacional de estatística (INE) e Banco de Portugal. Toda a informação utilizada apresenta uma periodicidade anual e cobre o período de 1990 a 2023, permitindo uma análise de longo prazo.

Os resultados empíricos obtidos indicam que a imigração não exerce pressão direta sobre os preços habitacionais em Portugal. No segmento de compra, embora o VECM revele um efeito positivo e estatisticamente significativo para imigração, as funções IRF não confirmam o impacto estatisticamente robusto, sugerindo que não existe efeito consistente no longo prazo. Já no segmento de arrendamento, o coeficiente da imigração não apresentou significância estatística, mas os IRFs evidenciam um impacto positivo e significativo apenas no curto prazo, desaparecendo de seguida. Adicionalmente, os testes de causalidade de Granger identificaram uma relação indireta entre a imigração e o mercado habitacional através da construção de novos fogos, reforçando a ideia de que o contributo dos imigrantes no sector da construção civil pode dinamizar a oferta e, assim, atenuar pressões sobre os preços das habitações.

A Dissertação organiza-se da seguinte forma: o capítulo 2 apresenta a revisão da literatura e enquadramento teórico sobre a imigração e mercado habitacional; o capítulo 3 descreve os dados utilizados e a metodologia econométrica adotada; o capítulo 4 expõe dos resultados da análise empírica e a sua interpretação; e por fim o capítulo 5 apresenta as principais conclusões, sintetizando os principais contributos do estudo, as suas limitações e as pistas para investigações futuras.

CAPÍTULO 2

Revisão da Literatura

2.1. Imigração em Portugal

Durante grande parte da sua história, Portugal foi um País marcado por intensos fluxos de emigração que se acentuaram ao longo do século XX, em particular até aos meados da década de 1970, quando o regime ditatorial restringia as saídas, mas não conseguia travar os contingentes de mão de obra que partiam para Países vizinhos e para continente americano. Segundo Carvalho (2022), essa realidade começou a inverter-se gradualmente após a consolidação da democracia e, sobretudo, desde a década de 1990, quando Portugal apresentou uma melhoria relativa da situação económica nacional e pela integração europeia, passou a receber um número crescente de imigrantes.

De acordo com o Relatório de Migrações e Asilo de 2023, é possível constatar a partir da Figura 1 que o nº de imigrantes legais passou de 50.750 em 1980 para 1.044.238 em 2023, representando presentemente 9.8% da população total do País. Embora o Brasil continue sendo o principal País de origem, a imigração de países como a Índia, Nepal e Bangladesh também cresceu significativamente nos últimos anos. De acordo com Sousa (2024), a adesão de Portugal aos acordos Schengen em 1995 permitiu a livre circulação de cidadãos dentro da União Europeia, o que facilitou também o estabelecimento de imigrantes.

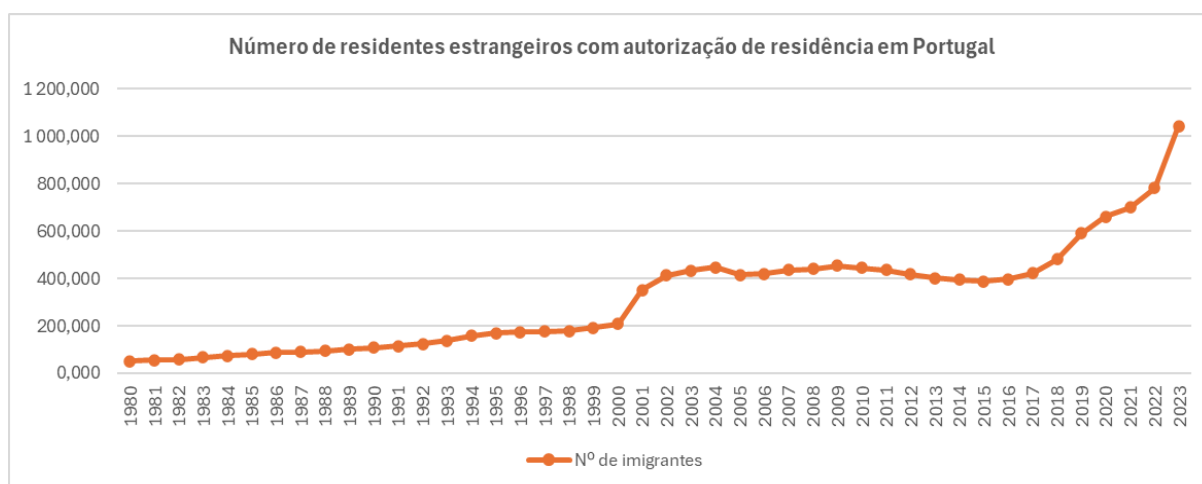


Figura 1- Número de imigrantes estrangeiros com autorização de residência em Portugal
Fonte: AIMA (2023), elaborado pelo autor.

Para ilustrar a relação entre a percentagem de população estrangeira no total da população nos Países da União Europeia em 2024, apresenta-se abaixo a Figura 2. É possível observar que a percentagem da população estrangeira em Portugal subiu aproximadamente para 15% de acordo com dados do Eurostat. Este valor inclui tanto cidadãos estrangeiros residentes como pessoas nascidas fora de Portugal, independente da sua nacionalidade atual.

Esta percentagem coloca o País numa posição intermédia no contexto europeu, refletindo uma presença migratória significativa, atraídos por fatores como o clima, o custo de vida relativamente baixo, a estabilidade política, bem como oportunidades no mercado de trabalho, tal como é constatável na Figura 2.

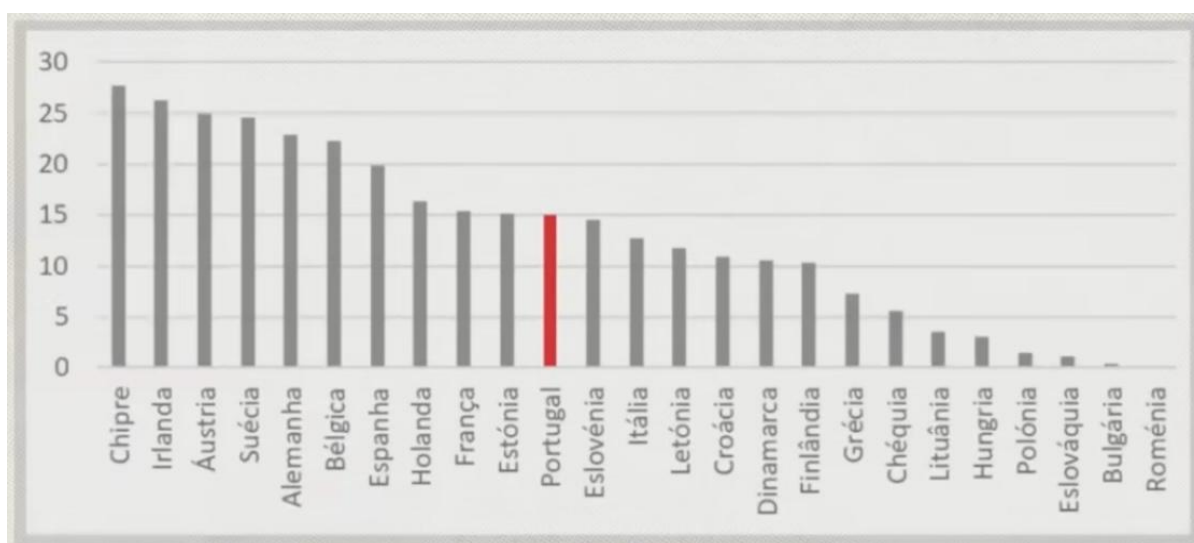


Figura 2 - Percentagem de estrangeiros no total nos Países da UE
Fonte: Eurostat (2024), elaborado pelo autor.

Das nacionalidades mais representativas em Portugal segundo o Relatório de Migrações e Asilo em 2023, continua a refletir uma forte presença de Países com laços históricos e linguísticos a Portugal. Os cidadãos brasileiros representam a maior comunidade estrangeira, correspondendo a 35,3% do total, seguindo-se os angolanos com 5,3% e os cabo-verdianos com 4,7%, evidenciado o peso dos PALOP (Países Africanos de Língua Oficial Portuguesa) no panorama migratório português. Também se destacam as comunidades oriundas do Reino Unido (4,5%), da Índia (4,2%) e da Itália (3,5%). Esta diversidade étnico-nacional contribui para dinâmicas distintas de inserção social, económica e territorial. A distribuição das nacionalidades mais representativas em Portugal encontra-se ilustrada na Figura 3.

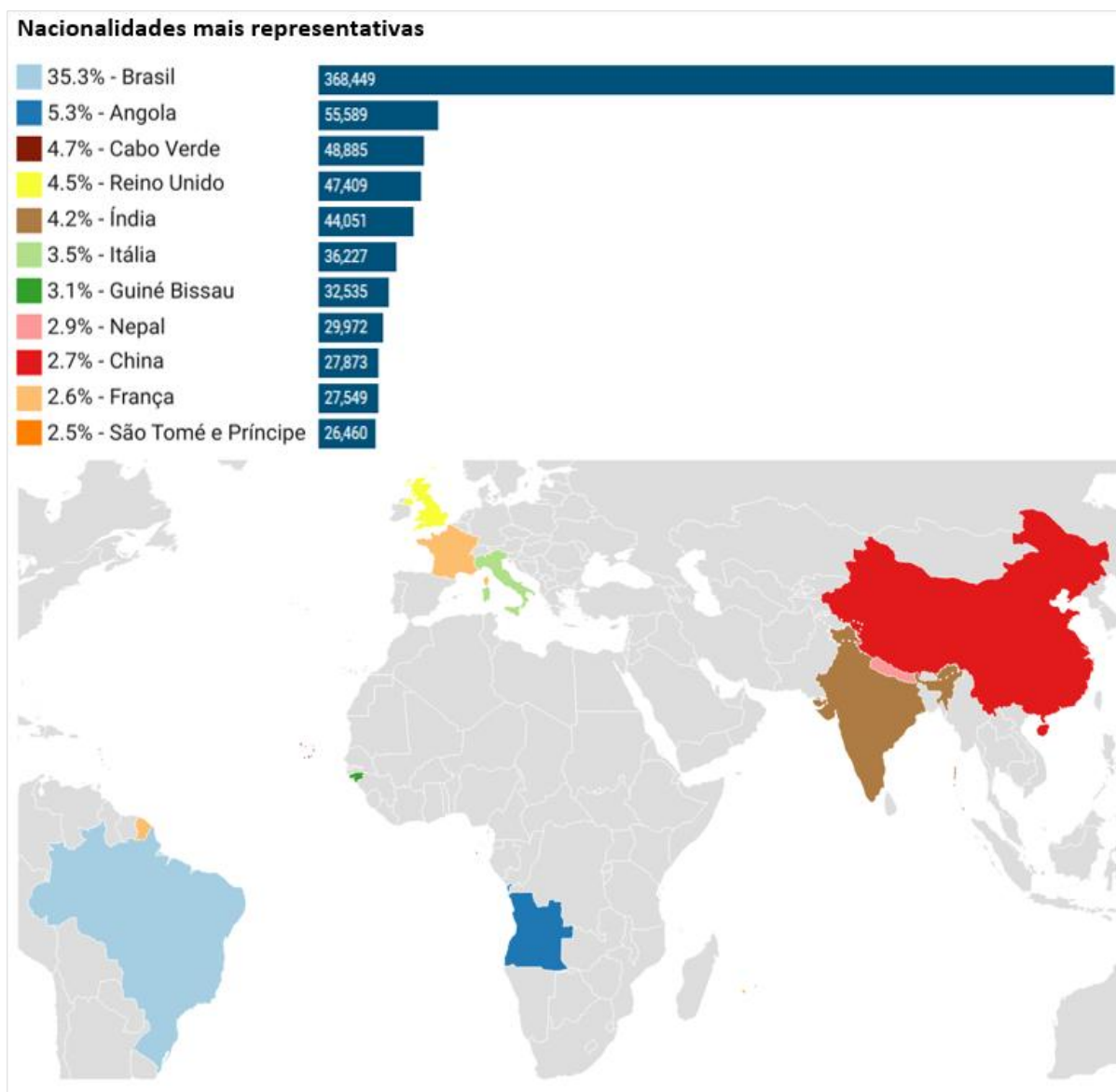


Figura 3 - Nacionalidades mais representativas em Portugal
 Fonte: AIMA (2023), elaborado pelo autor.

A imigração tem desempenhado um papel essencial na recuperação económica do País. Segundo Ferreira (2021) os imigrantes têm contribuído significativamente para o reforço da força de trabalho, especialmente em setores como a construção civil, turismo, agricultura e serviços, em áreas onde existe frequentemente uma escassez de mão de obra local. Além disso, existem imigrantes que tem optado por estabelecer negócios próprios, impulsionando desta forma o empreendedorismo e inovação. Este cenário favoreceu de alguma forma o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) e mitigou alguns efeitos negativos da crise económica.

Além disso, a imigração tem vindo a servir como resposta à crise demográfica que Portugal tem enfrentado. O País apresenta uma população envelhecida e uma taxa de natalidade inferior à da maioria dos Países da União Europeia (UE). Segundo o Instituto Nacional de Estatística

(INE) o índice de envelhecimento, que compara a população com 65 e mais anos (População idosa) com a população dos 0 aos 14 anos (População jovem), continuou a aumentar. Em 2023, por cada 100 jovens residiam em Portugal existiam 188,1 idosos. O que demonstra claramente uma ameaça à sustentabilidade da segurança social e à vitalidade do mercado de trabalho. Por sua vez, para Ferreira (2021), o fluxo migratório tem ajudado a compensar o declínio da população ativa, trazendo não apenas mão-de-obra necessária, como também diversidade cultural e dinamismo económico.

Do ponto de vista fiscal, a imigração tem um impacto positivo nas finanças públicas, mais concretamente através da contribuição para a receita fiscal através do pagamento de impostos sobre rendimento, consumo e contribuições para a segurança social. Segundo a reportagem do Jornal da Tarde da RTP do dia 3 de fevereiro de 2025¹: “Os imigrantes são cada vez mais importantes para as contas da Segurança social, no total em 2024 entraram nos cofres mais de 29 000 milhões € em contribuições, 3 645 milhões vindos de estrangeiros a trabalhar em Portugal, já representam 12,4% do valor total de contribuições recebidas pela Segurança Social. Este valor vai com certeza aumentar com a entrada de mais imigrantes para resolver a falta de mão de obra em Portugal, para ajudar a cumprir as metas do PRR (Plano de Recuperação e Resiliência).”

De acordo com a reportagem da RTP, confirma-se que os dados do Ministério do Trabalho, Solidariedade e Segurança Social (MTSS) demonstram a tendência de subida das contribuições dos estrangeiros no espaço de 4 anos, que mais do que duplicaram. Estes dados são descritos na Figura 4.

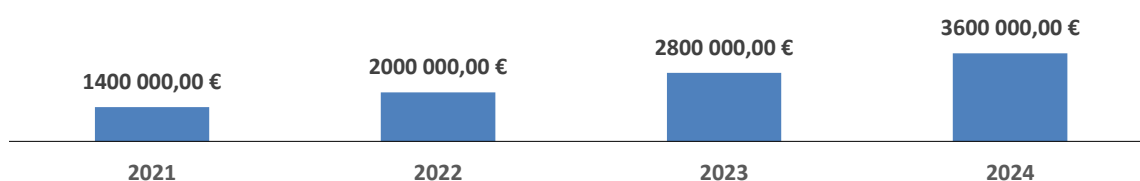


Figura 4 - Contribuições de imigrantes para a Segurança Social
Fonte: MTSS (2025), elaborado pelo autor.

Por fim, o impacto da imigração também se reflete no mercado habitacional, no turismo e na procura agregada de bens e serviço, estimulando o crescimento económico a vários níveis. Esta dinâmica reforça a importância de políticas públicas que promovam a interação e valorizem o contributo dos imigrantes para a economia nacional, assegurando simultaneamente condições de inclusão e justiça social.

¹ https://www.rtp.pt/noticias/economia/contribuicoes-aumentaram-em-2024-imigrantes-seguram-a-seguranca-social_v1631811, acessado em 5 de Abril de 2025.

2.2. Preços de habitação em Portugal

A habitação é um direito humano universal (Nações Unidas, 1948; Assembleia Geral das Nações Unidas, 1966). Nas últimas décadas, o mercado imobiliário português tem assumido um papel de destaque na economia nacional, com a valorização acentuada dos preços da habitação desde o final da crise da dívida soberana (2010-2014). De acordo com estudos realizados pelo Banco de Portugal, Lourenço et al (2024), indicam que desde o início de 2013 até ao final de 2023 os preços das casas aumentaram mais de 80% em termos reais, o que representa um crescimento significativamente superior ao observado em países vizinhos como a Espanha, onde o aumento foi inferior a 30% no mesmo período. O mesmo estudo feito pelo Banco de Portugal identifica uma sobrevalorização no mercado habitacional português desde 2017 e persistentes até 2023, demonstrando um desalinhamento entre preços observados e os fundamentos macroeconómicos tradicionais como o rendimento disponível *per capita*, taxas de juro reais, formação bruta de capital fixo residencial, volume de crédito à habitação e desemprego.

Lourenço et al (2024) concluíram que o crescimento do preço das casas tem vindo a ser impulsionado maioritariamente por choques do lado da procura. A oferta, por sua vez tem-se revelado ineficaz para mitigar essa pressão. A redução de construções de novas habitações, a crescente procura por estrangeiros e imigrantes, e o aumento da utilização do edificado residencial para fins turísticos e medidas como os “*Vistos Gold*”, que concediam autorizações de residência a investidores estrangeiros mediante a aquisição de imóveis residenciais de elevado valor, são exemplos de alguns dos fatores que inflacionaram os preços das habitações.

Segundo Miranda (2020) e Luo (2018), a recuperação económica e os fundamentos macroeconómicos desempenharam um papel crucial nesta trajetória de crescimento. A habitação, enquanto ativo real essencial, tem influência direta no bem-estar das famílias, nas decisões de consumo e investimento, bem como na estabilidade financeira do País. Para Miranda (2020), a evolução dos preços das casas em Portugal no período entre 2003 e 2019 pode ser explicada por variáveis macroeconómicas. Este autor destaca que o crescimento económico e o ambiente de baixas taxas de juro facilitaram o acesso ao crédito à habitação, contribuindo para a valorização do mercado imobiliário, e a pressão sobre a procura, o que, combinada com uma oferta limitada, tem intensificado o aumento dos preços. Luo (2018) complementa esta análise ao realizar uma investigação empírica sobre os determinantes dos preços das casas em Portugal, entre 2004 e 2018, onde aponta uma forte correlação entre

desemprego e os preços das casas, sugerindo que a redução da taxa de desemprego nos anos mais recentes poderá ter impulsionado a procura habitacional. Este autor observa ainda que após a crise das dívidas soberanas, o aumento da imigração contribuiu para essa pressão adicional sobre a procura por habitações, sobretudo nas zonas urbanas.

Entre as variáveis macroeconómicas que impactam os preços das habitações, destacam-se o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), as taxas de juro, a inflação e o desemprego. A seguir vamos aprofundar como cada uma destas variáveis afeta os preços das habitações em Portugal.

2.2.1. Produto Interno Bruto

O PIB pode ser descrito como sendo a totalidade da produção que um país produz, seja de produtos ou serviços, num determinado período (por exemplo, 1 ano). Um aumento do PIB tende a aumentar o rendimento disponível das famílias. Como explica Miranda (2020), quando o PIB cresce, normalmente isso está associado a um aumento do rendimento das famílias, a uma maior confiança dos consumidores e a uma aceleração da atividade económica. Segundo este autor, os períodos de expansão económica coincidiram com uma procura acrescida por imóveis, pressionando os preços em alta. Segundo os dados do Boletim Económico do Banco de Portugal de 2025², entre 2015 e 2019 o investimento empresarial e residencial cresceu em média 7.7% e 5.3%, respetivamente, refletindo assim a confiança económica e o aumento da procura por habitação.

2.2.2. Taxas de Juros

Em Portugal (e na Zona Euro), o Banco Central Europeu (BCE) é a Instituição que define as taxas de juros oficiais (diretora), que são usadas para influenciar as demais taxas de juros na economia. Nessa vertente, as taxas de juros afetam diretamente o custo do financiamento à habitação. Taxas de juros baixas tornam o crédito mais acessível, estimulando a procura por imóveis, e por outro lado, taxas de juro mais elevadas encarecem o crédito à habitação, podendo reduzir a procura e estabilizar ou diminuir os preços. Luo (2018) aponta que a política monetária expansionista pós-crise facilitou o acesso ao crédito, impulsionando o mercado imobiliário.

² <https://www.bportugal.pt/publicacao/boletim-economico-marco-2025>, acessado em 09 de abril de 2025.

Miranda (2020) também destaca que o ambiente de taxas de juro reduzidas na última década incentivou um aumento significativo na procura por crédito habitação. Sousa (2024)³ expressa que em outubro de 2024 os novos contratos de crédito habitação atingiram 1.676 milhões €, o valor mais elevado desde dezembro de 2014. Este crescimento foi impulsionado não apenas pelas taxas de juro mais atrativas, mas também por medidas como a isenção de IMT e as garantias publicas que facilitaram o acesso ao crédito para jovens. As previsões indicam que o BCE poderá continuar a reduzir as taxas de juro em 2025, com a taxa diretora a aproximar-se dos 2%. Esta tendência poderá manter as prestações do crédito em níveis baixos, continuando a estimular a procura.

2.2.3. Inflação

A inflação é medida pelo Índice de Preços do Consumidor (IPC). Este indicador representa o aumento generalizado e sustentado dos preços dos bens e serviços numa economia ao longo do tempo.

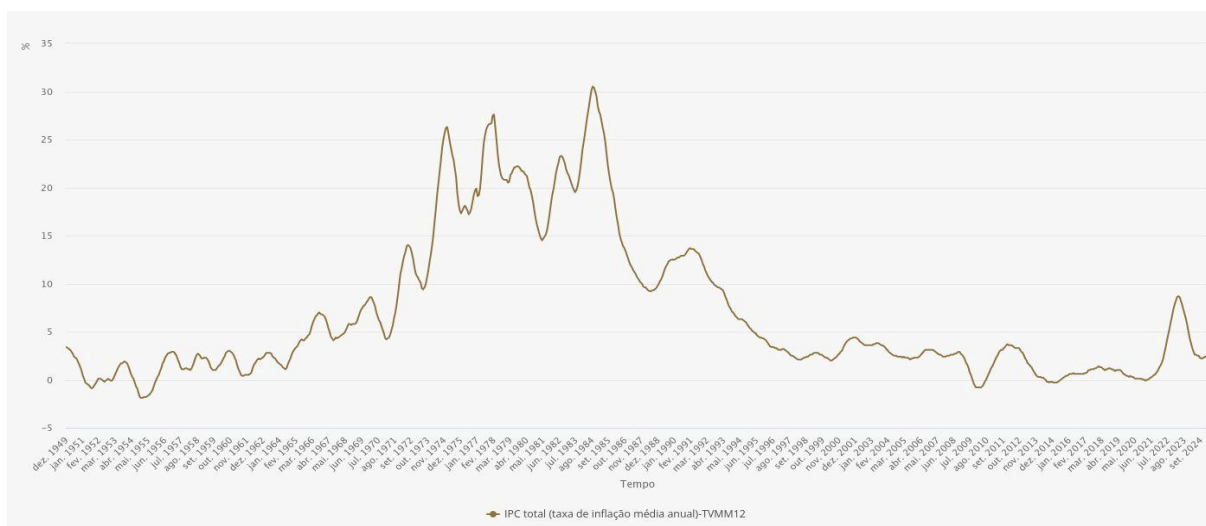


Figura 5 - Índice de Preços do Consumidor
Fonte: BPstat (2025).

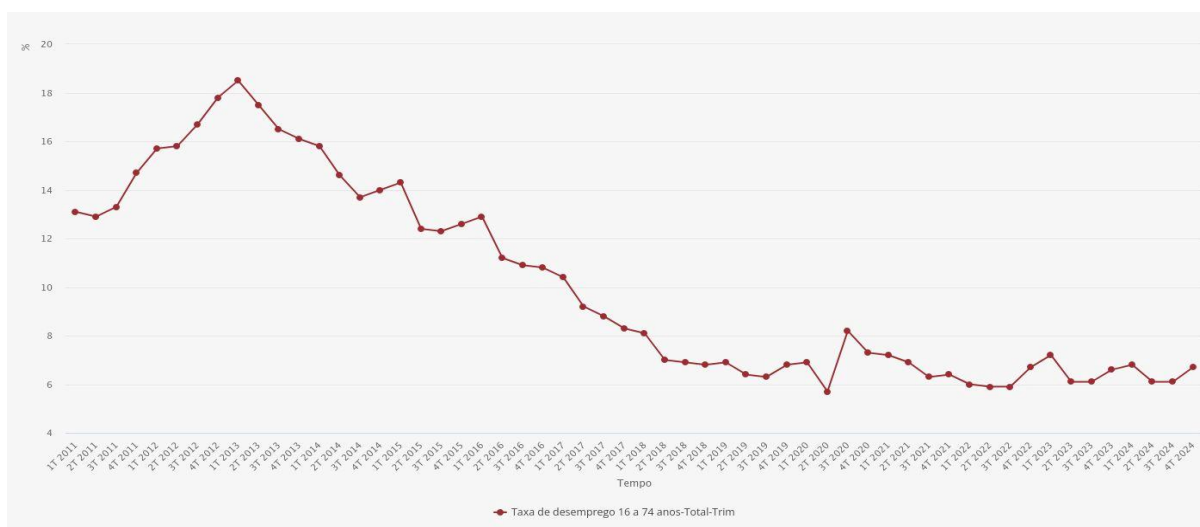
Quando a inflação sobe, o poder de compra cai, o que afeta tanto a oferta como a procura por habitação. No contexto português, Miranda (2020) salienta que os períodos de maior pressão inflacionista estão associados ao aumento dos custos de construção, da mão de obra e dos materiais de construção. Esses custos adicionais são, de certa forma, refletidos nos preços finais dos imóveis. Assim, mesmo que a procura se mantenha constante, os aumentos dos custos do lado da oferta contribuem para a valorização das casas existentes no mercado.

³ <https://www.idealista.pt/news/financas/credito-a-habitacao/2024/12/27/67385-credito-habitacao-ganha-animo-em-2024-a-boleia-da-queda-da-euribor> , acessado em 17 de abril de 2025.

Além disso, o autor refere que a inflação pode ter um efeito indireto sobre a procura, ao influenciar as famílias e empresas nas decisões de investimento. Em época de elevada inflação, os ativos reais, como o imobiliário, são procurados como um instrumento de proteção contra a perda de valor do dinheiro (*hedge* contra inflação). Essa procura acrescida por imóveis pode acelerar ainda mais a valorização dos preços das casas, sobretudo em mercados com uma oferta limitada, como os centros urbanos das principais cidades portuguesas. Do ponto de vista da Política Monetária, o controle de inflação tem implicações diretas sobre as taxas de juro de referência, como as definidas pelo BCE. Em geral quando a inflação aumenta, o BCE tende a aumentar as taxas de juro para conter o aumento dos preços (política contracionista), o que encarece o crédito à habitação e pode reduzir a procura por novos empréstimos, contribuindo para uma estabilização e diminuição dos preços da habitação.

2.2.4. Desemprego

A taxa de desemprego é um dos indicadores mais sensíveis na relação com o mercado imobiliário, uma vez que afeta diretamente a capacidade que as famílias têm de aceder ao crédito e, portanto, à compra de imóveis. Quando o desemprego é elevado, os rendimentos das famílias tendem a diminuir e o risco de incumprimento nos empréstimos aumenta, o que desincentiva os bancos a conceder crédito. Luo (2018) identificou no seu estudo uma correlação negativa significativa entre o desemprego e os preços das casas, ou seja, a medida que o desemprego aumenta, os preços das casas tendiam a descer, refletindo-se num abrandamento da procura. Por outro lado, quando a taxa de desemprego diminui, a confiança dos consumidores e o rendimento disponível aumentam, impulsionando a procura de habitação e, por consequência os preços aumentam.



2.3. Imigração e Mercado Imobiliário

Nos últimos tempos, a imigração tem sido um tema cada vez mais debatido nos debates económicos e sociais em várias economias desenvolvidas, especialmente no que diz respeito ao seu impacto nos preços das habitações. Nas últimas décadas, o fluxo migratório em direção dos países europeus, incluindo Portugal, tem aumentado significativamente, levantando questões sobre como este fenómeno afeta o mercado imobiliário. Em Portugal, a imigração é um fenómeno relativamente recente, mas tem exercido de alguma forma um impacto considerável sobre os preços das habitações, especialmente em áreas metropolitanas como Lisboa e Porto, onde a oferta de habitação é limitada e a pressão da procura é crescente (Luo, 2018; Miranda, 2020).

A relação entre a imigração e preços das habitações é complexa e influenciada por diversos fatores, incluindo a elasticidade da oferta de habitação, o comportamento dos residentes locais e as condições económicas gerais (Miranda, 2020). A imigração afeta directamente a procura por habitação, já que um aumento da população residente cria uma pressão sobre o mercado imobiliário, elevando os preços de compra e arrendamento. Além disso, os efeitos da imigração, como a saída de residentes locais da área com alta concentração de imigrantes (conhecido como *native out-flight*) também pode influenciar a dinâmica dos preços (Sá, 2015).

Dentre os fatores que contribuíram para o aumento da imigração em Portugal destacam-se a necessidade de mão de obra em setores como a construção civil, turismo e serviços, bem como o ambiente político estável e as políticas de incentivo à imigração estabelecidas pelo governo português (Sousa, 2024). Segundo Camilo (2023)⁴ os estrangeiros oferecem pela compra de casas mais mil euros por metro quadrado que os compradores portugueses. Em 2022, o investimento imobiliário representava 13% do PIB, quando em 2008 o mesmo investimento era apenas relativo a 4% do PIB. Mais, foram atribuídos no período de 2012 a 2022 mais de 10 mil vistos *Gold*, que foram utilizados por estrangeiros que recorreram ao programa de autorizações de residência para atividade de investimento imobiliário. Em média, uma casa é vendida em Portugal por um preço de 1.565 €/ m². No mesmo período, estrangeiros compraram imóveis a um valor mediano de 2.411 € / m², quase mais mil euros por metro quadrado do que o valor pago por compradores portugueses.

⁴ <https://rr.pt/especial/pais/2023/07/27/habitacao-em-portugal-preco-das-casas-subiu-ao-dobro-do-ritmo-do-rendimento-das-familias/340533/> acessado em 12 de Abril de 2025.

O investimento estrangeiro tem tido um impacto significativo no mercado imobiliário português. Os programas de visto *Gold* atraíram investidores internacionais, especialmente em áreas urbanas e turísticas. Santos e Strohmaier (2024) analisam dados administrativos de todas as transações imobiliárias entre 2007 e 2019. Os autores identificam um fenómeno de “*bunching*” (concentração artificial de transações) exatamente no limiar dos 500.000 €, sugerindo uma distorção deliberada dos preços de venda para qualificar imóveis dentro dos critérios do programa. Através de uma abordagem de diferenças-em-diferenças (DiD), esta investigação estima que as casas estavam a ser vendidas, em média, por um valor de 38.000 € acima do preço esperado por transação. Esse excesso conhecido como “*Golden visa Premium*”, representou uma valorização de aproximadamente 15% acima do valor fiscal estimado dos imóveis.

Curiosamente, o efeito não se limitou aos compradores estrangeiros. O estudo demonstra que os portugueses também participaram nessa tendência de sobrevalorização, por quererem casas semelhantes e por terem de aceitar pagar mais pelo imóvel.

Relativamente à imigração, esta investigação posiciona os beneficiários do visto *gold* como um tipo distinto de migrante, cuja presença física em Portugal é, na maioria dos casos, residual. Tal como referido em Montezuma e McGarrigle (2019), existe “evidencia qualitativa de que a maioria dos investidores não reside permanentemente no país” (Santos e Strohmaier, 2024, p.5). Ao contrário dos fluxos migratórios convencionais, que tendem a aumentar a procura efetiva de habitação (para uso próprio), estes investidores atuam sobretudo como agentes financeiros, muitas vezes adquirindo habitação como um ativo de investimento e não como local de residência. Por isso, o seu impacto na dinâmica da habitação traduz-se mais na valorização dos imóveis do que na ocupação efetiva ou integração socioeconómica.

A literatura académica internacional sobre o impacto da imigração nos preços das habitações releva resultados mistos, dependendo de fatores como a elasticidade da oferta de habitação, o nível de concentração geográfica dos imigrantes e o comportamento dos residentes locais.

Por exemplo, nos Estados Unidos Saiz (2007) analisou o impacto da imigração nos preços das habitações em cidades americanas entre 1983 e 1997. O estudo utiliza variáveis instrumentais baseadas na distribuição inicial dos imigrantes por área metropolitana e características socioeconómicas dos países de origem para resolver problemas de endogeneidade e conclui que um aumento da imigração equivalente a 1% da população local

leva a um aumento de 1% nos preços das habitações. A imigração também aumentou os preços de arrendamento de forma proporcional, sugerindo um impacto direto da procura habitacional induzida pela imigração. Saiz (2007) argumenta que a imigração tem um efeito económico local revelante, refletido especialmente no mercado habitacional, sugerindo que os imigrantes não substituem a população nativa (isto é, residentes antes do período de expansão migratório objeto de estudo) de forma completa nas cidades de destino. Destaca que o impacto da imigração é mais forte em mercados habitacionais com oferta inelástica, o que pode influenciar as decisões migratórias dos nativos.

Em Espanha, Torres-Téllez e Montero-Soler (2023) analisaram o impacto sobre os preços das habitações em Espanha entre 2001 e 2019, adotando o modelo de Saiz (2007). Os autores concluíram que, durante o período da bolha imobiliária (2001-2010), a imigração contribuiu significativamente para o crescimento dos preços, com cada aumento de 1% na população imigrante a elevar o preço das habitações em até 2.6%. Este impacto foi devido a elevada procura por habitação num contexto de forte crescimento económico e aumento do emprego. No entanto, após a Crise Financeira Global de 2008, o impacto tornou-se negativo, com uma redução de 1,12% nos preços devido à saída de imigrantes e ao arrefecimento da procura por habitação. Os resultados mostram que a imigração desempenhou papéis distintos no mercado de compra, pois se durante a expansão económica foi um fator de alavancagem sobre os preços, durante a recessão contribuiu para a sua redução.

No Reino Unido, Sá (2015) examinou o impacto da imigração nos preços das habitações entre 2003 e 2010 e encontrou um efeito negativo, em contraste com a maioria dos estudos internacionais. A investigação utiliza uma metodologia de variáveis instrumentais para poder lidar com possíveis problemas de endogeneidade resultantes das decisões económicas que influenciam os fluxos migratórios. Segundo Sá (2015), um aumento de 1% na população devido à imigração levou a uma redução de 1,6% nos preços das habitações. Este efeito foi atribuído à saída de residentes locais de áreas de alta imigração, o que reduziu a procura por habitação e, consequentemente, os preços. A saída desses nativos, que geralmente ocupam posições superiores na distribuição salarial, gera esse efeito negativo sobre a procura devido à redução na renda média.

Na Austrália, Moallemi e Melser (2020) encontram resultados opostos. Os autores analisaram o impacto da imigração nos preços das habitações entre 2006 e 2016, utilizando dados australianos, concluíram que um aumento de 1% na população devido à imigração levou

a um aumento de 0,9% nos preços das habitações, tendo um efeito mais expressivo e direto nas rendas. Este efeito foi mais pronunciado nas áreas metropolitanas de Austrália, onde a oferta de habitação é mais rígida. Sem a imigração, os preços das habitações teriam sido aproximadamente 1,1% mais baixos por ano. Esta investigação mostrou também que os efeitos nos preços variam por tipo de imóvel, região e origem de imigrantes. Casas maiores mostraram mais sensibilidade aos fluxos migratórios do que em relação a apartamentos. Em regiões urbanas os impactos são mais acentuados do que em relação a regiões rurais. Mais especificamente, os grupos de imigrantes provenientes da China e da Índia exerceram maior influência sobre os preços devido as suas características socioeconómicas, como elevados níveis de escolaridade.

Na Suíça, Helfer et al. (2023) estudaram o impacto da imigração nos preços das habitações entre 1985 e 2016 e nas rendas entre 1998 e 2016. Os autores concluíram que um aumento de 1% na população devido à imigração levou a um aumento de 4,3% nos preços das casas e 7,4% nas rendas após a implementação do Acordo de Livre Circulação de Pessoas (ALCP) com a União Europeia em 1999. Por outro lado, não foram encontrados efeitos significativos antes da implementação do ALCP, sugerindo que a imigração após este acordo teve um impacto substancial e direto sobre o mercado imobiliário suíço.

Na Alemanha, Unal et al. (2024) analisaram o impacto da imigração nos preços das habitações em 382 distritos entre 2004 e 2020. Estes autores aplicaram uma metodologia baseada em dados de painel com variáveis instrumentais para solucionar problemas de endogeneidade. Os resultados obtidos mostraram que um aumento de 1% na população devido à imigração levou a um aumento de 2.5% a 3% nos preços das habitações e aumenta as rendas em cerca de 1%. O impacto foi mais forte no segmento de imóveis de menor valor, sugerindo que os imigrantes tendem a ocupar unidades habitacionais mais acessíveis. A pesquisa também examinou se haveria deslocamento significativo da população nativa em resposta ao aumento da imigração, fenómeno conhecido na literatura académica como *native out-flight*, mas concluiu que não há evidências sólidas para sustentar essa hipótese no contexto analisado da Alemanha. Desta forma, os resultados sugerem que a imigração pode provocar um aumento nos preços, sem provocar deslocamentos significativos da população nativa.

Na Nova Zelândia, Nguyen et al. (2021) analisou os efeitos da imigração sobre os mercados regionais de habitação entre 1996 e 2017, utilizando uma combinação inovadora de análise de coerência por *wavelets* e testes de causalidade de *Granger*. Essa abordagem permitiu capturar

a heterogeneidade do impacto migratório nas diferentes regiões e ao longo do tempo. Os resultados mostraram que o impacto da imigração sobre as rendas é de forma mais consistente e mais pronunciada do que sobre os preços das casas. Em média, os preços das habitações cresceram 6,42% ao ano no período em estudo. As rendas, por sua vez, registaram um crescimento mais lento até 2002, seguido por uma aceleração contínua até 2017, destacando a maior sensibilidade do mercado de arrendamento à dinâmica migratória. Além disso, o estudo sugere que a imigração pode afetar os rácios de preço/renda, um indicador crítico para avaliar o equilíbrio dos mercados habitacionais. Observou-se que a curto-medio prazo, o aumento da imigração tende a reduzir o rácio, aproximando o mercado de um ponto de equilíbrio. No entanto, se os preços das habitações crescerem mais do que as rendas, o mercado pode afastar-se desse equilíbrio, o que implica riscos de sobrevalorização.

Uma das contribuições mais robustas vem da meta-análise conduzida por Larkin et al. (2019), que agrega 474 estimativas do impacto da imigração sobre os preços das habitações em 14 países: Austrália, Bélgica, Canadá, Islândia, Israel, Itália, Nova Zelândia, Singapura, Espanha, Suíça, África do Sul, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos da América. Os autores confirmam, a partir da investigação, que em média, a imigração tende a elevar os preços das habitações. A magnitude desse impacto depende significativamente do contexto geográfico e, sobretudo, das atitudes da população local perante os imigrantes. Esta investigação identificou que em Países onde a população local é mais receptiva à imigração, os preços das habitações tendem a aumentar mais com a chegada de imigrantes, refletindo uma valorização do mercado pela maior integração social e procura habitacional. Já em Países menos acolhedores, o efeito da imigração nos preços das habitações é limitado, sugerindo que um enquadramento social e institucional menos favorável à imigração pode atenuar a valorização imobiliária. Esta investigação destaca igualmente que o impacto da imigração é mais forte nas rendas do que nos preços de compra das habitações, o que é consistente com a literatura académica analisada nos casos da Nova Zelândia, Austrália e Suíça.

Em resumo, as investigações académicas revelam que a imigração desempenha um papel significativo na dinâmica dos preços da habitação, com efeitos variados dependendo do contexto geográfico e económico. Estudos internacionais demonstram que, na maioria dos casos, o aumento da imigração está associado à valorização do mercado imobiliário, especialmente em áreas urbanas com oferta limitada. No contexto português, fatores como (i) a crescente presença estrangeira, (ii) políticas como o regime de vistos Gold, e (iii) a procura

por habitação como investimento, contribuem para o aumento dos preços, especialmente nas áreas metropolitanas de Lisboa e Porto.

No Anexo A, apresenta-se uma tabela-síntese das variáveis usadas pela literatura internacional que foram objeto de pesquisa.

A presente Dissertação irá contribuir para a literatura académica ao analisar especificamente o impacto da imigração sobre os preços das habitações (compra e arrendamento) em Portugal, considerando um período temporal recente e caracterizado por mudanças significativas nas políticas migratórias nacionais. Além disso, procurará identificar o impacto através de uma metodologia robusta e adaptada ao contexto português, assente em modelos econométricos de vetores autorregressivos (VAR) e de correção de erros vetorial (VECM), integrando variáveis macroeconómicas e sociodemográficas essenciais, o que poderá proporcionar um entendimento mais detalhado, preciso e relevante para a formulação de políticas públicas.

Dados e Metodologia

3.1. Caracterização dos dados

Para analisar o impacto da imigração sobre os preços das habitações em Portugal, é fundamental proceder a uma descrição clara e detalhada das variáveis selecionadas, indicando o intervalo temporal, a periodicidade, as fontes dos dados e as razões subjacentes à sua escolha.

3.1.1. Variável Dependente

As variáveis dependentes usadas nessa pesquisa estão associadas a dois segmentos: (i) a compra de habitações e (ii) o arrendamento. A escolha destas variáveis (que serão tratadas de forma separada de maneira a obedecer a esta classificação) permitirá captar de forma diferenciada os efeitos da imigração sobre os preços das habitações e das rendas, refletindo a estrutura dual do mercado residencial em Portugal.

Para o segmento de compra será usado o Índice de Preços da Habitação (IPH), reflete a razão entre os preços nominais das casas ajustados sazonalmente e o deflator das despesas dos consumidores ajustado sazonalmente. Isto fornece informações sobre como os preços nominais das habitações mudaram ao longo do tempo em relação aos preços na economia em geral. Os dados utilizados têm uma periodicidade anual, abrangendo um extenso período desde 1990 até ao ano mais recente disponível (2023). Esta série temporal foi obtida diretamente da base de dados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OECD). A utilização desta variável justifica-se pelo facto de captar diretamente a evolução dos preços no mercado imobiliário residencial, permitindo assim avaliar claramente o impacto de diferentes dinâmicas socioeconómicas, entre as quais se inclui a imigração.

Para o segmento do arrendamento, será considerado um modelo paralelo, sendo usado neste caso o Índice de Preços de Renda (IPR), que se refere aos Índices de Preços no Consumidor (IPC) para Rendas reais de habitação. Os dados foram obtidos pela OECD, tendo a mesma periodicidade e o mesmo período de análise que o IPH. A escolha deste índice justifica-se pela importância crescente do mercado de arrendamento no contexto da pressão demográfica urbana, e pelo fato de muitos imigrantes recorrerem ao arrendamento como solução habitacional inicial. Assim, o Índice de Preços de Renda permite avaliar se a imigração está associada não só à valorização dos imóveis para compra, mas também ao encarecimento do

alojamento no mercado de rendas, sobretudo nas regiões metropolitanas mais afetadas por fluxos migratórios recentes.

Observa-se a partir da figura abaixo uma tendência crescente geral no IPH assim como também para o IPR, especialmente após a Crise Financeira Global de 2008-2009, e no contexto da subsequente recuperação económica, baixos níveis de taxas de juro, e o aumento na procura habitacional, incluindo a influência de novos fluxos migratórios.

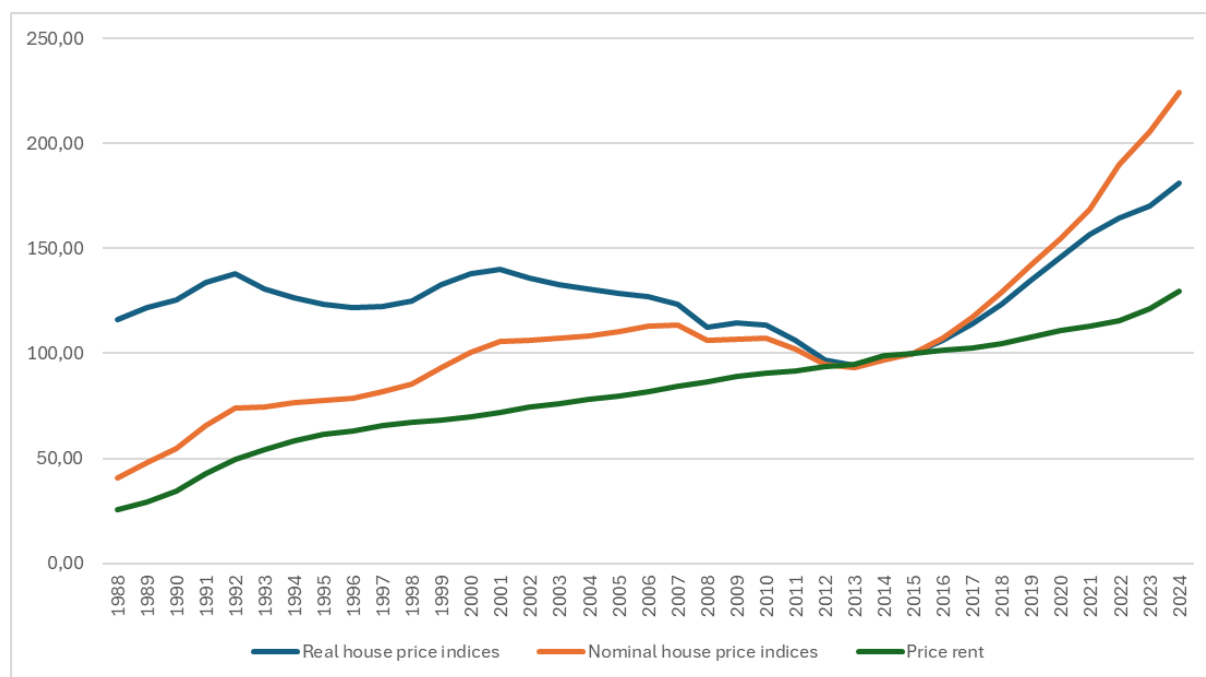


Figura 7 - Índice de preços de habitação e índice de preços de renda

Fonte: OECD (2025), elaborado pelo autor.

3.1.2. Variável Explicativa principal

Como principal variável, será considerado o número de residentes estrangeiros com autorização de residência em Portugal. Esta variável é medida com base no total anual de cidadãos estrangeiros com título de residência válido e refletem o *stock* da população estrangeira residente legalmente no País em cada ano. Apresenta uma periodicidade anual e cobre o período compreendido entre 1980 e 2023. No contexto da presente Dissertação, será prestada particular atenção ao período entre 1990 e 2023 com especial destaque para os últimos anos, em que houve um aumento significativo da população estrangeira residente, que atingiu mais de 1 milhão de indivíduos em 2023 (um crescimento anual de 33,6% face a 2022). Estes dados foram extraídos do Relatório de Migrações e Asilo de 2023, publicado pela AIMA. A escolha desta variável é crucial, pois permite testar diretamente a hipótese de que a imigração influencia os preços e o arrendamento das habitações através do aumento da procura habitacional.

3.1.3. Variáveis de Controle

As variáveis de controle desempenham um papel crucial na construção do modelo econométrico, pois permitem capturar o contexto macroeconómico em que a imigração e o mercado imobiliário evoluem. Estas variáveis são fundamentais para garantir que os efeitos atribuídos à imigração não resultam, na verdade, de flutuações económicas mais amplas. Assim, serão incluídas no modelo como variáveis endógenas dinâmicas juntamente com os preços das habitações e também com os preços de renda.

As variáveis de controlo escolhidas serão comuns a dois modelos distintos: (i) um centrado nos preços das habitações e (ii) outro nos preços das rendas. Esta abordagem dual visa garantir a consistência metodológica e permitir a comparação direta entre os dois segmentos distintos do mercado imobiliário. Todas as variáveis são recolhidas com periodicidade anual, a partir de fontes fiáveis como o INE e *BdP stat*.

As variáveis incluídas na amostra foram seleccionadas com base na literatura académica apresentada no capítulo anterior, e a sua seleção visa assegurar um equilíbrio entre fatores do lado da procura e da oferta.

- Produto Interno Bruto (PIB) a preços de mercado: reflete o nível de atividade económica do País, com impacto direto na confiança e no comportamento dos agentes económicos. Um aumento do PIB tende a estimular tanto o investimento em habitação como a procura por arrendamento.
- Índice de Preços do Consumir (IPC): reflete os custos diretos de habitação e serviços básicos associados. Uma subida contínua pode limitar a capacidade de pagar rendas ou encargos hipotecários, afetando a procura por diferentes tipos de alojamento.
- Fogos concluídos em construções novas para habitação familiar: indicador direto da oferta efetiva de novas unidades residenciais. Uma maior oferta poderá atenuar as pressões sobre os preços tanto no mercado de compra como de arrendamento.

No Anexo B, encontra a tabela detalhada que ilustra os principais indicadores estatísticos descritivos de cada uma das variáveis incluídas na presente investigação.

3.2. Metodologia

A análise empírica desta Dissertação será conduzida através da estimação de dois modelos econométricos paralelos, com estruturas semelhantes, mas com variáveis dependentes distintas. Esta abordagem visa analisar de forma sistemática o impacto da imigração sobre os dois principais segmentos do mercado habitacional em Portugal:

Modelo 1 – Compra de habitação.

Modelo 2 – Arrendamento de habitação.

Para estimar estes modelos, será utilizado a metodologia dos vetores autorregressivos (VAR), uma técnica amplamente adotada na análise de séries temporais macroeconómicas. O VAR permite capturar relações dinâmicas e interdependentes entre múltiplas variáveis endógenas, tratando cada uma como uma função linear dos seus próprios valores passados e dos valores passados das outras variáveis no sistema.

Segundo Brooks (2014), a especificação genérica de um VAR (p) com p defasamentos pode ser expressa da seguinte forma:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

y_t : é um vetor $p \times 1$ de variáveis endógenas;

β_0 : é um vetor de constantes;

β_i : são matrizes $p \times p$ de coeficientes contemporâneos e defasados;

u_t : é um vetor $p \times 1$ de termos de erro (*white noise*).

Este tipo de modelo trata todas as variáveis de forma simétrica, sem impor uma estrutura causal *a priori*, deixando que os dados revelem as interações entre as variáveis.

Antes da estimação, será verificada a estacionaridade das series através do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test (KPSS) e Phillips-Perron Test (PP) de modo a determinar se as series apresentam raiz unitária e, portanto, se são não estacionárias. A tabela a seguir ilustra as equações dos testes de estacionaridade.

Tabela 1. Equações de testes de Estacionaridade

Testes	Equação do Teste	
ADF Testa se uma série temporal tem raiz unitária (não estacionária). H ₀ : Série não estacionária.	$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$	y _t : valor da série temporal no tempo t Δy _t : primeira diferença da série temporal α: ficiente a ser testado (teste de raiz unitária) β _i : coeficientes das diferenças defasadas para corrigir autocorrelação serial p: número de defasagens (lags) ε _t : termo de erro aleatório (ruído branco)
KPSS Testa se r _t é constante; se não for, há presença de raiz unitária, logo a série é não estacionária. H ₀ : Série estacionária.	$y_t = \mu + \delta t + r_t + \varepsilon_t \quad (3)$ com r _t = r _{t-1} + u _t	μ: constante (termo de drift) δt: tendência determinística (linear) r _t : componente de passeio aleatório (random walk) ε _t : erro estacionário de média zero u _t : ruído branco
PP Testa se uma série temporal tem raiz unitária (não estacionária), similar ao ADF. H ₀ : Série não estacionária.	$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$	y _t : valor da série temporal no tempo t Δy _t : primeira diferença da série temporal α: coeficiente associado à raiz unitária ε _t : termo de erro aleatório com possível autocorrelação e heterocedasticidade

Fonte: Elaborado pelo autor.

No caso de se confirmarem que as variáveis são não estacionarias, poderão ser aplicadas primeiras diferenças para tornar as séries estacionarias, ou alternativamente, será estimado um modelo de correção de erros (VECM), caso exista cointegração entre as variáveis. Que é expressa da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (5)$$

Δy_t : é o vetor das primeiras diferenças das k variáveis endógenas no tempo t ;

Π : matriz $k \times k$ que contém a informação sobre o relacionamento de longo prazo entre as variáveis. $\Pi = \alpha \beta'$

α : matriz dos vetores de cointegração;

β' : matriz dos coeficientes de ajustamento de curto prazo para o equilíbrio de longo prazo;

y_{t-i} : vetor das variáveis em nível, com uma defasagem (representa o termo de correção do erro);

Γ_i : matrizes de coeficientes das diferenças defasadas (curto prazo), para cada lag i de 1 até $p-1$;

p : número de defasagens no modelo VAR original;

u_t : é um vetor $p \times 1$ de termos de erro (*white noise*).

Para testar essa hipótese, será utilizado o teste de cointegração de Johansen, que verifica a existência de relações de longo prazo entre as variáveis incluídas nos modelos.

Complementarmente, serão analisadas as funções impulso-resposta (IRFs), que permitem observar a reação das variáveis dependentes a um choque unitário na imigração ao longo do tempo.

Além disso, será aplicado o teste de causalidade de Granger, com o intuito de explorar a direção da relação entre imigração e preços da habitação e rendas. Esta abordagem permitirá responder a uma das questões centrais desta investigação: se é a imigração que pressiona os preços habitacionais, ou serão os preços (mais baixos) um fator de atração para fluxos migratórios. O teste de Granger possibilita avaliar se os valores passados de uma variável ajudam a prever os valores futuros de outra, sem implicar causalidade no sentido estrito, mas indicando dependência temporal informativa entre as variáveis.

A metodologia adotada nesta Dissertação, inspirada na formulação VAR/VECM descrita por Brooks (2014), garante uma estrutura econométrica sólida e flexível para estudar as interações dinâmicas entre imigração e mercado habitacional em Portugal, tanto na vertente da compra e como do arrendamento.

CAPÍTULO 4

Resultados e Discussão de Resultados

Neste capítulo apresentam-se os resultados obtidos aplicando a metodologia apresentada no capítulo anterior. Os testes foram realizados utilizando o *Software EViews*.

4.1. Estacionaridade

Numa primeira etapa procedeu-se a transformação logarítmica, que foi aplicada a algumas das séries temporais, nomeadamente, o número de imigrantes, PIB, IPC, preços de habitação e preços de renda, com o objetivo de estabilizar a variância e reduzir a heterocedasticidade frequentemente presente em dados económicos, tendo em consideração a deteção da presença de raízes unitárias. Este procedimento facilita a análise económica e a comparação entre variáveis com diferentes escalas e unidades de medida. Além disso, o uso do logaritmo contribui para aproximar a distribuição dos dados de uma forma mais simétrica e, em muitos casos, ajuda a tornar as series mais próximas da estacionaridade, requisito fundamental para aplicação de modelos económicos como VAR e o VECM. A Tabela 4 apresenta, de forma sintetizada, os resultados dos testes de estacionaridade (ADF, PP e KPSS), realizados a cada variável, bem como a conclusão sobre o seu estado de integração, considerando um nível de significância de 5%.

Tabela 2. Resultados dos testes de Estacionaridade

Variável		ADF				PP				KPSS			Conclusão Final
		Valor do teste	Valor Crítico 5%	p-value	Interpretação	Valor do teste	Valor Crítico 5%	p-value	Interpretação	Valor do teste	Valor Crítico 5%	Interpretação	
Log_ Imigrantes	Nível	-0,5330	-2,9571	0,9989	Não estacionária	-0,6257	-2,9540	0,8514	Não estacionária	0,7093	0,4630	Não estacionária	I(1)
	1ª Diferença	-3,1388	-2,9571	0,0336	Estacionária	3,1383	-2,9571	0,0336	Estacionária	0,1225	0,4630	Estacionária	
Log_PIB	Nível	-1,1845	-2,9571	0,6688	Não estacionária	-2,8922	-2,9540	0,0570	Não estacionária	0,7459	0,4630	Não estacionária	I(1)
	1ª Diferença	-3,4869	-2,9571	0,0150	Estacionária	-3,4595	-2,9540	0,0160	Estacionária	0,4015	0,4630	Estacionária	
Log_IPC	Nível	-1,7764	-2,9604	0,3846	Não estacionária	-4,5736	-2,9540	0,0009	Estacionária	0,7737	0,4630	Não estacionária	I(1)
	1ª Diferença	-3,7455	-2,9571	0,0080	Estacionária	-4,2492	-2,9571	0,0022	Estacionária	0,5044	0,4630	Não estacionária	
Fogos	Nível	-0,9525	-2,9571	0,7578	Não estacionária	-0,9904	-2,9540	0,7451	Não estacionária	0,4332	0,4630	Estacionária	I(1)
	1ª Diferença	-4,0341	-2,9571	0,0038	Estacionária	-4,1328	-2,9571	0,0030	Estacionária	0,1446	0,4630	Estacionária	
Log_Precos_Casas	Nível	-1,8657	-2,9571	0,3435	Não estacionária	-1,0001	-2,9540	0,7416	Não estacionária	0,1237	0,4630	Estacionária	I(2)
	1ª Diferença	-2,4815	-2,9571	0,1292	Não estacionária	-2,4815	-2,9571	0,1292	Não estacionária	0,2435	0,4630	Estacionária	
	2ª Diferença	-5,6606	-2,9604	0,0001	Estacionária	-6,5058	-2,9604	0,0000	Estacionária	0,2268	0,4630	Estacionária	
Log_Precos_Renda	Nível	0,2821	-2,9604	0,9735	Não estacionária	-4,2786	-2,9540	0,0020	Estacionária	0,7875	0,4630	Não estacionária	I(1)
	1ª Diferença	-9,1304	-2,9571	0,0000	Estacionária	-27,1169	-2,9571	0,0001	Estacionária	0,4241	0,4630	Estacionária	

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tendo em conta que todas as variáveis analisadas se revelam não estacionárias em nível, procedeu-se à diferenciação das séries de modo a identificar a sua ordem de integração. Verificou-se desta forma, que a maioria das variáveis, se tornaram estacionárias após a primeira

diferença classificando-se como I (1), enquanto os preços de casas apenas atingiram a estacionaridade após a segunda diferença, sendo classificado como I(2). Deste modo optou-se por aplicar o teste de cointegração de Johansen utilizado todas as variáveis, e considerando a primeira diferença dos preços das casas, para que esta variável também seja tratada como I (1), garantindo assim a consistência do modelo e a verificação de eventuais relações de equilíbrio de longo prazo entre elas, condição essencial para a especificação do modelo VECM.

4.2. Número ótimo de defasagens

Antes de proceder à aplicação do teste de cointegração de Johansen, tornou-se necessário determinar o número ótimo de defasagens (*lags*) incluir no modelo, etapa fundamental para assegurar a robustez das estimativas e a fiabilidade dos resultados. A determinação do nº ótimo de *lags* iniciou-se com a estimação de um modelo VAR em níveis, recorrendo aos principais critérios de informação, nomeadamente:

- **AIC** (Akaike Information Criterion);
- **BIC** (Bayesian Information Criterion) ou **SC** (Schwarz Criterion);
- **HQ** (Hannan-Quinn);
- **FPE** (Final Prediction Error).

A escolha recaiu sobre o número de *lags* indicado pela maioria destes critérios, de modo a assegurar o equilíbrio entre a parcimónia do modelo e a sua capacidade explicativa. Os resultados obtidos para o Modelo 1 e para o Modelo 2, foram os seguintes:

Tabela 3. Resultados da determinação de nº ideal de *lags*

Modelo	Critério	Lag 0	Lag 1	Lag 2
Modelo 1	AIC	14,410030	5,392304	5,277172
	HQ	14,485420	5,844669	6,106508
	BIC	14,641320	6,780034	7,821343
	FPE	1,247019	0,000155	0,000158
Modelo 2	AIC	14,42007	3,58602	3,019928
	HQ	14,49598	4,041504	3,854982
	BIC	14,64909	4,960147	5,539161
	FPE	1,26E+00	2,54E-05	1,63E-05

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados revelaram que para o modelo 1, a maioria dos critérios analisados apontam para a utilização de 1 *Lag*. Assim, adotou-se $p=1$ como o nº ideal. Para o modelo 2, adotou-se o nº de *Lag* $p=2$, uma vez que este valor é maioritariamente sugerido pelos critérios de informação, nomeadamente o AIC, HQ e FPE.

4.3. Teste de Cointegração

Com o nº ótimo de *Lags* definidos, foi conduzido o Teste de Johansen para examinar a presença de relações de cointegração entre as variáveis dos dois modelos.

Os resultados apresentados na tabela seguir, mostraram que tanto para modelo 1, quanto para o modelo 2, o teste de cointegração indicou $r=1$.

Tabela 4. Resultados do teste de Johansen

	H0	Modelo 1				Modelo 2			
		Valor do teste	Valor Crítico (5%)	P- value	interpretação	Valor do teste	Valor Crítico (5%)	P- value	interpretação
Trace test	$r = 0$	79,14	69,81	0,0075	Rejeita H0	87,97	69,81	0,0009	Rejeita H0
	$r \leq 1$	40,46	47,85	0,2064	Não Rejeita H0	52,51	47,85	0,0171	Rejeita H0
	$r \leq 2$	19,46	29,79	0,4597	Não Rejeita H0	26,65	29,79	0,1103	Não Rejeita H0
	$r \leq 3$	7,07	15,49	0,5693	Não Rejeita H0	10,7	15,49	0,2301	Não Rejeita H0
	$r \leq 4$	0,14	3,84	0,7032	Não Rejeita H0	1,08	3,84	0,2989	Não Rejeita H0
Max-Eigenvalue Test	$r = 0$	38,67	33,87	0,0124	Rejeita H0	35,46	33,87	0,0321	Rejeita H0
	$r = 1$	20,99	27,58	0,2765	Não Rejeita H0	25,86	27,58	0,0817	Não Rejeita H0
	$r = 2$	12,39	21,13	0,5091	Não Rejeita H0	15,94	21,13	0,2278	Não Rejeita H0
	$r = 3$	6,92	14,26	0,4979	Não Rejeita H0	9,62	14,26	0,2375	Não Rejeita H0
	$r = 4$	0,14	3,84	0,7032	Não Rejeita H0	1,07	3,84	0,2989	Não Rejeita H0

Fonte: Elaborado pelo autor.

O teste de Johansen baseia-se na comparação entre a estatística de teste e os valores críticos, em que se rejeita a hipótese nula (H0) se a estatística de teste for maior que o valor crítico. E não se rejeita a hipótese nula (H0) se a estatística de teste for menor ou igual ao valor crítico. Embora o *trace test* e *Max-Eigen test*, indicarem no modelo 2, dada a existência de divergências nos resultados seguiu-se o valor sugerido pelo Max-Eigen test. Esta escolha justifica-se pelo facto de o teste de valor próprio máximo ser considerado mais conservador e parcimonioso, privilegiando a identificação do nº mínimo de vetores de cointegração necessários para descrever a relação de equilíbrio de longo prazo.

4.4. VECM

Com base na identificação dos vetores de cointegração, procedeu-se à estimação do VECM para ambos modelos. Considerando o nº ideal de *lags* e o nº de combinações lineares (r) definidos anteriormente. Assim, a estimação do modelo VECM para o modelo 1 e modelo 2 resultou nos seguintes *outputs*:

Tabela 5. Resultados do modelo VECM

		D_Log_Precos_Casas	Log_Precos_Renda	Log_Imigrantes	Log_PIB	Log_IPC	Fogos	c
Modelo 1	Coefficiente	1	-	-0,5304	1,2253	-0,6992	-3,12E-07	-8,3769
	Erro-Padrão	-	-	0,0907	0,3263	0,5457	6,00E-07	-
	Estatística t	-	-	-5,8494	3,7545	-1,2813	-0,5233	-
	R Quadrado	0,2457	-	0,578	0,3573	0,4688	0,3837	-
	R Quadrado Ajustado	0,0514	-	0,4725	0,1966	0,336	0,2296	-
	Soma dos quadrados dos resíduos	0,0311	-	0,1666	0,0306	0,0059	1,89E+09	-
	Erro-padrão da equação	0,0382	-	0,0833	0,0357	0,0157	8884,7	-
	Estatística F	1,303	-	5,4793	2,2234	3,5304	-321,87	-
Modelo 2	Coefficiente	-	1	-0,0455	0,1689	-1,3367	5,80E-07	-0,2409
	Erro-Padrão	-	-	0,0315	0,0993	0,1772	2,50E-07	-
	Estatística t	-	-	-1,4452	1,7013	-7,5442	2,3612	-
	R Quadrado	-	0,8516	0,5051	0,4537	0,8081	0,7528	-
	R Quadrado Ajustado	-	0,7657	0,2186	0,1375	0,6969	0,6096	-
	Soma dos quadrados dos resíduos	-	0,0013	0,1954	0,0261	0,0021	7,60E+08	-
	Erro-padrão da equação	-	0,0083	0,1014	0,037	0,0106	6324,6	-
	Estatística F	-	9,9086	1,7629	1,4347	7,2719	5,2588	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

A análise de significância estatística dos coeficientes dos modelos VECM será realizada com base nos valores da estatística t. Esta escolha justifica-se pela limitação do software EViews, que não fornece diretamente os *p-values* para os coeficientes da equação de cointegração. Assim, opta-se por avaliar a relevância estatística dos parâmetros com recurso aos valores críticos da distribuição t e às respectivas regiões de significância, conforme ilustrado na figura abaixo.

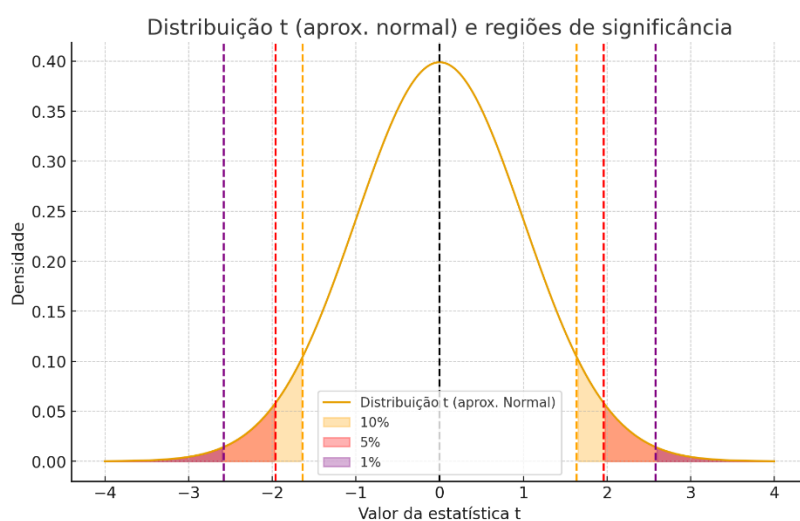


Figura 8 – Distribuição t

Fonte: Elaborado pelo autor, a partir do Python.

A curva de distribuição mostra a região onde se situam os valores possíveis da estatística t sob a hipótese nula de que o coeficiente em análise é igual a zero. As linhas verticais correspondem aos valores críticos utilizados para decisão estatística: $|t| > 1.64$ é significativo a 10%, $|t| > 1.96$ é significativo a 5% e $|t| > 2.58$ é significativo a 1%. Em contrapartida, valores de t que se situam dentro da zona central entre -1.64 e 1.64 não permitem rejeitar a hipótese nula, sugerindo que o consciente em questão não é estatisticamente significativo.

A partir dos resultados do modelo 1 evidenciam que a imigração apresenta um coeficiente positivo (0.5304) e estatisticamente significativo, uma vez que o valor da estatística t é $|t| > 2.58$, sugerindo que, no longo prazo, um aumento do nº de imigrantes se associa a uma elevação dos preços das habitações. Já o PIB apresenta efeito negativo e significativo, revelando que a dinâmica macroeconomia é um determinante crucial para a valorização do mercado habitacional. O IPC e os fogos concluídos, apesar de apresentarem coeficientes consistentes com a teoria, não se revelam estatisticamente significativos, sugerindo que o seu contributo é menos robusto no horizonte de longo prazo.

Em relação ao modelo 2, a imigração surge com coeficiente positivo (0.0455) e não significativo, uma vez que o valor da estatística t é $|t| \leq 1.64$, indicando ausência de efeito direto e persistente sobre as rendas. O PIB mostra sinal negativo, mas com evidencia marginal, com $|t| > 1.64$, apontando para uma correlação mais frágil entre o crescimento económico e rendas. O IPC, pelo contrário, apresenta coeficiente positivo (1.3367) e altamente significativo, indicando que maior inflação está associada a maiores preços de rendas, que pode ser explicado que o aumento dos custos de manutenção e construção, leva aos proprietários a repassar esses encargos aos inquilinos. Já os fogos concluídos apresentam impacto negativo e significativo, sugerindo que a expansão da oferta tende a exercer pressão descendente sobre os preços das rendas. Este resultado reflete a lógica fundamental da lei da oferta e procura: quando a quantidade de imóveis disponíveis aumenta, a concorrência entre proprietários se intensifica, proporcionando mais opções aos arrendatários e reduzindo a pressão sobre os preços.

No que se refere aos coeficientes do termo de correção de erro (ECT), apresentados no Anexo C, estes traduzem os mecanismos de curto prazo através dos quais as variáveis reagem a desvios relativamente ao equilíbrio de longo prazo identificado pela relação de cointegração.

Na equação dos preços das habitações (Modelo 1), o coeficiente do ECT é negativo (-0.1376), em linha com a teoria de ajustamento, sugerindo que cerca de 13,76% dos desvios em relação ao equilíbrio seriam corrigidos em cada período. Contudo, a ausência de significância estatística indica que o mecanismo de ajustamento não é robusto, pelo que os preços das habitações não desempenham um papel claro na restauração do equilíbrio de longo prazo. Curiosamente, a imigração apresenta um coeficiente positivo e estatisticamente significativo (0.6996), sugerindo que os fluxos migratórios reagem a desequilíbrios do sistema, desempenhando igualmente um papel no processo de ajustamento. Já o PIB e o IPC não evidenciam mecanismos de correção, enquanto os nº de fogos apresentam um coeficiente

próximo da significância estatística, sugerindo algum contributo da oferta habitacional para a restauração do equilíbrio de longo prazo.

No modelo 2, as rendas (-0,1036), não apresentam ajustamento significativo ao equilíbrio de longo prazo, enquanto o PIB, IPC e o nº de fogos, apresentam coeficientes positivos e estatisticamente significativos, revelando que o processo de ajustamento do sistema ocorre sobretudo através das variáveis macroeconómicas e pela dinâmica da oferta habitacional. Ao contrário do modelo 1, a imigração (0.4095), sem significância estatística, não contribui para a restauração do equilíbrio.

Relativamente ao poder explicativo e à aderência estatística dos modelos, evidenciam-se diferenças relevantes. O modelo 1 apresenta o poder explicativo reduzido, com valores de R^2 (24,6%) e R^2 ajustado (5,1%), revelando fraca capacidade em captar a variação da variável dependente. A estatística F, confirma que as variáveis não oferecem poder estatístico robusto para explicar a dinâmica dos preços, ainda que algumas relações individuais (como a imigração e PIB) se revelam significativos.

Em contraste, o Modelo 2, aplicado às rendas, apresenta métricas substancialmente mais favoráveis. O R^2 atinge 85,2% e o R^2 ajustado 76,6%, demonstrando forte capacidade explicativa. A soma dos resíduos (0.0013) e o erro-padrão da equação (0.0083) são bastante reduzidos, refletindo previsões ajustadas e consistentes. Por fim a estatística F, confirma que o conjunto das variáveis exerce impacto estatisticamente significativo sobre as rendas. Assim, o modelo 2 revela-se mais robusto e adequado para captar a dinâmica de longo prazo do mercado de arrendamento, quando comparando com o modelo estimado para os preços das habitações.

4.5. Função de Resposta ao Impulso

Após a estimação do modelo VECM e a análise da equação de cointegração, procedeu-se à avaliação da dinâmica entre as variáveis ao longo do tempo. Para tal, recorreu-se à análise das funções impulso-resposta (*Impulse Response Functions* – IRF), com o objetivo de examinar o efeito de choques exógenos numa variável sobre as restantes ao longo dos períodos subsequentes. Esta abordagem permite uma compreensão mais aprofundada dos mecanismos de transmissão entre as variáveis do modelo, sobretudo no que diz respeito ao impacto de variações nos fluxos migratórios sobre os preços da habitação e arrendamento.

No âmbito desta análise, obteve-se os seguintes gráficos, que ilustram a resposta dos preços das casas e do arrendamento a um choque positivo na variável imigração:

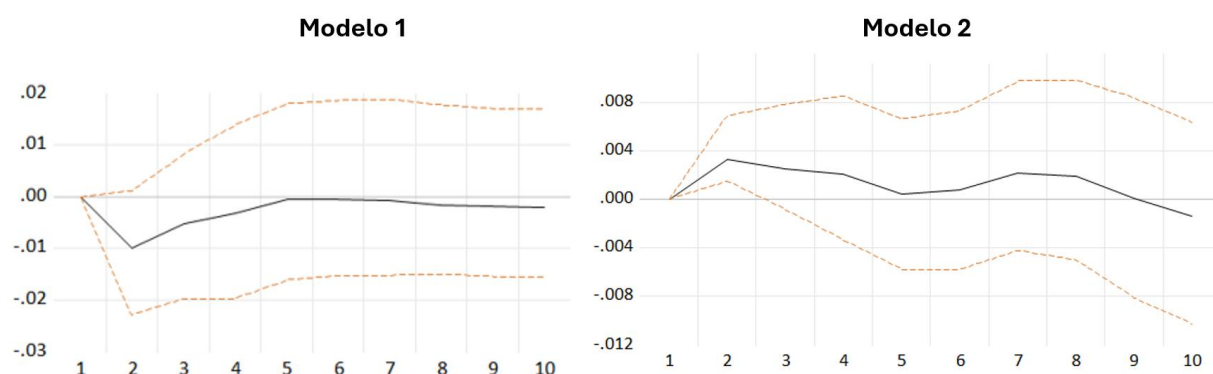


Figura 9 - Resultados do Teste IRF - Modelo 1 e 2
Fonte: Elaborado pelo autor, a partir do software EViews

Analisado as funções de resposta ao impulso revela dinâmicas distintas entre os preços de venda e arrendamento perante choques migratórios. No modelo 1, observa-se que não existe impacto estatisticamente significativo da imigração sobre os preços das habitações. Embora se observe uma resposta inicial ligeiramente negativa, as bandas de confiança permanecem sempre a abranger o eixo das abcissas, o que implica ausência de significância estatística. Assim, não é possível concluir que choques migratórios exerçam influência persistente ou de curto prazo sobre a evolução dos preços das casas.

Já no modelo 2, relativo às rendas, a resposta inicial é ligeiramente positiva, mas de pequena magnitude, mantendo-se próxima de zero ao longo horizonte de análise, sem evidência de impacto persistente. Contudo, as bandas de confiança encontram-se totalmente acima do eixo das abcissas até ao segundo período, indicando que o impacto positivo estimado é estatisticamente significativo apenas no curto prazo (e não no longo prazo). Após esse horizonte, as bandas cruzam o zero, revelando ausência de significância estatística no médio e longo prazo. Assim, os resultados deste teste sugerem que choques migratórios exercem influência sobre as rendas apenas no curto prazo, não se confirmando um efeito robusto e duradouro.

4.6. Causalidade de Granger

Adicionalmente, foi realizado o teste de causalidade no sentido de Granger, com vista a identificar a direção das relações causais entre as variáveis do sistema. Este teste contribui para esclarecer se, e em que sentido, as variações de uma determinada variável podem ser utilizadas para prever os movimentos futuros de outra.

Tabela 6. Resultados do teste de causalidade de Granger

Variável dependente	Variável excluída	Modelo 1		Modelo 2		Causalidade
		p-value	Interpretação	p-value	Interpretação	
D(DLOG_PRECOS_CASAS)	D(LOG_IMIGRANTES)	0,1115	Não Rejeita H0			
	D(LOG_IPC)	0,2378	Não Rejeita H0			
	D(LOG_PIB)	0,1115	Não Rejeita H0			
	D(FOGOS)	0,1807	Não Rejeita H0			
D(LOG_RENDAS)	D(LOG_IMIGRANTES)			0,2468	Não Rejeita H0	
	D(LOG_IPC)			0,2625	Não Rejeita H0	
	D(LOG_PIB)			0,2184	Não Rejeita H0	
	D(FOGOS)			0,5907	Não Rejeita H0	
D(LOG_IMIGRANTES)	D(LOG_IPC)	0,1872	Não Rejeita H0	0,4196	Não Rejeita H0	
	D(LOG_PIB)	0,9979	Não Rejeita H0	0,9390	Não Rejeita H0	
	D(FOGOS)	0,8630	Não Rejeita H0	0,2990	Não Rejeita H0	
	D(DLOG_PRECOS_CASAS)	0,2407	Não Rejeita H0			
	D(LOG_RENDAS)			0,7959	Não Rejeita H0	
D(LOG_PIB)	D(LOG_IMIGRANTES)	0,6867	Não Rejeita H0	0,4632	Não Rejeita H0	
	D(LOG_IPC)	0,4481	Não Rejeita H0	0,2935	Não Rejeita H0	
	D(FOGOS)	0,0475	Rejeita H0	0,9598	Não Rejeita H0	Fogos causa PIB no Modelo 1
	D(DLOG_PRECOS_CASAS)	0,0781	Não Rejeita H0			
	D(LOG_RENDAS)			0,7795	Não Rejeita H0	
D(LOG_IPC)	D(LOG_IMIGRANTES)	0,9644	Não Rejeita H0	0,9683	Não Rejeita H0	
	D(LOG_PIB)	0,1280	Não Rejeita H0	0,0003	Rejeita H0	PIB causa IPC no Modelo 2
	D(FOGOS)	0,7785	Não Rejeita H0	0,2517	Não Rejeita H0	
	D(DLOG_PRECOS_CASAS)	0,6877	Não Rejeita H0			
	D(LOG_RENDAS)			0,4927	Não Rejeita H0	
D(FOGOS)	D(LOG_IMIGRANTES)	0,4956	Não Rejeita H0	0,0000	Rejeita H0	Imigrantes causa fogos no Modelo 2
	D(LOG_IPC)	0,2120	Não Rejeita H0	0,8087	Não Rejeita H0	
	D(LOG_PIB)	0,4956	Não Rejeita H0	0,6715	Não Rejeita H0	
	D(DLOG_PRECOS_CASAS)	0,1940	Não Rejeita H0			
	D(LOG_RENDAS)			0,4545	Não Rejeita H0	

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os testes de causalidade de Granger baseados no Modelo 1 e 2, revelam que não existe evidência estatística de que a imigração cause diretamente os preços da habitação (compra ou arrendamento), nem de que estas variáveis influenciam os fluxos migratórios no curto prazo.

No entanto, no modelo 2 surge uma relação interessante, os resultados sugerem que a imigração exerce causalidade de Granger sobre a construção habitacional (nº de fogos), evidência que encontra plausibilidade económica no facto de uma parte revelante da população imigrante em Portugal estar empregada no sector de construção civil. Assim, a entrada de imigrantes não só aumenta a disponibilidade de mão de obra neste sector, como também pode estimular a expansão da oferta habitacional, o que ajuda a explicar o resultado empírico. De forma geral, os testes confirmam que os efeitos da imigração sobre o mercado habitacional não se fazem sentir de modo imediato, mas podem ocorrer indiretamente através do impacto sobre a oferta de habitação.

Esta análise empírica dos resultados permitiu avaliar a questão científica central desta investigação: se a imigração tem impacto significativo sobre os preços da habitação em Portugal. Os resultados obtidos através da estimação dos modelos VECM, das funções de resposta ao impulso e dos testes de causalidade de Granger apontam para conclusões consistentes.

No que respeita aos preços das habitações (Modelo 1), encontrou-se evidência estatística de que os fluxos migratórios exerçam impacto significativo, no longo prazo. Entretanto, as funções de resposta ao impulso não confirmam esse efeito, uma vez que as bandas de confiança permanecem sempre a cruzar o zero. Já no mercado de arrendamento (Modelo 2), verificou-se que a imigração não apresenta um impacto estatisticamente significativo no longo prazo. Contudo, as funções de resposta ao impulso evidenciam um impacto positivo e estatisticamente significativo no curto prazo (até ao segundo período), desaparecendo nos períodos seguintes.

Assim pode-se concluir que a imigração em Portugal não constitui, de forma direta, um determinante robusto dos preços das habitações.

Estas conclusões têm implicações importantes para as políticas públicas. Em primeiro lugar, sugerem que a imigração, contrariamente a algumas perceções sociais, não constitui um fator de encarecimento direto da habitação em Portugal. O impacto é indireto e canalizado sobretudo pelo lado da oferta, através da construção civil. Políticas migratórias que favorecem a integração laboral dos imigrantes neste setor podem, por isso, contribuir para aumentar a capacidade de resposta do mercado habitacional e atenuar desequilíbrios entre a procura e oferta. Em segundo lugar, a ausência de impacto robusto sobre os preços reforça a ideia de que a resolução dos problemas de acessibilidade à habitação depende mais de políticas de planeamento urbano, construção e regulação do que de restrições à imigração.

Estas evidencias sugerem que a imigração pode ser parte da solução e não do problema no contexto das políticas públicas destinadas a mitigar a crise habitacional em Portugal.

CAPÍTULO 5

Conclusões

A presente investigação partiu da questão em saber se a imigração exerce ou não um impacto significativo sobre os preços das habitações em Portugal. Esta problemática revelou-se especialmente revelante no atual contexto nacional, caracterizado por crescimento expressivo da população estrangeira residente e por uma valorização acentuada do mercado imobiliário. Neste sentido, a Dissertação procurou compreender até que ponto a evolução do fenómeno migratório pode estar associada a escalada dos preços das habitações, tendo como pano de fundo a relevância da habitação enquanto bem essencial para as famílias e elemento central para a estabilidade económica. A questão científica de partida assentou, assim, na necessidade de explorar a interação entre fatores demográficos e variáveis económicas, de forma a contribuir para o debate académico e político em torno da acessibilidade habitacional e da sustentabilidade do mercado imobiliário em Portugal.

Para tentar responder à questão de investigação, a dissertação recorreu a modelos de correção de erros vectoriais (VECM), estimados em duas versões distintas: um centrado nos preços das habitações e outro centrado nos preços das rendas. A variável explicativa principal foi o nº. de residentes estrangeiros com autorização de residência em Portugal, obtido a partir do Relatório de 2023 da AIMA. As variáveis dependentes usadas foram o IPH e o IPR, ambos recolhidos na base de dados da OCDE. Como variáveis de controlo, comuns a ambos modelos, incluíram-se o PIB, IPC e o nº. de fogos concluídos, extraídos de fontes oficiais como o INE e *BdPstat*. Toda informação utilizada apresenta periodicidade anual e cobre o período entre 1990 e 2023, permitindo uma análise de longo prazo e sustentada.

Relativamente aos resultados obtidos, através do VECM, revelou que a imigração não exerce pressão sobre os preços das habitações, contrariando a perceção comum de que o aumento da procura conduziria a uma valorização generalizada. No modelo 1, o coeficiente associado à imigração foi positivo, sugerindo que o aumento do número de imigrantes tende a elevar os preços das casas, no entanto, as funções de IRF não confirmam este resultado, dado que as bandas de confiança permanecem a cruzar o zero, evidenciando ausência de impacto estatisticamente significativo no horizonte temporal considerado. No modelo 2, o coeficiente de imigração mostrou-se não significativo, apontando para inexistência de uma relação de longo prazo. Apenas no curto prazo, até ao segundo período, as IRFs indicam um impacto positivo e estatisticamente significativo sobre as rendas, o qual desaparece nos períodos seguintes. Em

termos gerais, conclui-se que a imigração não constitui um determinante direto e persistente dos preços da habitação em Portugal, ainda que possa exercer efeitos transitórios sobre o mercado de arrendamento e, indiretamente, influenciar a oferta habitacional através do seu contributo para o setor da construção civil, onde uma parte significativa da população imigração se encontra empregada. Já para os testes de causalidade de Granger confirmaram esta ausência de efeitos diretos, mas destacaram um resultado relevante: a imigração exerce causalidade sobre nº de fogos, reforçando a hipótese de que a sua influência se manifesta sobretudo pelo lado da oferta, pela motivação supra-citada.

Uma das principais vantagens desta investigação reside na utilização de uma abordagem econométrica robusta, aplicada de forma diferenciada aos segmentos de compra e arrendamento, permitindo uma análise mais abrangente da dinâmica habitacional. Outro ponto forte prende-se com a utilização de dados oficiais e consistentes, abrangendo um longo horizonte temporal (1990-2023), o que reforça a fiabilidade dos resultados. A originalidade da investigação destaca-se ainda pela identificação de um canal indireto de transmissão da imigração para o mercado habitacional, via setor da construção civil, contributo pouco explorado na literatura nacional.

Entre as limitações desta Dissertação destaca-se a utilização de séries anuais, que reduz a granularidade temporal da análise e pode suavizar efeitos de curto prazo. Além disso, algumas variáveis relevantes, como taxa de juro e desemprego, não foram incluídas devido a restrições de dados, o que limita a abrangência do modelo. Acresce ainda a impossibilidade de desagregar os fluxos migratórios por nacionalidade e região, dado que não existem dados consistentes e contínuos para todo o período em análise. Estas limitações, contudo, abrem caminho a futuras investigações, nomeadamente através da utilização de dados com maior frequência temporal (trimestral ou mensal), da incorporação de variáveis adicionais de política e contexto económico, bem como a desagregação dos fluxos migratórios por nacionalidade e região.

Em conclusão, esta Dissertação reforça a ideia de que a relação entre a imigração e mercado habitacional em Portugal é complexa e deve ser analisada considerando múltiplos fatores: demográficos, económicos, sociais e políticos, que interagem de forma dinâmica. Os resultados obtidos constituem um contributo para a literatura e para o debate público, sublinhando a necessidade de análises contínuas e aprofundadas sobre o tema central para a economia e para sociedade.

Referências Bibliográficas

- Agência para a Integração, Migrações e Asilo (AIMA). (2023). Relatório de Migrações e Asilo 2023. Lisboa: AIMA I.P. Disponível em: <https://aima.gov.pt/documents/rma-2023.pdf>
- Banco de Portugal (2025). Boletim Económico do Banco de Portugal de 2025, entre 2015 e 2019 (Online). Disponível em: <https://www.bportugal.pt/publicacao/boletim-economico-marco-2025>.
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*, 3ª edição, 337-390. Cambridge University Press, Cambridge. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9781139540872>
- Camilo, A. (2023). Habitação em Portugal: Preço das casas subiu ao dobro do ritmo do rendimento das famílias, Rádio Renascença (Online). Disponível em: <https://rr.pt/especial/pais/2023/07/27/habitacao-em-portugal-preco-das-casas-subiu-ao-dobro-do-ritmo-do-rendimento-das-familias/340533/>
- Carvalho, J. (2022). Emigration and immigration in Portugal. In J. M. Fernandes et al. (Eds.), *The Oxford Handbook of Portuguese Politics* (pp. 440–456). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780192855404.013.28>
- Ferreira, V. L. (2021). Imigração em Portugal: Integração, cidadania e interculturalidade [Dissertação de Mestrado, Universidade do Minho]. RepositóriUM. <https://repositorium.sdum.uminho.pt/handle/1822/79556>
- Helfer, F., Grossmann, V., & Osikominu, A. (2023). *How does immigration affect housing costs in Switzerland? Swiss Journal of Economics and Statistics*, 159(1), 5. <https://doi.org/10.1186/s41937-023-00110-1>
- Larkin, M. P., Askarov, Z., Doucouliagos, H., Dubelaar, C., Klona, M., Newton, J., Stanley, T. D., & Vocino, A. (2019). *Do house prices ride the wave of immigration? Journal of Housing Economics*, 46, 101630. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2019.04.002>
- Lourenço, R. F., Moura, A. S., & Rodrigues, P. M. M. (2024). Mercado de habitação em Portugal e Espanha: Fundamentos, sobrevalorização e choques. *Revista de Estudos Económicos*, Vol. X, N.º 4. Banco de Portugal. https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/pdf-boletim/re202413_pt.pdf
- Luo, J. (2018). *An empirical investigation of the Portuguese housing prices: Evidence from the period 2004–2018*. Dissertação de Mestrado, ISCTE Business School. https://repositorio.iscte-iul.pt/bitstream/10071/17939/1/master_jianmin_luo.pdf
- Miranda, M. A. C. (2020). Evolução dos preços da habitação em Portugal: Fundamentos económicos [Dissertação de Mestrado, Universidade do Porto]. Repositório Aberto da

- Universidade do Porto. <https://repositorioaberto.up.pt/bitstream/10216/131035/2/433979.pdf>
- Moallemi, M. & Melser, D., (2020). *The impact of immigration on housing prices in Australia. Papers in Regional Science*, 773–786. <https://doi.org/10.1111/pirs.12497>
- Montezuma, J. and McGarrigle, J. (2019). *What motivates international homebuyers? Investor to lifestyle ‘migrants’ in a tourist city. Tourism Geographies*, 21(2):214–234. Pag 9
- Nações Unidas. (1948). Declaração Universal dos Direitos Humanos. Assembleia Geral das Nações Unidas, Resolução 217 A (III). <https://www.un.org/en/about-us/universal-declaration-of-human-rights>
- Nações Unidas. (1966). Pacto Internacional sobre os Direitos Económicos, Sociais e Culturais. Assembleia Geral das Nações Unidas, Resolução 2200A (XXI), em vigor desde 3 de janeiro de 1976. <https://www.ohchr.org/en/instruments-mechanisms/instruments/international-covenant-economic-social-and-cultural-rights>
- Nguyen, T. T. H., Balli, H. O., Balli, F., & Syed, I. A. (2021). *Immigration and regional housing markets: prices, rents, price-to-rent ratios and disequilibrium. Regional Studies*, 56(3), 420–432. <https://doi.org/10.1080/00343404.2021.1955097>
- RTP – Jornal da Tarde. (2025, 3 de fevereiro). Contribuições aumentaram em 2024: imigrantes seguram a segurança social. RTP Notícias (Online). Disponível em: https://www.rtp.pt/noticias/economia/contribuicoes-aumentaram-em-2024-imigrantes-seguram-a-seguranca-social_v1631811
- Sá, F. (2011). *Immigration and house prices in the UK*. Discussion Paper No. 5893, Institute for the Study of Labor (IZA). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1895277>
- Saiz, A. (2007). *Immigration and housing rents in American cities. Journal of Urban Economics*, 61(2), 345-371. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2006.07.004>
- Santos, J. P. & Strohmaier, K. (2024). *All That Glitters? Golden Visas and Real Estate. IZA Discussion Paper No. 16857*. <https://docs.iza.org/dp16857.pdf>
- Sousa, C. U. (2024). A dessecuritização da política de imigração em Portugal: Separação entre gestão das migrações e segurança interna. *Janus.net, e-journal of International Relations*, 15(2), 35-54. <https://doi.org/10.26619/1647-7251.15.2.2>
- Sousa, V. (2024). Crédito habitação ganha ânimo em 2024 à boleia da queda da Euribor. *Idealista news* (Online). Disponível em: <https://www.idealista.pt/news/financas/credito-a-habitacao/2024/12/27/67385-credito-habitacao-ganha-animo-em-2024-a-boleia-da-queda-da-euribor>.

- Torres-Téllez, J. & Montero-Soler, A., (2023). *El impacto de la inmigración sobre el precio de la vivienda española en el siglo XXI*. Ciudad y territorio, Estudios Territoriales, 55 (215), 47-60. ISSN 1133-4762, <https://doi.org/10.37230/CyTET.2023.215.3>
- Unal, U., Hayo, B. & Erol, I. (2024). The effect of immigration on housing prices: Evidence from 382 German districts. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. <https://doi.org/10.1007/s11146-024-09988-x>

Anexos

Anexo A

Tabela 7 – Tabela Síntese da literatura internacional

Autores	País	Período Analisado	Variável dependente	Variável explicativa principal	Variáveis de controlo	Método	Principais Resultados
Saiz (2007)	Estados Unidos da América	1983–1997	(i) Preços das habitações (ii) Rendas das habitações	$\frac{\text{Novos imigrantes}}{\text{População } T-1}$	(i) Rendimento per capita (ii) Desemprego (iii) Área Estatística Metropolitana (iv) Crime (v) Clima (vi) Educação	Modelo com variável instrumental (2SLS)	(i) A imigração tem impacto positivo e estatisticamente significativo sobre os preços das casas e rendas; (ii) Um aumento de 1% na população devido à imigração aumenta os preços em 1%; (iii) Efeitos mais fortes em mercados com oferta inelástica.
Torres-Téllez & Montero-Soler (2023)	Espanha	2001–2019	(i) Preços das habitações (ii) Rendas das habitações	$\frac{\text{Nº de novos imigrantes}}{\text{População total inicial}}$	(i) Idade média (ii) Desemprego (iii) PIB per capita (iv) Crédito habitacional (v) Novas construções	Modelo com variável instrumental (shift-share), OLS e 2SLS	(i) Impacto positivo durante o boom imobiliário (2001–2010): 1% de aumento na imigração eleva os preços em até 2,6%; (ii) Efeito negativo após a crise (2011–2019): redução de 1,12% nos preços; (iii) Impacto significativo também sobre rendas.
Sá (2015)	Reino Unido	2003–2010	(i) Preços médio das habitações	$\frac{\text{Nº de novos imigrantes}}{\text{População total inicial}}$	(i) Emprego/população (ii) Efeitos fixos de tempo (iii) Efeitos fixos de região	Modelo com variável instrumental (IV), regressões espaciais	(i) Imigração reduz preços das casas (-1,6%) devido à saída de residentes locais (efeito de out-flight); (ii) Maior impacto em áreas com baixa escolaridade dos imigrantes; (iii) Efeitos associados a mudanças na composição da renda local.
Moallemi & Melsner (2020)	Austrália	2006–2016	(i) Variação dos preços das habitações	$\frac{\text{Nº de novos imigrantes}}{\text{População total inicial}}$	(i) Idade média (ii) Nível de escolaridade (iii) Apartment ratio (iv) Densidade Populacional (v) Tipologia Habitacional (vi) Distância ao centro	Modelo de painel com efeitos fixos e heterogeneidade regional	(i) Aumento de 1% na população imigrante aumenta preços das casas em 0,9%; (ii) Impacto mais forte em áreas metropolitanas e sobre rendas; (iii) Efeitos variam conforme tipo de imóvel e origem do imigrante.
Helfer et al. (2023)	Suíça	1985–2016 (Vendas) 1998–2016 (Rendas)	(i) Preços das habitações (ii) Preço de apartamentos (iii) Rendas das habitações	$\frac{\text{Variação anual de imigrantes}}{\text{População total inicial}}$	(i) Taxa de desemprego (ii) Salário médio (iii) Índice de construção (iv) Nº de casas vagas	Modelo IV (shift-share), estudo de evento, painel com efeitos fixos	(i) Imigração após o ALCP aumentou preços em 4,3% e rendas em 7,4%; (ii) Nenhum efeito significativo antes do acordo ALCP;
Unal et al. (2024)	Alemanha	2004–2020	(i) Preços das habitações (ii) Preço de apartamentos (iii) Rendas das habitações	$\frac{\text{Imigrantes } T-1}{\text{População } T-2}$	(i) Taxa de desemprego (ii) População ativa (iii) PIB per capita (iv) Área de registo	Modelo de painel com IV (Bartik), quantis, ARIMA, GARCH	(i) Aumento de 1% na imigração eleva preços em até 3% e rendas em 1%; (ii) Efeitos mais fortes no segmento de baixo valor; (iii) Não há evidência de deslocamento de nativos.
Nguyen et al. (2021)	Nova Zelândia	1996–2017	(i) Preços das habitações (ii) Preço de apartamentos (iii) Rendas das habitações	Net migration/população	Modelo principal (wavelet) não usa variáveis de controlos. Nos testes auxiliares incluem: - PIB per capita	Wavelet coherence + Causalidade de Granger	(i) Efeitos mais fortes e consistentes nas rendas; (ii) Imigração afeta rácios preço/renda no curto-médio prazo; (iii) Aumento de 6,42% nos preços ao ano entre 1996 e 2017.

Fonte: Elaborado pelo autor

Anexo B

Tabela 8 – Estatísticas das variáveis

Variáveis	Número de residentes estrangeiros com autorização de residência em Portugal	Índice de preços reais de Habitação	Índice de preços de Renda	PIB a preços de mercado	Índice de preços no consumidor (IPC, Base - 2012)	Fogos concluídos em construções novas para habitação familiar
Unidade	Nº	%	%	Milhões de euros	%	Nº
Fonte	AIMA	OECD	OECD	BPstat- SLEP	INE	INE - Anuário 2023
Ano						
1948					1,0122	
1949					1,0461	
1950					1,0557	
1951					1,0534	
1952					1,0529	
1953				328,036	1,0708	
1954				347,818	1,0503	
1955				363,537	1,0531	
1956				388,512	1,0837	
1957				412,789	1,096	
1958				439,733	1,12	
1959				466,725	1,1358	
1960				493,923	1,165	
1961				516,075	1,1708	
1962				577,39	1,1993	
1963				597,435	1,22	
1964				649,418	1,2579	
1965				756,28	1,3176	
1966				810,459	1,4044	
1967				907,105	1,4676	
1968				979,622	1,5526	
1969				1048,462	1,6859	
1970				1186,648	1,7591	
1971				1377,045	1,952	
1972				1624,357	2,1692	
1973				1919,137	2,4522	
1974				2279,085	3,0944	
1975				2632,302	3,6282	
1976				3160,122	4,3501	
1977				4074,282	5,513	
1978				5039,27	6,663	
1979				6404,329	8,11	
1980	50,750			8356,818	9,412	
1981	54,414			10058,168	11,22	
1982	58,667			12146,983	13,63	
1983	67,485			15440,028	16,901	
1984	73,365			18948,92	21,714	
1985	79,594			23226,595	25,959	
1986	86,982			28332,521	29,22	
1987	89,778			33508,41	32,068	
1988	94,690	116,13	25,675	40045,842	35,258	
1989	101,010	121,63	29,285	47221,23	39,66	
1990	107,770	125,40	34,473	56691,911	45,048	62081
1991	113,980	133,88	42,736	65005,229	50,36	63229
1992	123,610	137,90	49,729	72957,492	55,175	52185
1993	136,930	130,66	54,438	76065,072	58,917	63199
1994	157,070	126,51	58,503	82468,675	62,111	57603
1995	168,320	123,20	61,454	89028,557	64,734	68825
1996	172,910	121,74	63,268	94351,591	66,721	69718
1997	175,260	122,42	65,700	102330,96	68,28	74221
1998	178,140	124,73	67,378	111353,381	70,036	90946
1999	191,140	132,65	68,324	119603,305	71,675	108198
2000	207,590	137,74	69,967	128414,445	73,72	112612
2001	350,900	139,85	71,873	135775,009	76,942	115154
2002	413,490	136,01	74,253	142554,263	79,712	125708
2003	433,650	132,72	76,026	146067,858	82,278	92508
2004	447,160	130,50	78,022	152248,388	84,224	74261
2005	414,660	128,54	79,890	158552,704	86,142	76123
2006	420,190	126,76	81,919	166260,469	88,819	68764
2007	435,740	123,16	84,119	175483,401	90,998	67463
2008	440,280	112,24	86,668	179102,781	93,354	59256
2009	454,190	114,70	89,001	175416,437	92,574	47915
2010	445,260	113,46	90,862	179860,351	93,872	35442
2011	436,820	106,03	91,713	176318,001	97,302	26382
2012	417,040	96,68	93,552	168538,75	100	19684
2013	401,320	94,03	94,717	170675,649	100,274	12751
2014	395,200	97,78	98,910	173186,662	99,996	8313
2015	388,730	100,00	100,000	179392,709	100,483	7148
2016	397,730	105,98	101,705	186380,749	101,094	7909
2017	421,710	113,94	102,716	195509,136	102,477	8213
2018	480,300	123,62	104,657	204997,646	103,496	10751
2019	590,350	134,72	107,970	214489,895	103,846	12954
2020	662,100	145,91	110,762	201032,705	103,833	16923
2021	698,890	156,45	112,759	216493,745	105,147	19499
2022	781,920	164,27	115,787	243957,084	113,383	20965
2023	1044,238	170,24	121,053	267923,211	118,271	23652
2024		181,1	129,503	285189,29	121,129	24639
Estatística						
Nº de observações totais	44	37	37	72	77	35
Nº da amostra	34	34	34	34	34	34
Média	385,429	126,012	82,497	153190,830	85,450	52369,265
Máximo	1044,238	170,244	121,053	267923,211	118,271	125708,000
Mínimo	107,770	94,028	34,473	56 691,911	45,048	7 148,000
Variancia	43289,946	315,817	471,113	2738482665,295	357,692	1246213913,231
Desvio Padrão	208,062	17,771	21,705	52330,514	18,913	35301,755

Fonte: Elaborado pelo autor.

Anexo C

Log Imigrantes (Em nível)

ADF – Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_IMIGRANTES has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.533017	0.8717
Test critical values:	1% level -3.653730	
	5% level -2.957110	
	10% level -2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG_IMIGRANTES)
Method: Least Squares
Date: 07/13/25 Time: 19:46
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IMIGRANTES(-1)	-0.018938	0.035530	-0.533017	0.5981
D(LOG_IMIGRANTES(-1))	0.440391	0.180108	2.445141	0.0208
C	0.151786	0.207358	0.732001	0.4700
R-squared	0.178386	Mean dependent var	0.069219	
Adjusted R-squared	0.121722	S.D. dependent var	0.112875	
S.E. of regression	0.105783	Akaike info criterion	-1.565802	
Sum squared resid	0.324509	Schwarz criterion	-1.428389	
Log likelihood	28.05283	Hannan-Quinn criter.	-1.520253	
F-statistic	3.148180	Durbin-Watson stat	1.828137	
Prob(F-statistic)	0.057901			

PP – Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_IMIGRANTES has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.625759	0.8514
Test critical values:	1% level -3.646342	
	5% level -2.954021	
	10% level -2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.011894
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.018834

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG_IMIGRANTES)
Method: Least Squares
Date: 07/13/25 Time: 20:15
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IMIGRANTES(-1)	-0.016186	0.035438	-0.456750	0.6510
C	0.162149	0.205271	0.789927	0.4356
R-squared	0.006685	Mean dependent var	0.068819	
Adjusted R-squared	-0.025358	S.D. dependent var	0.111121	
S.E. of regression	0.112521	Akaike info criterion	-1.472657	
Sum squared resid	0.392492	Schwarz criterion	-1.381960	
Log likelihood	26.29884	Hannan-Quinn criter.	-1.442140	
F-statistic	0.208621	Durbin-Watson stat	1.089933	
Prob(F-statistic)	0.651035			

KPSS – Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_IMIGRANTES is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.709307
Asymptotic critical values*:	1% level 0.739000
	5% level 0.463000
	10% level 0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.336609
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.329843

KPSS Test Equation
Dependent Variable: LOG_IMIGRANTES
Method: Least Squares
Date: 07/13/25 Time: 20:20
Sample: 1990 2023
Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.800827	0.100996	57.43599	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	5.800827	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.588905	
S.E. of regression	0.588905	Akaike info criterion	1.807867	
Sum squared resid	11.44470	Schwarz criterion	1.852760	
Log likelihood	-29.73373	Hannan-Quinn criter.	1.823176	
Durbin-Watson stat	0.048182			

Log Imigrantes (1ª diferença)

ADF - Estacionário

Null Hypothesis: D_LOG_IMIGRANTES has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.138326	0.0336
Test critical values:	1% level -3.653730	
	5% level -2.957110	
	10% level -2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_LOG_IMIGRANTES)
Method: Least Squares
Date: 07/13/25 Time: 20:25
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_IMIGRANTES(...)	-0.558411	0.177933	-3.138326	0.0038
C	0.041872	0.021512	1.946439	0.0610
R-squared	0.247160	Mean dependent var	0.007290	
Adjusted R-squared	0.222065	S.D. dependent var	0.118494	
S.E. of regression	0.104513	Akaike info criterion	-1.618553	
Sum squared resid	0.327688	Schwarz criterion	-1.526944	
Log likelihood	27.89684	Hannan-Quinn criter.	-1.588187	
F-statistic	9.849093	Durbin-Watson stat	1.843261	
Prob(F-statistic)	0.003794			

PP - Estacionário

Null Hypothesis: D_LOG_IMIGRANTES has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.138326	0.0336
Test critical values:	1% level -3.653730	
	5% level -2.957110	
	10% level -2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.010240
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.010240

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(D_LOG_IMIGRANTES)
Method: Least Squares
Date: 07/13/25 Time: 20:31
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_IMIGRANTES(...)	-0.558411	0.177933	-3.138326	0.0038
C	0.041872	0.021512	1.946439	0.0610
R-squared	0.247160	Mean dependent var	0.007290	
Adjusted R-squared	0.222065	S.D. dependent var	0.118494	
S.E. of regression	0.104513	Akaike info criterion	-1.618553	
Sum squared resid	0.327688	Schwarz criterion	-1.526944	
Log likelihood	27.89684	Hannan-Quinn criter.	-1.588187	
F-statistic	9.849093	Durbin-Watson stat	1.843261	
Prob(F-statistic)	0.003794			

KPSS - Estacionário

Null Hypothesis: D_LOG_IMIGRANTES is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.122560
Asymptotic critical values*:	1% level 0.739000
	5% level 0.463000
	10% level 0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.011974
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.019116

KPSS Test Equation
Dependent Variable: D_LOG_IMIGRANTES
Method: Least Squares
Date: 07/13/25 Time: 20:34
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.068819	0.019344	3.557718	0.0012
R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.068819	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.111121	
S.E. of regression	0.111121	Akaike info criterion	-1.526556	
Sum squared resid	0.395133	Schwarz criterion	-1.481207	
Log likelihood	26.18817	Hannan-Quinn criter.	-1.511298	
Durbin-Watson stat	1.105877			

Log PIB (Em nível)

ADF - Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_PIB has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.184524	0.6688
Test critical values:		
1% level	-3.653730	
5% level	-2.957110	
10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG_PIB)
Method: Least Squares
Date: 07/13/25 Time: 20:47
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PIB(-1)	-0.025110	0.021198	-1.184524	0.2458
D(LOG_PIB(-1))	0.378856	0.171031	2.215134	0.0348
C	0.325318	0.255935	1.271092	0.2138
R-squared	0.291374	Mean dependent var	0.044257	
Adjusted R-squared	0.242503	S.D. dependent var	0.041323	
S.E. of regression	0.035965	Akaike info criterion	-3.723492	
Sum squared resid	0.037511	Schwarz criterion	-3.586079	
Log likelihood	62.57586	Hannan-Quinn criter.	-3.677943	
F-statistic	5.962123	Durbin-Watson stat	1.917362	
Prob(F-statistic)	0.006777			

PP – Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_PIB has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.892206	0.0570
Test critical values:		
1% level	-3.646342	
5% level	-2.954021	
10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001382
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001863

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG_PIB)
Method: Least Squares
Date: 07/13/25 Time: 20:49
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PIB(-1)	-0.057724	0.017713	-3.258883	0.0027
C	0.731263	0.210056	3.481284	0.0015
R-squared	0.255171	Mean dependent var	0.047063	
Adjusted R-squared	0.231145	S.D. dependent var	0.043748	
S.E. of regression	0.036360	Akaike info criterion	-3.624887	
Sum squared resid	0.045617	Schwarz criterion	-3.534190	
Log likelihood	61.81064	Hannan-Quinn criter.	-3.594370	
F-statistic	10.62032	Durbin-Watson stat	1.139318	
Prob(F-statistic)	0.002714			

KPSS – Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_PIB is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.745960
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.149841
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.602733

KPSS Test Equation
Dependent Variable: LOG_PIB
Method: Least Squares
Date: 07/13/25 Time: 20:51
Sample: 1990 2023
Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.87198	0.067384	176.1833	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	11.87198	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.382914	
S.E. of regression	0.392914	Akaike info criterion	0.988520	
Sum squared resid	5.094594	Schwarz criterion	1.043413	
Log likelihood	-15.97484	Hannan-Quinn criter.	1.013830	
Durbin-Watson stat	0.026369			

Log PIB (1ª Diferença)

ADF - Estacionário

Null Hypothesis: D_LOG_PIB has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.486908	0.0150
Test critical values:		
1% level	-3.653730	
5% level	-2.957110	
10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_LOG_PIB)
Method: Least Squares
Date: 07/13/25 Time: 20:52
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_PIB(-1)	-0.519739	0.149054	-3.486908	0.0015
C	0.022355	0.009337	2.394340	0.0231
R-squared	0.288400	Mean dependent var	-0.001348	
Adjusted R-squared	0.264680	S.D. dependent var	0.042222	
S.E. of regression	0.036206	Akaike info criterion	-3.738743	
Sum squared resid	0.039325	Schwarz criterion	-3.647134	
Log likelihood	61.81989	Hannan-Quinn criter.	-3.708377	
F-statistic	12.15853	Durbin-Watson stat	2.073980	
Prob(F-statistic)	0.001529			

PP- Estacionário

Null Hypothesis: D_LOG_PIB has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.459595	0.0160
Test critical values:		
1% level	-3.653730	
5% level	-2.957110	
10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001229
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001169

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(D_LOG_PIB)
Method: Least Squares
Date: 07/14/25 Time: 22:18
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_PIB(-1)	-0.519739	0.149054	-3.486908	0.0015
C	0.022355	0.009337	2.394340	0.0231
R-squared	0.288400	Mean dependent var	-0.001348	
Adjusted R-squared	0.264680	S.D. dependent var	0.042222	
S.E. of regression	0.036206	Akaike info criterion	-3.738743	
Sum squared resid	0.039325	Schwarz criterion	-3.647134	
Log likelihood	61.81989	Hannan-Quinn criter.	-3.708377	
F-statistic	12.15853	Durbin-Watson stat	2.073980	
Prob(F-statistic)	0.001529			

KPSS – Estacionário

Null Hypothesis: D_LOG_PIB is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.401533
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.001856
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.003713

KPSS Test Equation
Dependent Variable: D_LOG_PIB
Method: Least Squares
Date: 07/14/25 Time: 22:34
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.047063	0.007616	6.179770	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.047063	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.043748	
S.E. of regression	0.043748	Akaike info criterion	-3.390892	
Sum squared resid	0.061245	Schwarz criterion	-3.345544	
Log likelihood	56.94972	Hannan-Quinn criter.	-3.375634	
Durbin-Watson stat	0.903278			

FOGOS (Em nível)

ADF – Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_FOGOS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.380454	0.5793
Test critical values:		
1% level	-3.653730	
5% level	-2.957110	
10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG_FOGOS)
Method: Least Squares
Date: 07/14/25 Time: 22:50
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_FOGOS(-1)	-0.043021	0.031164	-1.380454	0.1780
D(LOG_FOGOS(-1))	0.655317	0.142538	4.597483	0.0001
C	0.445365	0.330594	1.347164	0.1884
R-squared	0.429241	Mean dependent var	-0.030729	
Adjusted R-squared	0.389878	S.D. dependent var	0.202637	
S.E. of regression	0.158280	Akaike info criterion	-0.759842	
Sum squared resid	0.726524	Schwarz criterion	-0.622429	
Log likelihood	15.15747	Hannan-Quinn criter.	-0.714293	
F-statistic	10.90475	Durbin-Watson stat	2.386925	
Prob(F-statistic)	0.000294			

PP- Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_FOGOS has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.083513	0.7105
Test critical values:		
1% level	-3.646342	
5% level	-2.954021	
10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.038172
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.114947

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG_FOGOS)
Method: Least Squares
Date: 07/14/25 Time: 22:58
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_FOGOS(-1)	-0.024269	0.039216	-0.618853	0.5405
C	0.227148	0.415783	0.546314	0.5888
R-squared	0.012203	Mean dependent var	-0.029242	
Adjusted R-squared	-0.019661	S.D. dependent var	0.199628	
S.E. of regression	0.201581	Akaike info criterion	-0.306561	
Sum squared resid	1.259679	Schwarz criterion	-0.215864	
Log likelihood	7.058258	Hannan-Quinn criter.	-0.278044	
F-statistic	0.382979	Durbin-Watson stat	0.732872	
Prob(F-statistic)	0.540535			

KPSS - Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_FOGOS is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.462467
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.784077
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.132480

KPSS Test Equation
Dependent Variable: LOG_FOGOS
Method: Least Squares
Date: 07/20/25 Time: 13:27
Sample (adjusted): 1990 2023
Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.55006	0.154143	68.44352	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	10.55006	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.898798	
S.E. of regression	0.898798	Akaike info criterion	2.653453	
Sum squared resid	26.65862	Schwarz criterion	2.688346	
Log likelihood	-44.10870	Hannan-Quinn criter.	2.668763	
Durbin-Watson stat	0.048895			

FOGOS (1ª Diferença)

ADF - Não estacionário

Null Hypothesis: D_LOG_FOGOS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.569675	0.1096
Test critical values:		
1% level	-3.653730	
5% level	-2.957110	
10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_LOG_FOGOS)
Method: Least Squares
Date: 07/14/25 Time: 23:06
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_FOGOS(-1)	-0.368931	0.143571	-2.569675	0.0154
C	-0.009320	0.028814	-0.323449	0.7486
R-squared	0.180400	Mean dependent var	0.003196	
Adjusted R-squared	0.153080	S.D. dependent var	0.174567	
S.E. of regression	0.160651	Akaike info criterion	-0.758699	
Sum squared resid	0.774266	Schwarz criterion	-0.667090	
Log likelihood	14.13918	Hannan-Quinn criter.	-0.728333	
F-statistic	6.603227	Durbin-Watson stat	2.260944	
Prob(F-statistic)	0.015391			

PP- Não estacionário

Null Hypothesis: D_LOG_FOGOS has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.609876	0.1015
Test critical values:		
1% level	-3.653730	
5% level	-2.957110	
10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.024196
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.025238

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(D_LOG_FOGOS)
Method: Least Squares
Date: 07/14/25 Time: 23:11
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_FOGOS(-1)	-0.368931	0.143571	-2.569675	0.0154
C	-0.009320	0.028814	-0.323449	0.7486
R-squared	0.180400	Mean dependent var	0.003196	
Adjusted R-squared	0.153080	S.D. dependent var	0.174567	
S.E. of regression	0.160651	Akaike info criterion	-0.758699	
Sum squared resid	0.774266	Schwarz criterion	-0.667090	
Log likelihood	14.13918	Hannan-Quinn criter.	-0.728333	
F-statistic	6.603227	Durbin-Watson stat	2.260944	
Prob(F-statistic)	0.015391			

KPSS – Estacionário

Null Hypothesis: D_LOG_FOGOS is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.129709
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.038644
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.115207

KPSS Test Equation
Dependent Variable: D_LOG_FOGOS
Method: Least Squares
Date: 07/20/25 Time: 13:30
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.029242	0.034751	-0.841484	0.4063
R-squared	0.000000	Mean dependent var	-0.029242	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.199628	
S.E. of regression	0.199628	Akaike info criterion	-0.354889	
Sum squared resid	1.275242	Schwarz criterion	-0.309540	
Log likelihood	6.855684	Hannan-Quinn criter.	-0.339630	
Durbin-Watson stat	0.741047			

Log IPC (Em Nível)

ADF – Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_IPC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.776499	0.3846
Test critical values:		
1% level	-3.661661	
5% level	-2.960411	
10% level	-2.619160	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG_IPC)
Method: Least Squares
Date: 07/29/25 Time: 22:14
Sample (adjusted): 1993 2023
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IPC(-1)	-0.041940	0.023608	-1.776499	0.0869
D(LOG_IPC(-1))	0.606911	0.180669	3.359246	0.0023
D(LOG_IPC(-2))	-0.332741	0.218056	-1.525939	0.1387
C	0.204259	0.109034	1.873356	0.0719
R-squared	0.468040	Mean dependent var	0.024596	
Adjusted R-squared	0.408933	S.D. dependent var	0.019219	
S.E. of regression	0.014776	Akaike info criterion	-5.471737	
Sum squared resid	0.005895	Schwarz criterion	-5.286706	
Log likelihood	88.81192	Hannan-Quinn criter.	-5.411421	
F-statistic	7.918555	Durbin-Watson stat	1.999831	
Prob(F-statistic)	0.000603			

PP – Estacionário

Null Hypothesis: LOG_IPC has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.573627	0.0009
Test critical values:		
1% level	-3.646342	
5% level	-2.954021	
10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000345
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000514

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG_IPC)
Method: Least Squares
Date: 07/29/25 Time: 22:35
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IPC(-1)	-0.077761	0.014215	-5.470285	0.0000
C	0.372215	0.062785	5.928440	0.0000
R-squared	0.491169	Mean dependent var	0.029250	
Adjusted R-squared	0.474756	S.D. dependent var	0.026436	
S.E. of regression	0.019160	Akaike info criterion	-5.013343	
Sum squared resid	0.011380	Schwarz criterion	-4.922645	
Log likelihood	84.72016	Hannan-Quinn criter.	-4.982826	
F-statistic	29.92402	Durbin-Watson stat	0.785623	
Prob(F-statistic)	0.000006			

KPSS - Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_IPC is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.773702
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.057181
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.229250

KPSS Test Equation
Dependent Variable: LOG_IPC
Method: Least Squares
Date: 07/30/25 Time: 15:53
Sample: 1990 2023
Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.421153	0.041626	106.2104	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	4.421153	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.242721	
S.E. of regression	0.242721	Akaike info criterion	0.035166	
Sum squared resid	1.944152	Schwarz criterion	0.080059	
Log likelihood	0.402181	Hannan-Quinn criter.	0.050476	
Durbin-Watson stat	0.026026			

Log IPC (1ª Diferença)

ADF - Estacionário

Null Hypothesis: DLOG_IPC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.745532	0.0080
Test critical values:		
1% level	-3.653730	
5% level	-2.957110	
10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLOG_IPC)
Method: Least Squares
Date: 07/30/25 Time: 15:58
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG_IPC(-1)	-0.381219	0.101780	-3.745532	0.0008
C	0.008832	0.003975	2.221689	0.0340
R-squared	0.318631	Mean dependent var	-0.002164	
Adjusted R-squared	0.295919	S.D. dependent var	0.018069	
S.E. of regression	0.015162	Akaike info criterion	-5.479609	
Sum squared resid	0.006896	Schwarz criterion	-5.388000	
Log likelihood	89.67374	Hannan-Quinn criter.	-5.449243	
F-statistic	14.02901	Durbin-Watson stat	2.004309	
Prob(F-statistic)	0.000765			

PP – Estacionário

Null Hypothesis: DLOG_IPC has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.249250	0.0022
Test critical values:		
1% level	-3.653730	
5% level	-2.957110	
10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000216
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000101

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(DLOG_IPC)
Method: Least Squares
Date: 07/30/25 Time: 16:00
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG_IPC(-1)	-0.381219	0.101780	-3.745532	0.0008
C	0.008832	0.003975	2.221689	0.0340
R-squared	0.318631	Mean dependent var	-0.002164	
Adjusted R-squared	0.295919	S.D. dependent var	0.018069	
S.E. of regression	0.015162	Akaike info criterion	-5.479609	
Sum squared resid	0.006896	Schwarz criterion	-5.388000	
Log likelihood	89.67374	Hannan-Quinn criter.	-5.449243	
F-statistic	14.02901	Durbin-Watson stat	2.004309	
Prob(F-statistic)	0.000765			

KPSS – Não estacionário

Null Hypothesis: DLOG_IPC is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.504400
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.000678
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001570

KPSS Test Equation
Dependent Variable: DLOG_IPC
Method: Least Squares
Date: 07/30/25 Time: 16:05
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.029250	0.004602	6.355930	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.029250	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.026436	
S.E. of regression	0.026436	Akaike info criterion	-4.398309	
Sum squared resid	0.022364	Schwarz criterion	-4.352960	
Log likelihood	73.57209	Hannan-Quinn criter.	-4.383050	
Durbin-Watson stat	0.459272			

Log Preços Casas (Em Nível)

ADF - Não estacionário

Null Hypothesis: L_PRECOS_CASAS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.865704	0.3435
Test critical values:	1% level -3.653730	
	5% level -2.957110	
	10% level -2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(L_PRECOS_CASAS)
Method: Least Squares
Date: 06/15/25 Time: 15:35
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_PRECOS_CASAS(-1)	-0.094796	0.050810	-1.865704	0.0722
D(L_PRECOS_CASAS(-1))	0.774500	0.135857	5.700860	0.0000
C	0.457601	0.244385	1.872463	0.0713
R-squared	0.529486	Mean dependent var	0.007509	
Adjusted R-squared	0.497037	S.D. dependent var	0.049270	
S.E. of regression	0.034942	Akaike info criterion	-3.781184	
Sum squared resid	0.035408	Schwarz criterion	-3.643771	
Log likelihood	63.49894	Hannan-Quinn criter.	-3.735635	
F-statistic	16.31737	Durbin-Watson stat	2.002286	
Prob(F-statistic)	0.000018			

PP - Não estacionário

Null Hypothesis: L_PRECOS_CASAS has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob. *
Phillips-Perron test statistic	-1.000177	0.7416
Test critical values:	1% level -3.646342	
	5% level -2.954021	
	10% level -2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)

HAC corrected variance (Bartlett kernel)

0.002373

0.006678

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(L_PRECOS_CASAS)
Method: Least Squares
Date: 06/15/25 Time: 15:37
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_PRECOS_CASAS(...)	0.018682	0.067387	0.277230	0.7834
C	-0.080733	0.324744	-0.248604	0.8053
R-squared	0.002473	Mean dependent var	0.009263	
Adjusted R-squared	-0.029705	S.D. dependent var	0.049530	
S.E. of regression	0.050260	Akaike info criterion	-3.084504	
Sum squared resid	0.078310	Schwarz criterion	-2.993807	
Log likelihood	52.89432	Hannan-Quinn criter.	-3.053987	
F-statistic	0.076856	Durbin-Watson stat	0.623212	
Prob(F-statistic)	0.783444			

KPSS - Estacionário

Null Hypothesis: L_PRECOS_CASAS is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.123748
Asymptotic critical values*:	1% level 0.739000
	5% level 0.463000
	10% level 0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)

HAC corrected variance (Bartlett kernel)

0.019282

0.069544

KPSS Test Equation
Dependent Variable: L_PRECOS_CASAS
Method: Least Squares
Date: 06/15/25 Time: 15:40
Sample: 1990 2023
Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.826766	0.024173	199.6786	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	4.826766	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.140950	
S.E. of regression	0.140950	Akaike info criterion	-1.051857	
Sum squared resid	0.655605	Schwarz criterion	-1.006964	
Log likelihood	18.88157	Hannan-Quinn criter.	-1.036547	
Durbin-Watson stat	0.124062			

Log Preços Casa (1ª Diferença)

ADF - Não estacionário

Null Hypothesis: D_L_PRECOS_CASAS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.481577	0.1292
Test critical values:	1% level -3.653730	
	5% level -2.957110	
	10% level -2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_L_PRECOS_CASAS)
Method: Least Squares
Date: 06/15/25 Time: 15:44
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_L_PRECOS_CASAS(-1)	-0.323513	0.130366	-2.481577	0.0189
C	0.001802	0.006521	0.276310	0.7842
R-squared	0.170313	Mean dependent var	-0.000928	
Adjusted R-squared	0.142657	S.D. dependent var	0.039267	
S.E. of regression	0.036358	Akaike info criterion	-3.730329	
Sum squared resid	0.039658	Schwarz criterion	-3.638721	
Log likelihood	61.68526	Hannan-Quinn criter.	-3.699963	
F-statistic	6.158222	Durbin-Watson stat	1.785658	
Prob(F-statistic)	0.018907			

PP - Não estacionário

Null Hypothesis: D_L_PRECOS_CASAS has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob. *
Phillips-Perron test statistic	-2.481577	0.1292
Test critical values:	1% level -3.653730	
	5% level -2.957110	
	10% level -2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)

HAC corrected variance (Bartlett kernel)

0.001239

0.001239

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(D_L_PRECOS_CASAS)
Method: Least Squares
Date: 06/15/25 Time: 15:46
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_L_PRECOS_CASAS(-1)	-0.323513	0.130366	-2.481577	0.0189
C	0.001802	0.006521	0.276310	0.7842
R-squared	0.170313	Mean dependent var	-0.000928	
Adjusted R-squared	0.142657	S.D. dependent var	0.039267	
S.E. of regression	0.036358	Akaike info criterion	-3.730329	
Sum squared resid	0.039658	Schwarz criterion	-3.638721	
Log likelihood	61.68526	Hannan-Quinn criter.	-3.699963	
F-statistic	6.158222	Durbin-Watson stat	1.785658	
Prob(F-statistic)	0.018907			

KPSS - Estacionário

Null Hypothesis: D_L_PRECOS_CASAS is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.243546
Asymptotic critical values*:	1% level 0.739000
	5% level 0.463000
	10% level 0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)

HAC corrected variance (Bartlett kernel)

0.002379

0.006757

KPSS Test Equation
Dependent Variable: D_L_PRECOS_CASAS
Method: Least Squares
Date: 06/15/25 Time: 15:51
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009263	0.008622	1.074378	0.2907
R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.009263	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.049530	
S.E. of regression	0.049530	Akaike info criterion	-3.142634	
Sum squared resid	0.078504	Schwarz criterion	-3.097286	
Log likelihood	52.85347	Hannan-Quinn criter.	-3.127376	
Durbin-Watson stat	0.609219			

Log Preços Casa (2ª Diferença)

ADF - Estacionário

Null Hypothesis: D2_L_PRECOS_CASAS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.660640	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.661661	
5% level	-2.960411	
10% level	-2.619160	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D2_L_PRECOS_CASAS)
Method: Least Squares
Date: 06/15/25 Time: 16:23
Sample (adjusted): 1993 2023
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D2_L_PRECOS_CASAS(-1)	-1.038134	0.183395	-5.660640	0.0000
C	0.000177	0.007191	0.024635	0.9805
R-squared	0.524924	Mean dependent var	0.000734	
Adjusted R-squared	0.508542	S.D. dependent var	0.057103	
S.E. of regression	0.040032	Akaike info criterion	-3.535957	
Sum squared resid	0.046473	Schwarz criterion	-3.443442	
Log likelihood	56.80734	Hannan-Quinn criter.	-3.505800	
F-statistic	32.04285	Durbin-Watson stat	1.987750	
Prob(F-statistic)	0.000004			

PP - Estacionário

Null Hypothesis: D2_L_PRECOS_CASAS has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.505843	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.661661	
5% level	-2.960411	
10% level	-2.619160	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001499
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000538

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(D2_L_PRECOS_CASAS)
Method: Least Squares
Date: 06/15/25 Time: 16:30
Sample (adjusted): 1993 2023
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D2_L_PRECOS_CASAS(-1)	-1.038134	0.183395	-5.660640	0.0000
C	0.000177	0.007191	0.024635	0.9805
R-squared	0.524924	Mean dependent var	0.000734	
Adjusted R-squared	0.508542	S.D. dependent var	0.057103	
S.E. of regression	0.040032	Akaike info criterion	-3.535957	
Sum squared resid	0.046473	Schwarz criterion	-3.443442	
Log likelihood	56.80734	Hannan-Quinn criter.	-3.505800	
F-statistic	32.04285	Durbin-Watson stat	1.987750	
Prob(F-statistic)	0.000004			

KPSS - Estacionário

Null Hypothesis: D2_L_PRECOS_CASAS is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.226806
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.001494
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000634

KPSS Test Equation
Dependent Variable: D2_L_PRECOS_CASAS
Method: Least Squares
Date: 06/15/25 Time: 16:31
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000928	0.006941	-0.133632	0.8946
R-squared	0.000000	Mean dependent var	-0.000928	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.039267	
S.E. of regression	0.039267	Akaike info criterion	-3.606122	
Sum squared resid	0.047798	Schwarz criterion	-3.560318	
Log likelihood	58.69795	Hannan-Quinn criter.	-3.590939	
Durbin-Watson stat	2.046917			

Log Preços Renda (Em nível)

ADF - Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_PRECOS_RENDA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.282111	0.9735
Test critical values:	1% level -3.661681	
	5% level -2.960411	
	10% level -2.619160	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG_PRECOS_RENDA)
Method: Least Squares
Date: 07/30/25 Time: 17:08
Sample (adjusted): 1993 2023
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PRECOS_RENDA(-1)	0.002934	0.010398	0.282111	0.7800
D(LOG_PRECOS_RENDA(-1))	0.148338	0.177676	0.834877	0.4111
D(LOG_PRECOS_RENDA(-2))	0.280550	0.119639	2.177803	0.0383
C	0.001039	0.047442	0.021698	0.9827
R-squared	0.733502	Mean dependent var	0.028698	
Adjusted R-squared	0.703891	S.D. dependent var	0.017168	
S.E. of regression	0.009342	Akaike info criterion	-6.388008	
Sum squared resid	0.002357	Schwarz criterion	-6.203577	
Log likelihood	103.0234	Hannan-Quinn criter.	-6.328282	
F-statistic	24.77132	Durbin-Watson stat	1.904687	
Prob(F-statistic)	0.000000			

PP - Estacionário

Null Hypothesis: LOG_PRECOS_RENDA has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.278652	0.0020
Test critical values:	1% level -3.846342	
	5% level -2.954021	
	10% level -2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000701
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001915

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG_PRECOS_RENDA)
Method: Least Squares
Date: 07/30/25 Time: 17:10
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PRECOS_RENDA(-1)	-0.110637	0.016737	-6.610380	0.0000
C	0.520602	0.073152	7.116730	0.0000
R-squared	0.584991	Mean dependent var	0.038063	
Adjusted R-squared	0.571603	S.D. dependent var	0.041722	
S.E. of regression	0.027308	Akaike info criterion	-4.304588	
Sum squared resid	0.023117	Schwarz criterion	-4.213891	
Log likelihood	73.02570	Hannan-Quinn criter.	-4.274071	
F-statistic	43.68713	Durbin-Watson stat	0.333191	
Prob(F-statistic)	0.000000			

KPSS - Não estacionário

Null Hypothesis: LOG_PRECOS_RENDA is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.787566
Asymptotic critical values*:	1% level 0.739000
	5% level 0.463000
	10% level 0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.083694
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.322653

KPSS Test Equation
Dependent Variable: LOG_PRECOS_RENDA
Method: Least Squares
Date: 07/30/25 Time: 17:11
Sample: 1990 2023
Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.374267	0.050361	86.85906	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	4.374267	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.293650	
S.E. of regression	0.293650	Akaike info criterion	0.418112	
Sum squared resid	2.845596	Schwarz criterion	0.461005	
Log likelihood	-8.073912	Hannan-Quinn criter.	0.431422	
Durbin-Watson stat	0.036376			

Log Preços Renda (1ª diferença)

ADF - Estacionário

Null Hypothesis: DLOG_PRECOS_RENDA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.130487	0.0000
Test critical values:	1% level -3.653730	
	5% level -2.957110	
	10% level -2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLOG_PRECOS_RENDA)
Method: Least Squares
Date: 07/30/25 Time: 17:13
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG_PRECOS_RENDA(-1)	-0.395739	0.043343	-9.130487	0.0000
C	0.009658	0.002441	3.956005	0.0004
R-squared	0.735370	Mean dependent var	-0.005325	
Adjusted R-squared	0.726549	S.D. dependent var	0.019555	
S.E. of regression	0.010226	Akaike info criterion	-6.267380	
Sum squared resid	0.003137	Schwarz criterion	-6.175771	
Log likelihood	102.2781	Hannan-Quinn criter.	-6.237014	
F-statistic	83.36579	Durbin-Watson stat	2.649915	
Prob(F-statistic)	0.000000			

PP - Estacionário

Null Hypothesis: DLOG_PRECOS_RENDA has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 31 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-27.11698	0.0001
Test critical values:	1% level -3.653730	
	5% level -2.957110	
	10% level -2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	9.80E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	9.69E-06

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(DLOG_PRECOS_RENDA)
Method: Least Squares
Date: 07/30/25 Time: 17:15
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG_PRECOS_RENDA(-1)	-0.395739	0.043343	-9.130487	0.0000
C	0.009658	0.002441	3.956005	0.0004
R-squared	0.735370	Mean dependent var	-0.005325	
Adjusted R-squared	0.726549	S.D. dependent var	0.019555	
S.E. of regression	0.010226	Akaike info criterion	-6.267380	
Sum squared resid	0.003137	Schwarz criterion	-6.175771	
Log likelihood	102.2781	Hannan-Quinn criter.	-6.237014	
F-statistic	83.36579	Durbin-Watson stat	2.649915	
Prob(F-statistic)	0.000000			

KPSS – Estacionário

Null Hypothesis: DLOG_PRECOS_RENDA is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.424103
Asymptotic critical values*:	1% level 0.739000
	5% level 0.463000
	10% level 0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.001688
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.004349

KPSS Test Equation
Dependent Variable: DLOG_PRECOS_RENDA
Method: Least Squares
Date: 07/30/25 Time: 17:16
Sample (adjusted): 1991 2023
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.038063	0.007263	5.240701	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.038063	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.041722	
S.E. of regression	0.041722	Akaike info criterion	-3.485740	
Sum squared resid	0.065703	Schwarz criterion	-3.440391	
Log likelihood	58.51470	Hannan-Quinn criter.	-3.470481	
Durbin-Watson stat	0.229094			

Modelo 1

	LOG_IMIGRANTES	LOG_IPC	LOG_PIB	FOGOS	D_LOG_PRECOS_CASAS
1990	4.679999	3.807729	10.94539	62081	NA
1991	4.736023	3.919197	11.08222	63229	0.065405
1992	4.817131	4.010510	11.19763	52185	0.029597
1993	4.919470	4.076130	11.23934	63199	-0.053932
1994	5.056992	4.128925	11.32017	57603	-0.032301
1995	5.125867	4.170287	11.39671	68825	-0.028494
1996	5.152771	4.200520	11.45478	69718	-0.011936
1997	5.166271	4.223617	11.53597	74221	0.005594
1998	5.182570	4.249009	11.62046	90946	0.018689
1999	5.253006	4.272142	11.69194	108198	0.061513
2000	5.335565	4.300274	11.76302	112612	0.037692
2001	5.869501	4.343052	11.81875	115154	0.015220
2002	6.024633	4.378420	11.86748	125709	-0.027848
2003	6.072238	4.410104	11.89183	92508	-0.024477
2004	6.102916	4.433480	11.93327	74261	-0.016899
2005	6.027459	4.455997	11.97384	76123	-0.015126
2006	6.040707	4.486601	12.02131	68764	-0.013942
2007	6.077046	4.510838	12.07530	67463	-0.028833
2008	6.067411	4.536399	12.09572	59256	-0.092789
2009	6.118516	4.528008	12.07492	47815	0.021625
2010	6.098658	4.541932	12.09994	35442	-0.010888
2011	6.079521	4.577820	12.08004	26382	-0.067699
2012	6.033182	4.605170	12.03492	19684	-0.092292
2013	5.994759	4.607906	12.04752	12751	-0.027832
2014	5.979392	4.605130	12.06213	8313	0.039145
2015	5.962885	4.609989	12.09733	7148	0.022434
2016	5.985773	4.616051	12.13555	7909	0.058066
2017	6.044319	4.629638	12.18336	8213	0.072403
2018	6.174411	4.639533	12.23075	10751	0.081583
2019	6.380716	4.642909	12.27602	12954	0.085940
2020	6.495417	4.642784	12.21122	16923	0.079802
2021	6.549493	4.655359	12.28532	19499	0.069758
2022	6.661752	4.730771	12.40475	20965	0.048790
2023	6.951043	4.772979	12.49846	23652	0.035722

VAR

Vector Autoregression Estimates
Date: 08/23/25 Time: 16:16
Sample (adjusted): 1993 2023
Included observations: 31 after adjustments
Standard errors in () t-statistics in []

	LOG_IMG...	LOG_PIB	LOG_IPC	FOGOS	D_LOG_P...
LOG_IMGRANTES(-1)	0.835038 (0.20134) [4.14738]	-0.034292 (0.07629) [-0.44951]	-0.000608 (0.03351) [-0.01814]	5129.262 (19653.7) [0.26098]	-0.010740 (0.08323) [-0.12905]
LOG_IMGRANTES(-2)	-0.187042 (0.19564) [-0.95607]	0.142561 (0.07413) [1.92324]	0.049669 (0.03256) [1.52549]	-25717.48 (19096.9) [-1.34669]	-0.000872 (0.08087) [-0.01078]
LOG_PIB(-1)	0.189486 (0.727744) [0.25900]	0.856428 (0.27574) [2.38064]	0.054644 (0.12112) [0.44968]	84926.61 (71037.1) [1.19552]	-0.038628 (0.30063) [-0.12841]
LOG_PIB(-2)	0.043455 (0.66514) [0.06533]	-0.255806 (0.25202) [-1.01503]	-0.075495 (0.11070) [-0.68199]	-49307.16 (64926.6) [-0.75943]	-0.318027 (0.27495) [-1.15668]
LOG_IPC(-1)	3.144073 (1.74521) [1.80154]	1.194824 (0.66125) [1.80691]	1.162992 (0.29045) [4.00406]	-32945.63 (71037.1) [-0.19339]	-0.143013 (0.72142) [-0.19824]
LOG_IPC(-2)	-2.422146 (1.45917) [-1.65995]	-0.436537 (0.55287) [-0.78958]	-0.281979 (0.24285) [-1.16113]	-3251.783 (142436.1) [-0.02283]	0.829459 (6.0318) [1.37514]
FOGOS(-1)	6.83E-07 (2.0E-06) [0.34502]	1.72E-06 (7.5E-07) [2.28781]	1.19E-07 (3.3E-07) [0.36239]	0.855925 (0.19334) [4.42703]	9.18E-07 (8.2E-07) [1.12100]
FOGOS(-2)	1.04E-06 (2.1E-06) [0.49512]	-8.26E-07 (7.9E-07) [-1.04050]	-1.56E-07 (3.5E-07) [-0.44685]	-0.001540 (0.20444) [-0.00753]	-5.47E-07 (8.7E-07) [-0.63214]
D_LOG_PRECOS_C...	0.621397 (0.64503) [0.96337]	0.660980 (0.24440) [2.70453]	0.064641 (0.10735) [0.60214]	59868.90 (62963.5) [0.95085]	0.447283 (0.26664) [1.67751]
D_LOG_PRECOS_C...	0.790634 (0.62299) [1.26910]	-0.037666 (0.23605) [-0.15957]	0.083858 (0.10368) [0.80880]	-27690.35 (60812.3) [-0.45534]	0.187500 (0.25753) [0.72808]
C	-4.023639 (2.92713) [-1.37460]	3.112625 (1.10908) [2.80650]	0.511343 (0.48716) [1.04964]	-140321.5 (285729.1) [-0.49110]	1.254536 (1.20999) [1.03681]
R-squared	0.981505	0.993067	0.996291	0.966550	0.671783
Adj. R-squared	0.972257	0.989601	0.994436	0.949825	0.507675
Sum sq. resid	0.143578	0.020612	0.003977	1.37E+09	0.024534
S.E. equation	0.084728	0.032103	0.014101	8270.687	0.350504
F-statistic	106.1356	286.4856	537.1901	57.79067	4.093531
Log likelihood	39.32326	69.40861	94.91211	-316.8288	66.70891
Akaike AIC	-1.827307	-3.788298	-5.413685	21.15025	-3.594123
Schwarz SC	-1.318473	-3.259463	-4.904850	21.65908	-3.085289
Mean dependent	5.903063	11.94910	4.470380	51711.61	0.006796
S.D. dependent	0.508690	0.314811	0.189046	36923.06	0.049916
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.47E-05			
Determinant resid covariance		3.88E-06			
Log likelihood		-26.79616			
Akaike information criterion		5.277172			
Schwarz criterion		7.821343			
Number of coefficients		55			

Nº ótimo de Lags

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LOG_IMGRANTES LOG_PIB LOG_IPC FOGOS D_LOG...
Exogenous variables: C
Date: 08/23/25 Time: 16:19
Sample: 1990 2023
Included observations: 31

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-218.3555	NA	1.247019	14.41003	14.64132	14.48542
1	-53.58071	265.7657*	0.000155*	5.392304	6.780034*	5.844669*
2	-26.79616	34.56071	0.000158	5.277172*	7.821343	6.106508

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Teste de Johansen

Date: 08/23/25 Time: 16:22
Sample (adjusted): 1993 2023
Included observations: 31 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOG_IMGRANTES LOG_IPC LOG_PIB FOGOS D_LOG_PRECOS_CASAS
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	
None *	0.712828	75.14054	69.81889	0.0075	
At most 1	0.461989	40.46305	47.85913	0.2564	
At most 2	0.326598	19.46785	25.79707	0.4587	
At most 3	0.200228	7.071429	15.48471	0.5563	
At most 4	0.004671	0.145129	3.841465	0.7032	

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haugh-Michels (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	
None *	0.712828	38.67789	33.87897	0.0124	
At most 1	0.491999	20.95540	27.58434	0.2765	
At most 2	0.326598	12.36622	21.13162	0.5091	
At most 3	0.200228	6.595300	14.26460	0.4679	
At most 4	0.004671	0.145129	3.841465	0.7032	

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haugh-Michels (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S1117b=)					
LOG_IMGR...	LOG_IPC	LOG_PIB	FOGOS	D_LOG_PRECOS_CASAS	
-4.885218	-9.089902	15.92813	4.05E-06	12.98886	
3.930695	19.64815	-15.57089	4.36E-05	31.16752	
-3.311424	33.98867	-10.14440	1.70E-05	3.459142	
0.257951	53.93079	-32.17371	3.77E-05	22.63638	
-3.050689	6.186388	-0.852325	2.85E-05	6.375889	

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha)					
DLOG_IM...	DLOG_IPC	DLOG_PIB	FOGOS	D_LOG_PRECOS_CASAS	
0.033625	0.021074	0.019467	0.004625	0.003349	
-0.001561	0.005575	-0.005389	-0.001150	0.003381	
-0.005507	0.014785	-0.003242	0.000948	0.000350	
3.063252	-2.008462	-26.101677	230.890	-35.30761	
-0.010569	-0.012093	0.011308	0.008162	0.000570	

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -47.02769					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LOG_IMGR...	LOG_IPC	LOG_PIB	FOGOS	D_LOG_PRECOS_CASAS	
1.000000	1.318291	-2.310025	8.86E-07	-1.885199	
	(1.26930)	(0.69927)	(1.5E-06)	(0.77338)	

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
DLOG_IM...	-0.37135				
	(0.10318)				
DLOG_IPC	0.010760				
	(0.10538)				
DLOG_PIB	0.037971				
	(0.04427)				
D(FOGOS)	-21259.70				
	(11903.0)				
DID LOG ...	0.072968				
	(0.04736)				

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -36.52999					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LOG_IMGR...	LOG_IPC	LOG_PIB	FOGOS	D_LOG_PRECOS_CASAS	
1.000000	0.000000	-1.718524	-3.17E-06	-5.400709	
		(0.13697)	(1.2E-06)	(1.05955)	
0.000000	1.000000	-0.448688	2.85E-06	2.866718	
		(0.07364)	(5.9E-07)	(0.50769)	

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
DLOG_IM...	-0.288269	-0.075188			
	(0.11379)	(0.31028)			
DLOG_IPC	0.032673	0.123720			
	(0.02042)	(0.05698)			
DLOG_PIB	0.069087	0.340555			
	(0.04487)	(0.12697)			
D(FOGOS)	-26934.20	-71387.21			
	(12150.1)	(33140.9)			
DID LOG ...	0.025466	-0.141363			
	(0.05088)	(0.13878)			

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -30.33188					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LOG_IMGR...	LOG_IPC	LOG_PIB	FOGOS	D_LOG_PRECOS_CASAS	
1.000000	0.000000	0.000000	0.000221	409.2696	
			(9.0E-05)	(80.4477)	
0.000000	1.000000	0.000000	6.13E-05	110.9408	
			(2.4E-05)	(21.6638)	
0.000000	0.000000	1.000000	0.000130	241.3120	
			(5.3E-05)	(47.2884)	

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
DLOG_IM...	-0.342827	0.484153	0.364285		
	(0.11982)	(0.58123)	(0.34027)		
DLOG_IPC	0.050519	-0.059346	-0.057691		
	(0.02000)	(0.03096)	(0.02679)		
DLOG_PIB	0.108622	0.230426	-0.285463		
	(0.04840)	(0.22668)	(0.13744)		
D(FOGOS)	-21289.14	-160568.4	10817.8		
	(12341.7)	(57806.4)	(35047.9)		
DID LOG ...	-0.011980	0.242768	-0.035353		
	(0.02143)	(0.24689)	(0.14852)		

4 Cointegrating Equation(s):					Log likelihood	-26.88873
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
LOG_IMGR...	LOG_IPC	LOG_PIB	FOGOS	D_LOG_PRECOS_CASAS		
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-23.44612		
				(5.28479)		
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-9.260149		
				(2.01341)		
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-14.11994		
				(3.27510)		
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1960379.		
				(330501.)		

VECM

Vector Error Correction Estimates
Date: 08/23/25 Time: 16:33
Sample (adjusted): 1993 2023
Included observations: 31 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:		CointEq1				
D LOG PRECOS C...	1.000000					
LOG IMIGRANTES(-1)	-0.530448 (0.09068) [-5.84941]					
LOG PIB(-1)	1.225348 (0.32636) [3.75456]					
LOG_IPC(-1)	-0.699284 (0.54572) [-1.28139]					
FOGOS(-1)	-3.12E-07 (6.0E-07) [-0.52334]					
C	-8.376962					
Error Correction:	D(D LOG ...	D(LOG IM...	D(LOG PIB)	D(LOG IPC)	D(FOGOS)	
CointEq1	-0.137617 (0.08929) [-1.54120]	0.699663 (0.19452) [3.59692]	-0.071584 (0.08345) [-0.85779]	-0.020285 (0.03656) [-0.55481]	40078.77 (20742.8) [1.93218]	
D(D LOG PRECOS...	-0.157424 (0.22728) [-0.69265]	-0.580859 (0.49511) [-1.17320]	0.374221 (0.21241) [1.76179]	-0.037404 (0.09306) [-0.40192]	68573.81 (52796.9) [1.29882]	
D(LOG IMIGRANTES(...	-0.110643 (0.06952) [-1.59159]	0.330323 (0.15144) [2.18122]	-0.026204 (0.06497) [-0.40332]	0.001269 (0.02847) [0.04459]	11004.56 (16149.1) [0.68144]	
D(LOG PIB(-1))	0.053239 (0.27662) [0.19247]	0.001593 (0.60259) [0.00264]	0.288551 (0.25852) [1.11615]	0.172414 (0.11327) [1.52220]	20588.73 (64258.8) [0.32040]	
D(LOG_IPC(-1))	-0.687044 (0.58204) [-1.18040]	1.672341 (1.26795) [1.31893]	0.412693 (0.54397) [0.75867]	0.288394 (0.23833) [1.21006]	168736.7 (135211.1) [1.24796]	
D(FOGOS(-1))	1.07E-06 (8.0E-07) [1.33873]	-2.99E-07 (1.7E-06) [-0.17252]	1.48E-06 (7.4E-07) [1.98192]	9.18E-08 (3.3E-07) [0.28128]	0.082772 (0.18506) [0.44728]	
C	0.024156 (0.01256) [1.92329]	0.003747 (0.02736) [0.13695]	0.022688 (0.01174) [1.93283]	0.009716 (0.00514) [1.88932]	-6750.280 (2917.63) [-2.31362]	
R-squared	0.245712	0.578031	0.357262	0.468817	0.383682	
Adj. R-squared	0.057140	0.472539	0.196577	0.336021	0.229603	
Sum sq. resid	0.035106	0.166601	0.030664	0.005886	1.89E+09	
S.E. equation	0.038246	0.083317	0.035744	0.015661	8884.684	
F-statistic	1.303012	5.479368	2.223372	3.530364	2.490157	
Log likelihood	61.15495	37.01806	63.25206	88.63459	-321.8747	
Akaike AIC	-3.493867	-1.936649	-3.829165	-5.279851	21.21772	
Schwarz SC	-3.170064	-1.612845	-3.305362	-4.955847	21.54153	
Mean dependent	0.000198	0.068836	0.041962	0.024596	-920.4194	
S.D. dependent	0.039388	0.114720	0.039878	0.019219	10122.43	
Determinant resid covariance (dof adj.)	5.14E-05					
Determinant resid covariance	1.43E-05					
Log likelihood	47.02769					
Akaike information criterion	5.614690					
Schwarz criterion	7.464996					
Number of coefficients	40					

Causalidade de Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 08/23/25 Time: 16:45
Sample: 1990 2023
Included observations: 31

Dependent variable: D(D LOG PRECOS CASAS)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG IMIGRANTES)	2.533157	1	0.1115
D(LOG PIB)	0.037043	1	0.8474
D(LOG_IPC)	1.393338	1	0.2378
D(FOGOS)	1.792186	1	0.1807

All	6.910597	4	0.1407
-----	----------	---	--------

Dependent variable: D(LOG IMIGRANTES)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D LOG PRECOS...	1.376392	1	0.2407
D(LOG PIB)	6.99E-06	1	0.9979
D(LOG_IPC)	1.739586	1	0.1872
D(FOGOS)	0.029763	1	0.8630

All	9.809170	4	0.0438
-----	----------	---	--------

Dependent variable: D(LOG PIB)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D LOG PRECOS...	3.103898	1	0.0781
D(LOG IMIGRANTES)	0.162688	1	0.6867
D(LOG_IPC)	0.575573	1	0.4481
D(FOGOS)	3.928012	1	0.0475

All	5.993376	4	0.1996
-----	----------	---	--------

Dependent variable: D(LOG_IPC)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D LOG PRECOS...	0.161540	1	0.6877
D(LOG IMIGRANTES)	0.001988	1	0.9644
D(LOG PIB)	2.317095	1	0.1280
D(FOGOS)	0.079120	1	0.7785

All	2.659788	4	0.6163
-----	----------	---	--------

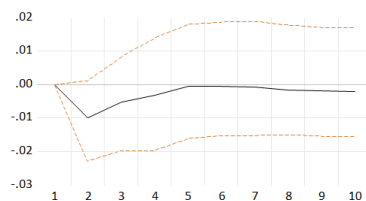
Dependent variable: D(FOGOS)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D LOG PRECOS...	1.686943	1	0.1940
D(LOG IMIGRANTES)	0.464356	1	0.4956
D(LOG PIB)	0.102658	1	0.7487
D(LOG_IPC)	1.557394	1	0.2120

All	6.416138	4	0.1702
-----	----------	---	--------

IRF

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations
95% CI using Hall's percentile bootstrap with 999 bootstrap repetitions

Response of D_LOG_PRECOS_CASAS to LOG_IMIGRANTES Innovation



Modelo 2

	LOG_IMIGRANTES	LOG_IPC	LOG_PIB	FOGOS	LOG_RENDAS
1990	4.679999	3.807729	10.94539	62081	3.540166
1991	4.736023	3.919197	11.08222	63229	3.755050
1992	4.817131	4.010510	11.19763	52185	3.906587
1993	4.919470	4.076130	11.23934	63199	3.997064
1994	5.056692	4.128923	11.32017	57603	4.069074
1995	5.125867	4.170287	11.39671	68825	4.118295
1996	5.152771	4.200520	11.45478	69718	4.147373
1997	5.166271	4.223617	11.53597	74221	4.185091
1998	5.182570	4.249009	11.62046	90946	4.210316
1999	5.253006	4.272142	11.69194	108198	4.224255
2000	5.335565	4.300274	11.76302	112612	4.248028
2001	5.860501	4.343052	11.81875	115154	4.274904
2002	6.024633	4.378420	11.86748	125708	4.307475
2003	6.072238	4.410104	11.89183	92508	4.331082
2004	6.102916	4.433480	11.93327	74261	4.356988
2005	6.027459	4.455997	11.97384	76123	4.380652
2006	6.040707	4.486601	12.02131	68764	4.405733
2007	6.077046	4.510838	12.07530	67463	4.432233
2008	6.087411	4.536399	12.09572	59256	4.462080
2009	6.118516	4.528008	12.07492	47915	4.488645
2010	6.098658	4.541932	12.09994	35442	4.509336
2011	6.079521	4.577820	12.08004	26382	4.518666
2012	6.033182	4.605170	12.03492	19684	4.538514
2013	5.994759	4.607906	12.04752	12751	4.550890
2014	5.979392	4.605130	12.06213	8313	4.594212
2015	5.962885	4.609989	12.09733	7148	4.605170
2016	5.985773	4.616051	12.13555	7909	4.622073
2017	6.044318	4.629638	12.18336	8213	4.631971
2018	6.174411	4.639533	12.23075	10751	4.650688
2019	6.380716	4.642909	12.27602	12954	4.681855
2020	6.495417	4.642784	12.21122	16923	4.707381
2021	6.549493	4.655359	12.28532	19499	4.725250
2022	6.681752	4.730771	12.40475	20965	4.751751
2023	6.951043	4.772979	12.49846	23652	4.796230

VAR

Vector Autoregression Estimates
Date: 08/23/25 Time: 19:29
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	LOG_REN...	LOG_IMG...	LOG_PIB	LOG_IPC	FOGOS
LOG_RENDAS(-1)	1.211928 (0.20642) [5.87111]	3.838267 (1.50945) [2.44561]	1.142169 (0.69555) [1.63271]	0.268890 (0.27923) [0.96298]	-106.166.1 (155690.) [-0.68191]
LOG_RENDAS(-2)	-0.367313 (0.14303) [-2.56814]	-1.620867 (1.08745) [-1.49052]	-0.438275 (0.48471) [-0.90420]	-0.084139 (0.19347) [-0.43489]	183582.4 (107875.) [1.70180]
LOG_IMIGRANTES(-1)	0.033796 (0.02735) [1.23572]	0.840630 (0.20794) [3.08088]	-0.069833 (0.09268) [-0.75345]	-0.013511 (0.03700) [-0.36522]	7321.771 (20627.6) [0.35495]
LOG_IMIGRANTES(-2)	-0.016992 (0.02182) [-0.77882]	-0.226911 (0.16588) [-1.36791]	0.112134 (0.07394) [1.51659]	0.045440 (0.02951) [1.53967]	-29008.19 (16455.5) [-1.76283]
LOG_PIB(-1)	0.095143 (0.07120) [1.33622]	0.412233 (0.54137) [0.76147]	1.005941 (0.24130) [4.16878]	0.105812 (0.09632) [1.09858]	100755.5 (53703.8) [1.87613]
LOG_PIB(-2)	-0.065892 (0.07405) [-0.88980]	0.226391 (0.56303) [0.40209]	-0.375679 (0.25096) [-1.49697]	-0.053336 (0.10017) [-0.53245]	-48229.28 (58552.7) [-0.86351]
LOG_IPC(-1)	0.215777 (0.16121) [1.33851]	1.909274 (1.22568) [1.55773]	0.052222 (0.54632) [0.09559]	1.024849 (0.21807) [4.69973]	-122944.1 (121588.) [-1.01116]
LOG_IPC(-2)	-0.157468 (0.15424) [-1.02091]	-3.347083 (1.17272) [-2.85411]	-0.230614 (0.52272) [-0.44118]	-0.410497 (0.20864) [-1.96745]	-47076.81 (116335.) [-0.40467]
FOGOS(-1)	1.14E-08 (2.6E-07) [0.04436]	5.06E-07 (2.0E-06) [0.25912]	1.22E-06 (8.7E-07) [1.40088]	5.04E-08 (3.5E-07) [0.14525]	0.617645 (0.19359) [3.19046]
FOGOS(-2)	-2.88E-07 (2.7E-07) [-1.06617]	2.91E-06 (2.1E-06) [1.41570]	-2.26E-07 (9.2E-07) [-0.24635]	-6.29E-08 (3.7E-07) [-0.17208]	0.164834 (0.20375) [0.80901]
C	0.003470 (0.28949) [0.01199]	-7.823835 (2.20101) [-3.55466]	1.808244 (0.98105) [1.84316]	0.101737 (0.39159) [0.25981]	-73192.82 (218340.) [-0.33522]
R-squared	0.998727	0.985949	0.992938	0.996898	0.969893
Adj. R-squared	0.998121	0.979258	0.989575	0.995422	0.955557
Sum sq. resid	0.002165	0.125129	0.024860	0.003961	1.23E+09
S.E. equation	0.010153	0.077191	0.034407	0.013733	7657.416
F-statistic	1647.608	147.3557	295.2654	674.9802	67.65164
Log likelihood	108.2142	43.30030	69.15786	98.54085	-324.8564
Akaike AIC	-6.075890	-2.018769	-3.634854	-5.471678	20.99102
Schwarz SC	-5.572043	-1.514922	-3.131007	-4.967831	21.49487
Mean dependent	4.419683	5.869128	11.92562	4.456009	51726.41
S.D. dependent	0.234207	0.535975	0.336981	0.202964	36322.74
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.72E-06			
Determinant resid covariance		4.53E-07			
Log likelihood		6.681155			
Akaike information criterion		3.019928			
Schwarz criterion		5.539161			
Number of coefficients		55			

Nº ótimo de Lags

VAR Lag Order Selection Criteria

Exogenous variables: LOG_RENDAS LOG_IMIGRANTES LOG_PIB LOG_IPC ...

Exogenous variables: C

Date: 08/23/25 Time: 19:40

Sample: 1990 2023

Included observations: 32

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-225.7211	NA	1.259585	14.42007	14.64909	14.49598
1	-27.37632	322.3102	2.54e-05	3.586020	4.960147*	4.041504
2	6.681155	44.70043*	1.63e-05*	3.019928*	5.539161	3.854982*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Teste de Johansen

Date: 08/23/25 Time: 20:53
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOG_RENDAS LOG_IMIGRANTES LOG_PIB LOG_IPC FOGOS
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	
None *	0.698807	87.97710	69.81889	0.0009	
At most 1 *	0.554325	32.51828	47.85913	0.0171	
At most 2	0.392515	28.65728	29.79707	0.1103	
At most 3	0.259841	10.70738	15.49471	0.2301	
At most 4	0.033159	1.079073	3.841465	0.2989	

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haas-Michels (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	
None *	0.698807	35.45952	33.87887	0.0321	
At most 1	0.554325	25.86130	27.58434	0.0817	
At most 2	0.392515	15.94970	21.13162	0.2278	
At most 3	0.259841	6.626507	14.26460	0.2375	
At most 4	0.033159	1.079073	3.841465	0.2989	

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haas-Michels (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11^-1b)					
LOG_RENDAS	LOG_IMG...	LOG_PIB	LOG_IPC	FOGOS	
35.84598	-0.051746	10.16049	-29.29347	3.58E-05	
-33.58713	-0.208847	16.41765	-2.055045	-8.90E-05	
-14.22944	-4.394655	4.461087	28.87787	2.86E-05	
3.967561	2.720800	28.88475	-54.29151	-5.84E-05	
8.529498	2.194237	-0.461792	6.825953	1.37E-06	

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha)					
DLOG_RE...	-0.001947	0.002396	0.001218	0.000709	0.001408
DLOG_IMG...	0.058302	-0.012415	0.021964	0.007902	0.008378
DLOG_PIB	0.016117	-0.012285	-0.012626	-0.003330	0.003592
DLOG_IPC	4.30E-05	-0.004489	-0.003595	0.005401	0.000398
D(FOGOS)	3776.327	3349.249	-3588.959	-932.3630	-26.10630

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -19.57814

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)
LOG_RENDAS LOG_IMG... LOG_PIB LOG_IPC FOGOS
1.000000 -0.252518 0.283448 -0.817204 9.99E-07
(0.03377) (0.13192) (0.25445) (3.3E-07)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)
DLOG_RE... -0.069796
(0.06288)
DLOG_IMG... 2.089903
(0.48887)
DLOG_PIB 0.057952
(0.23976)
DLOG_IPC 0.001541
(0.30777)
D(FOGOS) 130366.1
(57105.7)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -6.647484

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)
LOG_RENDAS LOG_IMG... LOG_PIB LOG_IPC FOGOS
1.000000 0.000000 -0.471045 0.040396
(0.16831) (0.33451) (4.2E-07)
0.000000 1.000000 -2.984728 3.995078
(0.81973) (1.54276) (2.1E-06)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)
DLOG_RE... -0.147249
(0.06314)
DLOG_IMG... 2.508862
(0.65874)
DLOG_PIB 0.046950
(0.01206)
DLOG_IPC 0.151639
(0.12699)
D(FOGOS) 22874.44
(71002.5)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1.327365

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)
LOG_RENDAS LOG_IMG... LOG_PIB LOG_IPC FOGOS
1.000000 0.000000 0.000000 -1.312526
(0.08973) (3.9E-07)
0.000000 1.000000 0.000000 -5.190603
(0.56486) (2.4E-06)
0.000000 0.000000 1.000000 -2.878972
(0.22593) (8.7E-07)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)
DLOG_RE... -0.164574
(0.06955)
DLOG_IMG... 2.194387
(0.64788)
DLOG_PIB 0.660314
(0.28942)
DLOG_IPC 0.202788
(0.12699)
D(FOGOS) 73638.74
(84161.5)

4 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 6.141618

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)
LOG_RENDAS LOG_IMG... LOG_PIB LOG_IPC FOGOS
1.000000 0.000000 0.000000 0.000000
0.000000 1.000000 0.000000 0.000000
0.000000 0.000000 1.000000 0.000000
0.000000 0.000000 0.000000 1.000000

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)
DLOG_RE... -0.167387
(0.08560)
DLOG_IMG... 2.163016
(0.64485)
DLOG_PIB 0.673524
(0.28627)
DLOG_IPC 0.181359
(0.11421)
D(FOGOS) 77638.95
(83639.9)

0.017315 0.045570
(0.01740) (0.05574)
-0.802776 0.698974
(0.13109) (0.41988)
0.034485 -0.336036
(0.05860) (0.18199)
0.031055 0.055241
(0.02322) (0.07436)
-21629.13 52279.17
(12937.1) (41436.1)

VECM

Vector Error Correction Estimates
Date: 08/23/25 Time: 20:59
Sample (adjusted): 1993 2023
Included observations: 31 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:		CointEq1				
LOG_RENDAS(-1)	1.000000					
LOG_IMGRANTES(-1)	-0.045493 (0.03147) [-1.44517]					
LOG_PIB(-1)	0.168887 (0.09927) [1.70133]					
LOG_IPC(-1)	-1.336701 (0.17718) [-7.54423]					
FOGOS(-1)	5.80E-07 (2.5E-07) [2.36127]					
C	-0.240993					
Error Correction:	D(LOG R...	D(LOG IM...	D(LOG PIB)	D(LOG IPC)	D(FOGOS)	
CointEq1	-0.103572 (0.07277) [-1.42324]	0.409478 (0.88786) [0.46120]	0.704291 (0.32425) [2.17203]	0.378903 (0.09263) [4.09041]	168120.3 (55373.3) [3.03612]	
D(LOG_RENDAS(-1))	-0.030797 (0.17234) [-0.17870]	1.279302 (2.10262) [0.60843]	-0.330410 (0.76790) [-0.43028]	-0.045503 (0.21937) [-0.20743]	147447.7 (131135.) [1.12440]	
D(LOG_RENDAS(-2))	0.240609 (0.11662) [2.06314]	-0.930203 (1.42286) [-0.65375]	-0.018552 (0.51964) [-0.03570]	0.136304 (0.14845) [0.91818]	-43700.43 (88740.4) [-0.49245]	
D(LOG_IMGRANTES(...	0.029163 (0.01746) [1.67066]	0.158864 (0.21297) [0.74594]	-0.051413 (0.07778) [-0.66102]	-0.005120 (0.02222) [-0.23041]	23035.87 (15262.4) [1.73432]	
D(LOG_IMGRANTES(...	-0.008314 (0.01743) [-0.47697]	-0.107962 (0.21267) [-0.50766]	-0.067079 (0.07767) [-0.86366]	-0.001080 (0.02219) [-0.04869]	-75314.69 (13263.5) [-5.67834]	
D(LOG_PIB(-1))	0.090405 (0.05913) [1.52898]	0.169294 (0.72139) [0.23468]	0.028157 (0.26346) [0.10687]	-0.005957 (0.07526) [-0.07914]	4361.788 (44991.6) [0.09695]	
D(LOG_PIB(-2))	-0.038038 (0.05860) [-0.64914]	0.209105 (0.71492) [0.29249]	-0.366379 (0.26110) [-1.40322]	-0.299021 (0.07459) [-4.00887]	-38750.19 (44588.0) [-0.86907]	
D(LOG_IPC(-1))	0.053438 (0.13899) [0.38446]	1.985099 (1.69579) [1.17061]	0.709135 (0.61932) [1.14502]	0.789615 (0.17693) [4.46298]	65435.07 (105762.) [0.61870]	
D(LOG_IPC(-2))	0.200375 (0.13881) [1.44356]	-1.487374 (1.69352) [-0.87628]	0.463004 (0.61849) [0.74860]	-0.100958 (0.17669) [-0.57139]	-37257.91 (105620.) [-0.35275]	
D(FOGOS(-1))	6.53E-08 (2.0E-07) [0.33102]	1.05E-06 (2.4E-06) [0.43542]	2.52E-07 (8.8E-07) [0.28654]	-2.33E-07 (2.5E-07) [-0.92775]	0.053192 (0.15011) [0.35435]	
D(FOGOS(-2))	1.95E-07 (1.9E-07) [1.01120]	3.63E-06 (2.4E-06) [1.54150]	4.39E-08 (8.8E-07) [0.05097]	-3.70E-07 (2.5E-07) [-1.50671]	-0.072546 (0.14672) [-0.49447]	
C	0.010446 (0.00311) [3.36092]	0.038755 (0.03792) [1.02199]	0.044347 (0.01385) [3.20211]	0.015673 (0.00396) [3.96139]	-112.1815 (2365.07) [-0.04743]	
R-squared	0.851556	0.505113	0.453744	0.808065	0.752754	
Adj. R-squared	0.765615	0.218600	0.137490	0.696944	0.609611	
Sum sq. resids	0.001313	0.195391	0.026061	0.002127	7.60E+08	
S.E. equation	0.008312	0.101409	0.037036	0.010580	6324.603	
F-statistic	9.908601	1.762966	1.434746	7.271970	5.258769	
Log likelihood	112.0934	34.54741	65.77313	104.6128	-307.7174	
Akaike AIC	-6.457640	-1.454672	-3.469234	-5.975018	20.62893	
Schwarz SC	-5.902548	-0.899580	-2.914142	-5.419926	21.18202	
Mean dependent	0.028698	0.068836	0.041962	0.024596	-920.4194	
S.D. dependent	0.017168	0.114720	0.039878	0.019219	10122.43	
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.57E-06					
Determinant resid covariance	1.35E-07					
Log likelihood	25.20166					
Akaike information criterion	2.567635					
Schwarz criterion	5.574383					
Number of coefficients	65					

Causalidade de Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 08/24/25 Time: 00:07
Sample: 1990 2023
Included observations: 31

Dependent variable: D(LOG_RENDAS)				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
D(LOG_IMGRANTES)	2.798139	2	0.2468	
D(LOG_PIB)	3.042674	2	0.2184	
D(LOG_IPC)	2.675109	2	0.2625	
D(FOGOS)	1.052816	2	0.5907	
All	14.87818	8	0.0616	

Dependent variable: D(LOG_IMGRANTES)				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
D(LOG_RENDAS)	0.456680	2	0.7959	
D(LOG_PIB)	0.125901	2	0.9390	
D(LOG_IPC)	1.736791	2	0.4196	
D(FOGOS)	2.414318	2	0.2990	
All	7.334467	8	0.5010	

Dependent variable: D(LOG_PIB)				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
D(LOG_RENDAS)	0.498077	2	0.7795	
D(LOG_IMGRANTES)	1.539394	2	0.4632	
D(LOG_IPC)	2.451788	2	0.2935	
D(FOGOS)	0.082138	2	0.9598	
All	3.913779	8	0.8648	

Dependent variable: D(LOG_IPC)				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
D(LOG_RENDAS)	1.415688	2	0.4927	
D(LOG_IMGRANTES)	0.064380	2	0.9683	
D(LOG_PIB)	16.23679	2	0.0003	
D(FOGOS)	2.759178	2	0.2517	
All	25.67819	8	0.0012	

Dependent variable: D(FOGOS)				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
D(LOG_RENDAS)	1.577079	2	0.4545	
D(LOG_IMGRANTES)	32.40482	2	0.0000	
D(LOG_PIB)	0.796574	2	0.6715	
D(LOG_IPC)	0.424764	2	0.8087	
All	40.68495	8	0.0000	

IRF

Response of LOG_RENDAS to LOG_IMGRANTES Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovation
95% CI using Hall's percentile bootstrap with 999 bootstrap repetitions

