



UNIVERSIDADE
LUSÓFONA

Centro Universitário de Lisboa

Escola de Ciências Económicas e das Organizações

Economia

**DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS E MERCADO
IMOBILIÁRIO EM PORTUGAL: UMA ANÁLISE
EMPÍRICA DE 2001 A 2024**

Dissertação apresentada a provas públicas para obtenção do grau de Mestre em Economia,
Orientada por Professora Doutora Ana Cristina Freitas Brasão e Co-Orientada por Professora
Alécia Maria Correia Faro Vale

Fábio Daniel Trindade Rijo de Almeida |A22207103

2025

www.ulusofona.pt



UNIVERSIDADE
LUSÓFONA

Centro Universitário de Lisboa

Escola de Ciências Económicas e das Organizações

Economia

**DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS E
MERCADO IMOBILIÁRIO EM PORTUGAL: UMA
ANÁLISE EMPÍRICA DE 2001 A 2024**

VERSÃO FINAL

Dissertação defendida em provas públicas na Universidade Lusófona, Centro Universitário de Lisboa no dia 04/ 09/ 2025, perante o júri, nomeado pelo Despacho de Nomeação n.º: 422/2025, de 31 de julho de 2025 com a seguinte composição:

Presidente: Prof.^a Doutora Cátia Sofia Duarte Sousa, Professora Auxiliar da Universidade Lusófona – CUL;

Vogais: Prof. Doutor Paulo Manuel Marques Rodrigues, Professor Catedrático Convidado, na Universidade Nova de Lisboa - Nova School of Business & Economics;

Orientadora: Prof.^a Doutora Ana Cristina Freitas Brasão, Professora Associada da Universidade Lusófona – CUL;

Regista-se a coorientação da Prof.^a Alécia Maria Correia Faro Vale, Professora Auxiliar Convidada da Universidade Lusófona – CUL.

Fábio Daniel Trindade Rijo de Almeida| A22207103

2025

A casa não é apenas um lugar físico, mas a base da segurança, da dignidade e da igualdade.

Dedicatória

À minha mãe, Cristina, uma verdadeira guerreira.

Com apenas a segunda classe, foste capaz de superar os maiores desafios, criando quatro filhos com amor e determinação. Mesmo após o AVC que quase te tirou de nós, não desististe. Ergueste-te, forte e corajosa, continuas a ajudar o pai no vosso pequeno negócio de limpezas e a cuidar de ti mesma com a mesma garra de sempre.

Este trabalho é para ti, que me ensinaste o valor do esforço, da resiliência e do amor incondicional. Tudo o que sou, devo-o a ti.

Agradecimentos

À Universidade Lusófona, o meu sincero agradecimento por me proporcionar o espaço e os recursos necessários para a realização deste trabalho. Foi neste ambiente que encontrei a inspiração e o apoio para crescer académica e pessoalmente.

Aos meus pais Armindo e Cristina, agradeço profundamente pelo apoio incondicional ao longo de todo este percurso. Por acreditarem em mim, mesmo nos momentos mais difíceis, e por serem sempre o meu porto seguro. Sem vocês, nada disto teria sido possível.

Aos meus irmãos André, Cátia e Vânia pela força, incentivo e pela presença constante. A vossa confiança em mim deu-me alento nos momentos em que mais precisei, e a nossa união foi sempre uma âncora ao longo deste caminho.

À minha namorada Marta, pelo carinho, paciência e companhia constante. Estiveste comigo em todos os momentos, bons e maus, e o teu apoio foi fundamental para que eu me mantivesse focado e motivado. Este trabalho também é fruto da tua dedicação e compreensão.

Aos meus amigos Cláudia e João, por nunca deixarem de acreditar em mim e por estarem sempre presentes com palavras de encorajamento, boa disposição e apoio sincero. A vossa amizade foi essencial para equilibrar os momentos de maior pressão com leveza e confiança.

Por fim, às minhas orientadoras, Alécia Vale e Ana Brasão, o meu sincero agradecimento pela orientação e sabedoria partilhadas. O vosso acompanhamento atento, os conselhos e a disponibilidade foram essenciais para a concretização deste projeto. Agradeço-vos por me desafiarem a ir sempre mais além.

Resumo

Esta dissertação analisa o impacto dos preços da habitação na desigualdade de rendimentos em Portugal, recorrendo a dados anuais de 2001 a 2024. Utiliza-se o coeficiente de GINI como indicador de desigualdade e inclui-se, além do valor das avaliações bancárias dos imóveis, o Produto Interno Bruto, a taxa de risco de pobreza após transferências sociais e o Índice de Preços no Consumidor médio anual, de modo a obter uma visão multifacetada dos determinantes da desigualdade.

A estimação recorre ao Modelo de Regressão Linear Múltipla, corrigido para autocorrelação dos resíduos pelo método de Cochrane-Orcutt, garantindo consistência nas inferências. Após validação dos pressupostos clássicos (linearidade, homocedasticidade, normalidade e ausência de autocorrelação significativa), procede-se à previsão estática e dinâmica do coeficiente de GINI.

Os resultados mostram que o crescimento do PIB tende a reduzir a desigualdade, enquanto a valorização imobiliária, a pobreza e a inflação a agravam. As previsões dinâmicas apontam para uma estabilização do GINI em torno de 31,9% em 2025. Estes achados oferecem insights empíricos para instrumentos de política pública, designadamente regulação do mercado imobiliário e reforço de mecanismos redistributivos, visando travar o aprofundamento das disparidades em Portugal.

Palavras-chave: desigualdade de rendimentos, mercado habitacional, preços da habitação, economia portuguesa, equidade social, Regressão Linear

Abstract

This dissertation examines the impact of housing prices on income inequality in Portugal, using annual data from 2001 to 2024. The GINI coefficient serves as the inequality measure, and in addition to bank property valuations, the analysis incorporates Gross Domestic Product, the post-transfer poverty risk rate, and the annual average Consumer Price Index to provide a multifaceted view of inequality drivers.

Estimation is performed via a Multiple Linear Regression model, corrected for residual autocorrelation using the Cochrane-Orcutt procedure to ensure consistent inference. After validating key assumptions (linearity, homoscedasticity, normality, and absence of significant autocorrelation), both static and dynamic forecasts of the GINI coefficient are produced.

Results indicate that GDP growth tends to reduce inequality, whereas rising property values, poverty, and inflation exacerbate it. Dynamic forecasts project the GINI around 31.9% in 2025. These findings supply empirical support for public policy tools—particularly housing market regulation and strengthened redistributive mechanisms—aimed at curbing the deepening of disparities in Portugal.

Keywords: income inequality, housing market, housing prices, portuguese economy, social equity, Linear Regression

Abreviaturas, siglas e símbolos

Segue a lista das abreviaturas, siglas e símbolos utilizados ao longo desta dissertação, acompanhados do respectivo significado:

C.V. – Coeficiente de Variação

IQR – Intervalo Interquartil

INE – Instituto Nacional de Estatística

IPC – Índice de Preços no Consumidor

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

MLRM – Modelo de Regressão Linear Múltipla

MTSS – Ministério do Trabalho, Solidariedade e Segurança Social

PIB – Produto Interno Bruto

VIF – Variance Inflation Factor (Fator de Inflação da Variância)

Índices

Índice Geral

Capítulo I – Revisão de Literatura.....	14
Capítulo II – Dados	23
1.1 Fontes de Dados.....	23
1.2 Definição das Variáveis.....	24
1.3 Características da Amostra.....	25
1.4 Tratamento dos Dados	26
1.5 Estatísticas Descritivas.....	27
1.6 Limitações dos Dados.....	40
Capítulo III – Metodologia.....	41
2.1 Instrumentos Utilizados	41
2.2 Estacionariedade das séries	41
2.3 Normalidade das variáveis explicativas.....	43
2.4 Identificação de Outliers	44
2.5 Teste de Quebras Estruturais	48
2.6 Correlações entre Variáveis.....	50
2.7 Modelo Econométrico: Regressão Linear Múltipla	52
2.8 Validação dos Pressupostos do Modelo.....	54
2.9 Metodologia de Previsão	65
Capítulo IV- Resultados.....	67
3.1 Resultados da Regressão Linear Múltipla.....	67
3.2 Análise das Previsões	69
3.3 Discussão dos Resultados.....	75
Capítulo V - Conclusão	78
Anexos	84

Índice de Figuras

FIGURA 1 - PERCENTAGEM DA POPULAÇÃO PROPRIETÁRIA DE IMÓVEIS EM PORTUGAL, DE 2008 A 2022	18
FIGURA 2 - SALÁRIO MÍNIMO EM PORTUGAL E PERCENTAGEM DE TRABALHADORES QUE O RECEBEM DE 2016 A 2023	20
FIGURA 3 - GRÁFICO DE LINHA DA VARIÁVEL COEFICIENTE DE GINI EM PORTUGAL, DE 2001 A 2024.....	28
FIGURA 4 - GRÁFICO DE LINHA DA VARIÁVEL PIB DE PORTUGAL NA ÓTICA DA DESPESA A PREÇO CORRENTES, EM MILHÕES DE EUROS, DE 2001 A 2024.....	30
FIGURA 5 - GRÁFICO DE LINHA DO VARIÁVEL VALOR DAS AVALIAÇÕES BANCÁRIAS EM PORTUGAL CONTINENTAL, EXPRESSA EM EUROS POR METRO QUADRADO, DE 2001 A 2024.....	33
FIGURA 6 - GRÁFICO DE LINHA DA VARIÁVEL TAXA RISCO POBREZA (APÓS TRANSFERÊNCIAS SOCIAIS - %), DE 2001 A 2024.....	35
FIGURA 7 - GRÁFICO DE LINHA DA SÉRIE VARIÁVEL ÍNDICE DE PREÇOS DO CONSUMIDOR - TAXA VARIAÇÃO HOMÓLOGA MÉDIA ANUAL BASE 2012 - %), PARA O PERÍODO DE 2001 A 2024.	37
FIGURA 8 - BOX-PLOT DA VARIÁVEL COEFICIENTE DE GINI	45
FIGURA 9 - BOX-PLOT DA VARIÁVEL PIB NOMINAL	45
FIGURA 10 - BOX-PLOT DA VARIÁVEL AVALIAÇÕES BANCÁRIAS.	46
FIGURA 11 - BOX-PLOT DA VARIÁVEL TAXA DE RISCO DE POBREZA.	46
FIGURA 12 - BOX-PLOT DA VARIÁVEL TAXA DE VARIAÇÃO HOMÓLOGA MÉDIA ANUAL DO IPC	47
FIGURA 13 - GRÁFICO DE DISPERSÃO DAS VARIÁVEIS COEFICIENTE DE GINI E PIB DE PORTUGAL	55
FIGURA 14 - GRÁFICO DE DISPERSÃO DAS VARIÁVEIS COEFICIENTE DE GINI E AVALIAÇÕES BANCÁRIAS DAS HABITAÇÕES.....	56
FIGURA 15 - GRÁFICO DE DISPERSÃO DAS VARIÁVEIS COEFICIENTE DE GINI E TAXA DE POBREZA.	56
FIGURA 16 - GRÁFICO DE DISPERSÃO DAS VARIÁVEIS COEFICIENTE DE GINI E TVH IPC.	57
FIGURA 17 - GRÁFICO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DO COEFICIENTE DE GINI: EVIDÊNCIA DE DISPERSÃO ALEATÓRIA DOS RESÍDUOS, INDICANDO AUSÊNCIA DE VIÉS SISTEMÁTICO.	58
FIGURA 18 - GRÁFICO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DO PIB: EVIDÊNCIA DE DISPERSÃO ALEATÓRIA DOS RESÍDUOS, INDICANDO AUSÊNCIA DE VIÉS SISTEMÁTICO.	59
FIGURA 19 - GRÁFICO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS AVALIAÇÕES BANCÁRIAS DAS HABITAÇÕES: PADRÃO ALEATÓRIO QUE CONFIRMA O CUMPRIMENTO DA HIPÓTESE $E(\epsilon) = 0$	59
FIGURA 20 - GRÁFICO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS AVALIAÇÕES DA TAXA DE RISCO DE POBREZA APÓS AS TRANSFERÊNCIAS SOCIAIS: PADRÃO ALEATÓRIO QUE CONFIRMA O CUMPRIMENTO DA HIPÓTESE $E(\epsilon) = 0$	60
FIGURA 21 - GRÁFICO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DO IPC MÉDIO ANUAL: DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA DOS RESÍDUOS EM TORNO DO ZERO, SUSTENTANDO A VALIDADE DESTE PRESSUPOSTO.	60
FIGURA 22 - HISTOGRAMA DA NORMALIDADE DOS RESÍDUOS.....	65
FIGURA 23 - COMPARAÇÃO ENTRE OS VALORES REAIS E PREVISTOS DO COEFICIENTE DE GINI EM PORTUGAL (2001-2024).....	70
FIGURA 24 - COMPARAÇÃO ENTRE OS VALORES REAIS E PREVISTOS DO COEFICIENTE DE GINI EM PORTUGAL (2014-2025).....	73

Índice de Quadros

QUADRO 1 - TESTE DE CHOW PARA A FALHA ESTRUTURAL NA OBSERVAÇÃO 2012.	49
QUADRO 2 - ESTIMAÇÃO DO MODELO – MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS (OLS) PARA O COEFICIENTE DE GINI EM PORTUGAL (2001-2023).	52
QUADRO 3 - TESTE DE HOMOCEDASTICIDADE DE WHITE.	61
QUADRO 4 - ESTATÍSTICA DE DURBIN-WATSON.	62
QUADRO 5 - TESTE DE MULTICOLINEARIDADE VIF PARA AS VARIÁVEIS INDEPENDENTES.	63
QUADRO 6 - RESULTADOS DO TESTE JARQUE-BERA PARA OS RESÍDUOS DA REGRESSÃO.	64
QUADRO 7 - MODELO DE REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA, UTILIZANDO O MÉTODO COCHRANE-ORCUTT, NAS OBSERVAÇÕES 2002-2024 (T = 23).	67
QUADRO 8 - RESULTADOS DA PREVISÃO ESTATICA DO COEFICIENTE DE GINI EM PORTUGAL (2001-2023).	69
QUADRO 9 - ESTATÍSTICAS DA AVALIAÇÃO DA PREVISÃO ESTATICA DO MODELO.	70
QUADRO 10 - RESULTADOS DA PREVISÃO DINÂMICA, PARA O ANO DE 2025.	72
QUADRO 11 - PRINCIPAIS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA A VARIÁVEL COEFICIENTE DE GINI EM PORTUGAL, DE 2001 A 2024.	84
QUADRO 12 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA VARIÁVEL PIB DE PORTUGAL NA ÓTICA DA DESPESA A PREÇOS CORRENTES, EM MILHÕES DE EUROS, DE 2001 A 2024.	84
QUADRO 13 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA VARIÁVEL VALOR DAS AVALIAÇÕES BANCÁRIAS EM PORTUGAL CONTINENTAL EM EUROS POR METRO QUADRADO, DE 2001 A 2024.	85
QUADRO 14 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA VARIÁVEL TAXA RISCO POBREZA (APÓS TRANSFERÊNCIAS SOCIAIS - %), DE 2001 A 2024.	86
QUADRO 15 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA VARIÁVEL ÍNDICE DE PREÇOS DO CONSUMIDOR - TAXA VARIAÇÃO HOMÓLOGA MÉDIA ANUAL BASE 2012 - %), PARA O PERÍODO DE 2001 A 2024.	86
QUADRO 16 – TESTE ADF À VARIÁVEL PIB NOMINAL.	87
QUADRO 17 - TESTE ADF À VARIÁVEL VALOR DAS AVALIAÇÕES BANCÁRIAS DAS HABITAÇÕES.	87
QUADRO 18 – TESTE ADF À VARIÁVEL TAXA DE RISCO DE POBREZA APÓS AS TRANSFERÊNCIAS SOCIAIS.	88
QUADRO 19 - TESTE ADF À VARIÁVEL TAXA DE VARIAÇÃO HOMÓLOGA DO ÍNDICE DOS PREÇOS DO CONSUMIDOR.	88
QUADRO 20 - TESTE ADF À VARIÁVEL COEFICIENTE DE GINI.	89
QUADRO 21 - TESTE ADF AOS RESÍDUOS DO MODELO ORIGINAL.	89
QUADRO 22 - MODELO ESTIMADO COM AS VARIÁVEIS TRANSFORMADAS EM LOGARITMOS E EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, SEM SIGNIFICÂNCIA ESTATÍSTICA NAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS.	90
QUADRO 23 - TESTE RAMSEY DE RESET.	91

Índice de Tabelas

TABELA 1 - PRINCIPAIS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA A VARIÁVEL COEFICIENTE DE GINI EM PORTUGAL, DE 2001 A 2024.	27
TABELA 2 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA VARIÁVEL PIB DE PORTUGAL NA ÓTICA DA DESPESA A PREÇOS CORRENTES, EM MILHÕES DE EUROS, DE 2001 A 2024.	29
TABELA 3 - PRINCIPAIS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA VARIÁVEL VALOR DAS AVALIAÇÕES BANCÁRIAS EM PORTUGAL CONTINENTAL EM EUROS POR METRO QUADRADO, DE 2001 A 2024.	32
TABELA 4- PRINCIPAIS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA VARIÁVEL TAXA RISCO POBREZA (APÓS TRANSFERÊNCIAS SOCIAIS - %), DE 2001 A 2024.	34
TABELA 5 - PRINCIPAIS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA VARIÁVEL ÍNDICE DE PREÇOS DO CONSUMIDOR - TAXA VARIAÇÃO HOMÓLOGA MÉDIA ANUAL BASE 2012 - %), PARA O PERÍODO DE 2001 A 2024.	36
TABELA 6 - RESULTADOS DO TESTE JARQUE-BERA DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS.	44
TABELA 7 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO DE PEARSON ENTRE AS VARIÁVEIS ANALISADAS (2001–2024).....	50
TABELA 8 - RESUMO DAS VARIÁVEIS E FONTES DE DADOS UTILIZADAS NO MODELO	90

Introdução

O aumento dos preços das habitações tornou-se uma preocupação central em várias nações, incluindo Portugal, no século XXI. Este fenómeno é particularmente relevante devido à sua influência direta na estrutura socioeconómica do país, com impactos profundos tanto na acessibilidade habitacional como na distribuição de rendimentos. Esta dissertação procura analisar as consequências do aumento dos preços das habitações, abordando especificamente os seus efeitos sobre a desigualdade de rendimentos em Portugal. O estudo deste tema é de grande relevância científica e atual, uma vez que toca em questões-chave de política económica e social.

A pesquisa é motivada pelas exposições recentes de Costa, Farinha, Lourenço e Mesquita (2023), e por um estudo chave de Suzineide Helena Mwanda Dimbulukeni (2019), que realizou a mais abrangente análise sobre a relação entre o mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos em Portugal até à data. As conclusões de Dimbulukeni (2019) e as tendências identificadas por Costa et al. (2023) são fundamentais para entender o mercado imobiliário português, as suas particularidades e implicações para as famílias.

O objeto de estudo desta dissertação é o impacto do aumento dos preços das habitações na desigualdade em Portugal. A problemática central gira em torno da questão: Como o aumento dos preços das habitações afeta a desigualdade de rendimentos, em Portugal continental.

A Teoria do Ciclo de Vida de Modigliani e Brumberg (1954) fornece uma estrutura conceptual útil para compreender os padrões de poupança ao longo da vida das famílias. Em essência, esta teoria sugere que os níveis de poupança variam conforme as famílias atravessam diferentes etapas das suas vidas, refletindo assim as suas necessidades e responsabilidades financeiras em momentos específicos. Por exemplo, durante as etapas iniciais da vida adulta, as famílias tendem a enfrentar desafios financeiros, como a aquisição de uma habitação própria, o que pode resultar em menores níveis de poupança. À medida que avançam na carreira e alcançam a estabilidade financeira, as famílias tendem a aumentar a sua capacidade de poupança, preparando-se para despesas futuras, como a educação dos filhos e a reforma. Por fim, na fase da reforma, as famílias geralmente usam as economias acumuladas ao longo da vida para sustentar o seu estilo de vida. Portanto, ao investigar o impacto do aumento dos preços das habitações na desigualdade de rendimentos em Portugal, é crucial considerar como essas mudanças afetam os padrões de poupança ao longo do ciclo de vida das famílias. Assim será

possível compreender melhor as implicações dessas dinâmicas na desigualdade de rendimentos e, conseqüentemente, sugerir políticas públicas mais eficazes para lidar com essas questões.

A questão da problemática central desta dissertação será abordada através de quatro objetivos específicos, que incluem análise das tendências no mercado imobiliário, investigação das políticas de crédito à habitação, estudo do impacto dos preços das habitações na desigualdade e identificação de implicações para políticas públicas.

A presente investigação adota uma abordagem quantitativa baseada em Modelos de Regressão Linear Múltipla, utilizando dados anuais de 2001 a 2024, totalizando 24 observações. Inicialmente, o modelo foi estimado pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS); no entanto, após a deteção de autocorrelação nos resíduos, procedeu-se à sua correção através do método de Cochrane-Orcutt, de forma a garantir uma análise mais robusta do impacto de variáveis económicas relevantes sobre a desigualdade de rendimentos em Portugal, medida pelo coeficiente de GINI.

O processo analítico inclui a exploração gráfica das séries temporais, a apresentação de estatísticas descritivas, a identificação de potenciais outliers e o cálculo das correlações entre as variáveis explicativas. Posteriormente, a validade do modelo é avaliada através da verificação dos pressupostos da regressão linear, nomeadamente a homocedasticidade, a ausência de autocorrelação dos resíduos e a normalidade dos erros.

Adicionalmente, a investigação será complementada com previsões estáticas e dinâmicas. A previsão estática permitirá avaliar a capacidade do modelo em replicar a realidade dentro do período analisado, enquanto a previsão dinâmica a um ano permitirá antecipar potenciais variações futuras no coeficiente de GINI, com base em cenários projetados para as variáveis explicativas. Estas previsões oferecem um contributo relevante para a compreensão dos efeitos de curto e médio prazo sobre a desigualdade de rendimentos.

Este modelo foi selecionado com base em discussões anteriores com as professoras orientadoras e será empregue para examinar a relação entre o valor dos preços das habitações, os rendimentos das famílias, o PIB do país, o índice de preços do consumidor médio anual (taxa de variação homóloga, base 2012) e o coeficiente de Gini, que é a variável de interesse para avaliar a desigualdade de rendimentos. As variáveis explicativas foram cuidadosamente selecionadas para fornecer uma compreensão abrangente dos determinantes da desigualdade em Portugal.

A escolha deste tema é motivada pela sua relevância para a compreensão das dinâmicas socioeconómicas atuais em Portugal e pela oportunidade de contribuir significativamente para o conhecimento na área. A investigação relaciona-se com trabalhos anteriores ao expandir e aprofundar a compreensão das implicações teóricas do mercado imobiliário sobre a desigualdade.

O percurso expositivo da dissertação será organizado da seguinte forma: Após esta introdução, o Capítulo I abordará a revisão de literatura, proporcionando o enquadramento teórico necessário para o tema em análise. No Capítulo II, será feita uma apresentação detalhada dos dados utilizados, com foco nas variáveis, fontes e características da amostra. O Capítulo III descreverá a metodologia de investigação, incluindo os modelos econométricos e técnicas de análise de dados empregues para responder às questões de pesquisa. O Capítulo IV apresentará a análise dos dados e os principais resultados obtidos, discutindo a relação entre o mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos em Portugal. Por fim, o Capítulo V será dedicado à conclusão, resumindo as principais descobertas, implicações para políticas públicas e sugestões para futuras investigações.

Capítulo I – Revisão de Literatura

No contexto da presente dissertação, o nosso objetivo é explorar os efeitos do aumento dos preços das habitações sobre a desigualdade socioeconómica em Portugal. Este estudo procura compreender como as dinâmicas do mercado imobiliário influenciadas por fatores como taxas de juros, acesso ao crédito e ciclos económicos, interagem com a distribuição de rendimentos para moldar a estrutura social e económica do país. Em particular, examinaremos de que maneira a escalada dos preços das habitações afeta os diferentes estratos da sociedade, contribuindo para a ampliação ou mitigação das disparidades de rendimento e da riqueza. Ao entendermos melhor essas inter-relações, podemos oferecer insights valiosos para formuladores de políticas, profissionais do setor imobiliário e outros interessados no desenvolvimento socioeconómico de Portugal. Este capítulo revisará a literatura relevante sobre o sistema financeiro, mercado imobiliário, dinâmicas de crédito e teorias económicas pertinentes para contextualizar a nossa análise sobre o aumento do preço das habitações e o seu impacto na desigualdade.

Sistema Financeiro e Desenvolvimento Económico

O sistema financeiro desempenha um papel crucial na viabilização da circulação do dinheiro e na transferência de recursos entre diferentes agentes económicos (Correia, 2023). Schumpeter (1911), Goldsmith (1969), e McKinnon (1973) compartilhavam a visão de que o sistema financeiro pode impulsionar o crescimento económico. Goldsmith, por exemplo, argumentava que um sistema financeiro eficiente é fundamental para o desenvolvimento económico, mobilizando poupanças internas para investimentos produtivos (Correia, 2023). Esta perspectiva destaca a importância do acesso ao crédito para investimentos, incluindo a aquisição de bens duráveis como imóveis.

Impacto das Taxas de Juros no Mercado Imobiliário

O mercado imobiliário tem sido tradicionalmente considerado uma forma segura de investimento, embora não esteja isento de riscos, sendo as taxas de juros um fator crucial a ser considerado. Em Portugal, o impacto das taxas de juro no mercado imobiliário tem sido objeto de estudo devido à sua relevância na determinação da acessibilidade ao crédito e, consequentemente, no comportamento dos preços e das transações.

De acordo com Rodrigues et al. (2022), em O Mercado Imobiliário em Portugal, as taxas de juro afetam diretamente a disponibilidade de crédito para habitação, influenciando tanto os investidores como os compradores individuais. Um aumento nas taxas de juro pode encarecer os empréstimos à habitação, resultando numa diminuição da procura e, por conseguinte, numa pressão descendente sobre os preços das casas. Este efeito foi particularmente notório em Portugal, especialmente em Lisboa e Porto, onde se observou um comportamento exuberante dos preços da habitação até meados de 2019, com indícios de desaceleração após este período. Tal comportamento é explicado, em parte, pela evolução das taxas de juro e da política monetária, que afetaram tanto o crédito como as oportunidades de investimento no mercado imobiliário (Rodrigues et al., 2022).

A análise local destes dados, como sugerem os autores, demonstra que o impacto das taxas de juro varia entre os distritos de Portugal Continental, sendo que, em Lisboa e Porto, os efeitos são mais acentuados devido à maior pressão da procura nestas regiões. Assim, um aumento nas taxas de juro pode ter consequências significativas nas vendas e nos preços das habitações, especialmente nas áreas urbanas onde a pressão demográfica e a atividade económica são mais intensas.

Dinâmicas do Mercado Imobiliário em Portugal

Nos últimos anos, Portugal tem experimentado um notável aumento nos preços dos imóveis, especialmente nas grandes cidades, tornando o mercado imobiliário mais competitivo, com a crescente participação de investidores estrangeiros (Dimbulukeni, 2019). O mercado imobiliário, definido como o espaço onde ocorre a negociação entre oferta e procura de imóveis, é caracterizado por três dimensões cruciais: tipo de imóvel, localização e tempo (Maier & Herath, 2010). Essas dimensões desempenham um papel significativo na determinação dos preços, especialmente em períodos de elevada procura.

A dimensão 'tempo' no mercado imobiliário refere-se à evolução dos preços ao longo dos ciclos económicos e imobiliários, bem como ao impacto das variações no ciclo económico sobre a procura e oferta de imóveis. Glaeser e Gyourko (2005) destacam como os ciclos de expansão e recessão afetam a procura de imóveis, provocando flutuações nos preços. Durante períodos de crescimento económico, a procura por imóveis tende a aumentar, resultando numa elevação dos preços, enquanto em tempos de recessão, a procura diminui, causando uma desaceleração ou queda nos preços. DiPasquale e Wheaton (1996) reforçam esta ideia ao salientar que o tempo é um fator crucial na dinâmica imobiliária, devido ao intervalo

considerável entre a decisão de investimento e a finalização dos projetos, o que afeta a oferta no curto e médio prazo. Além disso, como mencionado por Case e Shiller (2003), o comportamento cíclico do mercado imobiliário pode gerar períodos de exuberância ou contração, influenciando não só os preços, mas também a percepção de valor ao longo do tempo.

Segmentação e Evolução do Mercado

Hill (2011) destaca a subdivisão do mercado imobiliário em áreas comerciais e residenciais, com dois grupos principais de intervenientes: proprietários e arrendatários. Após a crise financeira de 2008, observou-se um aumento notável no número de arrendatários, influenciado pela escassez financeira das famílias e pelo aumento do desemprego (Dimbulukeni, 2019). Essa mudança nas dinâmicas do mercado, associada à preferência pelo arrendamento, tem implicações não apenas na habitação, mas também nas estratégias de investimento no setor imobiliário.

Papel do Mercado Imobiliário na Economia

O mercado imobiliário desempenha um papel vital na economia, impactando tanto a dinâmica regional quanto a vida das famílias (Dimbulukeni, 2019). Reconhecendo a sua importância como impulsionador económico, é crucial considerar as barreiras aos investimentos, especialmente quando voltados para o arrendamento residencial (Pires, Ferreira, Jalali, & Chang, 2018). O custo habitacional, indispensável para as famílias, pode afetar significativamente o orçamento doméstico, influenciando escolhas de arrendamento e até mesmo a localização das residências.

Impacto da Crise Económica no Mercado Imobiliário

A crise económica de 2008 teve repercussões profundas no mercado imobiliário português, particularmente devido à bolha imobiliária e à crise de crédito 'sub-prime', o que causou uma retração significativa nos empréstimos, escassez de liquidez bancária e uma redução do poder de compra das famílias (Dimbulukeni, 2019). Estes fatores resultaram numa queda acentuada nas vendas de imóveis e num consequente aumento no mercado de arrendamento, à medida que as famílias ajustavam as suas despesas (Lee & Chung, 2010).

No entanto, o contexto atual em 2025 é substancialmente diferente. A economia portuguesa continua a ser influenciada pelas transformações estruturais que emergiram da crise de 2008, mas os desafios recentes estão mais relacionados com uma forte subida da inflação, o que levou o Banco Central Europeu (BCE), a Reserva Federal (FED) e o Banco de Inglaterra

(BoE) a aumentarem significativamente as taxas de juro. Este aumento nas taxas é uma resposta direta à necessidade de controlar a inflação, num mercado inundado de liquidez. Ao contrário de 2008, quando houve escassez de crédito, os bancos atualmente enfrentam um excesso de liquidez. A compreensão destas dinâmicas recentes é essencial para analisar os desafios e oportunidades do mercado imobiliário português no contexto da competitividade crescente.

Desigualdade de Rendimentos em Portugal

A análise da desigualdade de rendimentos em Portugal exige uma compreensão das suas dimensões socioeconómicas, que ultrapassam a simples acumulação de património. (Dimbulukeni, 2019; Marvão, Rui, & Pereira, 2016). A desigualdade de rendimentos tem permanecido um tema de grande interesse, em parte devido à persistência de níveis elevados de disparidade ao longo das últimas décadas, embora algumas melhorias tenham sido registadas em certos períodos.

Para este estudo, será utilizado o coeficiente de Gini¹, uma métrica amplamente reconhecida para medir a distribuição de rendimentos dentro de uma população (Lagoa & Barradas, 2019). Através da aplicação deste indicador, será possível avaliar como os rendimentos se têm distribuído entre diferentes grupos socioeconómicos.

Desigualdade de rendimentos e o mercado imobiliário

O setor imobiliário torna-se uma arena onde a desigualdade de rendimentos se manifesta de maneira tangível. Indivíduos com rendimentos mais elevados possuem maiores oportunidades e privilégios neste domínio, visto que detêm maior poder de compra (Dimbulukeni, 2019). O aumento dos preços da habitação, muitas vezes, afeta menos esses grupos privilegiados em comparação com aqueles com rendimentos mais baixos. Ribeiro & Santos (2018) ressaltam que a obtenção de crédito imobiliário é, em grande parte, uma prerrogativa das famílias com rendimentos mais elevados, excluindo assim as famílias com menor poder financeiro.

Aalbers e Christophers (2019) sublinham o papel central da propriedade residencial nas sociedades capitalistas, destacando a sua contribuição para a criação de desigualdades

¹ O coeficiente de Gini é um dos indicadores usados para medir a desigualdade de rendimentos. Este procura resumir, num único valor, a assimetria na distribuição de renda, variando numa escala entre 0 (quando os rendimentos são igualmente distribuídos por toda a população) e 100 (quando todo o rendimento está concentrado num único indivíduo).

socioeconómicas. A habitação representa a principal forma de riqueza para muitas famílias, no entanto, uma percentagem considerável da população não possui imóveis, o que reforça as disparidades existentes. Em Portugal, as dinâmicas de propriedade de imóveis têm sido influenciadas por múltiplos fatores ao longo dos anos.

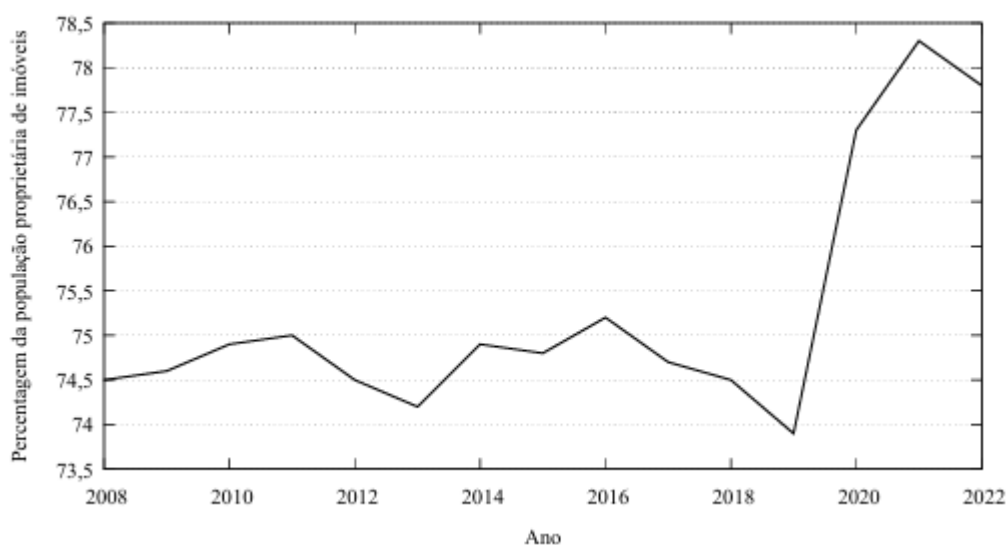


Figura 1 - Percentagem da população proprietária de imóveis em Portugal, de 2008 a 2022

Fonte: STATISTA, a 25 de setembro de 2024

De acordo com os dados disponíveis, a percentagem de proprietários de imóveis em Portugal tem mostrado variações relativamente estáveis até 2015, rondando os 74%. A partir de 2016, observou-se um ligeiro aumento, atingindo 75,2%, com um crescimento mais acentuado entre 2019 e 2020, passando de 73,9% para 77,3%, e atingindo o valor máximo de 78,3% em 2021 (Statista, 2024). Contudo, em 2022, a taxa registou uma leve redução, situando-se em 77,8%.

Apesar de a percentagem de pessoas sem imóveis ser inferior a 25%, essa parcela ainda representa uma porção relevante da população, especialmente quando analisada no contexto de desigualdade de rendimentos e acesso à habitação. A falta de propriedade habitacional é um indicador crucial de vulnerabilidade económica, evidenciando as dificuldades enfrentadas pelas famílias com rendimentos mais baixos para adquirir imóveis.

Embora o aumento da percentagem de proprietários possa parecer contraditório em face da subida dos preços das habitações, este fenómeno pode ser compreendido à luz de fatores como as taxas de juro historicamente baixas, que facilitaram o acesso ao crédito bancário para a compra de imóveis. Adicionalmente, o crescimento da aquisição de imóveis por parte de

investidores estrangeiros aumentou a procura, mas teve um impacto mais restrito nas habitações de valor acessível para a população residente. Assim, o 'boom' imobiliário, impulsionado por condições de crédito favoráveis e investimento externo, explica o aumento da percentagem de proprietários até ao início da subida das taxas de juro em 2022.

Este contexto também reflete a participação de investidores de países como China, Índia e Angola, que têm adquirido imóveis de alto valor em Portugal, especialmente através de programas como o Golden Visa. Este influxo de capitais concentrou-se sobretudo em propriedades de valor elevado, não afetando diretamente o segmento de habitações mais acessíveis para os residentes nacionais. Nas áreas urbanas, o aumento acentuado dos preços imobiliários exacerba as dificuldades de acesso à habitação para famílias de rendimentos mais baixos, perpetuando a segregação habitacional.

Aalbers (2011) e Slater (2013) sugerem que as dinâmicas espaciais no mercado habitacional são profundamente influenciadas por estruturas de poder e desigualdades sociais construídas ao longo do tempo. Aalbers e Christophers (2019) exploram ainda a relação entre acessibilidade à habitação e a reprodução social no contexto capitalista, demonstrando como o acesso à habitação molda o tecido socioeconómico.

No caso português, Dimbulukeni (2019) destaca que as desigualdades de rendimento têm uma correlação direta com os preços das habitações. A sua análise sugere que os aumentos nos rendimentos, especialmente entre as camadas mais ricas da população, têm impulsionado o crescimento dos preços das propriedades, dificultando o acesso ao mercado imobiliário para as famílias de rendimentos mais baixos. Green e Shaheen (2014) observam uma tendência semelhante em Londres e no Sudeste do Reino Unido, onde os preços elevados das casas superam significativamente os salários médios, criando desafios adicionais no acesso à habitação.

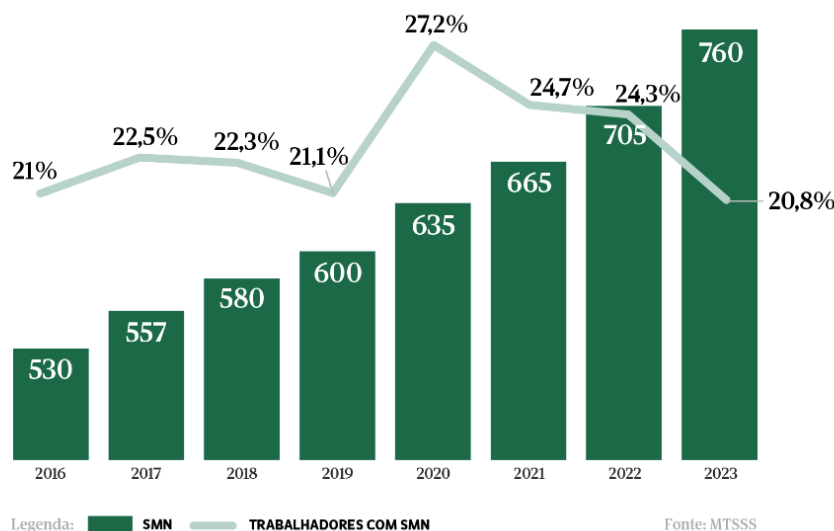


Figura 2 - Salário mínimo em Portugal e percentagem de trabalhadores que o recebem de 2016 a 2023

Fonte: Ministério do Trabalho, Solidariedade e Segurança Social (MTSS), em 01-10-2024

Em termos de salários e acesso à habitação em Portugal, 27,2% da população ativa recebia o salário mínimo de 635€ em 2020. Esta percentagem diminuiu nos anos seguintes, situando-se em 24,3% em 2022, com um salário mínimo de 705€, e em 20,8% em 2023, quando o salário mínimo aumentou para 760€. Apesar desta redução na percentagem de trabalhadores a receber o salário mínimo, muitos continuam a enfrentar dificuldades no acesso à habitação, principalmente no mercado de arrendamento (Dimbulukeni, 2019). No entanto, a subida do salário mínimo não reflete necessariamente um aumento significativo nos salários médios, e, portanto, pode não justificar comportamentos no mercado de compra de imóveis. Outros fatores, como as condições de crédito e o aumento dos preços, desempenham um papel mais relevante na acessibilidade à habitação.

Dimbulukeni (2019) propõe duas hipóteses principais para explorar a relação entre os preços das casas e a desigualdade de rendimentos: H1 - O preço das casas influencia a desigualdade de rendimentos; e H2 - A desigualdade de rendimentos influencia o preço das casas. Embora Dimbulukeni tenha utilizado um modelo VAR para testar estas hipóteses, no presente estudo opta-se pela abordagem de Modelos de Regressão Linear Múltipla.

Esta escolha justifica-se pelo horizonte temporal relativamente curto da amostra, que dificulta a aplicação de modelos VAR, os quais seriam preferíveis caso houvesse um maior número de observações.

Desigualdade de Rendimentos e PIB

O crescimento económico pode desempenhar um papel na redução da desigualdade de rendimentos, embora esse efeito varie consoante o contexto económico e institucional de cada país. Segundo Silva (2018), no contexto da Venezuela e da Argentina entre 1985 e 2015, a desigualdade de rendimentos tem um efeito negativo sobre o crescimento económico, evidenciando que maiores níveis de desigualdade podem comprometer o desenvolvimento económico sustentável.

Da mesma forma, Cunha (2023) identifica uma relação negativa entre crescimento económico e desigualdade nos países da coesão da União Europeia, sustentando que determinados fatores, como a produtividade e a balança corrente, podem atuar como mecanismos que reforçam esse efeito.

Desigualdade de Rendimentos e Risco de Pobreza

A relação entre a taxa de risco de pobreza e a desigualdade de rendimentos tem sido amplamente discutida na literatura económica. Taques e Oliveira (2014) analisam esta relação a partir da elasticidade entre o nível de rendimento, a desigualdade e a pobreza, concluindo que o crescimento económico, por si só, não garante uma redução da desigualdade. Os autores destacam que a elevada desigualdade de rendimentos amplifica os efeitos da pobreza relativa, uma vez que o crescimento económico pode beneficiar desproporcionalmente os estratos superiores da distribuição, aumentando o coeficiente de GINI.

Rodrigues (2005) reforça esta perspetiva ao estudar a distribuição do rendimento e a pobreza em Portugal na década de 1990. O autor demonstra que a taxa de risco de pobreza tem uma relação direta com o aumento da desigualdade, uma vez que as populações em situação de maior vulnerabilidade enfrentam maiores dificuldades em aceder a rendimentos estáveis e a mecanismos de mobilidade social. Neste sentido, argumenta-se que, em economias desenvolvidas, a persistência de elevados níveis de pobreza relativa contribui para a manutenção e, em alguns casos, o agravamento da desigualdade de rendimentos, refletindo-se num coeficiente de GINI mais elevado.

Desigualdade de Rendimentos e Inflação

A relação entre a inflação e a desigualdade de rendimentos tem sido amplamente debatida na literatura económica. Correia (2009) argumenta que a inflação pode afetar negativamente a distribuição de rendimentos, principalmente devido ao impacto diferenciado

que os impostos associados à inflação exercem sobre distintos grupos sociais. Quando a inflação diminui, a perda de receitas fiscais oriundas da tributação da moeda pode ser compensada por outros impostos, sendo que a escolha do tipo de imposto condiciona o efeito sobre a equidade. O aumento do imposto sobre o rendimento do trabalho tende a agravar a desigualdade, enquanto um aumento do imposto sobre o consumo (como o IVA) pode ser uma alternativa menos prejudicial à equidade.

Além disso, a inflação atua como um imposto regressivo sobre o consumo, afetando desproporcionalmente os indivíduos com menores rendimentos. O imposto de inflação, ao aumentar mais significativamente os preços do consumo para as famílias de menor rendimento do que para as mais ricas, agrava ainda mais a desigualdade (Correia, 2009). Assim, a redução da inflação não apenas contribui para a estabilidade macroeconómica, mas também promove maior equidade, melhorando o bem-estar das famílias mais vulneráveis.

Capítulo II – Dados

No presente capítulo, são descritas as fontes de dados e as variáveis utilizadas na análise do Modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) para o Coeficiente de GINI em Portugal para o período de 2001 a 2024.

A variável dependente é o coeficiente de GINI, que mede a desigualdade de rendimentos, e como variáveis independentes foram consideradas o PIB nominal na ótica de despesa de Portugal, o valor avaliações bancárias em Portugal Continental, a taxa de risco de pobreza após as transferências sociais, e a taxa de variação homóloga media anual do IPC em Portugal.

1.1 Fontes de Dados

As fontes de dados utilizadas neste estudo foram selecionadas com base na sua credibilidade, abrangência e relevância para o contexto económico português.

O coeficiente de GINI, variável dependente deste estudo, foi obtido a partir de três fontes: Eurostat, INE e o artigo de Frederick Solt, da University of Iowa. Para o ano de 2002, devido à ausência de dados no Eurostat e no INE, recorreu-se à estimativa disponível no estudo de Solt.

Este artigo científico, intitulado *Economic Inequality and Nonviolent Protest*, é amplamente utilizado em estudos académicos sobre desigualdade de rendimentos, conferindo rigor aos dados e suporte à análise para o ano de 2002, no qual os dados do coeficiente de GINI não estavam diretamente disponíveis. Um exemplo do seu uso pode ser encontrado no estudo *Financial Development, Income Inequality, and Country Risk*, de Y.B. Chiu e C.C. Lee, publicado no *Journal of International Money and Finance* em 2019, onde os dados de Solt foram aplicados como referência na análise da desigualdade de rendimentos.

O INE, através de dados obtidos no site do Banco de Portugal, foi utilizado como fonte para o PIB de Portugal, na ótica de despesa, dada a sua posição de referência na divulgação de dados económicos e financeiros nacionais.

Além disso, o INE também forneceu os dados para variáveis: valor das avaliações bancárias em Portugal Continental, a taxa de risco de pobreza após transferências sociais, a taxa de variação homóloga media anual do IPC em Portugal.

Para a série da taxa de risco de pobreza, o Eurostat foi consultado para preencher lacunas temporais, como os dados de 2024 e os anos de 2001 a 2010, onde não havia informação disponível no INE.

Em anexo, na Tabela 8, encontra-se uma tabela resumo com as variáveis, as fontes de dados das variáveis utilizadas nesta dissertação.

A escolha destas fontes justifica-se pela sua qualidade, atualização contínua e pertinência para o tema em análise. Os dados permitem uma abordagem rigorosa na avaliação das variáveis de interesse e asseguram a fiabilidade necessária para obter conclusões robustas.

1.2 Definição das Variáveis

Conforme referido anteriormente, a variável dependente desta investigação é o coeficiente de GINI, utilizado para medir a desigualdade de rendimentos. Neste estudo, a análise incide sobre a evolução deste indicador em Portugal, no período compreendido entre 2001 e 2024, com o objetivo de compreender de que forma a desigualdade no país responde a diferentes fatores macroeconómicos e sociais. Esta abordagem permite sustentar uma análise mais aprofundada das dinâmicas que influenciam as variações no nível de desigualdade ao longo do tempo.

Entre as variáveis independentes, encontra-se o PIB nominal, que atua como uma medida agregada da atividade económica nacional. A importância do PIB reside no seu potencial para influenciar a distribuição de rendimentos, uma vez que o crescimento económico pode levar a redistribuições de rendimento e ao aumento de oportunidades para diferentes faixas populacionais, sendo, portanto, um fator relevante na análise da desigualdade.

Complementando a análise do PIB, inclui-se o valor das avaliações bancárias de imóveis em Portugal Continental, utilizado como proxy para os valores habitacionais e para o contexto do mercado imobiliário. Este indicador é particularmente relevante porque, num contexto de valorização imobiliária, os preços da habitação influenciam o rendimento disponível das famílias de forma desigual. De acordo com o estudo de Fuller, Johnston e Regan (2020), o aumento dos preços das casas tende a beneficiar os proprietários, cujo património cresce com a valorização dos seus ativos. Por outro lado, os inquilinos enfrentam uma pressão financeira adicional, pois o aumento das rendas diminui o seu rendimento disponível, limitando a capacidade de poupança e de acumulação de riqueza. Assim, a dinâmica dos preços habitacionais não só contribui para a desigualdade de riqueza entre proprietários e arrendatários,

mas também intensifica as diferenças de poder económico e oportunidades intergeracionais. Estes efeitos tornam a análise do mercado imobiliário essencial para compreender as dinâmicas de desigualdade em Portugal.

A taxa de risco de pobreza após transferências sociais é outra variável fundamental, refletindo a percentagem da população que, mesmo após apoio governamental, permanece abaixo do limiar de pobreza. Esta variável é particularmente importante pois avalia a eficácia das políticas públicas de redistribuição de rendimento e a sua capacidade de reduzir as disparidades económicas e sociais.

Por fim, o IPC (taxa de variação homóloga, base 2012) é incluído para captar o impacto da inflação no poder de compra das famílias. A variação dos preços ao consumidor influencia diretamente o rendimento real das famílias, podendo acentuar desigualdades económicas ao afetar de forma diferenciada os diversos grupos populacionais, uma vez que a inflação tende a ter um impacto mais significativo nas famílias de rendimentos mais baixos.

Assim, cada variável foi criteriosamente selecionada pela sua pertinência no contexto português, permitindo uma análise abrangente das dinâmicas entre fatores macroeconómicos e desigualdade de rendimentos.

1.3 Características da Amostra

A presente dissertação abrange o período de 2001 a 2024, totalizando 24 observações anuais. Este intervalo foi selecionado em função da disponibilidade de dados consistentes e atualizados para todas as variáveis incluídas no modelo. Embora o horizonte temporal inclua diferentes fases económicas em Portugal, não se observam muitos ciclos económicos completos ao longo das séries analisadas, uma vez que um ciclo de curta duração geralmente apresenta entre 3 a 5 anos e exige a identificação de fases bem definidas em múltiplas variáveis.

O principal ciclo identificado neste período é o da crise financeira global, que durou aproximadamente cinco anos, abrangendo as fases de boom, recessão, depressão e recuperação. Adicionalmente, o impacto económico da pandemia de COVID-19, que se estendeu por cerca de três anos, pode ser considerado como um ciclo mais curto, embora ainda esteja em debate se este representa um ciclo completo.

As variáveis usadas neste estudo têm uma cobertura nacional e são representativas da realidade socioeconómica portuguesa, o que permite uma análise focalizada nos fenómenos económicos e sociais relevantes ao contexto português.

Esta seleção de variáveis permite explorar de forma aprofundada as relações entre o desempenho económico, o mercado habitacional, a pobreza relativa e a desigualdade de rendimentos em Portugal. Em conjunto, o período de análise e as variáveis escolhidas proporcionam uma base sólida para investigar como diferentes fatores económicos influenciam a distribuição de rendimento ao longo do tempo.

1.4 Tratamento dos Dados

Para assegurar a integridade da análise econométrica e a adequação das variáveis ao modelo proposto, foi necessário realizar um tratamento adequado dos dados. O primeiro passo consistiu na uniformização das séries temporais, considerando que os dados cobrem o período de 2001 a 2024. Durante este processo, foram tomadas medidas específicas para adaptar as frequências dos dados às exigências da análise anual.

Duas das variáveis independentes, o IPC médio anual (taxa de variação homóloga, base 2012 - %), e o valor das avaliações bancárias em Portugal, estavam inicialmente disponíveis em frequências mensais. Para integrar o IPC na análise, foram calculadas as médias anuais dos valores mensais, obtendo-se assim um valor representativo para cada ano. No caso do valor das avaliações bancárias, foi selecionado o valor mediano anual para os anos de 2010 até 2024, capturando a tendência central do mercado imobiliário ao longo de cada ano e garantindo a consistência temporal necessária para a análise.

Este tratamento inicial dos dados assegurou uma coerência temporal e metodológica, essencial para a realização de inferências válidas.

A análise prosseguiu sem a necessidade de transformação de variáveis ou tratamento de outliers, uma vez que as variáveis escolhidas se adequavam bem ao modelo econométrico proposto sem requererem ajustes adicionais. Além disso, a ausência de dados em falta eliminou a necessidade de imputações, garantindo a continuidade e a precisão das séries temporais. Com estas etapas de preparação concluídas, foi possível assegurar que os dados apresentam a qualidade necessária para uma análise econométrica precisa e confiável, sustentando as conclusões do estudo.

1.5 Estatísticas Descritivas

Nesta secção, analisam-se as principais estatísticas descritivas das variáveis incluídas na presente dissertação, oferecendo uma visão inicial sobre as características de cada variável e evidenciando possíveis tendências e variações ao longo do período de análise (2001-2024).

Esta análise preliminar é fundamental para contextualizar as relações que serão examinadas nas fases subsequentes do estudo.

Coeficiente de GINI

Os dados descritivos do Coeficiente de Gini em Portugal para o período de 2001 a 2024 permitem identificar algumas características relevantes da distribuição de rendimentos no país.

Tabela 1 - Principais Estatísticas Descritivas para a variável Coeficiente de Gini em Portugal, de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria própria, utilizando os softwares GRETL e Microsoft Excel.

Coeficiente de GINI	
Média	34,388
Desvio padrão	2,0885
C.V	0,060736
Enviesamento	0,31232
Curtose	-1,0109

A média do coeficiente de GINI, de 34,388, indica um nível moderado de desigualdade ao longo do período analisado, refletindo um cenário de relativa estabilidade. O desvio padrão, de 2,0885, evidencia uma variação limitada nos valores observados, sugerindo que as oscilações na desigualdade foram moderadas e não abruptas.

O coeficiente de variação (C.V), de 0,060736, confirma a baixa dispersão relativa em torno da média, reforçando a percepção de que a desigualdade de rendimentos apresentou alterações controladas e consistentes ao longo do tempo.

No que diz respeito à assimetria dos dados, o valor de enviesamento positivo (0,31232) indica uma leve inclinação à direita, o que sugere que valores ligeiramente superiores à média ocorreram com maior frequência. Já a curtose, de -1,0109, revela uma distribuição mais achatada do que a normal, indicando que os valores extremos (muito altos ou muito baixos) foram menos frequentes durante o período em análise.

Um quadro mais detalhado das estatísticas descritivas desta variável encontra-se em Anexo, no Quadro 11.

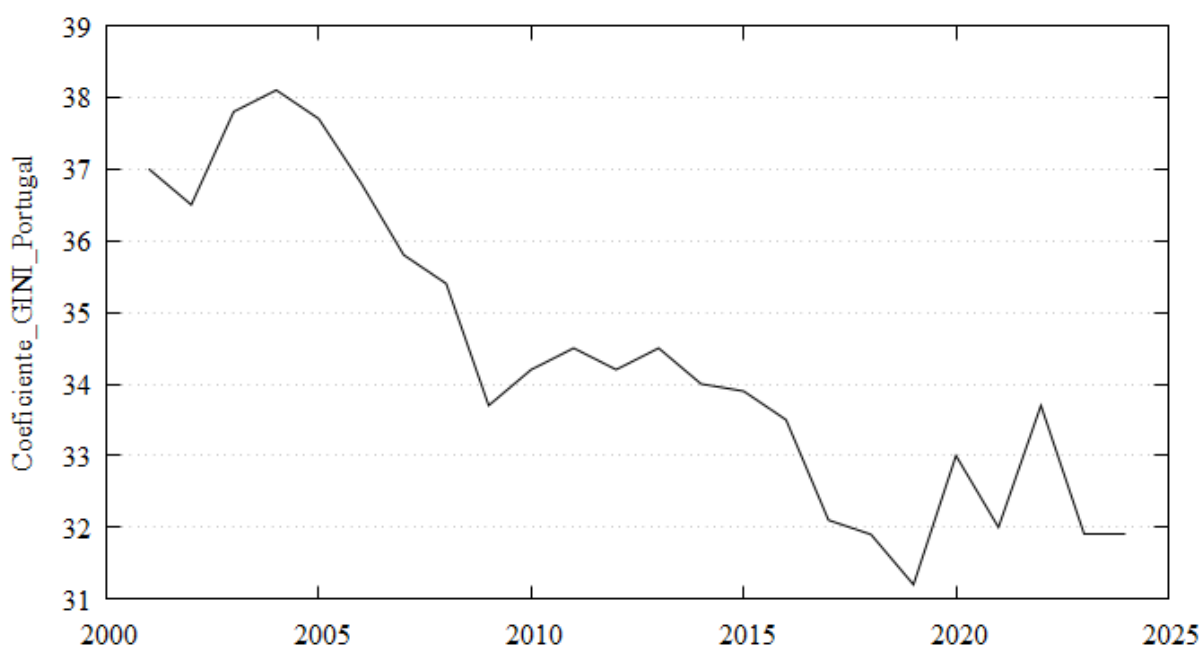


Figura 3 - Gráfico de linha da variável Coeficiente de Gini em Portugal, de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETl.

Com base no gráfico de linha temporal do Coeficiente de GINI em Portugal entre 2001 e 2024, observam-se variações significativas que refletem diferentes fases económicas e sociais do país. No início dos anos 2000, o coeficiente apresenta valores relativamente elevados, atingindo um pico de 38,1 em 2004, o que indica um nível moderado de desigualdade de rendimentos.

A partir de 2005, inicia-se uma trajetória de redução gradual da desigualdade, com destaque para o período entre 2005 e 2009, em que o coeficiente desce de 37,7 para 33,7. Esta diminuição pode estar associada a políticas públicas de redistribuição de rendimento, bem como a um contexto de crescimento económico pré-crise financeira global.

Entre 2010 e 2014, os valores oscilam ligeiramente entre 34,2 e 34,0, sugerindo um período de relativa estabilidade na desigualdade. A partir de 2015, observa-se uma descida mais marcada, com o coeficiente a cair para 31,2 em 2019 — o valor mais baixo de todo o período analisado —, refletindo uma recuperação económica progressiva e o impacto positivo de medidas de proteção social, como o aumento do rendimento mediano e a redução da taxa de risco de pobreza.

Contudo, em 2020, verifica-se um aumento para 33,0, possivelmente motivado pelos efeitos económicos adversos da pandemia de COVID-19. Nos anos seguintes, a desigualdade mantém-se volátil, com uma nova subida para 33,7 em 2022, antes de recuar novamente para 31,9 em 2023 e manter-se nesse valor em 2024.

O gráfico evidencia, assim, uma tendência geral de redução da desigualdade ao longo das duas primeiras décadas do século XXI, ainda que marcada por flutuações em resposta a eventos macroeconómicos e crises. Nos anos mais recentes, observa-se uma estabilização do coeficiente em torno de valores mais baixos, sinalizando uma possível consolidação das políticas de mitigação da desigualdade.

Produto Interno Bruto (PIB)

O PIB nominal de Portugal reflete a dimensão da economia e o nível de atividade económica no país ao longo do período analisado. A inclusão desta variável é essencial para compreender como o crescimento económico pode influenciar a desigualdade de rendimentos.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas da variável PIB de Portugal na ótica da despesa a preços correntes, em milhões de euros, de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria própria, utilizando os softwares GRETL e Microsoft Excel.

PIB Portugal	
Média	1,87E+05
Desvio padrão	37138
C.V	0,19827
Enviesamento	1,1307
Curtose	0,87265

O PIB de Portugal apresenta uma média de aproximadamente 187.000 milhões de euros no período de 2001 a 2024, refletindo o desempenho económico médio do país ao longo dos 24 anos analisados.

O desvio padrão, de cerca de 37.138 milhões de euros, indica uma dispersão significativa em torno da média, evidenciando a variabilidade da economia portuguesa ao longo do tempo, em especial durante períodos de crise e recuperação económica. O C.V., de 0,19827, aponta para uma variabilidade relativa moderada, mas não negligenciável, nos valores do PIB.

A distribuição do PIB apresenta um enviesamento positivo de 1,1307, sugerindo que os valores mais elevados puxam a média para cima, o que pode estar associado a anos de crescimento económico mais expressivo. Por sua vez, a curtose de 0,87265 indica uma

distribuição ligeiramente achatada em relação à normal, implicando uma menor concentração de valores em torno da média e menos ocorrências de valores extremos.

Um quadro mais detalhado das estatísticas descritivas desta variável pode ser encontrado em Anexo, no Quadro 12.

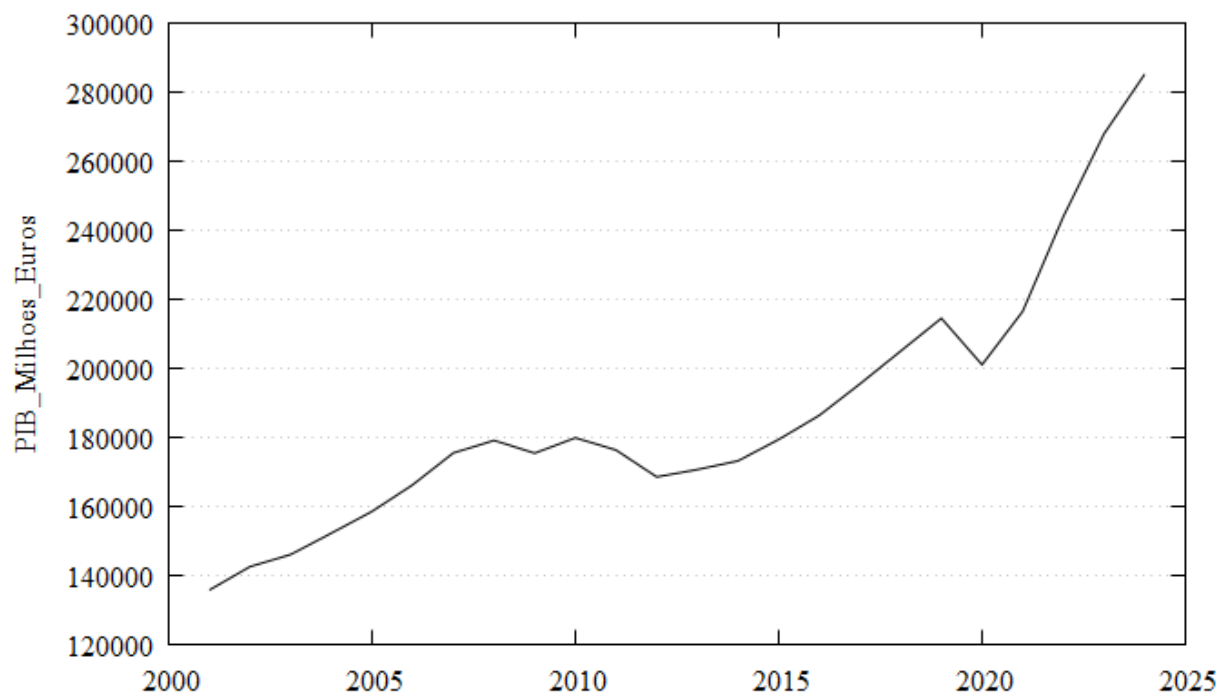


Figura 4- Gráfico de linha da variável PIB de Portugal na ótica da despesa a preço correntes, em milhões de euros, de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRET.

A análise do gráfico de linha que representa a evolução do PIB de Portugal em milhões de euros entre 2001 e 2024 permite identificar várias tendências e fases importantes na trajetória económica do país ao longo deste período.

Entre 2001 e 2008, o PIB português apresenta um crescimento contínuo e sustentado, aumentando de 135.775,1 milhões de euros em 2001 para 179.102,8 milhões de euros em 2008. Este período reflete uma fase de expansão económica, impulsionada pelo aumento do investimento, pelo dinamismo da procura interna e por um contexto de relativa estabilidade macroeconómica na primeira década dos anos 2000.

A partir de 2009, verifica-se uma quebra no crescimento, coincidente com o impacto da crise financeira global. Em 2009, o PIB recua para 175.416,5 milhões de euros e mantém uma trajetória instável nos anos seguintes. O ponto mais baixo desta fase é atingido em 2012

com um valor de 168.538,7 milhões de euros, refletindo os efeitos da crise da dívida soberana, das políticas de austeridade e da recessão generalizada na zona euro.

De 2013 em diante, inicia-se uma recuperação gradual e consistente. Em 2013, o PIB sobe ligeiramente para 170.675,6 milhões de euros, mantendo um ritmo ascendente nos anos subsequentes. Entre 2014 e 2019, o produto cresce de forma sustentada, passando de 173.186,6 milhões de euros em 2014 para 214.489,9 milhões de euros em 2019. Este período é marcado pela retoma da confiança nos mercados, pelo aumento das exportações, pela recuperação do investimento interno e externo e pelo forte desempenho do setor turístico.

No entanto, em 2020, o PIB volta a registar uma contração expressiva, situando-se nos 201.032,8 milhões de euros, consequência direta da pandemia de COVID-19. As medidas de confinamento e as restrições aplicadas a vários setores económicos, sobretudo o turismo e o comércio, contribuíram de forma significativa para esta retração.

A partir de 2021, assiste-se a uma recuperação robusta da atividade económica. O PIB ascende para 216.493,7 milhões de euros em 2021, para 243.957,1 milhões em 2022, e atinge 267.923,2 milhões de euros em 2023. Em 2024, o valor mais elevado do período, o PIB alcança 285.189,3 milhões de euros.

Contudo, é importante salientar que estes valores correspondem ao PIB nominal, medido a preços correntes. O crescimento acentuado registado nos anos mais recentes está fortemente influenciado pelas elevadas taxas de inflação verificadas no mesmo período, o que significa que uma parte substancial do aumento do PIB nominal poderá refletir a subida generalizada dos preços e não apenas um crescimento real da economia.

Valor das Avaliações Bancárias

O valor das avaliações bancárias reflete o valor médio dos imóveis em Portugal Continental, servindo como proxy para os preços da habitação.

Tabela 3 - Principais Estatísticas Descritivas da variável valor das avaliações bancárias em Portugal Continental em euros por metro quadrado, de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria própria, utilizando os softwares GRETL e Microsoft Excel.

Valor das avaliações bancárias em Portugal	
Média	1092,2
Desvio padrão	242,31
C.V	0,22187
Enviesamento	0,3332
Curtose	-0,38555

Os valores das avaliações bancárias em Portugal Continental, medidos em euros por metro quadrado, apresentam uma média de 1.092,2 euros, com um desvio padrão de 242,31 euros, o que evidencia uma dispersão moderada em torno da média. O C.V. é de 0,22187, indicando uma variabilidade relativa moderada ao longo do período analisado.

O enviesamento de 0,3332 revela uma distribuição ligeiramente assimétrica à direita, sugerindo a presença de alguns valores superiores à média que influenciam a cauda superior da distribuição. Já a curtose, de -0,38555, indica que a distribuição é levemente platocúrtica, ou seja, apresenta caudas menos pesadas do que a distribuição normal, refletindo uma menor concentração de valores extremos.

Um quadro mais detalhado das estatísticas descritivas desta variável pode ser encontrado em Anexo, no Quadro 13.

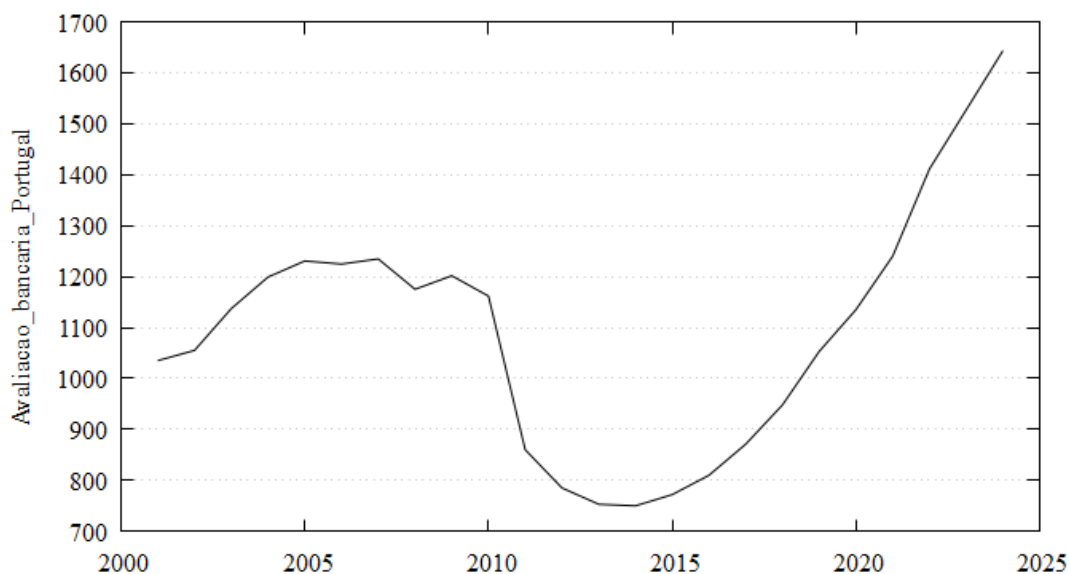


Figura 5 - Gráfico de linha do variável valor das avaliações bancárias em Portugal Continental, expressa em euros por metro quadrado, de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRET.L.

A análise do gráfico de linha temporal da série do valor das avaliações bancárias em Portugal Continental, medido em euros por metro quadrado entre 2001 e 2024, revela uma trajetória marcada por diferentes ciclos económicos, com períodos de crescimento, correção e valorização acentuada.

Entre 2001 e 2008, observa-se um crescimento progressivo, com os valores aumentando de 1.035 euros/m² em 2001 para 1.175 euros/m² em 2008. Esta fase reflete um contexto de valorização do mercado imobiliário, suportado por condições económicas relativamente estáveis e maior facilidade de acesso ao crédito.

Contudo, a partir de 2009 inicia-se um período de instabilidade e forte correção no mercado. Embora em 2009 e 2010 os valores se tenham mantido relativamente elevados, com 1.201,5 e 1.161,5 euros/m² respetivamente, a partir de 2011 regista-se uma queda acentuada, atingindo o valor mínimo da série em 2014, com 750 euros/m². Esta fase coincide com os efeitos da crise da dívida soberana e das medidas de austeridade em Portugal, refletindo um enfraquecimento da procura e maiores restrições no acesso ao crédito, especialmente entre 2011 e 2013.

A partir de 2015, inicia-se um novo ciclo de recuperação e valorização contínua do mercado imobiliário. O valor das avaliações bancárias aumenta de forma sustentada ano após ano, passando de 772 euros/m² em 2015 para 1.527 euros/m² em 2023. Mesmo com o impacto

da pandemia de COVID-19 em 2020, o mercado manteve-se resiliente, com o valor a atingir 1.135 euros/m² nesse ano e continuando a crescer nos anos seguintes.

Em 2024, a avaliação bancária atinge o seu máximo histórico de 1.643,25 euros/m², refletindo uma dinâmica de forte valorização impulsionada pela elevada procura, quer interna quer externa e pelo investimento imobiliário em Portugal. Fatores como a atratividade do país para residentes estrangeiros, políticas fiscais favoráveis e a crescente pressão sobre a oferta de habitação têm contribuído para este movimento ascendente.

Taxa de Risco de Pobreza após Transferências Sociais

A taxa de risco de pobreza é um indicador crucial para avaliar o nível de vulnerabilidade económica das famílias, mesmo após a intervenção estatal.

Tabela 4- Principais Estatísticas Descritivas da variável taxa risco pobreza (Após transferências sociais - %), de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria própria, utilizando os softwares GRETL e Microsoft Excel.

Taxa de risco de pobreza em Portugal	
Média	18,265
Desvio padrão	1,104
C.V	0,060441
Enviesamento	-0,018834
Curtose	-0,61989

A análise das estatísticas descritivas para a variável taxa de risco de pobreza em Portugal após transferências sociais, no período de 2001 a 2024, revela várias informações relevantes sobre a distribuição e variabilidade desta taxa ao longo dos anos.

A taxa apresenta uma média de 18,196%, com um desvio padrão de 1,1319%, o que indica uma dispersão ligeiramente superior em relação à versão anterior, mas ainda reduzida em torno da média. O C.V. é de 0,062209, o que confirma uma variação limitada e evidencia que os valores da taxa de risco de pobreza se mantiveram relativamente estáveis durante o período analisado.

O enviesamento de 0,029991 aponta para uma distribuição aproximadamente simétrica, sugerindo uma ligeira assimetria positiva, praticamente desprezável. Por sua vez, a curtose de -0,74766 indica que a distribuição é platocúrtica, apresentando caudas ligeiramente menos acentuadas do que uma distribuição normal, o que reflete uma menor concentração de valores extremos.

Um quadro mais detalhado das estatísticas descritivas desta variável pode ser encontrado em Anexo, no Quadro 14

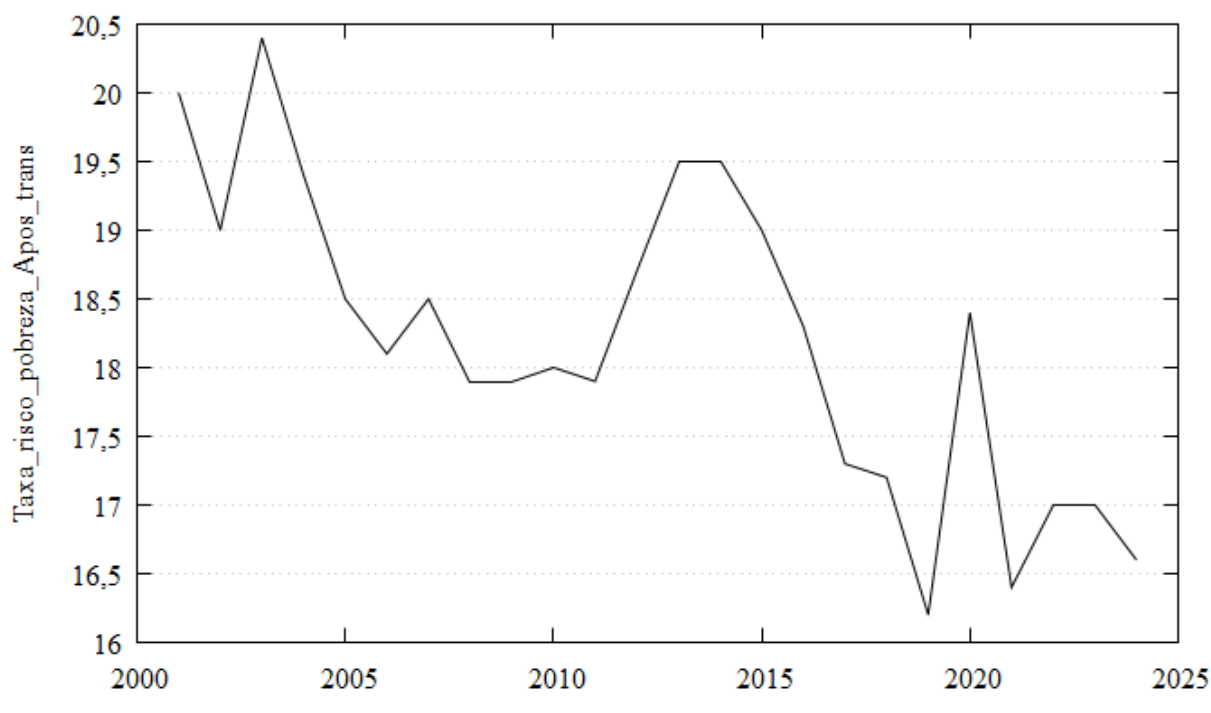


Figura 6- Gráfico de linha da variável taxa risco pobreza (Após transferências sociais - %), de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRET.

A análise do comportamento da série temporal da taxa de risco de pobreza em Portugal após transferências sociais, entre 2001 e 2024, revela padrões relevantes e alinhados com os principais acontecimentos económicos e sociais do país.

Entre 2001 e 2015, observa-se uma trajetória marcada por oscilações moderadas. A taxa inicia-se em 20% em 2001, atingindo um pico de 20,4% em 2003. Nos anos seguintes, verifica-se uma tendência ligeiramente decrescente, com valores a descer para 18,1% em 2006, antes de voltar a subir para 18,5% em 2007. Este período, composto por 15 observações, reflete uma fase de instabilidade relativa, mas sem alterações bruscas, o que pode indicar uma atuação contínua das políticas sociais no combate à pobreza, apesar de contextos económicos adversos.

Com o início da crise financeira global em 2008, a taxa de pobreza regista uma descida para 17,9% e mantém-se estável até 2011, com pequenas flutuações. Ainda assim, entre 2012 e 2015, nota-se um novo aumento, atingindo 19,5% em 2013 e 2014, antes de descer ligeiramente para 19% em 2015. Esta subida reflete o impacto prolongado da crise económica e das medidas de austeridade sobre os rendimentos das famílias, sobretudo das mais vulneráveis.

A partir de 2016, inicia-se uma fase de redução mais consistente. A taxa desce de 18,3% em 2016 para 16,2% em 2019, o valor mais baixo da série até então. Esta tendência positiva, que se estende por quatro anos consecutivos, coincide com a recuperação económica e o fortalecimento das políticas sociais, bem como o aumento do rendimento mediano das famílias portuguesas.

Contudo, em 2020, verifica-se um aumento abrupto para 18,4%, coincidente com os impactos económicos da pandemia de COVID-19. A crise pandémica, com o consequente aumento do desemprego e da precariedade laboral, interrompe a trajetória descendente da taxa de pobreza.

Nos anos seguintes, observa-se uma recuperação gradual. A taxa diminui para 16,4% em 2021 e estabiliza em 17% nos anos de 2022 e 2023. Em 2024, desce novamente para 16,6%, refletindo uma tendência de estabilização após o choque pandémico, embora ainda sem atingir os mínimos anteriores à crise sanitária.

Índice de Preços dos Consumidores (IPC)

Por fim, o IPC serve como medida da inflação, refletindo o poder de compra das famílias e o custo de vida em Portugal.

Tabela 5 - Principais Estatísticas Descritivas da variável Índice de Preços do Consumidor - taxa variação homóloga média anual base 2012 - %), para o período de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria própria, utilizando os softwares GRETl e Microsoft Excel.

IPC médio anual TVH Base 2012	
Média	2,108
Desvio padrão	1,9194
C.V	0,91053
Enviesamento	0,96935
Curtose	1,4801

Com base nas estatísticas descritivas da variável IPC - Taxa de Variação Homóloga Média Anual (Base 2012 - %), para o período de 2001 a 2024, é possível identificar as principais características da evolução da inflação em Portugal durante o período analisado.

A taxa de variação homóloga média anual do Índice de Preços do Consumidor (IPC) apresenta uma média de 2,108%, com um desvio padrão de 1,9194%, o que revela uma dispersão considerável em torno da média. O C.V. de 0,91053 confirma uma variabilidade

significativa dos valores observados, refletindo as flutuações sentidas no comportamento da inflação ao longo do período em questão.

O enviesamento de 0,96935 revela uma assimetria positiva na distribuição, o que sugere a predominância de anos em que a inflação se situou acima da média. Já a curtose de 1,4801 aponta para uma distribuição leptocúrtica, indicando a presença de caudas ligeiramente mais alongadas em comparação com a distribuição normal, o que pode estar associado à ocorrência de alguns episódios inflacionários mais extremos.

Um quadro mais detalhado encontra-se disponível em Anexo, no Quadro 15.

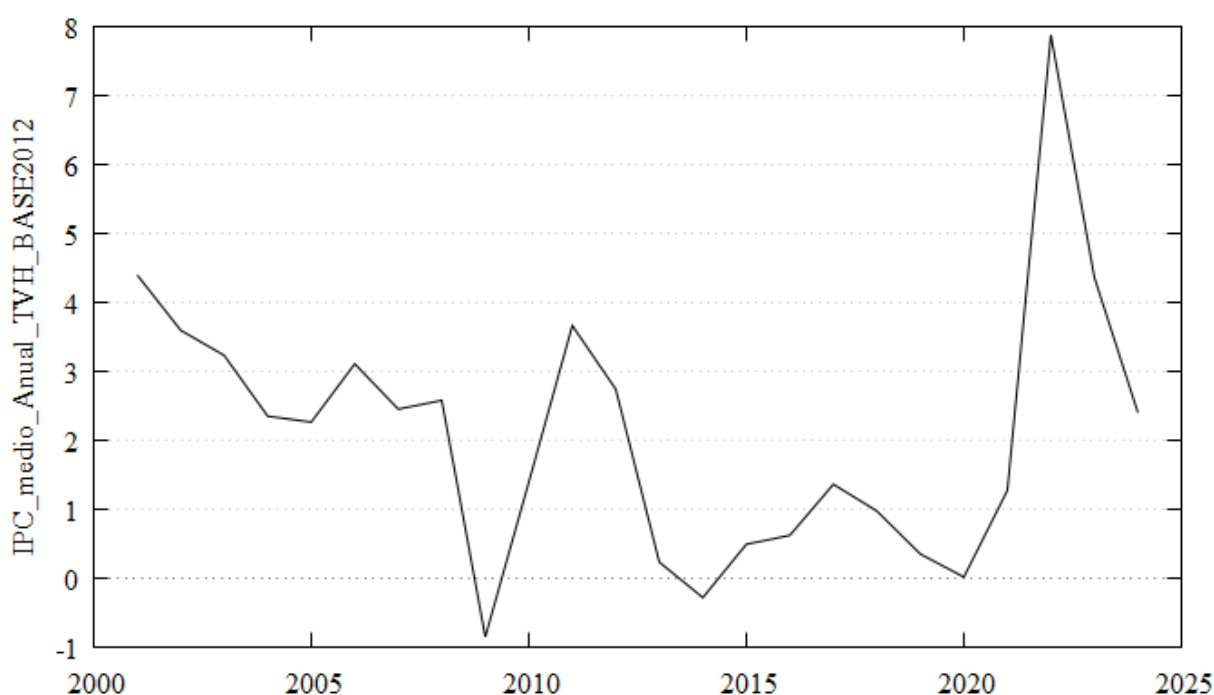


Figura 7 - Gráfico de linha da série variável Índice de Preços do Consumidor - taxa variação homóloga média anual base 2012 - %), para o período de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETl.

Com base no gráfico de linha da variável Índice de Preços do Consumidor (IPC) – Taxa de Variação Homóloga Média Anual (Base 2012), para o período de 2001 a 2024, é possível identificar diversas tendências e oscilações relevantes na inflação em Portugal ao longo destas mais de duas décadas. O gráfico evidencia tanto períodos de relativa estabilidade como momentos de significativa volatilidade, refletindo a influência de fatores económicos internos e externos na evolução dos preços.

No início da série, entre 2001 e 2008, observa-se um período de inflação moderada, com a taxa de variação homóloga média anual a oscilar entre 2,3% e 4,4%. O valor mais elevado

deste período foi registado em 2001, com uma taxa de 4,40%, refletindo um contexto económico de recuperação após as perturbações do final da década de 1990. A partir de então, a inflação foi gradualmente diminuindo até atingir 2,35% em 2004. Em 2005 e 2006, houve um ligeiro aumento, com destaque para 2006, com 3,11%.

Em 2009, regista-se uma mudança significativa na trajetória da inflação, com um valor negativo de -0,85%, sinalizando um episódio de deflação. Esta quebra abrupta está associada aos impactos da crise financeira global de 2008, que gerou uma forte contração da atividade económica a nível mundial e afetou significativamente o consumo e o investimento em Portugal.

A inflação recuperou em 2010 (1,39%) e voltou a aumentar em 2011, atingindo 3,66%, num contexto marcado por medidas de ajustamento económico e políticas de austeridade implementadas no âmbito do programa de assistência financeira internacional. Em 2012, a inflação foi ainda relativamente elevada (2,74%), mas a partir de 2013 inicia-se um novo período de moderação.

Entre 2013 e 2019, as taxas de variação homóloga mantêm-se em níveis baixos, com valores geralmente entre 0,2% e 1,4%. O ano de 2014 volta a apresentar deflação (-0,28%), embora menos acentuada do que em 2009. Esta fase caracteriza-se por um ambiente de inflação contida, associado a uma recuperação económica lenta e a uma procura interna ainda fragilizada.

Em 2020, o impacto da pandemia de COVID-19 resulta numa inflação praticamente nula (0,02%), refletindo o abrandamento generalizado da atividade económica e as medidas restritivas adotadas globalmente. No entanto, a partir de 2021, observa-se uma forte aceleração da inflação: 1,27% em 2021, seguida de um pico expressivo de 7,88% em 2022 – o valor mais elevado de toda a série. Esta subida abrupta é explicada por uma combinação de fatores, como a crise energética, o aumento dos custos de produção, as disrupções nas cadeias de abastecimento e as consequências da guerra na Ucrânia.

Em 2023, a inflação regista uma desaceleração para 4,36%, mantendo-se, ainda assim, em níveis elevados. Esta redução pode ser atribuída à resposta da política monetária, com o aumento das taxas de juro por parte dos bancos centrais e a estabilização gradual dos preços da energia. Já em 2024, verifica-se uma nova desaceleração, com a inflação a fixar-se em 2,40%.

um valor mais próximo da meta de estabilidade dos preços, sugerindo o início de uma normalização do contexto inflacionário.

De forma geral, o gráfico revela que o IPC em Portugal seguiu uma trajetória não linear, alternando entre períodos de estabilidade e episódios de forte volatilidade. Os principais fatores explicativos destas oscilações incluem choques externos, como a crise financeira de 2008, a pandemia de 2020 e a crise inflacionista de 2022, bem como fatores internos relacionados com a política económica, a procura interna e a evolução dos mercados globais. A evolução recente evidencia um novo desafio de inflação elevada, após uma década marcada por estabilidade de preços, o que tem implicações relevantes para a formulação de políticas públicas, sobretudo no que diz respeito à gestão da política monetária, à proteção do poder de compra e à preservação da estabilidade económica.

Análise Comparativa e Observações Preliminares

A análise conjunta das séries temporais permite identificar inter-relações e padrões entre as variáveis económicas e sociais em Portugal entre 2001 e 2024. O PIB apresenta um crescimento global, interrompido por períodos de recessão, como a crise financeira de 2008-2009 e a crise da dívida soberana de 2011-2013, seguidos por uma recuperação gradual a partir de 2014. Esta evolução parece estar associada a uma redução da desigualdade de rendimentos, refletida na descida do coeficiente de GINI, que atingiu o seu valor mais baixo em 2019, antes de um ligeiro aumento nos anos seguintes, em parte devido ao impacto da pandemia de COVID-19.

O mercado imobiliário registou uma valorização contínua, com quebras temporárias durante períodos de recessão, e um crescimento mais acentuado a partir de 2014, impulsionado pelo investimento estrangeiro e pelo turismo. O forte aumento dos preços da habitação nos últimos anos sugere um desalinhamento entre o crescimento do setor imobiliário e a capacidade de compra da população residente.

A taxa de risco de pobreza após transferências sociais mostra uma relação inversa com o PIB, diminuindo em períodos de crescimento económico e estabilizando após choques como a pandemia. A inflação, medida pelo IPC, teve um impacto variável ao longo do tempo, com um aumento significativo em 2022 devido à crise energética, afetando o poder de compra e contribuindo para a manutenção da desigualdade social.

Estas observações sugerem uma interdependência entre crescimento económico, desigualdade e mercado imobiliário, apontando para a necessidade de uma análise empírica mais aprofundada nos capítulos seguintes.

1.6 Limitações dos Dados

Apesar do cuidado na seleção das variáveis e fontes de dados, é importante reconhecer algumas limitações que podem influenciar os resultados desta análise.

A principal limitação relaciona-se ao valor das avaliações bancárias, utilizado como proxy para o mercado imobiliário. Até 2010, esta variável era calculada com base na média geométrica, mas a partir de 2011 o Instituto Nacional de Estatística (INE) adotou o valor mediano. Esta alteração metodológica implica uma “quebra” estrutural na série, que coincide também com o impacto da crise do subprime. Esta descontinuidade pode influenciar a análise ao introduzir uma mudança significativa nos valores observados, limitando a comparabilidade dos dados ao longo do tempo.

Adicionalmente, há uma falta de transparência em relação à fórmula exata utilizada para calcular o valor mediano nas avaliações bancárias. De acordo com o INE, este valor considera habitações com área bruta privativa entre 35 m² e 600 m² e é calculado com base nas avaliações realizadas no mês de referência e nos dois meses anteriores. No entanto, não são fornecidos detalhes sobre o cálculo específico da mediana, o que constitui uma limitação metodológica adicional.

Outro ponto a ser considerado é a indisponibilidade de séries temporais mais longas, o que resulta numa amostra reduzida para esta análise, limitada ao período de 2001 a 2024. Embora esse horizonte temporal inclua momentos-chave para o mercado habitacional e para a desigualdade de rendimentos em Portugal, uma base de dados mais extensa permitiria observar tendências de longo prazo com maior robustez e fiabilidade.

Estas limitações nas fontes de dados devem ser tidas em conta na interpretação dos resultados. Embora estas discrepâncias não comprometam o estudo, podem introduzir variações nos resultados e restringir a precisão das conclusões. Assim, as conclusões desta análise são válidas dentro dos limites das fontes de dados disponíveis, mas seria desejável que, em futuras investigações, a cobertura temporal fosse mais homogénea e a metodologia mais consistente e transparente.

Capítulo III – Metodologia

Este capítulo apresenta a metodologia adotada na presente investigação, descrevendo os procedimentos utilizados para analisar a relação entre o coeficiente de GINI e as variáveis explicativas selecionadas. São descritos os instrumentos aplicados, bem como as etapas de verificação da normalidade das variáveis, identificação de outliers e detecção de possíveis quebras estruturais.

Inclui-se também uma análise das correlações entre as variáveis, a qual fornece uma base preliminar para a construção do modelo econométrico. A metodologia adotada centra-se na Regressão Linear Múltipla, sendo os respectivos pressupostos devidamente testados para assegurar a robustez e validade estatística do modelo. Por fim, é descrita a abordagem aplicada nas previsões, tanto estática como dinâmica.

2.1 Instrumentos Utilizados

A análise empírica desta dissertação foi conduzida com o auxílio do software Gretl, utilizado para a estimação do modelo de regressão linear múltipla e para a realização dos testes econométricos, associados. A escolha deste programa justifica-se pela sua acessibilidade e pela adequação às exigências do presente estudo.

Adicionalmente, o Gretl foi também utilizado na elaboração de quadros e tabelas e na análise de estatísticas descritivas, facilitando a exploração preliminar das variáveis em análise.

2.2 Estacionariedade das séries

Procedeu-se à verificação da estacionariedade das séries temporais através do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), com o objetivo de avaliar a presença de raiz unitária. Na aplicação da Regressão Linear Múltipla a estacionariedade assume relevância pelo facto das variáveis se traduzirem em séries cronológicas.

A utilização de séries não estacionárias pode conduzir a regressões espúrias, ou seja, a relações estatísticas entre a variável dependente e as variáveis explicativas podem ser significativas, apenas porque evoluem de acordo com uma tendência comum. Neste caso, a passagem do tempo pode ser o fator principal para a significância estatística das variáveis não existindo uma correlação real.

Os resultados obtidos para as séries demonstraram que as variáveis PIB nominal, valor das avaliações bancárias das habitações, Taxa de risco de pobreza após as transferências sociais,

e a variável taxa de variação homologa média anual do IPC apresentam raiz unitária, não sendo estacionárias. No caso do Produto Interno Bruto (PIB), a estatística do teste ADF foi positiva, não permitindo rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade, conforme se encontra detalhado em Anexo, no Quadro 16. e de modo semelhante, a variável correspondente ao preço médio das avaliações bancárias revelou a presença de raiz unitária, tal como se pode verificar em Anexo, no Quadro 17.

Relativamente à variável taxa de risco de pobreza após transferências sociais, os resultados do teste ADF, apresentados em Anexo, no Quadro 18, evidenciam um valor-p assintótico de 0,08202. Assim, ao nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula, concluindo-se que a série apresenta raiz unitária e, portanto, não é estacionária em tendência estocástica. Contudo, é importante salientar que, ao adotar um nível de significância de 10%, a hipótese nula seria rejeitada, o que indicaria a estacionariedade da variável. No entanto, por razões de consistência metodológica com as restantes séries analisadas, manteve-se o critério de $\alpha = 5\%$, considerando a série como não estacionária. Ressalva-se, ainda, que esta variável apresenta um grau de estacionariedade superior ao verificado nas séries anteriores, situando-se muito próxima do limiar de rejeição da hipótese nula. Neste contexto, optou-se por não aplicar a transformação em logaritmos naturais, recorrendo-se apenas à primeira diferença para alcançar estacionariedade.

No que se refere à variável taxa de variação homologa média anual do IPC, o resultado do teste ADF, apresentado em Anexo, no Quadro 19, revelou um valor-p assintótico de 0,09811. Assim, de forma consistente com a variável anterior, ao nível de significância de 5% não se rejeita a hipótese nula, concluindo-se que a série possui raiz unitária e não é estacionária em tendência estocástica. Todavia, ao considerar um nível de significância de 10%, a série poderia ser classificada como estacionária. Mantendo, porém, a coerência metodológica adotada ao longo do estudo, foi seguido o critério de $\alpha = 5\%$, classificando-se a variável como não estacionária. Tal como verificado na taxa de risco de pobreza, o IPC apresenta igualmente um grau de estacionariedade mais elevado do que outras séries analisadas, encontrando-se próximo do limiar de rejeição da hipótese nula. Por conseguinte, também neste caso não foi aplicada a transformação logarítmica, tendo-se optado exclusivamente pela primeira diferença como procedimento para alcançar estacionariedade.

Quanto à variável coeficiente de GINI, o resultado obtido apresentou um valor-p assintótico de 0,009977, o que se encontra inferior ao nível de significância de 5%. Desta forma,

rejeita-se a hipótese nula (H_0) de que a série possui uma raiz unitária, concluindo-se que a variável é estacionária em tendência estocástica. Os resultados detalhados encontram-se apresentados em Anexo, no Quadro 20.

A análise aos resíduos do modelo estimado, representado em Anexo no Quadro 21, revelou um valor-p assintótico de 0,0004159, o que permite rejeitar a hipótese nula (H_0) de presença de raiz unitária. Assim, conclui-se que os resíduos são estacionários, cumprindo um dos pressupostos fundamentais da estimação do modelo recorrendo ao método OLS.

Importa referir que a estimação do modelo com as variáveis transformadas em logaritmos e em primeiras diferenças não apresentou significância estatística nas variáveis explicativas, conforme representado em Anexo no Quadro 22, o que comprometeria a capacidade explicativa do modelo. Face a este resultado, optou-se por manter o modelo original, o qual satisfaz os pressupostos relativos ao termo do erro, apresentando resíduos estacionários. Este conjunto de verificações reforça a validade dos testes de inferência estatística aplicados e aumenta a robustez das previsões obtidas a partir do modelo.

Contudo, é importante salientar que, apesar da estacionariedade dos resíduos, o modelo não evidencia estacionariedade em sentido lato. Esta limitação pode indiciar a possibilidade de ocorrência de regressão espúria, embora a probabilidade de tal ocorrência seja consideravelmente reduzida face às justificações e resultados apresentados anteriormente.

2.3 Normalidade das variáveis explicativas

A avaliação da normalidade das variáveis explicativas é um procedimento comum em análises econométricas, uma vez que a distribuição dos resíduos pode influenciar a validade de certas inferências estatísticas. Para esta dissertação, foi aplicado o teste de Jarque-Bera, com uma distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade, que verifica se os dados seguem uma distribuição normal com base na simetria (skewness) e na curtose (Kurtosis).

Neste teste, a hipótese nula (H_0) assume que os dados seguem uma distribuição normal, enquanto a hipótese alternativa (H_1) indica o contrário. A decisão baseia-se no p-value:

- Se o valor p for inferior ao nível de significância pré-definido (assumindo o valor 5% ou 0,05 nesta dissertação), rejeita-se a hipótese nula, indicando que os dados não seguem uma distribuição normal.

- Se o valor p for superior ou igual a 0,05, não se rejeita a hipótese nula, sugerindo que os dados podem ser considerados como provenientes de uma distribuição normal.

A Tabela 6 apresenta os resultados do teste de Jarque-Bera para as variáveis explicativas consideradas neste estudo.

Tabela 6 - Resultados do teste Jarque-Bera das variáveis explicativas.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETl.

Variável	Estatística	Valor p
PIB Nominal	3,78722	0,05299
Valor das Avaliações Bancárias	0,563896	0,743508
Taxa de Risco de Pobreza	0,369617	0,754803
Taxa de variação homóloga média anual do IPC	5,29761	0,0510646

Observa-se que todas as variáveis apresentam p-valores superiores ao nível de significância de 5%, o que indica que não há evidências estatísticas para rejeitar a hipótese de normalidade.

2.4 Identificação de Outliers

A identificação de outliers é uma etapa relevante na análise estatística, pois observações extremas podem influenciar significativamente os resultados da modelação. Uma das abordagens mais utilizadas para detetar valores atípicos é a utilização do gráfico Box-Plot, que permite visualizar a distribuição dos dados e identificar pontos que se encontram fora dos limites normais.

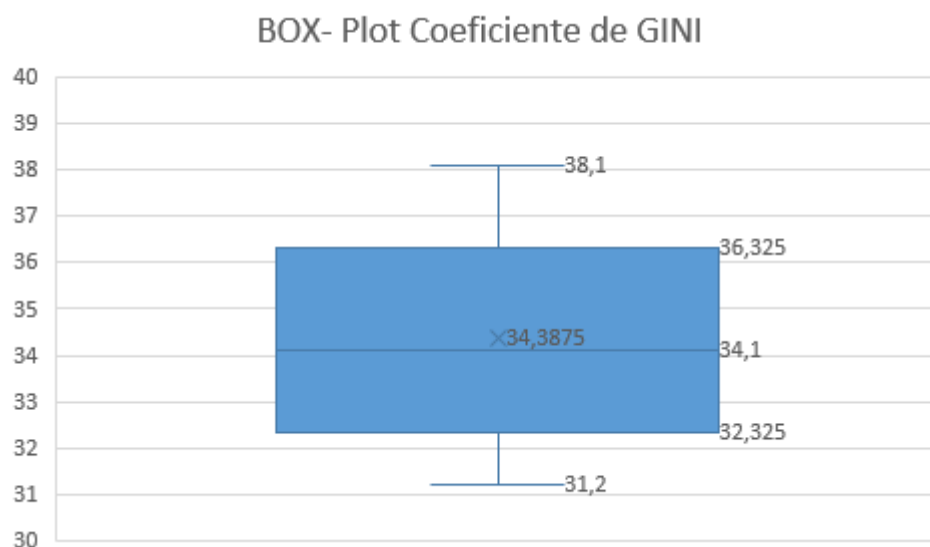


Figura 8 - Box-Plot da variável Coeficiente de Gini

Fonte: Autoria própria utilizando o software Excel.

O Box-Plot do Coeficiente de GINI, representado na figura 8, não apresenta outliers, indicando que a distribuição dos valores ao longo do período analisado é relativamente homogénea e não apresenta variações extremas.

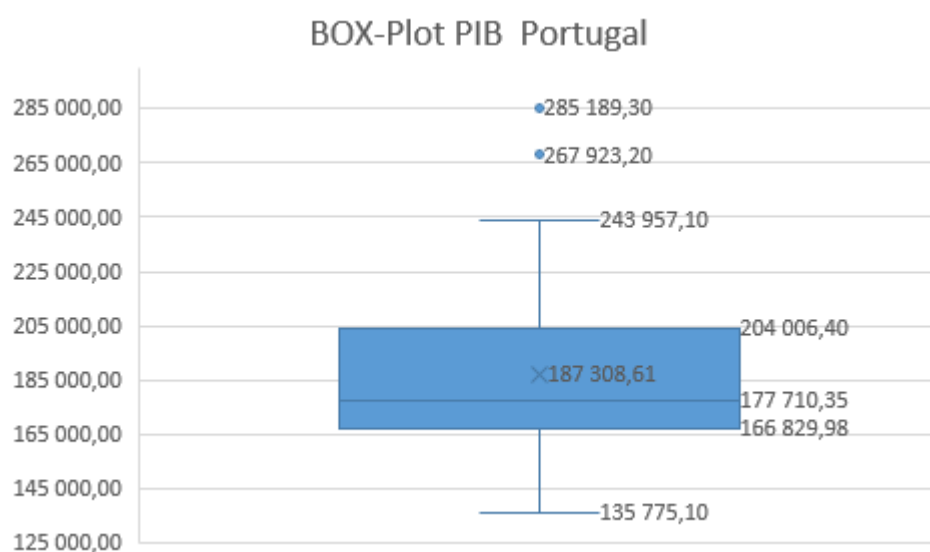


Figura 9 - Box-Plot da variável PIB Nominal

Fonte: Autoria própria utilizando o software Excel.

No Box-Plot do PIB nominal, representado na figura 9, foi identificado dois outliers em 2023, e 2024. Estes valores podem ser explicados pelo crescimento recente do PIB nominal, influenciado por fatores como a inflação elevada e o aumento da atividade económica.

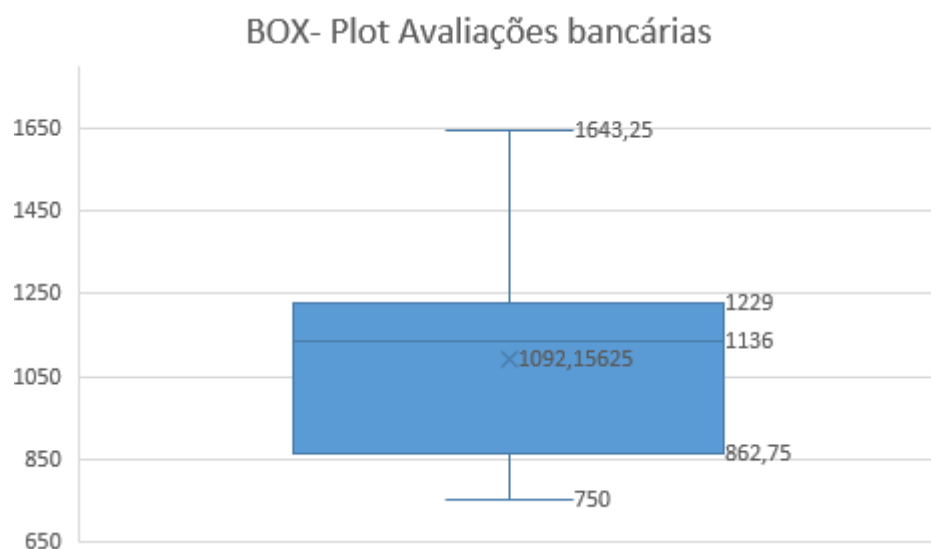


Figura 10 - Box-Plot da variável Avaliações Bancárias.

Fonte: Autoria própria utilizando o software Excel.

O Box-Plot do valor das avaliações bancárias, representado na figura 10, também não revela a presença de outliers.

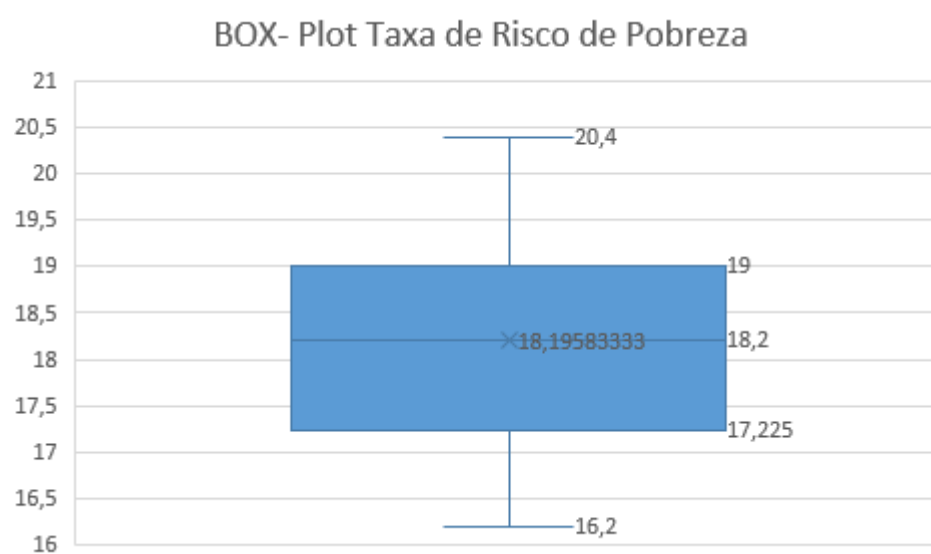


Figura 11 - Box-Plot da variável Taxa de Risco de Pobreza.

Fonte: Autoria própria utilizando o software Excel.

Também não foram identificados outliers na variável Taxa de Risco de pobreza, representada na figura 11, o que sugere que a variação da taxa de risco de pobreza ao longo dos anos manteve-se dentro dos limites normais, sem flutuações extremas que possam comprometer a análise estatística.

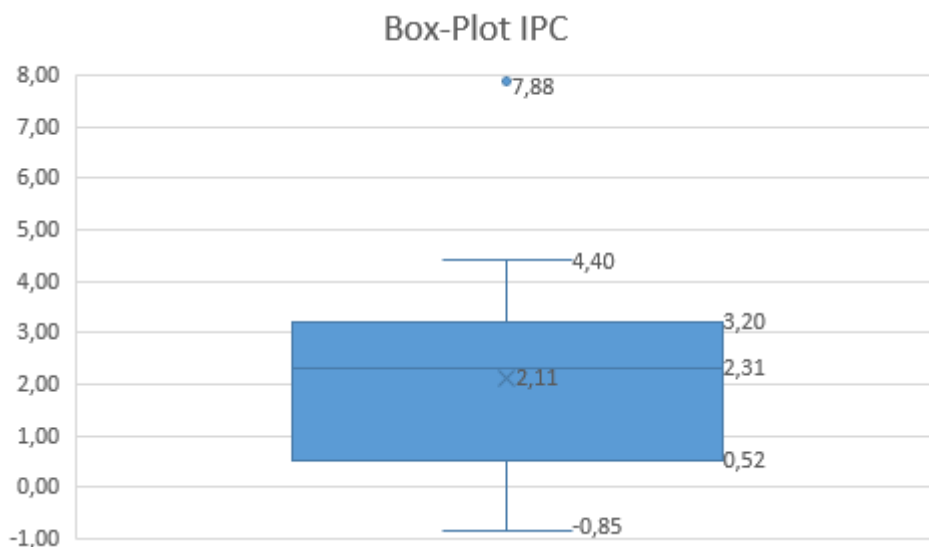


Figura 12- Box-Plot da variável Taxa de variação homóloga média anual do IPC

Fonte: Autoria própria utilizando o software Excel.

Finalmente na variável Taxa de Variação Homóloga Média Anual do IPC, representada na figura 12, foi identificado um outlier em 2022, correspondente a uma taxa de 7,88%. Este valor pode estar associado ao contexto inflacionista registado nesse ano, influenciado pelo aumento dos preços da energia e dos bens essenciais.

No presente estudo, opta-se por manter os outliers identificados, dado que estes refletem eventos económicos significativos que influenciaram a evolução das variáveis analisadas.

No caso do PIB Nominal, os valores extremos registados em 2023 e 2024 refletem um crescimento expressivo da economia, impulsionado por fatores como a elevada inflação e a recuperação económica após a pandemia da COVID-19. Estes elementos, ao influenciarem diretamente o nível do produto agregado, justificam a preservação desse outlier, uma vez que a sua remoção poderia distorcer a trajetória real da variável e comprometer a análise da evolução do PIB ao longo do tempo.

De igual modo, a Taxa de Variação Homóloga Média Anual do IPC apresenta um outlier em 2022, associado a um período de forte pressão inflacionista, caracterizado pelo aumento generalizado dos preços, especialmente no setor da energia e dos bens essenciais. Este fenómeno teve implicações diretas na economia, influenciando o poder de compra das famílias e condicionando a formulação da política monetária. A exclusão deste outlier poderia

comprometer a análise ao subestimar o impacto da inflação elevada no comportamento das variáveis macroeconómicas e nos mecanismos de ajustamento da economia.

Desta forma, a manutenção destes valores extremos justifica-se pela necessidade de preservar a integridade da análise económica, evitando a perda de informação relevante e assegurando que os resultados obtidos refletem com precisão os fenómenos subjacentes às variações observadas.

2.5 Teste de Quebras Estruturais

Verificar a presença de quebras estruturais pode contribuir para a análise de séries temporais, pois alterações na estrutura dos dados podem influenciar a estabilidade dos coeficientes e a interpretação dos resultados. Para identificar possíveis mudanças nas variáveis em estudo, será aplicado o Teste de Chow, que compara os coeficientes de uma regressão linear entre dois subconjuntos da amostra definidos com base num ponto de divisão previamente determinado.

A metodologia do teste assenta na decomposição da soma dos quadrados dos resíduos em três componentes: uma correspondente ao modelo estimado para todo o período e duas relativas aos modelos estimados separadamente para os períodos antes e depois da possível quebra. A formulação das hipóteses do teste é dada por:

H_0 : Não existe quebra estrutural, ou seja, os coeficientes da regressão são constantes ao longo do período analisado.

H_1 : Existe uma quebra estrutural, isto é, os coeficientes da regressão diferem significativamente entre os dois períodos.

O teste segue uma distribuição F e compara a estatística calculada com o valor crítico correspondente. Se a estatística F exceder o valor crítico para um dado nível de significância, rejeita-se H_0 , indicando evidência estatística da existência de uma quebra estrutural. Caso contrário, não se rejeita H_0 , sugerindo que a relação entre as variáveis se mantém estável ao longo do tempo.

Os resultados da aplicação do Teste de Chow às variáveis independentes desta dissertação estão apresentados no Quadro 1. Nesta análise, o software GRETL selecionou automaticamente o

ano de 2012 como ponto de possível mudança estrutural, sugerindo que, a partir desse ano, pode ter ocorrido uma alteração na relação entre as variáveis ao longo do período analisado.

Quadro 1 - Teste de Chow para a falha estrutural na observação 2012.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETL.

Regressão aumentada para o teste de Chow				
Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2001-2024 (T = 24)				
Variável dependente: Coeficiente_GINI_Portugal				
	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	27,2098	11,6192	2,342	0,0345 **
PIB_Milhoes_Euros	-3,94338e-05	2,47233e-05	-1,595	0,1330
Avaliacao_bancar~	0,00781141	0,00195175	4,002	0,0013 ***
Taxa_risco_pobre~	0,266130	0,431040	0,6174	0,5469
IPC_medio_Anual_~	0,575664	0,186875	3,080	0,0081 ***
splitdum	-7,30836	12,7847	-0,5716	0,5766
sd_PIB_Milhoes_E~	2,04601e-05	3,20287e-05	0,6388	0,5333
sd_Avaliacao_ban~	-0,00628192	0,00307229	-2,045	0,0602 *
sd_Taxa_risco_po~	0,575400	0,482631	1,192	0,2530
sd_IPC_medio_An~	-0,351336	0,209530	-1,677	0,1158
Média var. dependente	34,38750	D.P. var. dependente		2,088543
Soma resid. quadrados	4,772834	E.P. da regressão		0,583881
R-quadrado	0,952427	R-quadrado ajustado		0,921844
F(9, 14)	31,14264	valor P(F)		9,65e-08
Log. da verosimilhança	-14,67316	Critério de Akaike		49,34632
Critério de Schwarz	61,12686	Critério Hannan-Quinn		52,47170
rho	0,177512	Durbin-Watson		1,492452
Teste de Chow para a falha estrutural na observação 2012				
F(5, 14) = 1,58791 com valor p 0,2272				

A aplicação do Teste de Chow para a observação de 2012 gerou uma estatística F de 1,58791, com um valor p de 0,2272. Este resultado sugere que, para o modelo global, não há evidência estatística suficiente para rejeitar a hipótese nula de ausência de quebras estruturais ao nível de 5%, indicando que, no conjunto da regressão, a relação entre as variáveis explicativas e a desigualdade de rendimentos não sofreu alterações estruturais significativas em 2012.

No entanto, a análise individual das variáveis revela que o preço das avaliações bancárias e, em menor grau, a taxa de variação homóloga do IPC, apresentam alterações estruturais significativas.

A análise gráfica da série temporal das avaliações bancárias, representada na Figura 5, na página 33 desta dissertação, reforça esta conclusão, evidenciando uma trajetória de

crescimento sustentado no valor das avaliações bancárias após 2012. Este comportamento está associado à recuperação gradual do mercado imobiliário após a crise financeira, à redução das taxas de juro e ao aumento da procura por habitação, fatores que alteraram a dinâmica entre o setor imobiliário e a desigualdade de rendimentos.

O comportamento gráfico da variável Taxa de Variação Homóloga Média Anual do IPC, representado na Figura 7, na página 35 desta dissertação, reforça esta hipótese, evidenciando um aumento abrupto da inflação em 2022, impulsionado por choques externos, como a crise energética e as disrupções nas cadeias de abastecimento globais. Estes fatores podem ter alterado a relação entre inflação e desigualdade de rendimentos, justificando a consideração de uma possível mudança estrutural.

2.6 Correlações entre Variáveis

A matriz de correlação de Pearson permite analisar as relações lineares entre a variável dependente, o coeficiente de GINI, e as variáveis explicativas: PIB, avaliação bancária de imóveis, taxa de risco de pobreza e índice de preços no consumidor (IPC).

A matriz de correlação para o período de 2001 a 2024 é apresentada na Tabela 7. Os valores críticos bilaterais para um n de 24 são 0,4044 a um nível de 5%, servindo de referência para avaliar a significância estatística das correlações observadas.

Tabela 7 - Matriz de Correlação de Pearson entre as variáveis analisadas (2001–2024)

Fonte: Autoria própria, utilizando o Excel.

	Coef_GINI	PIB	Aval_Banc	Risco_Pob	IPC
Coef_GINI	1,0000	-0,7691	-0,0229	0,7584	0,2985
PIB	-0,7691	1,0000	0,5614	-0,7932	0,1390
Aval_Banc	-0,0229	0,5614	1,0000	-0,4411	0,4449
Risco_Pob	0,7584	-0,7932	-0,4411	1,0000	-0,0364
IPC	0,2985	0,1390	0,4449	-0,0364	1,0000

A análise da matriz de correlação revela padrões relevantes entre as variáveis em estudo. O coeficiente de GINI apresenta uma correlação negativa com o PIB (-0,7691), sugerindo que um crescimento económico mais robusto tende a estar associado a uma menor desigualdade de rendimentos. Como o valor absoluto do coeficiente excede o limiar de 0,4044, esta relação é estatisticamente significativa ao nível de 5%.

Por outro lado, o coeficiente de GINI exibe uma correlação positiva de 0,7584 com a taxa de risco de pobreza, o que indica que uma maior desigualdade está associada a uma maior proporção da população em situação de pobreza. Esta relação também é estatisticamente significativa ao nível de 5%, reforçando a ligação entre desigualdade e pobreza relativa.

A avaliação bancária de imóveis apresenta uma correlação negativa muito fraca com o coeficiente de GINI (-0,0229), não ultrapassando o limiar de significância de 5%, o que sugere ausência de uma relação linear robusta entre estas variáveis. Por outro lado, observa-se uma correlação moderada entre a avaliação bancária e o PIB (0,5614), valor que excede o limiar de significância de 5%, indicando que o mercado imobiliário pode acompanhar a evolução da atividade económica.

A correlação entre a avaliação bancária e o IPC médio anual é de 0,4449, o que também ultrapassa o limiar de significância de 5%, sugerindo uma relação moderada entre os preços do mercado imobiliário e a inflação.

A taxa de risco de pobreza apresenta uma forte correlação negativa com o PIB (-0,7932), estatisticamente significativa ao nível de 5%, o que reforça a evidência de que o crescimento económico está associado à redução da pobreza relativa. Verifica-se ainda uma correlação negativa de -0,4411 entre a taxa de risco de pobreza e a avaliação bancária, também significativa a 5%, o que pode indicar uma relação inversa entre os preços da habitação e os níveis de pobreza.

No entanto, a relação deve ser interpretada com cautela. À primeira vista, não parece coerente que o aumento dos preços da habitação esteja ligado a uma menor pobreza, já que habitações mais caras tendem a dificultar o acesso ao mercado imobiliário, especialmente para famílias de baixos rendimentos. Uma possível explicação é que esta variável mede a pobreza após as transferências sociais. Ou seja, em períodos de maior dinamismo económico e valorização do mercado imobiliário, o Estado pode arrecadar mais impostos, o que pode permitir reforçar os apoios sociais. Assim, o aumento das receitas públicas pode ajudar a compensar, em parte, os efeitos negativos do aumento dos preços da habitação. Ainda assim, estas relações devem ser vistas com precaução, já que podem estar influenciadas por outros fatores não incluídos no modelo.

Por fim, o IPC médio anual apresenta correlações fracas com o coeficiente de GINI (0,2985) e com o PIB (0,1390), ambas não significativas ao nível de 5%, o que indica que, neste

período, a inflação não está diretamente associada nem à desigualdade de rendimentos nem ao crescimento económico de forma estatisticamente robusta.

2.7 Modelo Econométrico: Regressão Linear Múltipla

Os resultados da regressão linear múltipla estimada através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) são apresentados no quadro 2.

Quadro 2 - Estimação do Modelo – Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) para o Coeficiente de GINI em Portugal (2001-2023).

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETL

Modelo 4: Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2001-2024 (T = 24)					
Variável dependente: Coeficiente_GINI_Portugal					
	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	25,7917	4,41967	5,836	1,27e-05	***
PIB_Milhoes_Euros	-4,43837e-05	6,27401e-06	-7,074	9,90e-07	***
Avaliacao_bancar~	0,00417852	0,000730571	5,720	1,64e-05	***
Taxa_risco_pobre~	0,652593	0,191509	3,408	0,0030	***
IPC_medio_Anual_~	0,223502	0,0776581	2,878	0,0096	***
Média var. dependente	34,38750	D.P. var. dependente		2,088543	
Soma resid. quadrados	7,479564	E.P. da regressão		0,627424	
R-quadrado	0,925448	R-quadrado ajustado		0,909752	
F(4, 19)	58,96356	valor P(F)		1,90e-10	
Log. da verosimilhança	-20,06397	Critério de Akaike		50,12795	
Critério de Schwarz	56,01822	Critério Hannan-Quinn		51,69064	
rho	0,354200	Durbin-Watson		1,111479	

A fórmula geral do modelo é apresentada abaixo:

$$GINIt = \beta_0 + \beta_1 \cdot PIBt + \beta_2 \cdot VAt + \beta_3 \cdot POBt + \beta_4 \cdot IPCt + \varepsilon t$$

Onde:

$GINIt$, representa o coeficiente de GINI no período t ;

β_0 , representa o intercepto do modelo;

β_i ($i = 1,2,3,4$), são os coeficientes que captam o impacto marginal de cada variável independente sobre o coeficiente de GINI;

εt , representa o termo de erro do modelo ou variável aleatória, e reflete as variações não explicadas do coeficiente de GINI pelas variáveis independentes.

A escolha da regressão linear múltipla baseia-se na necessidade de captar o impacto conjunto de diferentes variáveis socioeconómicas na desigualdade de rendimentos, representada pelo coeficiente de GINI. Este modelo é amplamente utilizado em análises econométricas devido à sua simplicidade e capacidade de explicar a variabilidade de uma variável dependente com base em múltiplos fatores, conforme ilustrado em estudos como os de Sandra Cristina Antunes Rodrigues (2012) e José Alberto Mota Fernandes (2019). Estes trabalhos destacaram a robustez e a aplicabilidade do modelo na análise de dados reais em contextos diversos, reforçando sua adequação para este estudo.

Com base na literatura e em fundamentos teóricos, foram formuladas as seguintes hipóteses sobre as relações esperadas entre as variáveis independentes e o coeficiente de GINI:

O PIB (β_1), terá uma relação negativa com o coeficiente de GINI, pois espera-se que o crescimento económico contribua para a redução da desigualdade, especialmente em contextos de políticas redistributivas eficazes.

O valor das avaliações bancárias (β_2) poderá apresentar um efeito ambíguo sobre a desigualdade de rendimentos. Embora o aumento dos preços da habitação possa intensificar a desigualdade patrimonial, esse impacto pode não se refletir diretamente no coeficiente de GINI, dependendo de fatores como o acesso ao crédito, à habitação e às dinâmicas do mercado imobiliário.

A taxa de risco de pobreza (β_3), apresentará uma relação positiva, refletindo o impacto direto da pobreza relativa na desigualdade de rendimentos.

O IPC (β_4) poderá também apresentar uma relação ambígua com a desigualdade, uma vez que o efeito da inflação sobre os rendimentos reais pode variar consoante o nível de rendimento e o acesso a mecanismos de proteção inflacionária por parte das diferentes camadas da população.

Cada coeficiente β_i representa o impacto marginal de uma unidade adicional na variável independente X_i sobre a variável dependente Y (o coeficiente de GINI), mantendo-se as restantes variáveis constantes. Por exemplo, β_1 indica como uma variação unitária no PIB afeta o índice de GINI, enquanto β_3 mede o impacto direto de uma alteração na taxa de risco de pobreza após a transferências sociais sobre a desigualdade de rendimentos.

Este modelo revelou-se apropriado tanto pela natureza dos dados disponíveis quanto pelos objetivos da pesquisa. A simplicidade e a robustez do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) tornam-no uma escolha adequada para explorar as relações entre as variáveis explicativas e a variável dependente. Além disso, os coeficientes estimados permitem uma análise que fornece informações sobre a magnitude, direção e significância estatística dos impactos, contribuindo para conclusões fundamentadas sobre o tema.

Por fim, a interpretação dos coeficientes estimados oferece insights valiosos sobre a dinâmica socioeconómica, permitindo avaliar como alterações no mercado imobiliário, na pobreza e na inflação afetam a desigualdade de rendimentos. Essa abordagem contribui para uma compreensão mais abrangente dos determinantes da desigualdade em Portugal, alinhando-se aos objetivos deste estudo.

2.8 Validação dos Pressupostos do Modelo

A robustez e a validade de um modelo de Regressão Linear Múltipla dependem do cumprimento de um conjunto de pressupostos estatísticos fundamentais.

Quando estes pressupostos são respeitados, as estimativas obtidas apresentam um conjunto de propriedades desejáveis: são não enviesadas, ou seja, em média, os valores estimados coincidem com os verdadeiros valores populacionais; são eficientes, no sentido em que possuem a menor variância possível entre os estimadores lineares não enviesados; são também consistentes, já que tendem a aproximar-se dos valores reais à medida que o número de observações aumenta.

Estas propriedades, em conjunto, conferem aos estimadores o estatuto de BLUE — *Best Linear Unbiased Estimators*. O incumprimento de um ou mais destes pressupostos compromete a fiabilidade do modelo, podendo conduzir a interpretações incorretas sobre a relação entre as variáveis analisadas.

Linearidade dos Parâmetros

O pressuposto de linearidade dos parâmetros exige que a relação entre a variável dependente e as variáveis explicativas seja corretamente especificada. A ausência de linearidade pode resultar na omissão de variáveis relevantes, na introdução de variáveis desnecessárias ou na incorreta forma funcional do modelo, comprometendo a validade das estimativas.

Para avaliar este pressuposto, foram analisados gráficos de dispersão entre os valores ajustados pelo modelo e os resíduos e o teste RESET de Ramsey.

Este teste verifica se existem formas não lineares ou variáveis omitidas que possam melhorar o ajuste do modelo, através da inclusão de potências dos valores ajustados.

O teste RESET, cujos resultados estão apresentados em Anexo, no Quadro 23, não indica evidências estatisticamente significativas de má especificação do modelo, sugerindo que a relação entre as variáveis é adequadamente capturada pela regressão linear múltipla.

Adicionalmente, os gráficos de dispersão apresentados nas Figuras 13 a 16 mostram a relação entre o coeficiente de GINI e as variáveis independentes.

A análise visual destes gráficos não sugere desvios evidentes da linearidade, reforçando a adequação do modelo.

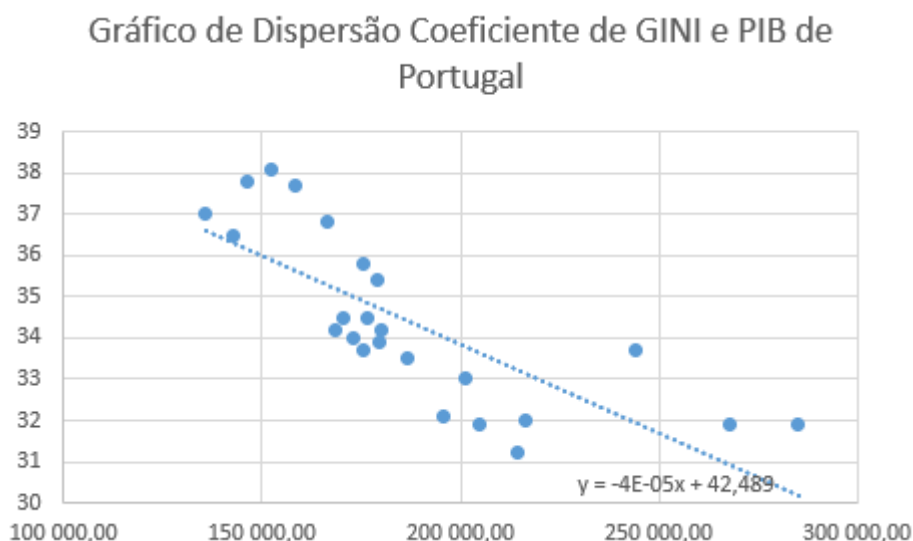


Figura 13 - Gráfico de Dispersão das variáveis Coeficiente de Gini e PIB de Portugal

Fonte: Autoria própria, utilizando o software Microsoft Excel

Gráfico de Dispersão Coeficiente de GINI e Avaliações bancárias das habitações

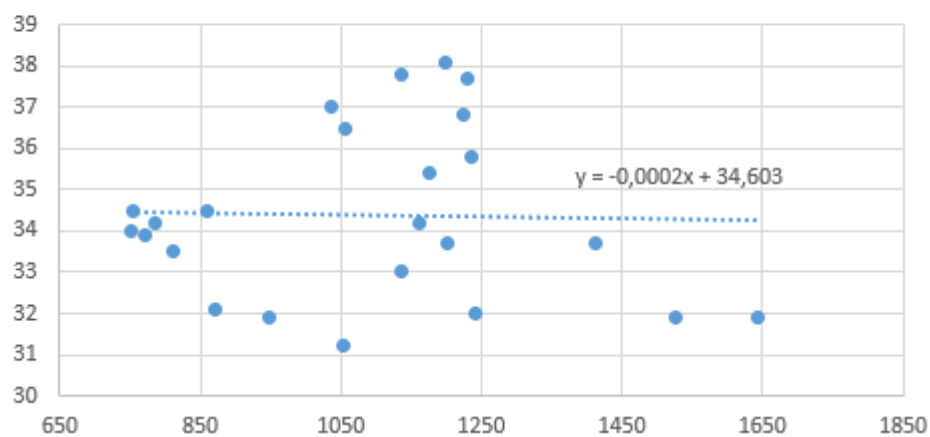


Figura 14 - Gráfico de Dispersão das variáveis Coeficiente de Gini e Avaliações Bancárias das habitações.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software Microsoft Excel

Gráfico de Dispersão Coeficiente de GINI e Taxa de Pobreza

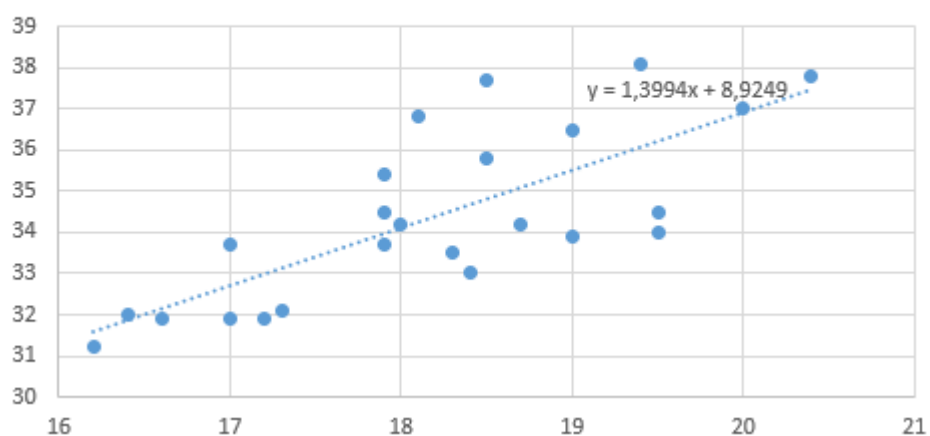


Figura 15 - Gráfico de Dispersão das variáveis Coeficiente de Gini e Taxa de Pobreza.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software Microsoft Excel

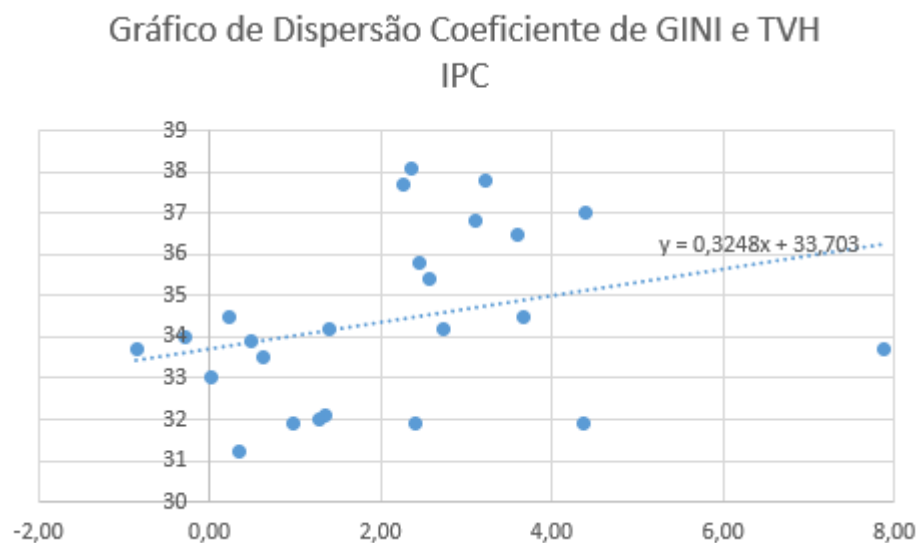


Figura 16 - Gráfico de Dispersão das variáveis Coeficiente de Gini e TVH IPC.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software Microsoft Excel

Independência entre os Erros e as Variáveis Explicativas

Um dos pressupostos centrais da Regressão Linear Múltipla é que o termo de erro (ϵ) não deve estar correlacionado com as variáveis explicativas do modelo. A violação desta hipótese indica a presença de endogeneidade, que pode ocorrer devido à omissão de variáveis relevantes, simultaneidade ou erros de medição. Caso este problema esteja presente, as estimativas obtidas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) tornam-se enviesadas e inconsistentes, comprometendo a validade das inferências estatísticas.

Para avaliar a conformidade com este pressuposto, foram analisados gráficos de dispersão entre os resíduos do modelo e as variáveis explicativas. Uma dispersão aleatória em torno do eixo horizontal sugere a ausência de correlação entre os erros e as variáveis explicativas.

Esperança Matemática do Erro $E(\epsilon)=0$

Um dos pressupostos fundamentais do modelo de Regressão Linear Múltipla é que o termo de erro (ϵ) apresenta uma esperança matemática nula, isto é, $E(\epsilon) = 0$. Esta condição implica que, em média, os erros do modelo não apresentam um viés sistemático, garantindo que as estimativas dos coeficientes não sejam enviesadas e que sejam consistentes. A violação deste pressuposto pode ocorrer quando existem variáveis omitidas no modelo que estão correlacionadas com as variáveis explicativas, conduzindo a estimativas distorcidas e comprometendo a validade das inferências estatísticas. Para mitigar este risco, é essencial

garantir que o modelo inclui todas as variáveis relevantes para a explicação da variável dependente, evitando assim a omissão de fatores determinantes.

A verificação deste pressuposto foi realizada através da análise gráfica dos resíduos do modelo estimado com todas as variáveis explicativas. Como se pode observar nas Figuras 17 a 21, a dispersão dos resíduos ocorre de forma aleatória em torno do eixo horizontal, sem evidência de padrões sistemáticos, nem tendências significativas o que confirma o cumprimento da hipótese de esperança matemática nula do erro.

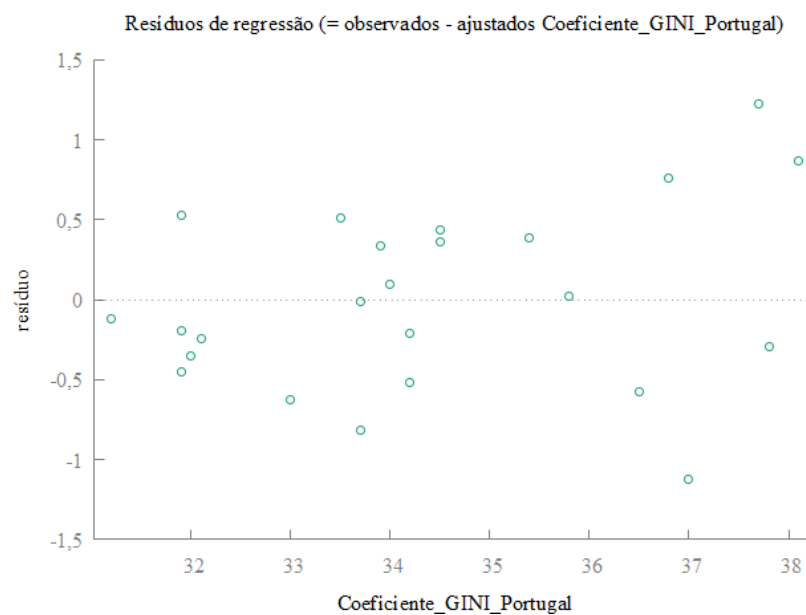


Figura 17 - Gráfico dos resíduos em função do Coeficiente de GINI: evidência de dispersão aleatória dos resíduos, indicando ausência de viés sistemático.

Fonte: Autoria própria, utilizando o GRETL.

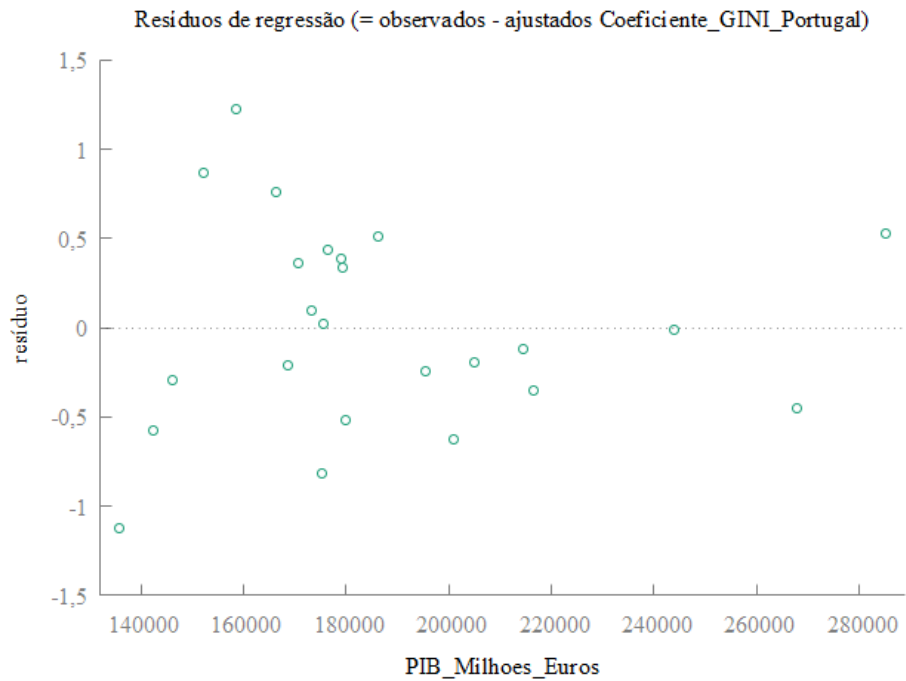


Figura 18 - Gráfico dos resíduos em função do PIB: evidência de dispersão aleatória dos resíduos, indicando ausência de viés sistemático.

Fonte: Autoria própria, utilizando o GRETl.

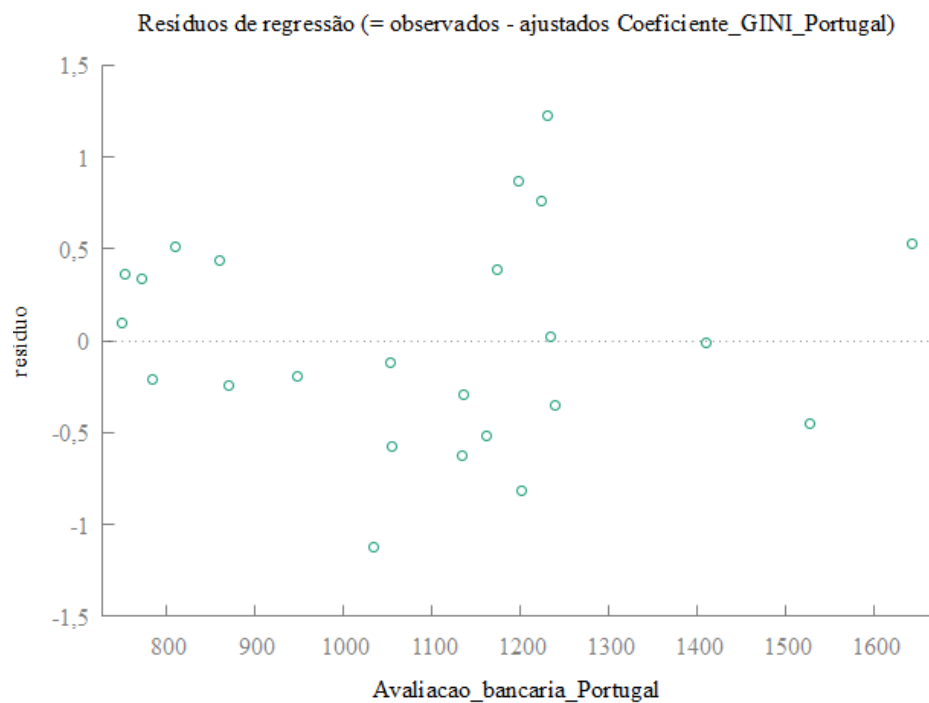


Figura 19 - Gráfico dos resíduos em função das avaliações bancárias das habitações: padrão aleatório que confirma o cumprimento da hipótese $E(\epsilon) = 0$.

Fonte: Autoria própria, utilizando o GRETl.

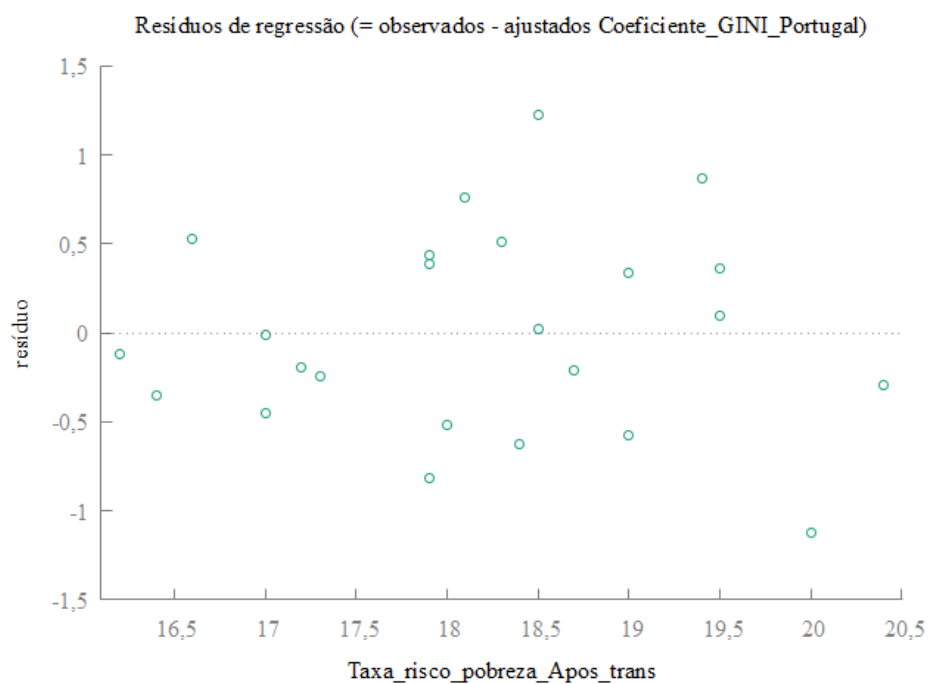


Figura 20 - Gráfico dos resíduos em função das avaliações da taxa de risco de pobreza após as transferências sociais: padrão aleatório que confirma o cumprimento da hipótese $E(\epsilon) = 0$.

Fonte: Autoria própria, utilizando o GRETL.

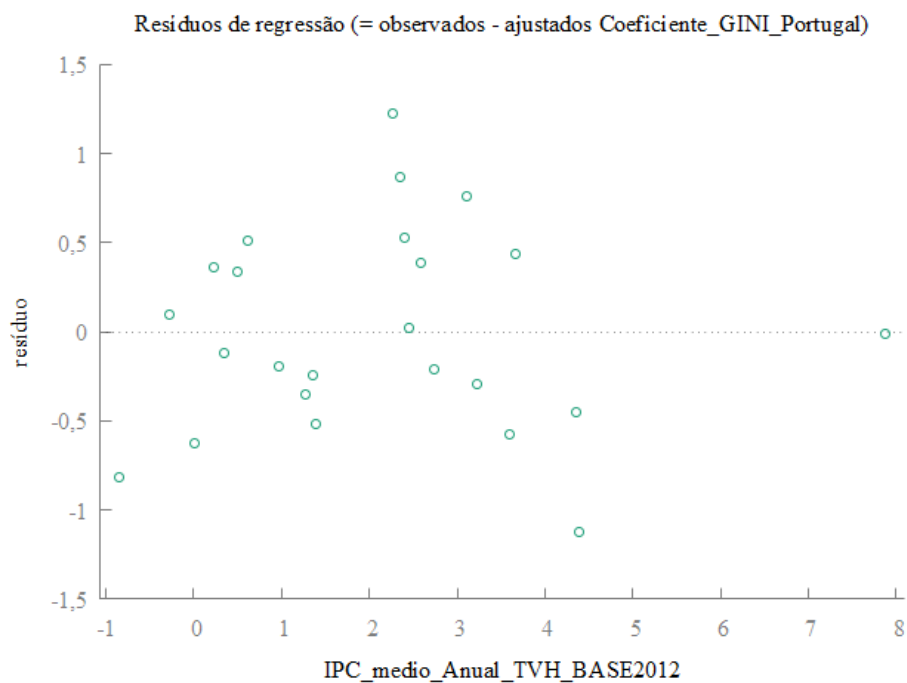


Figura 21 - Gráfico dos resíduos em função do IPC médio anual: distribuição aleatória dos resíduos em torno do zero, sustentando a validade deste pressuposto.

Fonte: Autoria própria, utilizando o GRETL.

Homocedasticidade dos Erros

A homocedasticidade é um pressuposto essencial da Regressão Linear Múltipla, exigindo que a variância dos erros (ϵ) se mantenha constante ao longo das observações. Quando esta condição não é cumprida, ocorre heterocedasticidade, o que pode afetar a eficiência dos estimadores e comprometer a fiabilidade das inferências estatísticas.

Para verificar este pressuposto, recorreu-se ao Teste de White, que é robusto e não exige pressupostos sobre a forma da variância dos erros. Como apresentado no Quadro 3, o valor p obtido é superior ao nível de significância de 5%, pelo que não se rejeita a hipótese nula de homocedasticidade.

Assim, conclui-se que não há indícios de heterocedasticidade no modelo, o que confirma a validade deste pressuposto e reforça a fiabilidade das estimativas obtidas.

Quadro 3 - Teste de Homocedasticidade de White.

Fonte: Autoria própria, utilizando o GRETL.

Teste de White para a heterocedasticidade				
Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2001-2024 (T = 24)				
Variável dependente: uhat^2				
	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-49,3673	163,211	-0,3025	0,7692
PIB_Milhoes_Euros	-0,000363035	0,000488104	-0,7438	0,4760
Avaliacao_bancar~	0,100302	0,0434012	2,311	0,0462 **
Taxa_risco_pobre~	2,74493	13,4243	0,2045	0,8425
IPC_medio_Anual_~	-0,688469	2,76132	-0,2493	0,8087
sq_PIB_Milhoes_E~	1,08225e-09	4,89520e-010	2,211	0,0544 *
X2_X3	-2,65052e-07	9,90964e-08	-2,675	0,0254 **
X2_X4	1,45109e-05	2,15373e-05	0,6738	0,5174
X2_X5	2,71043e-06	3,60287e-06	0,7523	0,4711
sq_Avaliacao_ban~	7,28392e-06	5,15288e-06	1,414	0,1911
X3_X4	-0,00355000	0,00153998	-2,305	0,0466 **
X3_X5	-0,00125121	0,000657898	-1,902	0,0896 *
sq_Taxa_risco_po~	-0,0410535	0,271281	-0,1513	0,8831
X4_X5	0,0847849	0,132033	0,6421	0,5368
sq_IPC_medio_An~	0,0272901	0,0248371	1,099	0,3004
R-quadrado não-ajustado = 0,761917				
Estatística de teste: $TR^2 = 18,286002$,				
com valor p = $P(\text{Qui-quadrado}(14) > 18,286002) = 0,194064$				

Ausência de Autocorrelação dos Erros

O pressuposto da ausência de autocorrelação exige que os erros (ϵ) sejam estatisticamente independentes entre si ao longo do tempo. Em termos formais, a covariância entre os erros de diferentes observações deve ser nula, isto é, $Cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0$ para qualquer $i \neq j$.

A presença de autocorrelação nos resíduos compromete a eficiência dos estimadores do modelo, tornando os testes estatísticos inválidos, podendo gerar coeficientes sub ou sobrestimados. Este problema é particularmente relevante em séries temporais e dados estruturados sequencialmente.

Para testar a presença de autocorrelação dos erros, será aplicado o Teste de Durbin-Watson, que avalia a autocorrelação dos resíduos. Valores da estatístico próximos de 2 indicam ausência de autocorrelação, enquanto valores significativamente inferiores ou superiores sugerem, respetivamente, autocorrelação positiva ou negativa.

Quadro 4 - Estatística de Durbin-Watson.

Fonte: Autoria própria utilizando o GRETL.

Estatística de Durbin-Watson = 1,11148 H1: autocorrelação positiva valor p = 0,00139422 H1: autocorrelação negativa valor p = 0,998606

A Estatística de Durbin-Watson, representada no Quadro 4 desta dissertação, indica a presença de autocorrelação positiva nos resíduos, com um valor de 1,11148. Isto significa que os erros da regressão apresentam dependência ao longo do tempo, o que pode comprometer a validade das inferências estatísticas do modelo.

Após a identificação da presença de autocorrelação nos resíduos do modelo original, procedeu-se à sua correção através da aplicação do método de Cochrane-Orcutt.

A utilização deste procedimento permitiu reduzir substancialmente a autocorrelação dos resíduos, embora não a tenha eliminado por completo, contribuindo, ainda assim, para uma maior aproximação ao cumprimento dos pressupostos do modelo.

O método de Cochrane-Orcutt, que ajusta os resíduos com base numa estrutura autorregressiva de primeira ordem (AR(1)), produziu resultados mais robustos, mantendo a

significância estatística das variáveis explicativas. Os principais resultados obtidos encontram-se representados no Quadro 7, da página 63 desta dissertação.

Ausência de Multicolinearidade Perfeita

A multicolinearidade ocorre quando duas ou mais variáveis explicativas apresentam uma correlação elevada entre si, dificultando a estimação precisa dos coeficientes da regressão. A existência de multicolinearidade perfeita impede a estimação do modelo, pois a matriz de variáveis explicativas torna-se singular, impossibilitando a inversão necessária no cálculo dos coeficientes por MQO.

Embora a multicolinearidade perfeita seja rara, a presença de multicolinearidade elevada pode inflacionar os erros-padrão das estimativas, reduzindo a significância estatística dos coeficientes e dificultando a interpretação dos resultados.

Para diagnosticar a presença de multicolinearidade, será calculado o Variance Inflation Factor (VIF). Valores de VIF superiores a 10 são frequentemente considerados indicativos de multicolinearidade severa.

Os resultados do teste de VIF apresentados no Quadro 5 confirmam a inexistência de multicolinearidade severa no modelo. Com valores de VIF inferiores ao limiar crítico de 10, verifica-se que as variáveis independentes não apresentam correlações excessivas entre si, garantindo a estabilidade das estimativas dos coeficientes.

Quadro 5 - Teste de Multicolinearidade VIF para as variáveis independentes.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETL

```
Factores de Inflaccionamento da Variância (VIF)
Valor mínimo possível = 1,0
Valores > 10,0 podem indicar um problema de colinearidade

          PIB_Milhoes_Euros      2,925
Avaliacao_bancaria_Portugal      1,827
Taxa_risco_pobreza_Apos_trans     2,486
IPC_medio_Anual_TVH_BASE2012     1,303

VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), onde R(j) é o coeficiente de correlação múltipla
entre a variável j e a outra variável independente
```

Normalidade dos Erros

A hipótese de normalidade dos erros é um requisito essencial para a validade dos testes de inferência estatística na regressão linear múltipla. A normalidade dos resíduos assegura que

as estimativas dos coeficientes seguem uma distribuição normal assintótica, permitindo a utilização de testes t e F com rigor estatístico.

Para testar a normalidade dos resíduos, será utilizado o Teste de Jarque-Bera, que avalia se a assimetria (skewness) e a curtose (kurtosis) dos resíduos diferem significativamente das características de uma distribuição normal. Um valor de Jarque-Bera elevado sugere a presença de desvios à normalidade.

Os resultados do teste, apresentados no Quadro 6, indicam que o p-valor é superior ao nível de significância de 5%, não havendo, assim, evidências para rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos. Conclui-se, portanto, que os erros do modelo seguem uma distribuição aproximadamente normal, validando este pressuposto da regressão.

Quadro 6 - Resultados do Teste Jarque-Bera para os resíduos da regressão.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETL

```
Teste da normalidade dos resíduos -  
Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal  
Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 1,36438  
com valor p = 0,505508
```

O histograma dos resíduos, apresentado na Figura 22, mostra a distribuição dos resíduos das observações 1 a 24.

A distribuição parece ser razoavelmente simétrica, com uma concentração maior de resíduos em torno de zero, o que é esperado em modelos de regressão bem ajustados. A ausência de caudas muito pesadas e a distribuição relativamente uniforme entre os intervalos indicam que não há grandes desvios ou outliers que possam indicar problemas com o modelo.

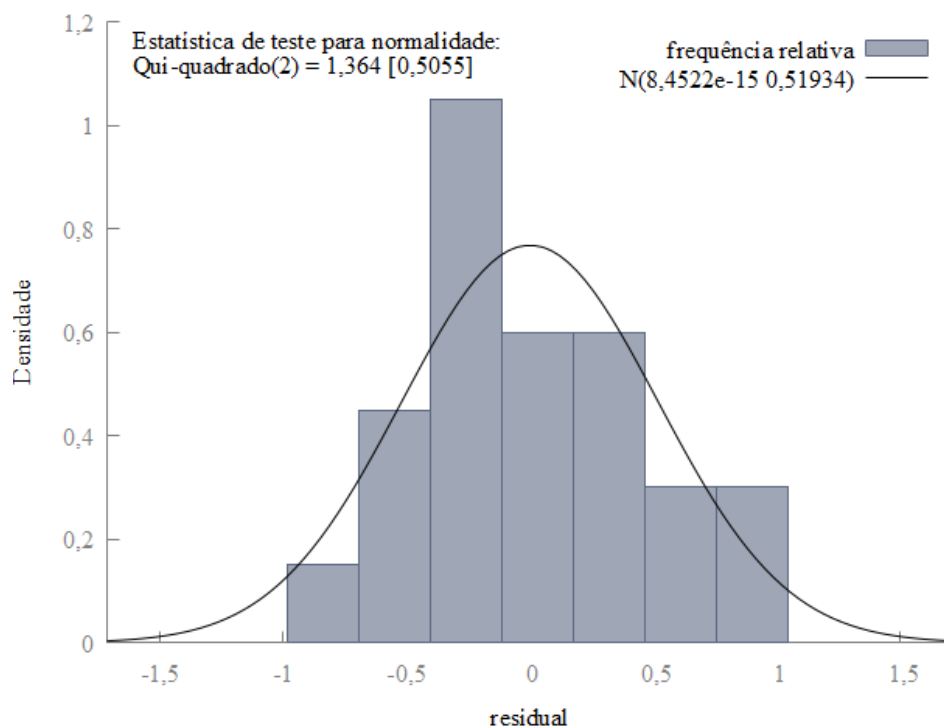


Figura 22 - Histograma da Normalidade dos Resíduos

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETl

2.9 Metodologia de Previsão

A previsão desempenha um papel essencial na análise econométrica, permitindo projetar a evolução da variável dependente com base no modelo estimado. No contexto desta dissertação, serão utilizadas duas abordagens complementares: a previsão estática, realizada dentro da amostra, e a previsão dinâmica, efetuada fora da amostra.

Previsão Estática

A previsão estática consiste em estimar os valores da variável dependente dentro do período da amostra, recorrendo aos coeficientes obtidos pelo modelo ajustado. Esta abordagem baseia-se na substituição das observações das variáveis explicativas nos períodos de previsão, garantindo que a estimativa da variável dependente depende exclusivamente dos valores observados destas variáveis. A principal vantagem deste método reside na minimização da propagação de erros, uma vez que as previsões são calculadas período a período, sem acumulação de desvios sistemáticos. A validação da previsão estática será realizada através da comparação entre os valores estimados e os valores efetivamente observados, analisando métricas como o erro absoluto médio (MAE) e a raiz do erro quadrático médio (RMSE), permitindo aferir a precisão preditiva do modelo.

Previsão Dinâmica

A previsão dinâmica tem como objetivo projetar a evolução da variável dependente fora da amostra, exigindo a formulação de hipóteses explícitas sobre o comportamento futuro das variáveis explicativas. Como a previsão decorre para períodos em que os valores das variáveis independentes são desconhecidos, torna-se necessário recorrer a estimativas exógenas ou tendências históricas para preencher estas lacunas.

No âmbito desta dissertação, as projeções para o ano de 2025 baseiam-se em diferentes abordagens de previsão. Para garantir a coerência dos cenários, consideraram-se as tendências mais recentes e as previsões de instituições de referência.

Relativamente ao Produto Interno Bruto (PIB), foi assumido um crescimento de 2,3% em 2025, de acordo com as últimas previsões publicadas no Boletim Económico de março de 2025 pelo Banco de Portugal (Banco de Portugal, 2025).

No que respeita ao valor mediano das avaliações bancárias de habitação, adotou-se um crescimento de 16%, em linha com a publicação do Instituto Nacional de Estatística (INE), que indicou uma variação homóloga de 16,0% em fevereiro de 2025 (Instituto Nacional de Estatística, 2025).

Para a taxa de risco de pobreza após transferências sociais, foi considerado o valor de 16,2%, que corresponde ao nível registado no período pré-pandemia, refletindo a tendência recente de diminuição da pobreza e o reforço das políticas sociais.

No caso da taxa de variação homóloga média anual do Índice de Preços no Consumidor (IPC), assumiu-se o valor de 1,9%, que corresponde à última estimativa disponível para março de 2025, divulgada pelo INE (Instituto Nacional de Estatística, 2025).

A precisão destas previsões será posteriormente avaliada através da comparação com os valores efetivamente observados.

Capítulo IV- Resultados

Este capítulo apresenta os resultados obtidos com a estimação do modelo de regressão linear múltipla, enfatizando a avaliação da sua adequação estatística e económica. Inicialmente, são expostas as estimativas dos coeficientes e a sua significância estatística, tanto individualmente (teste t de Student) como globalmente (teste F de Snedecor). Em seguida, analisa-se o ajuste do modelo através de indicadores como o R^2 e o R^2 ajustado.

Adicionalmente, são examinadas as previsões geradas pelo modelo, distinguindo entre previsões estáticas e dinâmicas, de forma a avaliar a sua capacidade preditiva.

Por fim, discute-se o significado dos resultados à luz dos objetivos da dissertação, assim como as suas implicações para a formulação de políticas públicas e para o mercado imobiliário em Portugal.

3.1 Resultados da Regressão Linear Múltipla

Quadro 7 - Modelo de Regressão linear múltipla, utilizando o método Cochrane-Orcutt, nas observações 2002-2024 (T = 23).

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRET

Modelo 8: Cochrane-Orcutt, usando as observações 2002-2024 (T = 23)

Variável dependente: Coeficiente_GINI_Portugal

rho = 0,404542

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	27,4780	3,75407	7,320	8,49e-07	***
PIB_Milhoes_Euros	-4,74486e-05	7,10160e-06	-6,681	2,88e-06	***
Avaliacao_bancar~	0,00408421	0,000861280	4,742	0,0002	***
Taxa_risco_pobre~	0,594968	0,163053	3,649	0,0018	***
IPC_medio_Anual_~	0,300015	0,0668866	4,485	0,0003	***

Estatísticas baseadas nos dados diferenciados-rho:

Soma resíd. quadrados	4,854940	E.P. da regressão	0,519345
R-quadrado	0,948401	R-quadrado ajustado	0,936934
F(4, 18)	33,37686	valor P(F)	4,21e-08
rho	-0,008654	Durbin-Watson	1,843678

Estatísticas baseadas nos dados originais:

Média var. dependente	34,27391	D.P. var. dependente	2,058291
-----------------------	----------	----------------------	----------

A análise dos resultados da regressão linear múltipla, estimada com o método de Cochrane-Orcutt para corrigir a autocorrelação dos resíduos, revela evidências estatísticas robustas quanto ao impacto das variáveis explicativas sobre a desigualdade de rendimentos em Portugal.

Relativamente ao PIB, observou-se um coeficiente com sinal negativo, sugerindo que o crescimento económico tende a estar associado a uma redução na desigualdade de rendimentos. Este resultado está em consonância com a literatura económica, segundo a qual o aumento da atividade económica pode contribuir para a melhoria das condições de vida e para uma distribuição mais equitativa dos rendimentos.

No que diz respeito ao mercado imobiliário, representado pelo valor das avaliações bancárias dos imóveis, verificou-se uma associação positiva com o coeficiente de GINI. Isto indica que o aumento dos preços das habitações pode acentuar as desigualdades, uma vez que a valorização dos ativos imobiliários tende a beneficiar desproporcionalmente os estratos socioeconómicos mais elevados, promovendo uma maior concentração de riqueza.

A taxa de risco de pobreza também demonstrou uma relação positiva com a desigualdade de rendimentos, o que reforça a ideia de que o aumento da população em situação de vulnerabilidade económica está correlacionado com maiores disparidades na distribuição do rendimento. Esta evidência aponta para a persistência de segmentos sociais excluídos do crescimento económico.

De igual modo, o IPC, que reflete a evolução da inflação, apresentou um impacto positivo sobre a desigualdade. A inflação, especialmente quando elevada e não compensada por ajustamentos salariais proporcionais, tende a afetar com maior intensidade os rendimentos das famílias de menor poder aquisitivo, exercendo um efeito regressivo sobre a sua capacidade de consumo e acentuando as desigualdades sociais.

Todos os coeficientes mostraram-se estatisticamente significativos, tanto individual como globalmente. Os testes t de Student confirmaram a relevância individual das variáveis na explicação do comportamento da variável dependente, enquanto o teste F de Snedecor evidenciou que, em conjunto, as variáveis explicativas possuem poder explicativo significativo sobre a variação da desigualdade de rendimentos no período em análise.

A qualidade do ajustamento do modelo revelou-se elevada. Os coeficientes de determinação indicam que uma elevada proporção da variação da desigualdade de rendimentos é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo, o que atesta a adequação do modelo para fins analíticos e interpretativos.

Adicionalmente, o teste de Durbin-Watson indicou uma melhoria expressiva do problema da autocorrelação dos resíduos após a aplicação do método de Cochrane-Orcutt, validando assim a correção efetuada e reforçando a fiabilidade dos resultados obtidos.

3.2 Análise das Previsões

Resultados da previsão estática (dentro da amostra)

Quadro 8 - Resultados da previsão estática do coeficiente de Gini em Portugal (2001-2023).

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETl.

	Coeficiente_GINI~	predição
2001	37,0	
2002	36,5	36,8
2003	37,8	37,9
2004	38,1	37,2
2005	37,7	37,0
2006	36,8	36,7
2007	35,8	36,1
2008	35,4	35,1
2009	33,7	34,5
2010	34,2	34,5
2011	34,5	34,1
2012	34,2	34,7
2013	34,5	34,0
2014	34,0	34,0
2015	33,9	33,6
2016	33,5	33,2
2017	32,1	32,7
2018	31,9	32,0
2019	31,2	31,2
2020	33,0	33,5
2021	32,0	32,2
2022	33,7	34,0
2023	31,9	32,2
2024	31,9	31,0

O Quadro 8 apresenta os resultados da previsão estática, incluindo os valores estimados para cada ano com base no modelo econométrico. De uma forma geral, observa-se que os valores previstos acompanham de forma bastante próxima a trajetória do coeficiente de GINI em Portugal ao longo do período analisado. Em diversos anos, as previsões revelam uma elevada proximidade em relação aos valores reais, refletindo a boa capacidade explicativa do modelo. Por exemplo, em anos como 2014 e 2019, os valores previstos coincidem com os

valores observados ou apresentam margens mínimas de desvio, evidenciando uma boa adequação do modelo aos dados históricos.

No entanto, existem alguns anos em que se verificam desvios ligeiramente superiores, como nos casos de 2004 e 2022, em que os valores previstos são ligeiramente inferiores ou superiores aos valores observados.

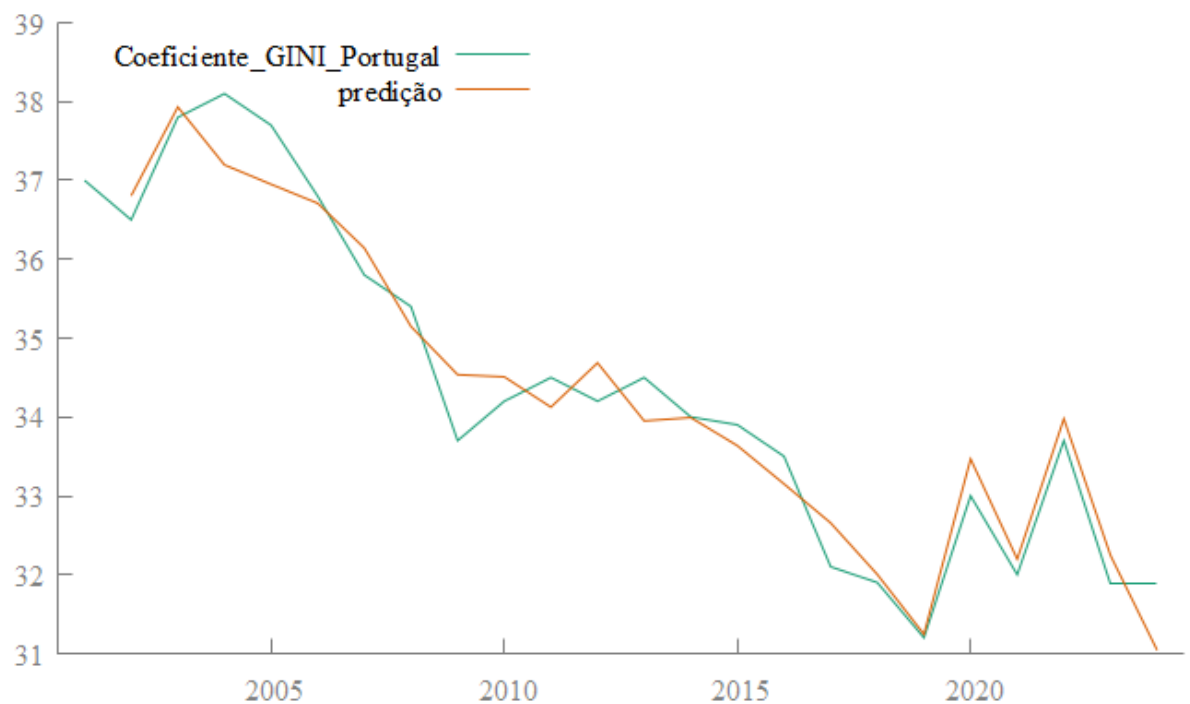


Figura 23 - Comparação entre os valores reais e previstos do coeficiente de Gini em Portugal (2001-2024).

Fonte: Autoria própria, utilizando o GRETl.

A Figura 23 ilustra visualmente a comparação entre os valores reais e os valores previstos do coeficiente de Gini. A análise do gráfico evidencia que, apesar de pequenas discrepâncias, a previsão do modelo segue a tendência geral da série temporal observada, sugerindo que os determinantes incluídos na análise conseguem captar, em grande medida, as variações do índice ao longo dos anos.

Quadro 9 - Estatísticas da avaliação da previsão estática do modelo.

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETl

Estatísticas da avaliação da Predição usando 23 observações	
Erro Médio	8,959e-015
Erro Unitário Médio Quadrado	0,45944
Erro Médio Absoluto	0,38265
Erro Médio Percentual	-0,023687
Erro Médio Percentual Absoluto	1,1137
U2 de Theil	0,46617
Proporção do enviesamento, UM	9,5672e-028
Proporção da regressão, UR	0,0094048
Proporção da perturbação, UD	0,9906

A avaliação da qualidade da previsão estática foi realizada com base em diversas métricas de erro e desempenho preditivo, representados no Quadro 9. Os resultados obtidos revelam um bom ajuste entre os valores previstos e os valores observados do coeficiente de GINI, ao longo do período em análise.

O Erro Médio é praticamente nulo, indicando que, em média, o modelo não apresenta tendência sistemática para sobrestimar ou subestimar os valores reais. De forma complementar, o Erro Médio Percentual também é próximo de zero, o que reforça a ausência de enviesamento nas previsões do modelo.

O Erro Médio Absoluto e o Erro Unitário Médio Quadrado (RMSE) apresentam valores relativamente baixos, sugerindo que os desvios entre os valores previstos e observados são, em geral, reduzidos. O Erro Médio Absoluto, em particular, indica que, em média, o desvio absoluto entre as previsões e os valores reais é inferior a meio ponto percentual no índice de GINI, o que pode ser considerado satisfatório no contexto da análise de séries temporais com dados anuais.

O Erro Médio Percentual Absoluto situa-se em torno de 1,1%, evidenciando que, em termos percentuais, o modelo mantém um bom desempenho preditivo, com erros relativos baixos.

Já o Erro Médio Percentual (EMP) obtido foi de -2,36%, o que indica que, em média, o modelo sobrestimou ligeiramente os valores reais do coeficiente de Gini. Um valor negativo de EMP significa que as previsões do modelo tendem a ser, em média, superiores aos valores observados. No entanto, como este desvio percentual é relativamente reduzido, pode-se considerar que o modelo apresenta uma boa capacidade de previsão, com um viés pouco significativo.

A estatística U2 de Theil, que compara o desempenho do modelo com um modelo de referência baseado em previsões ingênuas (por exemplo, valores constantes ou deslocados no tempo), apresenta um valor inferior a 1, o que confirma que o modelo proposto tem um desempenho superior ao modelo de referência. Este resultado reforça a validade do modelo na previsão da evolução da desigualdade de rendimentos.

Por fim, a decomposição do coeficiente de Theil mostra que a proporção do enviesamento e a proporção atribuída à regressão são praticamente nulas. Isto indica que os erros de previsão não se devem a um desalinhamento sistemático entre a média ou a variância das previsões e dos valores reais, mas sim a flutuações aleatórias residuais, o que é desejável do ponto de vista da qualidade preditiva.

Resultados da previsão dinâmica (fora da amostra)

Quadro 10 - Resultados da previsão dinâmica, para o ano de 2025.

Fonte: Autoria própria, utilizando o GRETl.

Para intervalos de confiança a 95%, $t(18, 0,025) = 2,101$				
	Coeficiente_GINI~	predição	erro padrão	intervalo a 95%
2014	34,0	34,0		
2015	33,9	33,6		
2016	33,5	33,2		
2017	32,1	32,7		
2018	31,9	32,0		
2019	31,2	31,2		
2020	33,0	33,5		
2021	32,0	32,2		
2022	33,7	34,0		
2023	31,9	32,2		
2024	31,9	31,0		
2025		31,9	0,52	30,8 - 33,0

O Quadro 10 apresenta os resultados da previsão dinâmica do coeficiente de GINI, abrangendo o período de 2014 a 2025.

Observa-se que, ao longo dos anos de 2014 a 2024, os valores previstos pelo modelo seguem, de forma geral, a tendência observada nos dados reais. Em vários anos, como em 2014, 2015 e 2019, as previsões coincidem ou estão muito próximas dos valores efetivamente registados. Por exemplo, em 2014, o modelo previu com exatidão um valor de 34,0 para o coeficiente de GINI, e em 2019 previu corretamente o valor de 31,2.

Contudo, existem ligeiros desvios nalguns anos. Em 2017, por exemplo, o modelo projetou um valor de 32,7, ligeiramente superior ao valor observado de 32,1. De forma semelhante, em 2020, a previsão foi de 33,5, enquanto o valor real foi de 33,0. Ainda assim, a magnitude dos desvios é, na maioria dos casos, reduzida e aceitável do ponto de vista da análise empírica.

Para o ano de 2025, que se encontra fora da amostra (isto é, sem qualquer valor observado disponível), o modelo prevê um valor de 31,9 para o coeficiente de GINI. Com um erro padrão associado de 0,52, o intervalo de confiança a 95% situa-se entre 30,8 e 33,0. Este intervalo sugere que, embora haja alguma incerteza quanto à previsão exata, a expectativa é que a desigualdade de rendimentos em Portugal se mantenha relativamente estável, sem oscilações abruptas.

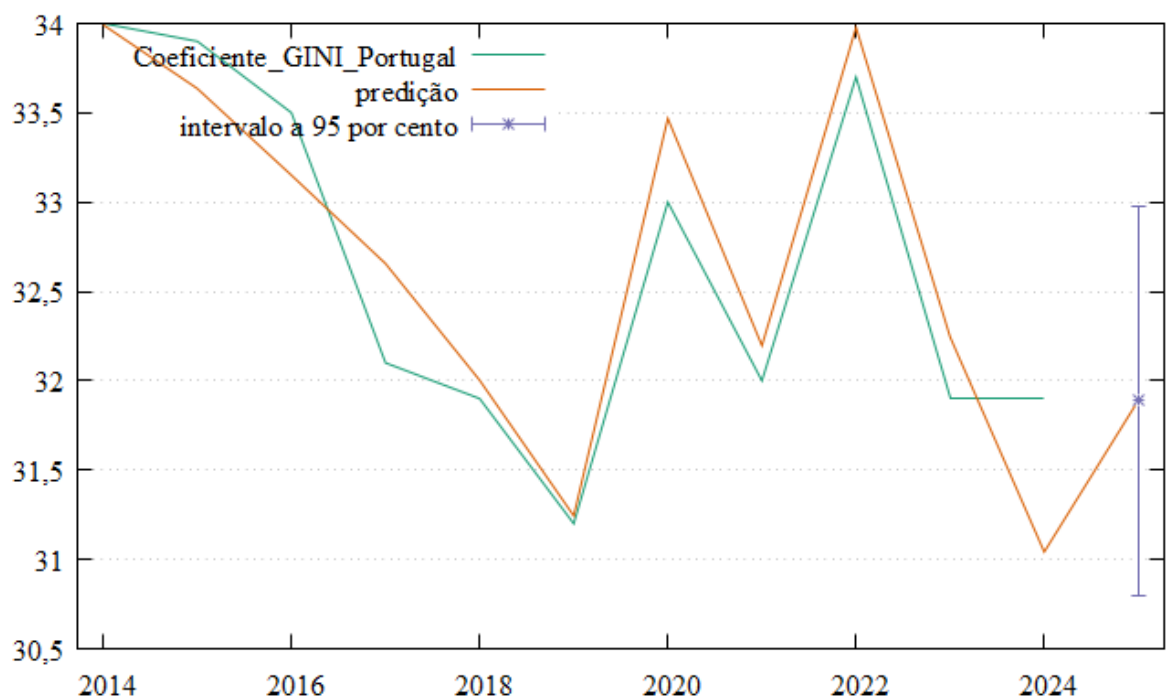


Figura 24 - Comparação entre os valores reais e previstos do coeficiente de Gini em Portugal (2014-2025).

Fonte: Autoria própria, utilizando o software GRETL.

A Figura 24 apresenta uma representação gráfica da comparação entre os valores reais e os valores previstos do coeficiente de GINI em Portugal para o período de 2014 a 2025.

A previsão para 2025 baseia-se na projeção dos valores das variáveis explicativas, refletindo uma extensão do modelo para além do período amostral. Esta abordagem pode ser

considerada uma forma simples de previsão dinâmica, dado que não utiliza os valores reais das variáveis nesse ano, mas sim estimativas exógenas.

Como se pode verificar, a linha correspondente aos valores previstos acompanha de forma relativamente próxima a trajetória dos valores reais durante os anos em que há dados disponíveis. Em anos como 2014, 2015 e 2019, as previsões praticamente coincidem com os valores efetivos, demonstrando uma elevada precisão do modelo. Noutros anos, como 2017 e 2020, embora existam desvios, estes não são significativos, mantendo-se dentro de uma margem de erro aceitável.

Além disso, a figura destaca a projeção para o ano de 2025, cuja estimativa foi realizada com base na dinâmica histórica captada pelo modelo. A previsão situa-se numa trajetória de relativa estabilidade, sinalizando a continuidade de níveis moderados de desigualdade, caso se mantenham as tendências observadas até então.

Não existindo dados oficiais publicados para o coeficiente de Gini referentes a 2025, o valor previsto de 31,9 obtido pelo modelo foi comparado com duas estimativas de referência credíveis. Segundo o Eurostat (através da plataforma *Trading Economics*), o valor mais recente disponível é de 31,9% em dezembro de 2024, refletindo uma tendência de estabilização nos últimos anos. Por outro lado, a Fundação Francisco Manuel dos Santos, em análises recentes sobre a habitação e desigualdade, admite um possível agravamento da desigualdade associado ao contexto habitacional urbano, pelo que o valor indicativo de 33% foi considerado.

Com base nestas duas referências – 32,0% e 33,0% – procedeu-se ao cálculo do Erro Médio de Previsão (EMP) para avaliar o desempenho do modelo face a valores externos plausíveis:

- **EMP1 (referência: 32,0%)**

$$EMP = |(32,0 - 31,9)/32,0| \times 100 = 0,31\%$$

- **EMP2 (referência: 33,0%)**

$$EMP = |(33,0 - 31,9) / 33,0| \times 100 = 3,33\%$$

Estes resultados indicam que, mesmo perante diferentes cenários, o desvio do valor previsto pelo modelo é reduzido. Em particular, a margem de erro inferior a 0,5% face à estimativa de 32% reforça a robustez da previsão, enquanto o desvio face à referência mais elevada (33%) mantém-se dentro de limites aceitáveis para análise macroeconómica. Ainda

assim, é importante ressaltar que se trata de uma estimativa realizada na ausência de dados observados, sendo esta limitação devidamente reconhecida no contexto da análise.

3.3 Discussão dos Resultados

Os resultados obtidos ao longo deste estudo revelam-se fortemente alinhados com os objetivos delineados na introdução da dissertação. Em primeiro lugar, o objetivo de analisar as tendências no mercado imobiliário foi concretizado através da incorporação dos preços das avaliações bancárias como variável explicativa no modelo econométrico. A análise evidenciou uma relação positiva e estatisticamente significativa entre o aumento dos preços da habitação e a desigualdade de rendimentos, o que confirma a hipótese de que a valorização imobiliária pode contribuir para acentuar disparidades socioeconómicas, beneficiando sobretudo os estratos populacionais mais favorecidos.

O segundo objetivo, centrado na investigação das políticas de crédito à habitação, foi abordado de forma indireta, uma vez que os preços das habitações — muitas vezes impulsionados por condições de crédito facilitado — refletem também os efeitos destas políticas no acesso à propriedade. O comportamento da variável associada ao mercado imobiliário sugere que alterações no crédito, ao influenciar a procura por habitação, podem ter impacto na desigualdade ao favorecer grupos com maior capacidade de endividamento.

O terceiro objetivo, que visava estudar o impacto dos preços das habitações na desigualdade, foi diretamente atingido através da análise econométrica realizada. O modelo demonstrou que o aumento dos preços no setor imobiliário se associa a um agravamento do coeficiente de GINI, reforçando a ideia de que a dinâmica dos preços da habitação constitui um determinante relevante na explicação da desigualdade de rendimentos em Portugal.

Por fim, o quarto objetivo, identificar implicações para políticas públicas, irá ser abordado no próximo subtópico e na conclusão desta dissertação. A previsão estática e dinâmica do coeficiente de GINI mostrou um bom desempenho e confirmou a robustez do modelo, revelando-se um instrumento potencialmente útil para antecipar tendências futuras e fundamentar intervenções que visem mitigar a desigualdade. O impacto das variáveis macroeconómicas, como o PIB, o IPC e a taxa de risco de pobreza oferece também pistas relevantes para o desenho de políticas sociais e económicas mais equitativas.

Importa ressaltar que a análise desenvolvida nesta dissertação foi condicionada pela limitação da amostra disponível, composta por apenas 24 observações anuais. Esta restrição

impõe limitações metodológicas, como a impossibilidade de aplicar modelos econométricos mais complexos ou com maior número de defasagens.

Ainda assim, os resultados obtidos são relevantes e coerentes com a literatura existente, oferecendo pistas importantes sobre a relação entre o mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos em Portugal. Recomenda-se, para estudos futuros, a utilização de bases de dados mais extensas de forma a permitir análises mais robustas e abrangentes.

Interpretação Económica dos Coeficientes e das Previsões

O coeficiente da variável PIB em milhões de euros é de aproximadamente $-0,0000474$. Este resultado indica que, *ceteris paribus*, um aumento de mil milhões de euros no PIB está associado a uma redução de cerca de 0,047 pontos no índice de GINI. Este efeito negativo confirma a hipótese de que o crescimento económico pode ter um papel redistributivo, promovendo uma diminuição da desigualdade de rendimentos, possivelmente através da criação de emprego, do aumento dos salários e do reforço das receitas públicas, que podem ser canalizadas para políticas sociais.

Em contraste, o coeficiente associado à avaliação bancária dos imóveis é positivo com o valor de 0,00408. Este valor sugere que, para cada aumento de cem euros por metro quadrado no valor das avaliações bancárias dos imóveis em Portugal, o índice de GINI tende a aumentar em cerca de 4 décimas. Este resultado é consistente com a literatura que relaciona o aumento do valor dos ativos imobiliários com um agravamento da desigualdade, uma vez que os ganhos resultantes da valorização do património beneficiam, sobretudo, os agregados familiares que já possuem imóveis, em detrimento dos que enfrentam crescentes dificuldades no acesso à habitação.

A taxa de risco de pobreza após transferências sociais também revela um impacto positivo sobre a desigualdade, com um coeficiente estimado de 0,595. Isto significa que um aumento de um ponto percentual na taxa de pobreza está associado a um acréscimo de cerca de 0,595 pontos no índice de GINI. Este valor reflete a persistência de situações de vulnerabilidade económica mesmo após a intervenção do Estado através de mecanismos redistributivos, apontando para eventuais insuficiências na eficácia ou abrangência das transferências sociais.

O Índice de Preços no Consumidor (IPC), por sua vez, apresenta um coeficiente positivo de 0,300. Este resultado indica que uma subida de um ponto percentual na inflação média anual está associada a um aumento de 0,3 pontos no GINI. A inflação tende a penalizar

proporcionalmente mais os agregados familiares com menores rendimentos, cujo consumo é fortemente concentrado em bens essenciais e cuja capacidade de poupança e de proteção contra a perda de poder de compra é mais limitada.

Em conjunto, estes resultados apontam para um modelo com expressiva capacidade explicativa do fenómeno em análise, no qual o crescimento económico tende a reduzir a desigualdade, enquanto a valorização dos imóveis, o aumento da pobreza relativa e a inflação contribuem para a sua intensificação.

Quanto às previsões do modelo, estas devem ser interpretadas com prudência, tendo em conta o número limitado de observações ($T = 23$) e a sensibilidade a variações nos pressupostos subjacentes. Ainda assim, os resultados permitem inferir que, em cenários futuros onde se verifique uma combinação de crescimento económico modesto, subida contínua dos preços no setor habitacional e inflação persistente, é provável que a desigualdade de rendimentos em Portugal continue a agravar-se. Tais conclusões reforçam a necessidade de políticas públicas orientadas não apenas para o crescimento, mas também para a regulação do mercado imobiliário, o reforço da progressividade fiscal e a proteção dos rendimentos reais das famílias com menor capacidade económica.

Capítulo V - Conclusão

A presente dissertação teve como objetivo principal analisar a influência do mercado imobiliário na desigualdade de rendimentos em Portugal, através da utilização de um modelo econométrico baseado em dados anuais entre 2001 e 2024. A motivação para este estudo partiu da observação empírica do acentuado crescimento dos preços da habitação nas últimas duas décadas, e da sua potencial associação com o agravamento das disparidades económicas no país.

A partir da estimação de um modelo de Regressão Linear Múltipla com correção para autocorrelação dos resíduos pelo método de Cochrane-Orcutt, concluiu-se que a valorização dos imóveis está positivamente associada ao aumento do índice de GINI em Portugal. Este resultado valida a hipótese central da investigação e reforça a tese de que os ganhos resultantes da valorização imobiliária são assimetricamente distribuídos, beneficiando sobretudo os detentores de património em detrimento das camadas da população com menores rendimentos.

Para além disso, outras variáveis mostraram-se também estatisticamente significativas na explicação da desigualdade: o crescimento económico, medido pelo PIB, revelou um efeito mitigador sobre a desigualdade de rendimentos, ao passo que tanto a taxa de risco de pobreza após transferências sociais como o Índice de Preços no Consumidor apresentaram efeitos positivos, contribuindo para o seu agravamento. Estes resultados estão em consonância com a literatura económica existente, corroborando a ideia de que os efeitos distributivos do crescimento podem ser anulados ou intensificados por fatores como a inflação e a ineficiência das políticas sociais.

Do ponto de vista metodológico, o modelo utilizado demonstrou robustez e consistência, permitindo não só quantificar os efeitos das variáveis explicativas como também gerar previsões alinhadas com a realidade recente da economia portuguesa. Ainda assim, importa reconhecer algumas limitações desta investigação. A dimensão reduzida da amostra, restrita a 24 observações anuais, impõe cautela na generalização dos resultados. Além disso, a análise focou-se unicamente no mercado da habitação própria, não integrando variáveis relacionadas com o mercado de arrendamento ou com a composição patrimonial dos agregados familiares, que poderiam oferecer uma visão mais completa do fenómeno em estudo.

As implicações políticas destes resultados são significativas. Por um lado, destacam a importância de políticas públicas que não se limitem à promoção do crescimento económico,

mas que atuem diretamente sobre os mecanismos que perpetuam a desigualdade, como o acesso desigual à habitação, a rigidez do mercado de arrendamento e a regressividade de certos sistemas de apoio social. Neste contexto, é particularmente relevante considerar a taxa de esforço das famílias, ou seja, a proporção do rendimento destinada a despesas com habitação, uma vez que o agravamento deste indicador compromete o bem-estar económico das camadas mais vulneráveis. Por outro lado, os resultados sublinham a necessidade de um maior controlo sobre a especulação imobiliária e de uma regulação eficaz que garanta o direito à habitação sem comprometer a coesão social.

Esta dissertação contribui assim para o debate sobre a interligação entre o setor habitacional e a desigualdade económica, propondo evidência empírica para um fenómeno que tem vindo a ganhar crescente relevância no contexto português. A desigualdade de rendimentos não é um fenómeno exógeno, mas sim resultado de dinâmicas económicas concretas — entre as quais o mercado imobiliário assume um papel cada vez mais central.

Bibliografia

- Aalbers, M. B. (2011). *Place, exclusion, and mortgage markets*. John Wiley & Sons. International Journal of Urban and Regional Research, 36(5), 1116-1117. https://doi.org/10.1111/j.1468-2427.2012.01192_2.x
- Aalbers, M. B., & Christophers, B. (2019). A habitação no centro da economia política. *Cidades, Comunidades e Territórios*, 38, 96-116. <https://journals.openedition.org/cidades/1193>
- Banco de Portugal. (2025). *Boletim económico – março de 2025*. Banco de Portugal. <https://www.bportugal.pt/publicacao/boletim-economico-marco-2025>
- Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). *Is there a bubble in the housing market?* Brookings Papers on Economic Activity, 2003(2), 299–362. <https://doi.org/10.1353/eca.2004.0004>
- Chiu, Y.-B., & Lee, C.-C. (2019). *Financial development, income inequality, and country risk*. Journal of International Money and Finance, 93, 1–18. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2019.01.001>
- Correia, C. da R. (2023). *O sistema financeiro e o crescimento económico: Portugal e outros países da UE* [Dissertação de Mestrado, Universidade do Minho, Escola de Economia e Gestão]. Universidade do Minho.
- Correia, I. H. (2009). *Inflação e desigualdade*. Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos. Boletim Económico (Outono 2009), 173–183. ISSN 0872-9794.
- Costa, S., Farinha, L., Lourenço, N., & Mesquita, R. (2023, outubro 6). A percentagem de jovens proprietários de habitação reduziu-se nas duas últimas décadas. Banco de Portugal – Economia numa imagem. <https://www.bportugal.pt/page/economia-numa-imagem-229>
- Cunha, C. L. P. (2023). *O efeito do crescimento económico na desigualdade de rendimentos: A Curva de Kuznets dos países da Coesão no período entre 1995 e 2019* [Dissertação de mestrado, Universidade Católica Portuguesa]. Católica Porto Business School.
- DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1996). *Urban economics and real estate markets*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.

Dimbulukeni, S. H. M. (2019). *A relação entre o mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos em Portugal* (Dissertação de mestrado, Instituto Universitário de Lisboa - ISCTE-IUL). ISCAL-IPL.

Fernandes, J. A. M. (2019). *O impacto da dinâmica económica na dimensão das reservas internacionais* [Dissertação de Mestrado, Universidade do Minho].

Fundação Francisco Manuel dos Santos. (2023). *O mercado imobiliário em Portugal*. <https://ffms.pt/pt-pt/estudos/estudos/o-mercado-imobiliario-em-portugal>

Fundação Francisco Manuel dos Santos. (2024). *Crise da habitação nas grandes cidades: Uma análise*. <https://ffms.pt/pt-pt/estudos/policy-papers/crise-da-habitacao-nas-grandes-cidades-uma-analise>

Fuller, G. W., Johnston, A. L., & Regan, A. (2020). *Housing prices and wealth inequality in Western Europe*. *West European Politics*, 43(2), 297–320. <https://doi.org/10.1080/01402382.2018.1561054>

Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saks, R. E. (2005). *Why have housing prices gone up?* *American Economic Review*, 95(2), 329–333. <https://doi.org/10.1257/000282805774669961>

Goldsmith, R. W. (1969). *Financial structure and development*. Yale University Press.

Green, B., & Shaheen, F. (2014). *Economic inequality and house prices in the UK* (Working Paper). New Economics Foundation.

Herath, S., & Maier, G. (2010). *Efficiency of the real estate market: A meta-analysis*. *Journal of Economic Research*, 20, 117–168.

Hill, R. J. (2011). *Hedonic price indexes for housing* (OECD Statistics Working Papers No. 2011/01). OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/5kghzxp6g6f-en>

Instituto Nacional de Estatística [INE]. (2025b). *Avaliação da habitação aumentou 16,0 % em termos homólogos (fevereiro de 2025)*.

Instituto Nacional de Estatística [INE]. (2025c). *Taxa de variação homóloga do Índice de Preços no Consumidor (IPC) – março de 2025*.

Lagoa, S., & Barradas, R. (2019). *Fontes de financiamento e soluções de reforma do sistema de pensões portugueses* (Working Paper No. 2019.01). DINÂMIA'CET-IUL. <https://doi.org/10.15847/dinamiacet-iul.wp.2019.01>

Lee, C. M., & Chung, E. C. (2010). *Monthly rent with variable deposit: A new form of rental contract in Korea*. *Journal of Housing Economics*, 19(4), 315–323. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2010.09.005>

McKinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. Brookings Institution Press.

Modigliani, F., & Brumberg, R. H. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. In K. K. Kurihara (Ed.), *Post-Keynesian Economics* (pp. 388–436). New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.

Pereira, A. M., & Pereira, R. M. (2016). *Identifying priorities in infrastructure investment in Portugal* (Working Paper No. 157). Department of Economics, College of William and Mary. <https://ideas.repec.org/p/cwm/wpaper/157.html>

Pires, A. S. C., Ferreira, F. A. F., Jalali, M. S., & Chang, H.-C. (2018). *Barriers to real estate investments for residential rental purposes: Mapping out the problem*. *International Journal of Strategic Property Management*, 22(3), 168–178. <https://doi.org/10.3846/ijspm.2018.1541>

Ribeiro, R., & Santos, A. C. (2018). *A financeirização das famílias e a desigualdade socioeconómica e territorial em Portugal*. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, (47), 73-93.

Rodrigues, C. F. (2005). *Distribuição do rendimento, desigualdade e pobreza: Portugal nos anos 90* [Tese de doutoramento, Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa]. Repositório da Universidade de Lisboa. <http://hdl.handle.net/10400.5/11163>

Rodrigues, P. M. M. (Coord.). (2022). *O mercado imobiliário em Portugal* (Coleção Resumos da Fundação). Fundação Francisco Manuel dos Santos. ISBN 978-989-9118-00-3

Rodrigues, S. C. A. (2012). *Modelo de regressão linear e suas aplicações* [Relatório de Estágio de Mestrado, Universidade da Beira Interior].

Schumpeter, J. A. (1934). *The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle* (R. Opie, Trans.). Harvard University Press. (Original work published 1911)

Silva, C. I. B. da. (2018). *O impacto da desigualdade no crescimento económico: Uma análise empírica à Venezuela e Argentina* [Dissertação de mestrado, Iscte - Instituto Universitário de Lisboa]. Repositório Iscte. <http://hdl.handle.net/10071/18782>

Slater, T. (2013). *Your life chances affect where you live: A critique of the “cottage industry” of neighbourhood effects research*. *International Journal of Urban and Regional Research*, 37(2), 367–387. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2427.2013.01215.x>

Solt, Frederick. (2015). *Economic Inequality and Nonviolent Protest*. *Social Science Quarterly*, 96(5), 1314–1327. <https://doi.org/10.1111/ssqu.12198>

Statista. (2024). *Home ownership rate in Portugal from 2008 to 2022*. <https://www.statista.com/statistics/543428/house-owners-among-population-portugal/>

Taques, F. H., & Oliveira, J. da C. T. de. (2014). *Existe uma relação entre nível de renda, desigualdade e pobreza? Um estudo a partir de elasticidades*. *Economia e Desenvolvimento*, 26(2). <https://doi.org/10.5902/1414650913947>

Trading Economics. (2025). *Portugal GINI coefficient of equivalised disposable income – Eurostat data*. <https://tradingeconomics.com/portugal/gini-coefficient-of-equivalised-disposable-income-eurostat-data.html>

Anexos

Quadro 11 - Principais Estatísticas Descritivas para a variável Coeficiente de Gini em Portugal, de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRET

Estatísticas Descritivas, usando as observações 2001 - 2024 para a variável 'Coeficiente_GINI_Portugal' (24 observações válidas)	
Média	34,388
Mediana	34,100
Mínimo	31,200
Máximo	38,100
Desvio padrão	2,0885
C.V.	0,060736
Enviesamento	0,31232
Curtose Ex.	-1,0109
percentil de 5%	31,375
percentil de 95%	38,025
Intervalo interquantil	4,0000
Observações omissas	0

Quadro 12 - Estatísticas descritivas da variável PIB de Portugal na ótica da despesa a preços correntes, em milhões de euros, de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRET

Estatísticas Descritivas, usando as observações 2001 - 2024 para a variável 'PIB_Milhoes_Euros' (24 observações válidas)	
Média	1,8731e+005
Mediana	1,7771e+005
Mínimo	1,3578e+005
Máximo	2,8519e+005
Desvio padrão	37138,
C.V.	0,19827
Enviesamento	1,1307
Curtose Ex.	0,87265
percentil de 5%	1,3747e+005
percentil de 95%	2,8087e+005
Intervalo interquantil	37176,
Observações omissas	0

Quadro 13 - Estatísticas Descritivas da variável valor das avaliações bancárias em Portugal Continental em euros por metro quadrado, de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRETl

Estatísticas Descritivas, usando as observações 2001 - 2024 para a variável 'Avaliacao_bancaria_Portugal' (24 observações válidas)	
Média	1092,2
Mediana	1136,0
Mínimo	750,00
Máximo	1643,3
Desvio padrão	242,31
C.V.	0,22187
Enviesamento	0,33320
Curtose Ex.	-0,38555
percentil de 5%	750,75
percentil de 95%	1614,2
Intervalo interquantil	366,25
Observações omissas	0

Quadro 14 - Estatísticas Descritivas da variável taxa risco pobreza (Após transferências sociais - %), de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRETl

Estatísticas Descritivas, usando as observações 2001 - 2024 para a variável 'Taxa_risco_pobreza_Apos_trans' (24 observações válidas)	
Média	18,196
Mediana	18,200
Mínimo	16,200
Máximo	20,400
Desvio padrão	1,1319
C.V.	0,062209
Enviesamento	0,029991
Curtose Ex.	-0,74766
percentil de 5%	16,250
percentil de 95%	20,300
Intervalo interquantil	1,7750
Observações omissas	0

Quadro 15 - Estatísticas Descritivas da variável Índice de Preços do Consumidor - taxa variação homóloga média anual base 2012 - %), para o período de 2001 a 2024.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRETl

Estatísticas Descritivas, usando as observações 2001 - 2024 para a variável 'IPC_medio_Anual_TVH_BASE2012' (24 observações válidas)	
Média	2,1080
Mediana	2,3062
Mínimo	-0,85167
Máximo	7,8783
Desvio padrão	1,9194
C.V.	0,91053
Enviesamento	0,96935
Curtose Ex.	1,4801
percentil de 5%	-0,70917
percentil de 95%	7,0079
Intervalo interquantil	2,6754
Observações omissas	0

Quadro 16 – Teste ADF à variável PIB nominal.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRET.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PIB_Milhoes_Euros
 testar para baixo a partir de 1 desfasamentos, critério AIC
 dimensão de amostragem 22
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
 incluindo um desfasamento de $(1-L)$ PIB_Milhoes_Euros
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,100146
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -0,554747$
 valor p assintótico 0,9811
 coeficiente de 1ª-ordem para e: 0,024

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2003-2024 (T = 22)
 Variável dependente: d_PIB_Milhoes_Euros

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	11134,9	23758,5	0,4687	0,6449
PIB_Milhoes_Eu~_1	-0,100146	0,180526	-0,5547	0,9811
d_PIB_Milhoes_~_1	0,467617	0,293377	1,594	0,1284
time	821,260	722,365	1,137	0,2705

AIC: 463,604 BIC: 467,968 HQC: 464,632

Quadro 17 - Teste ADF à variável Valor das avaliações bancárias das habitações.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRET.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Avaliacao_bancaria_Portugal
 testar para baixo a partir de 5 desfasamentos, critério AIC
 dimensão de amostragem 23
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
 incluindo 0 desfasamentos de $(1-L)$ Avaliacao_bancaria_Portugal
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,0512958
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = 0,585438$
 valor p assintótico 0,9995
 coeficiente de 1ª-ordem para e: 0,470

Regressão de Dickey-Fuller
 Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2002-2024 (T = 23)
 Variável dependente: d_Avaliacao_bancaria_Portugal

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-103,837	101,100	-1,027	0,3166
Avaliacao_banc~_1	0,0512958	0,0876195	0,5854	0,9995
time	5,80681	2,80010	2,074	0,0512 *

AIC: 274,552 BIC: 277,958 HQC: 275,409

Quadro 18 – Teste ADF à variável Taxa de risco de Pobreza após as transferências sociais.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRETl.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Taxa_risco_pobreza_Apos_trans
testar para baixo a partir de 5 desfasamentos, critério AIC
dimensão de amostragem 23
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
incluindo 0 desfasamentos de $(1-L)Taxa_risco_pobreza_Apos_trans$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,674052
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,21183$
valor p assintótico 0,08202
coeficiente de 1ª-ordem para e: -0,044

Regressão de Dickey-Fuller
Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2002-2024 (T = 23)
Variável dependente: d_Taxa_risco_pobreza_Apos_tra

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	13,1275	4,15861	3,157	0,0050	***
Taxa_risco_pob~_1	-0,674052	0,209866	-3,212	0,0820	*
time	-0,0741265	0,0341599	-2,170	0,0422	**

AIC: 56,5112 BIC: 59,9177 HQC: 57,3679

Quadro 19 - Teste ADF à variável Taxa de variação homóloga do Índice dos Preços do Consumidor.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRETl.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Taxa_risco_pobreza_Apos_trans
testar para baixo a partir de 5 desfasamentos, critério AIC
dimensão de amostragem 23
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
incluindo 0 desfasamentos de $(1-L)Taxa_risco_pobreza_Apos_trans$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,674052
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,21183$
valor p assintótico 0,08202
coeficiente de 1ª-ordem para e: -0,044

Regressão de Dickey-Fuller
Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2002-2024 (T = 23)
Variável dependente: d_Taxa_risco_pobreza_Apos_tra

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	13,1275	4,15861	3,157	0,0050	***
Taxa_risco_pob~_1	-0,674052	0,209866	-3,212	0,0820	*
time	-0,0741265	0,0341599	-2,170	0,0422	**

AIC: 56,5112 BIC: 59,9177 HQC: 57,3679

Quadro 20 - Teste ADF à variável Coeficiente de GINI.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRET.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Coeficiente_GINI_Portugal
testar para baixo a partir de 2 desfasamentos, critério AIC
dimensão de amostragem 21
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
incluindo 2 desfasamentos de (1-L)Coeficiente_GINI_Portugal
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,915502
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,95857$
valor p assintótico 0,009977
coeficiente de 1ª-ordem para e: -0,294
diferenças desfasadas: $F(2, 16) = 6,563 [0,0083]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2004-2024 (T = 21)
Variável dependente: d_Coeficiente_GINI_Portugal

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	34,9791	8,95991	3,904	0,0013	***
Coeficiente_GI~_1	-0,915502	0,231271	-3,959	0,0100	***
d_Coeficiente_~_1	0,362912	0,219168	1,656	0,1172	
d_Coeficiente_~_2	0,741795	0,207660	3,572	0,0025	***
time	-0,262839	0,0734972	-3,576	0,0025	***

AIC: 46,3157 BIC: 51,5383 HQC: 47,4492

Quadro 21 - Teste ADF aos resíduos do Modelo Original.

Fonte: Autoria Própria utilizando o software GRET.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para RESidl
testar para baixo a partir de 3 desfasamentos, critério AIC
dimensão de amostragem 20
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
incluindo 3 desfasamentos de (1-L)RESidl
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,57114
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,80893$
valor p assintótico 0,0004159
coeficiente de 1ª-ordem para e: -0,314
diferenças desfasadas: $F(3, 14) = 5,296 [0,0119]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2005-2024 (T = 20)
Variável dependente: d_RESidl

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	0,541403	0,298755	1,812	0,0915	*
RESidl_1	-1,57114	0,326713	-4,809	0,0004	***
d_RESidl_1	0,575646	0,232574	2,475	0,0267	**
d_RESidl_2	0,514579	0,194279	2,649	0,0191	**
d_RESidl_3	0,622475	0,164206	3,791	0,0020	***
time	-0,0329227	0,0188658	-1,745	0,1029	

AIC: 21,9797 BIC: 27,954 HQC: 23,1459

Quadro 22 - Modelo estimado com as variáveis transformadas em logaritmos e em primeiras diferenças, sem significância estatística nas variáveis explicativas.

Modelo 1: Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2002-2024 (T = 23)
Variável dependente: Coeficiente_GINI_Portugal

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	34,2936	0,638064	53,75	2,49e-021 ***
d_l_Avaliacao_ba~	-6,68376	6,63344	-1,008	0,3270
d_l_PIB_Milhoes_~	4,59762	16,9191	0,2717	0,7889
d_Taxa_risco_pob~	0,224779	0,608631	0,3693	0,7162
d_IPC_medio_Anua~	0,00601934	0,246520	0,02442	0,9808
Média var. dependente	34,27391	D.P. var. dependente	2,058291	
Soma resid. quadrados	86,65356	E.P. da regressão	2,194103	
R-quadrado	0,070284	R-quadrado ajustado	-0,136319	
F(4, 18)	0,340189	valor P(F)	0,847267	
Log. da verosimilhança	-47,88946	Critério de Akaike	105,7789	
Critério de Schwarz	111,4564	Critério Hannan-Quinn	107,2068	
rho	0,883443	Durbin-Watson	0,208540	

Excluindo a constante, o valor p foi o maior para a variável 8 (d_IPC_medio_Anual_TVH_BASE2012)

Tabela 8 - Resumo das Variáveis e Fontes de Dados Utilizadas no Modelo

Fonte: Autoria Própria

Variável	Descrição	Fonte	Período
Coeficiente de GINI	Medida que quantifica a desigualdade de rendimentos na distribuição de rendimento disponível da população.	Eurostat, INE, Solt	2001-2024
PIB (milhões de euros)	Produto Interno Bruto, calculado na ótica da despesa, a preços correntes, que reflete o valor agregado produzido na economia portuguesa.	INE, Banco de Portugal	2001-2024
Valor das Avaliações Bancárias	Valor do Preço por metro quadrado de imóveis em Portugal Continental, utilizado como proxy para os preços do mercado habitacional.	INE	2001-2024
Taxa de Risco de Pobreza	Percentagem da população com rendimentos disponíveis inferiores ao limiar de pobreza após transferências sociais.	Eurostat, INE	2001-2024
Índice de Preços no Consumidor (IPC)	Indicador macroeconómico que mede a variação média dos preços de bens e serviços representativos do consumo das famílias.	INE	2001-2024

Quadro 23 - Teste Ramsey de Reset.

Fonte: Autoria Própria, utilizando o software GRETL

Regressão auxiliar para o teste de especificação RESET					
Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2001-2024 (T = 24)					
Variável dependente: Coeficiente_GINI_Portugal					
	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-2945,69	1022,96	-2,880	0,0104	**
PIB_Milhoes_Euros	0,00915346	0,00317999	2,878	0,0104	**
Avaliacao_bancar~	-0,861898	0,299491	-2,878	0,0104	**
Taxa_risco_pobre~	-134,221	46,6376	-2,878	0,0104	**
IPC_medio_Anual_~	-45,9967	15,9810	-2,878	0,0104	**
yhat^2	6,00637	2,06607	2,907	0,0098	***
yhat^3	-0,0579489	0,0198361	-2,921	0,0095	***
Aviso: matriz de dados quase singular!					
Hipótese nula: a especificação é adequada					
Estatística de teste: F = 4,785065,					
com valor p = P(F(2,17) > 4,78507) = 0,0225					