



INSTITUTO
UNIVERSITÁRIO
DE LISBOA

O Impacto Da Política Monetária Não Convencional No Preço Dos Ativos Imobiliários: Uma Evidência Na Zona Euro

Ana Sofia Jorge Costa

Mestrado em Finanças

Orientadora:

Prof^a Dr.^a Sofia de Sousa Vale, ISCTE Business School, Departamento de Economia

Outubro 2020



**BUSINESS
SCHOOL**

O Impacto Da Política Monetária Não Convencional No Preço Dos Ativos Imobiliários: Uma Evidência Na Zona Euro

Ana Sofia Jorge Costa

Mestrado em Finanças

Orientadora:

Prof^a Dr.^a Sofia de Sousa Vale, ISCTE Business School, Departamento de Economia

Outubro 2020

Agradecimento

Depois de um intenso período de trabalho, não seria possível iniciar a apresentação desta dissertação sem, antes de mais, agradecer às pessoas e instituições que tornaram este estudo possível. Sou grata pela ajuda e apoio ao longo do meu percurso académico.

Esta dissertação não seria exequível sem a ajuda, dedicação e competência técnica da Professora Sofia de Sousa Vale, à qual agradeço por ter aceite o meu pedido para ser minha orientadora, por acreditar nesta tese e por estar sempre disponível para dar feedback e conselhos, apesar da minha ausência em alguns períodos. Foi um prazer trabalhar consigo nesta difícil jornada.

Gostaria de expressar o meu agradecimento à minha equipa do Banco BPI que sempre mostrou flexibilidade e compreensão para com as minhas necessidades e empenho neste trabalho.

Agradeço também aos meus amigos que me apoiaram e motivaram nos momentos mais exigentes deste processo e que nunca duvidaram da minha capacidade para concluí-lo.

Por fim, esta tese é dedicada à minha família, nomeadamente aos meus pais, avô e Tiago. Não poderia estar mais feliz por vos ter a meu lado, por me ensinarem a acreditar em mim mesma e no que sou capaz, por me incutirem que o trabalho árduo terá sempre o seu retorno, por me motivarem incondicionalmente e incentivarem a ser sempre a minha melhor versão.

O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL NO PREÇO DOS ATIVOS IMOBILIÁRIOS: UMA EVIDÊNCIA NA ZONA EURO

Resumo

A crise financeira do *subprime* de 2007, que contaminou o sistema financeiro mundial e a eclosão da crise da dívida soberana na Europa em 2010, colocaram diversos desafios ao nível dos instrumentos de política monetária tradicional, o que levou o BCE a adotar uma panóplia de medidas não convencionais, sendo o *Quantitative Easing* (QE) a forma mais destacada do novo *framework*.

O mercado imobiliário é visto como um setor fulcral na economia e é afetado de forma significativa por alterações na política monetária. Adicionalmente, a habitação pode ser considerada um dos principais ativos do orçamento das famílias, pelo que oscilações nos preços destes ativos têm impacto direto na sua riqueza, justificando assim as decisões futuras de consumo e investimento, que por sua vez têm influência direta no PIB e na taxa de inflação. O presente trabalho estuda o impacto que a implementação das novas políticas monetárias teve no preço nominal dos ativos imobiliários na Zona Euro, no período compreendido entre 2007 e 2017. Os resultados sugerem que a política monetária não convencional (PMNC) tem uma influência positiva e significativa no preço dos ativos imobiliários, sendo que a injeção de liquidez no mercado, por via de programas de compra de ativos em larga escala, e a expectativa relativa aos níveis de inflação e às futuras taxas de juro de curto e longo prazo, são fatores que contribuem para este entendimento.

Códigos JEL: E31, E52, E58.

Palavras-Chave: Política Monetária Não Convencional, *Quantitative Easing*, Preços de Ativos Imobiliários, Zona Euro, Modelo de Regressão Linear Múltipla, Dados em Painel.

O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL NO PREÇO DOS ATIVOS IMOBILIÁRIOS: UMA EVIDÊNCIA NA ZONA EURO

Abstract

The 2007 subprime financial crisis, which contaminated the global financial system, and the outbreak of the sovereign debt crisis in Europe in 2010, posed several challenges in terms of traditional used monetary policy instruments, which led the ECB to adopt a variety of unconventional measures, with Quantitative Easing (QE) being the most prominent form of the new framework.

The housing market is a key sector in the economy and is significantly affected by changes in monetary policy. In addition, housing can be considered one of the main assets of the household budget, so fluctuations in the prices of these assets have a direct impact on their wealth, justifying as well future consumption and investment decisions, which in turn have a direct influence on GDP and inflation rate. This paper studies the impact that the implementation of the new monetary policies had on the nominal price of real estate assets in the Euro Zone, in the period between 2007 and 2017. The results suggest that unconventional monetary policy (UMP) has a positive and significant influence on the housing prices, given that the injection of liquidity in the market, through large-scale asset purchase programs, and the expectation regarding inflation levels and future short and long-term interest rates are factors that contribute to this understanding.

JEL Codes: E31, E52, E58.

Keywords: Unconventional Monetary Policy, Quantitative Easing, Housing Prices, Euro Zone, Multiple Linear Regression Model, Panel Data.

O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL NO PREÇO DOS ATIVOS IMOBILIÁRIOS: UMA EVIDÊNCIA NA ZONA EURO

Índice

| | |
|-----------------------------------------------------------------------------------|-----|
| Agradecimento | i |
| Resumo | iii |
| Abstract | v |
| Índice | vii |
| Índice de Figuras | ix |
| Índice de Tabelas | ix |
| Glossário..... | xi |
| 1. Introdução | 1 |
| 2. Revisão da Literatura | 3 |
| 2.1 Mecanismos de Transmissão do <i>Quantitative Easing</i> | 5 |
| 2.2 <i>Quantitative Easing</i> e o Mercado Imobiliário | 8 |
| 3. Evolução das Variáveis do Modelo | 15 |
| 3.1 Enquadramento Macroeconómico | 15 |
| 3.2 Evolução de Variáveis Macroeconómicas na Zona Euro | 16 |
| 3.2.1. Produto Interno Bruto (PIB) | 16 |
| 3.2.2. Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) | 18 |
| 3.2.3. Taxas de Juro de Longo Prazo | 20 |
| 3.3 Mercado Imobiliário | 22 |
| 3.3.1 Preços Nominais de Ativos Imobiliários e <i>Price-to-Income Ratio</i> | 23 |
| 3.4 Resumo Estatístico | 26 |
| 4. Modelo Empírico..... | 29 |
| 4.1 Dados | 29 |
| 4.2 Modelo econométrico | 30 |
| 4.2.1 <i>VIF Test</i> e <i>Pearson Correlation Matrix</i> | 32 |
| 4.2.2 Teste das Raízes Unitárias | 35 |
| 4.2.3 Fixed/Random Effects Models e Hausman Test | 38 |
| 4.2.4 Estimativa Final do Modelo | 42 |
| 5. Conclusão | 47 |
| Referências Bibliográficas | 51 |
| Referências Online | 53 |
| Anexos..... | 55 |

O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL NO PREÇO DOS ATIVOS IMOBILIÁRIOS: UMA EVIDÊNCIA NA ZONA EURO

Índice de Figuras

| | |
|-----------------------------------------------------------------------------------|----|
| Figura 1 – QE e seus Canais de Transmissão..... | 9 |
| Figura 2 – Fatores Determinantes dos Preços de Ativos Imobiliários | 10 |
| Figura 3 – Evolução do PIB na Zona Euro..... | 18 |
| Figura 4 – Evolução do PIB: Comparação entre países..... | 18 |
| Figura 5 – Evolução do IHPC na Zona Euro..... | 19 |
| Figura 6 – Evolução do IHPC: Comparação entre países..... | 20 |
| Figura 7 – Yield das Obrigações Soberanas a 10 anos na Zona Euro..... | 21 |
| Figura 8 – Yield das Obrigações Soberanas a 10 anos: Comparação entre países..... | 22 |
| Figura 9 – <i>Price-to-Income Ratio</i> | 24 |
| Figura 10 – <i>Price-to-Income Ratio</i> : Comparação entre países..... | 24 |
| Figura 11 – Preços Nominais dos Ativos Imobiliários..... | 25 |
| Figura 12 – Preços Nominais dos Ativos Imobiliários: Comparação entre países..... | 25 |

Índice de Tabelas

| | |
|--------------------------------------------------------------------------------|----|
| Tabela 1 – Resumo Estatístico (2007-2012)..... | 26 |
| Tabela 2 – Resumo Estatístico (2012-2017)..... | 26 |
| Tabela 3 – Resumo Estatístico (2007-2017)..... | 26 |
| Tabela 4 – Média da Variável Dependente por País..... | 27 |
| Tabela 5 – Matriz de Correlação entre Variáveis Independentes (2007-2012)..... | 31 |
| Tabela 6 – Matriz de Correlação entre Variáveis Independentes (2012-2017)..... | 31 |
| Tabela 7 – Matriz de Correlação entre Variáveis Independentes (2007-2017)..... | 31 |
| Tabela 8 – Teste de Colinearidade (<i>VIF Test</i>)..... | 32 |
| Tabela 9 – <i>Pearson Correlation Matrix</i> (2007-2012)..... | 32 |
| Tabela 10 – <i>Pearson Correlation Matrix</i> (2012-2017)..... | 32 |
| Tabela 11 – <i>Pearson Correlation Matrix</i> (2007-2017)..... | 33 |
| Tabela 12 – Resultados Teste Fisher – ADF..... | 35 |
| Tabela 13 – Resultados Teste Fisher – PP..... | 36 |
| Tabela 14 – Teste de Hausman: Interpretação dos Estimadores..... | 40 |
| Tabela 15 – Resultado das Estimativas de Parâmetros do Modelo..... | 45 |

O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL NO PREÇO DOS ATIVOS IMOBILIÁRIOS: UMA EVIDÊNCIA NA ZONA EURO

Glossário

| | |
|--------------|-----------------------------------------------------------|
| ABSPP | Asset-Backed Securities Purchase Programme |
| ADF | Augmented Dickey-Fuller |
| BCE | Banco Central Europeu |
| CBPP | Covered Bond Purchase Program |
| CE | Credit Easing |
| CSPP | Corporate Sector Purchase Programme |
| DSGE | Dynamic Stochastic General Equilibrium |
| DSP | Difference-Stationary Process |
| EAPP | Expanded Asset Purchase Program |
| EUA | Estados Unidos da América |
| FGLS | Feasible generalized least squares |
| FRFA | Fixed-Rate Full Allotment |
| IHPC | Índice Harmonizado de Preços no Consumidor |
| LM | Lagrange Multiplier |
| LSAP | Large-Scale Asset Purchase |
| LTRO | Longer-Term Refinancing Operations |
| MBS | Mortgage-Backed Securities |
| MRO | Main Refinancing Operations |
| NHP | Nominal House Price |
| OCDE | Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico |
| OMT | Outright Monetary Transactions |
| PAEF | Programa de Assistência Económica e Financeira |
| PIB | Produto Interno Bruto |
| PIR | Price to Income Ratio |
| PP | Phillips-Perron |
| PSPP | Public Sector Purchase Programme |
| QE | Quantitative Easing |
| SMP | Securities Market Program |
| TLTRO | Targeted Longer-Term Refinancing Operations |
| TSP | Trend-Stationary Process |
| TVA | Taxa de variação annual |
| VIF | Variance Inflation Factor |
| ZE | Zona Euro |
| ZLB | Zero Lower Bound |

O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NÃO CONVENCIONAL NO PREÇO DOS ATIVOS IMOBILIÁRIOS: UMA EVIDÊNCIA NA ZONA EURO

1. Introdução

A crise financeira, que eclodiu nos EUA em finais de 2007, surgiu inicialmente num pequeno segmento do mercado financeiro americano: o segmento das hipotecas *subprime*. Com a constante subida dos preços no mercado imobiliário, este mercado tornava-se cada vez mais atrativo para investimentos. Aproveitando o embalo do mercado, os criadores de hipotecas pretendiam maximizar o valor de hipotecas securitizadas vendidas nos mercados e as instituições financeiras concediam crédito à habitação em volumes nunca antes vistos, criando a tão conhecida bolha imobiliária. Porém, esta viria a terminar, aquando da descida dos preços dos ativos imobiliários em 2006, gerando-se um número de insolvências sem precedentes e consequentemente a eclosão da crise no mercado americano, que rapidamente se propagou para a Europa. Posteriormente, a crise soberana que eclodiu em 2010, afetou significativamente diversos países da Europa que apresentavam elevados rácios de dívida pública. Com as condições de crédito restritas, aumento de crédito malparado e mercados de financiamento retraídos, a crise financeira deu lugar a uma crise soberana (Lane, 2012). Face ao exposto torna-se evidente que o mau funcionamento do mercado imobiliário, aliado à desregulação do sistema bancário na conceção de crédito, tem o poder de abalar uma economia a nível mundial, pelo que se releva a importância de analisar a dinâmica do mercado imobiliário.

Em épocas de recessão, os Bancos Centrais, responsáveis pela condução da política económica e monetária, têm um papel fundamental no que respeita ao incentivo ao crescimento económico e à criação de emprego. O Banco Central Europeu, como o responsável pelo Euro, é a instituição incumbida desta função e tem como objetivo primordial a manutenção da estabilidade de preços na Zona Euro (ZE), sendo essa estabilidade nominal aferida pela inflação, definida pelo IHPC, que se deseja inferior, mas próxima de 2%, a médio prazo. Para atingir o objetivo acima descrito, o BCE criou a sua estrutura operacional convencional. Contudo, devido às crises económico-financeiras mencionadas e consequentemente ao facto de as taxas de juro de referência dos bancos centrais alcançarem o *zero lower bound* (ZLB), as ferramentas tradicionais mostraram-se ineficientes e o BCE viu-se forçado a implementar uma vasta gama de medidas de política monetária não convencionais.

Estas destacam-se das medidas convencionais pelo seu carácter excepcional, não se enquadrando na estratégia de atuação do BCE em “tempos normais”, pelo que apenas foram adotadas devido às circunstâncias extremamente excepcionais que a Área do Euro enfrentou (FMI, 2013). Segundo o Banco de Portugal (2015), as medidas adotadas podem ser agrupadas nos seguintes grupos: i) operações de crédito com garantia; ii) compra de ativos; iii) comunicação do banco central; iv) taxas de juro nominais negativas. As medidas incluídas nos dois primeiros grupos, independentemente de apresentarem características distintas, podem ter como consequência uma expansão do balanço do banco central e são geralmente denominadas de *Quantitative Easing* (QE). Na Zona Euro, o QE propriamente dito consistiu no EAPP (*Expanded Asset Purchase Programme*), implementado pelo BCE em 2015, e considerado o programa mais destacado da política monetária não convencional.

O objetivo deste trabalho centra-se em analisar o impacto da política monetária não convencional (PMNC) do BCE na dinâmica do mercado imobiliário, mais concretamente nos preços nominais dos ativos subjacentes. Tendo em consideração que existe pouca evidência empírica sobre o impacto do *Quantitative Easing* (QE) no preço dos ativos imobiliários, esta dissertação terá como contributo o aprofundar deste tema. A análise incide sobre o período compreendido entre 2007 e 2017 e uma vez que os países da ZE têm a mesma unidade monetária, são afetados pelas estratégias/decisões do mesmo Banco Central, e foram severamente afetados por ambas as crises, torna-se pertinente avaliar a forma como as medidas não convencionais se repercutiram nesta economia. Para o efeito estimou-se um Modelo Standard de Regressão Linear Múltipla de dados de painel e os principais resultados obtidos sugerem que a implementação da PMNC tem uma relação estatisticamente significativa e positiva na explicação da evolução dos preços nominais dos ativos imobiliários, sendo que a injeção de liquidez no mercado, por via de programas de compra de ativos em larga escala, e a expectativa relativa aos níveis de inflação e às futuras taxas de juro de curto e longo prazo, são fatores que contribuem para este entendimento.

Esta dissertação encontra-se estruturada em 5 capítulos para além da presente introdução. O segundo capítulo diz respeito à revisão da literatura. O terceiro capítulo refere-se ao enquadramento das crises entre 2007 e 2017 e a consequente resposta do BCE para cada uma delas e posteriormente numa análise das variáveis a considerar no modelo e suas evoluções ao longo do tempo. No quarto capítulo expõe-se de forma detalhada as variáveis do modelo, as séries temporais utilizadas e a metodologia utilizada bem como a interpretação dos resultados obtidos nos diversos testes efetuados. Finalmente, o quinto capítulo conclui.

2. Revisão da Literatura

O principal objetivo da política monetária do Banco Central Europeu (BCE) é promover e manter a estabilidade de preços. Não obstante, objetivos como crescimento económico equilibrado e uma economia social altamente competitiva, que visem o pleno emprego e o progresso social, são também grandes prioridades do supervisor. No que respeita ao objetivo primordial, em dezembro de 1998, o BCE adotou uma definição quantitativa de estabilidade de preços, sendo esta caracterizada pelo *target* a médio prazo de taxas de inflação, baixas e estáveis, o que se traduzia em taxas de inflação abaixo de 2%.

Para atingir os objetivos acima descritos, o BCE criou a sua estrutura operacional convencional assente em instrumentos de política monetária como taxas de juros alvo, requisitos mínimos de reservas bancárias e variações na oferta de moeda pelas suas contrapartes, por consequência das oscilações de liquidez, através de operações de mercado aberto (Banco Central Europeu, 2011). No entanto, o culminar da crise financeira de 2007-2008 acarretou diversos desafios ao nível dos instrumentos de política monetária utilizados e dos bancos centrais, pois, embora os níveis, baixos e estáveis, de inflação tenham sido alcançados, a política monetária convencional não impediu a ocorrência de bolhas em mercados de ativos (Joyce *et al.*, 2012).

A turbulência financeira começou na Europa com a emergência de tensões no mercado monetário (agosto de 2007) seguindo-se o anúncio de insolvência de diversos fundos de investimento por não conseguirem avaliar os seus portfólios devido à falta de liquidez do mercado de instrumentos de dívida titularizados. Contudo, o que seria visto apenas como instabilidade rapidamente escalou para uma crise financeira sistémica após o colapso do banco de investimentos dos EUA, Lehman Brothers, em setembro de 2008. A falência de uma das mais importantes instituições financeiras americanas trouxe severas consequências para os mercados financeiros a nível mundial, levando a um retrocesso da confiança dos investidores perante outras instituições financeiras e a volatilidade implícita do mercado de ações aumentou dramaticamente (Rahal, 2016).

De acordo com Paulson (2008) “tivemos uma crise a nível mundial. Os mercados de crédito congelaram e os bancos reduziram substancialmente os empréstimos interbancários. A confiança foi seriamente comprometida ao longo de todo o sistema financeiro. O nosso sistema estava à beira do colapso, um colapso que teria piorado significativamente e prolongado a crise económica que já estava instalada.” (Paulson, 2008: página 30).

Tendo a recessão financeira como dado adquirido, a política monetária convencional enfrentava o desafio de demonstrar a sua capacidade de recuperar e estimular a economia de forma sustentável. Porém, uma diversidade de complicações surgiria para que esse desafio fosse ultrapassado. Uma dessas complicações estava diretamente relacionada com o comportamento das taxas de juro. Após a crise financeira global, e justificado pela baixa inflação, recessão longa e profunda e baixas taxas de juro reais, as taxas de juros políticas dos bancos centrais em diversas economias alcançaram o *zero lower bound* (ZLB) (Driffill, 2016). O ZLB consiste num cenário macroeconómico que ocorre quando a taxa de juro nominal de curto prazo é igual ou próximo de zero, causando uma armadilha de liquidez (*liquidity trap*) e consequentemente limitando a capacidade dos bancos centrais de estimularem o crescimento económico. De acordo com Joyce *et al.* (2012), as taxas de juros nominais de curto prazo ao atingirem o ZLB, perdendo assim a sua capacidade de estimular a economia, e as disrupções nos mercados financeiros ao gerarem grandes perdas, afetando a liquidez e a solvência dos bancos e tomadores de empréstimos, são considerados os dois fatores que contribuíram para o fracasso da política monetária convencional.

Naquele momento, os bancos centrais acreditavam que quando a recuperação financeira ocorresse, a política monetária convencional e as ferramentas macroprudenciais iriam alcançar de forma conjunta a estabilidade de preços e a estabilidade financeira. No entanto, o desafio prendia-se com a recuperação da própria economia de forma a alcançar esse ponto ótimo. Assim, foi num cenário de inflação abaixo do *threshold*, níveis altos de desemprego, fraco crescimento, dívida pública elevada, indisponibilidade da política fiscal e taxas de juros nominais em patamares mais baixos, que os bancos centrais passaram a implementar pela primeira vez políticas monetárias não convencionais (Driffill, 2016). A forma mais destacada de PMNC tem sido o *Quantitative Easing* (QE), sendo esta denominação introduzida para sinalizar a alteração de foco em relação às variáveis quantitativas alvo, como por exemplo, o tamanho dos balanços dos bancos centrais.

Driffill (2016) caracteriza o *Quantitative Easing* como sendo um programa de compra de ativos em larga escala (*Large-Scale Asset Purchase* (LSAP)) pelos bancos centrais visando a expansão do lado esquerdo do balanço através da compra de dívida pública e ativos do sector privado com maturidades mais alargadas, não alterando a composição dos ativos existentes.

Na perspectiva de Pattipeilohy, C. *et al.* (2013) as ferramentas utilizadas na política monetária não convencionais podem caracterizar-se por (i) apoio de liquidez em larga escala aos bancos, (ii) orientação futura de taxas políticas ultra-baixas em horizontes políticos ampliados, e (iii) intervenções em grande escala no mercado financeiro, em especial grandes compras de ativos.

Como consequência destas medidas não convencionais, os balanços dos bancos centrais expandiram-se substancialmente, atingindo níveis sem precedentes a nível mundial – cerca de 18 triliões de dólares. Nas principais economias de mercados emergentes¹, a expansão dos ativos dos bancos centrais, impulsionada por uma acumulação maciça de reservas cambiais, superou os 40% do PIB. Nas economias avançadas², os ativos dos bancos centrais ultrapassaram 20% do PIB (Hannoun, 2012). Adicionalmente, Hannoun (2012) demonstra que algumas economias avançadas viram o prazo médio dos ativos dos bancos centrais prolongar-se acentuadamente ao longo do tempo, corroborando assim a caracterização de QE acima descrita por Driffill (2016).

2.1 Mecanismos de Transmissão do *Quantitative Easing*

O objetivo do QE é alinhar a inflação e as expectativas face à mesma com os níveis *target* definidos pelo banco central, estimular o crescimento económico e diminuir o desemprego. Neste sentido, os programas de QE são projetados para afetar positivamente a economia, diminuindo as taxas de juros e desvalorizando a moeda. Este formato de PMNC é transmitido através de vários canais. Os possíveis canais pelos quais o QE afeta o sistema bancário e financeiro e, conseqüentemente, a atividade económica são apontados por Joyce *et al.* (2011) e Krishnamurthy *et al.* (2014) como sendo: os canais de sinalização e reequilíbrio de portfólio; e, os efeitos de liquidez e riqueza.

Os canais de sinalização e reequilíbrio do portfólio, sendo dos principais canais de transmissão, são direcionados principalmente para a redução das taxas de juros de longo prazo. Existem dois fatores fulcrais que afetam as taxas de juros de longo prazo: (i) as expectativas sobre as taxas de juros futuras de curto prazo e (ii) o prémio de risco (*term premium*).

¹ Principais economias de mercados emergentes: China, Hong Kong, Índia, Indonésia, Coreia, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia, Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru, República Checa, Hungria, Polónia, Rússia, Turquia e África do Sul

² Economias avançadas: Zona Euro, Canadá, Japão, Suécia, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos da América

O canal de sinalização afeta o primeiro fator sendo que o canal de reequilíbrio do portfólio afeta o segundo (Gern *et al.*, 2015). No canal de sinalização, com anúncio de compras em larga escala de ativos pelos bancos centrais, estas podem ser interpretadas pelos participantes do mercado como um sinal relativo às severas condições económicas e de que políticas monetárias extraordinariamente expansionistas estarão em vigor por algum tempo. Considerando que as taxas de juros de longo prazo refletem as expectativas de taxas de juros futuras, este anúncio de compras deve provocar um declínio nas taxas de juros de longo prazo. No canal de reequilíbrio do portfólio, através da compra de grande quantidade de ativos mantidos pelo setor privado, os bancos centrais alteram a oferta relativa dos ativos que estão a ser comprados, induzindo alterações equilibradas nos seus rendimentos relativos (*yields*). Como a base monetária emitida e os ativos financeiros adquiridos sob QE não são perfeitos substitutos, os vendedores de ativos financeiros podem tentar reequilibrar suas carteiras comprando outros ativos com características semelhantes aos ativos vendidos. Esse processo tem como consequência o aumento mais acentuado dos preços dos ativos, bem como os preços dos seus substitutos próximos, e reduz os prémios de risco (*term premium*) associados e os rendimentos (*yields*) (Hausken and Ncube, 2013).

Outros dois canais relevantes para transmissão do QE são o efeito de liquidez e o efeito de riqueza. No que respeita ao primeiro, os bancos centrais aumentam a liquidez do mercado comprando títulos de longo prazo e emitindo reservas bancárias. Este aumento da liquidez e o melhor funcionamento do mercado irão reduzir o prémio de ativos com menor liquidez e consequentemente os seus preços (Joyce *et al.*, 2011a, b). No entanto, Krishnamurthy e Vissing-Jorgensen (2011) argumentam que este acréscimo de liquidez reduz o prémio de liquidez dos títulos de dívida pública em relação a outros ativos menos líquidos, reduzindo o rendimento associado e referem que este efeito de liquidez só persiste no tempo se os bancos centrais mantiverem as suas compras de ativos. Adicionalmente, o aumento do preço dos ativos promove um efeito de aumento da riqueza líquida dos detentores dos ativos e, por outro lado, reduz o custo dos empréstimos. Estes dois efeitos levam a um aumento da procura agregada dos agentes privados, estimulando o crescimento económico, reduzindo a taxa de desemprego e alinhando os níveis de inflação.

Complementarmente, Joyce *et al.* (2011) e Krishnamurthy *et al.* (2014) apontam outros canais secundários que derivam dos canais base que foram mencionados acima. O principal mecanismo de transmissão entre os instrumentos de política monetária (por exemplo, a taxa de juros oficial e a base monetária) e a economia real é o canal de crédito bancário. O aumento da liquidez gerada pelo QE, que permite revitalizar este canal, por meio do aumento das reservas detidas pelos bancos junto ao banco central, irá ter um impacto direto no volume de novos empréstimos concedidos pelos bancos.

Assumindo a eficiência do QE, assente na eficácia do canal de sinalização, os agentes económicos revelam uma maior confiança através do aumento da sua atividade no mercado, justificado pelo aumento dos investimentos, que por sua vez pode levar a preços de ativos ainda mais elevados e prémios de risco mais baixos. Este combinar de impactos, criado pelo canal da confiança, traduz-se também numa expectativa de taxa de inflação mais elevada levando assim uma diminuição da taxa de juro real (Eggertsson *et al.*, 2003).

Por fim, e nas palavras de Gern *et al.* (2015), “O QE também pode levar a uma depreciação da taxa de câmbio, por exemplo se conseguir ser eficaz na redução das taxas de juros e, assim, estimular a economia por meio de um terceiro canal de transmissão. Desde que esses canais de transmissão sejam fortes o suficiente para estimular significativamente o PIB, o QE pode contribuir para aumentos de preços e, portanto, para um aumento da inflação.”. Este terceiro canal mencionado por Gern *et al.* (2015) pode estar assente no aumento do volume de compras de ativos estrangeiros, por consequência da depreciação da taxa de câmbio, facilitando as exportações e contribuindo para o crescimento do PIB.

A figura 1 seguinte apresenta de forma organizada as relações entre os diversos canais de transmissão.

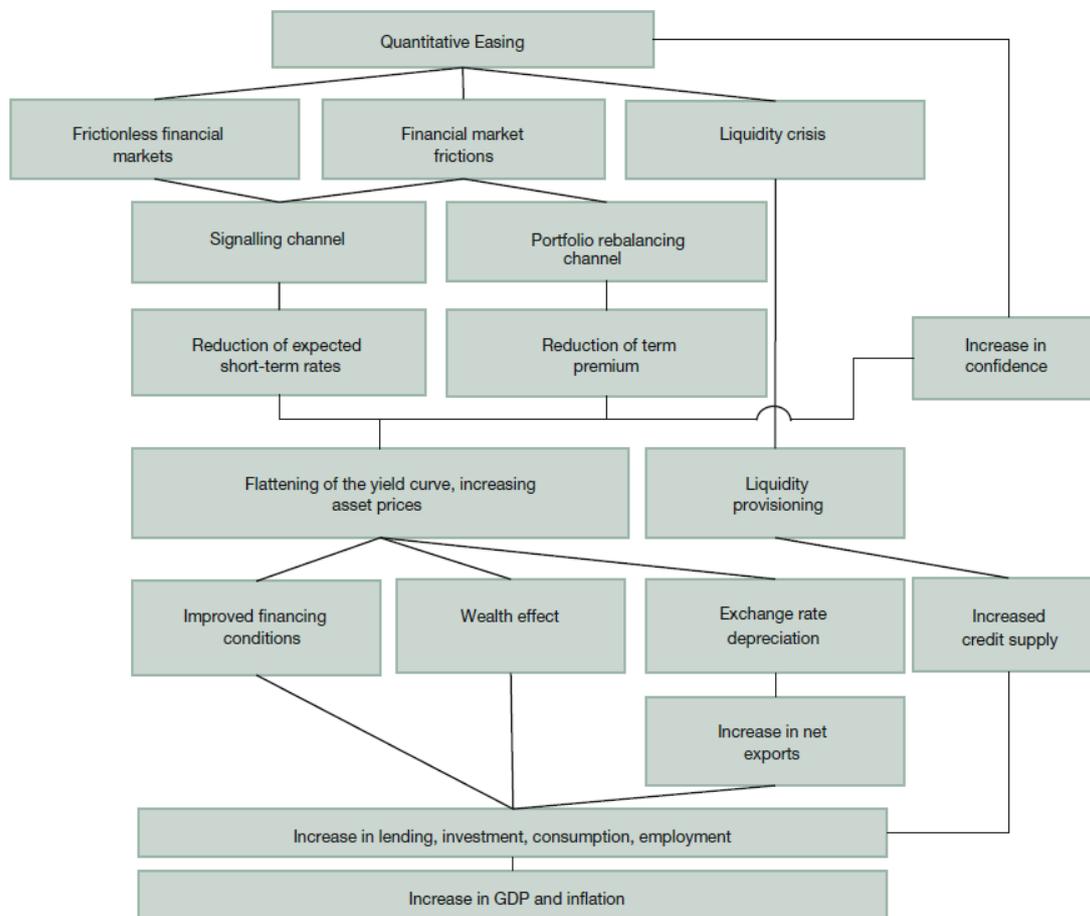


Figura 1 – QE e seus canais de transmissão

Fonte: Gern *et al.* (2015)

2.2 *Quantitative Easing* e o Mercado Imobiliário

O mercado imobiliário é uma parte fulcral da economia atual e são vários os fatores que o influenciam como (i) o estado da economia, (ii) as taxas de juros definidas pelos bancos centrais que posteriormente afetam as taxas de juro praticadas pelos bancos na concessão de crédito hipotecário, (iii) o rendimento disponível das famílias e (iv) mudanças na dimensão populacional.

Estes fatores contribuem para o lado da procura, no entanto, o lado da oferta releva também para a determinação dos preços dos ativos imobiliários (figura 2).

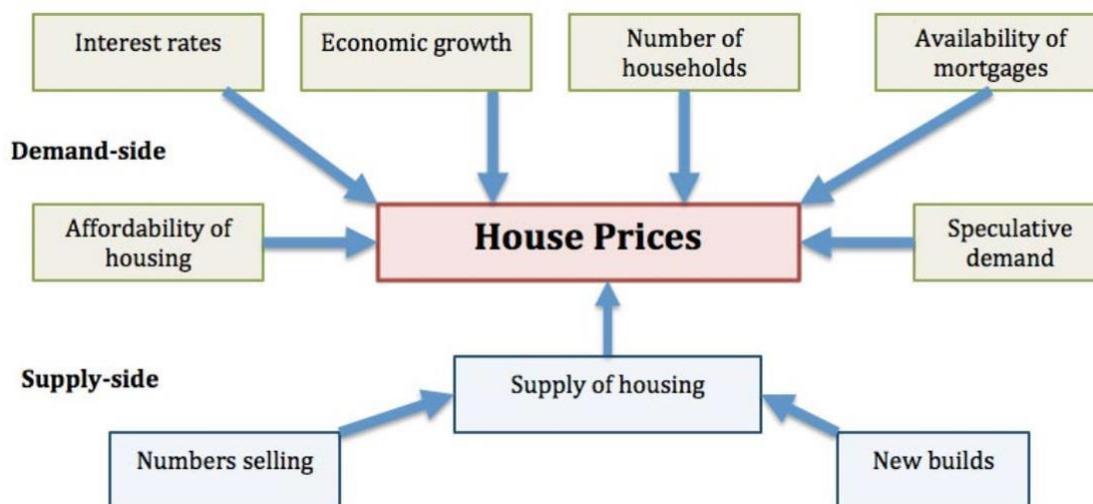


Figura 2 – Fatores Determinantes dos Preços de Ativos Imobiliários

Fonte: www.economicshelp.org

Os ativos imobiliários são considerados um investimento de médio a longo prazo e são, desta forma, afetados por alterações a nível macroeconómico. Os preços da habitação afetam o consumo privado, o que nos leva a uma relação de causa-efeito entre o mercado imobiliário e os gastos das famílias. Um aumento na riqueza da habitação influenciará a riqueza esperada das famílias, levando a que o consumo e os preços dos ativos imobiliários sigam o mesmo comportamento.

A importância do setor imobiliário é destacada por diversos autores. Leung (2004) afirma que (i) a habitação constitui uma parte significativa das despesas dos agregados familiares bem como da sua riqueza total e (ii) a habitação não é apenas “outro” bem de consumo e que, por isso, mudanças nos preços destes ativos implicam efeitos significativos na riqueza das famílias. Greenwood e Hercowitz (1991) realçam que o valor de mercado anual de investimento imobiliário é maior que o valor do investimento de capital. Por fim, Davis e Heathcote (2001) mencionam que o valor de mercado do stock de imóveis residenciais é aproximadamente igual ao PIB médio.

Adicionalmente, diversos estudos foram efetuados com o intuito de entender e aprofundar a relação entre os preços dos ativos imobiliários e outras variáveis macroeconómicas. Kennedy e Andersen (1994) analisaram a relação entre a poupança das famílias e o mercado imobiliário, observando que os comportamentos de poupança têm um papel preponderante na determinação dos preços das casas. Englund e Ioannides (1997) exploraram o comportamento dos preços da habitação na OCDE e concluíram que as evoluções do PIB e das taxas de juros têm um impacto significativo. Tsatsaronis e Zhu (2004) afirmam que o preço real das habitações é fortemente influenciado pela inflação bem como pelas taxas de juro nominais. Complementarmente, Lecat e Mésonnier (2005) observaram que as taxas de juros de curto e longo prazo e o racionamento de crédito impactam os desenvolvimentos no mercado imobiliário.

Desta forma, é possível afirmar que evoluções positivas no mercado imobiliário contribuem para o crescimento económico e riqueza. No entanto, a crise financeira de 2007-2008 e a recessão que lhe sucedeu, vieram demonstrar que o mau funcionamento do setor tem a capacidade de destruir uma economia a nível mundial. A evolução dos preços das habitações e a alavancagem das famílias, que pode ser avaliada pelo rácio de endividamento, desempenharam um papel importante na crise financeira evidenciada acima. As baixas taxas de juros e os critérios pouco conservadores no que respeita à concessão de crédito pelos bancos que se praticavam no período que antecedeu a crise financeira contribuíram para um forte aumento do endividamento das famílias (Huber e Punzi, 2016). O decréscimo acentuado dos preços dos ativos imobiliários verificado após a eclosão da crise, traduziu-se num aumento significativo da dívida das famílias quando comparado com o valor do seu património imobiliário. Desta forma, a riqueza dos agregados familiares decresceu repentinamente o que levou a que estes se vissem confrontados com dificuldades em cumprir as suas responsabilidades financeiras, apesar das taxas de juro terem alcançado o *zero lower bound* (ZLB).

Como reação ao colapso financeiro, os bancos centrais entenderam que um reequilíbrio dos balanços das famílias seria importante para promover uma rápida recuperação. Não obstante, com taxas de juros nominais próximas de zero, as ferramentas convencionais de política monetária tornaram-se ineficazes, levando a que ferramentas não convencionais fossem implementadas. Esta nova estrutura operacional da política monetária abrange uma ampla variedade de métodos, como *credit easing* (CE) e *quantitative easing* (QE).

Conforme mencionado anteriormente, e corroborado por Gagnon *et al.* (2011), a política monetária não convencional, sob a forma de QE, afeta as taxas de juro de longo prazo, o que se traduz num impacto positivo ao nível dos preços dos ativos de longo prazo, como os ativos imobiliários. Complementarmente, o aumento da liquidez causado por medidas não convencionais, tem como consequência o aumento do volume de crédito concedido pelos bancos, o que por sua vez, reduz as taxas de juro dos empréstimos e os spreads praticados pelos bancos (Peersman, 2011). Para enriquecer este entendimento, Fuster and Willen (2010) demonstram que, em finais de 2008, grandes reduções nas taxas de títulos garantidos por créditos hipotecários (*mortgage-backed securities*) foram acompanhadas por grandes descidas nas taxas de crédito hipotecário oferecidas pelos bancos às famílias, sendo possível afirmar que um choque expansionista na PMNC leva ao aumento da procura por ativos imobiliários, originando o aumento dos preços desses ativos.

Diversos estudos demonstram que a habitação, particularmente o investimento residencial, desempenha um papel fundamental na transmissão de alterações da política monetária para a economia. Alterações na valorização dos ativos imobiliários geram efeitos agregados sobre a riqueza e estimulam o financiamento ao consumo, uma vez que estes ativos são considerados como uma forma de colateral. Estudos desenvolvidos por Iacoviello (2005), Iacoviello and Neri (2009) e Lee and Song (2015) demonstraram que o mecanismo de colateral explica a maior parte do impacto das variações nos preços dos ativos imobiliários na macroeconomia. Considerando um choque positivo no lado da procura, o preço ao consumidor e o preço dos ativos irão aumentar como resposta a esse choque, causando os seguintes impactos: (i) o aumento dos preços dos ativos aumenta a capacidade de endividamento das famílias, permitindo-lhes gastar e investir mais³ e (ii) o aumento dos preços ao consumidor reduz o valor real das suas obrigações financeiras, afetando positivamente seu património líquido.

Adicionalmente, Iacoviello and Neri (2009), Jarocinsky and Smets (2008) e Musso *et al.* (2011) concluíram que os preços dos ativos imobiliários e o investimento habitacional são pró-cíclicos e sensíveis a choques monetários: um aumento na taxa de juro de referência a curto prazo leva a uma queda imediata nos preços da habitação e no investimento residencial.

³ A habitação como colateral suscita grande interesse na literatura derivado às potenciais repercussões em outros bens de consumo uma vez que, à medida que os preços da habitação aumentam, as restrições ao financiamento diminuem.

Embora o investimento residencial tenha recebido grande atenção na literatura, dado o seu efeito direto no PIB, outras variáveis que contribuem para a dinâmica do mercado imobiliário como a construção de novas habitações (*housing starts*), as licenças para construção (*housing permits*) e a venda de imóveis habitacionais foram também alvo de análise. Lastrapes (2002) analisou as novas vendas de imóveis e concluiu que estas e os preços reais das habitações respondem positivamente a um choque expansionista da política monetária. Taylor (2007) estudou o impacto da política monetária na construção de novas habitações, encontrando uma semi-elasticidade de aproximadamente -8,3 entre a taxa de fundos federais e a construção residencial. Embora a construção de novas habitações, as licenças para construção e as vendas de imóveis residenciais aparentem estar correlacionadas, Gupta *et al.* (2012) demonstram que a resposta de cada variável à política monetária pode variar significativamente, quer a nível de rapidez de reação, duração e magnitude.

Para além destas variáveis, a tipologia da taxa de juro associada à hipoteca também protagoniza um papel relevante no ciclo de negócios e no mecanismo de transmissão da política monetária. Calza *et al.* (2013) concluíram que um choque de política monetária tem um maior efeito sobre os preços reais das casas nos países onde a maioria das hipotecas tem uma taxa de juro variável associada. Uma mudança temporária na taxa de juro de curto prazo alterará o custo do serviço da dívida e terá um maior impacto sobre a renda disponível e, possivelmente, sobre a procura por casas com uma hipoteca de taxa de juro variável em comparação com uma hipoteca de taxa de juro fixa. Rubio (2011) corroborou este entendimento através de um novo modelo keynesiano (*DSGE model*) demonstrando que as alterações nas taxas de juro afetam de uma forma mais intensa a procura por habitações para os mutuários com hipotecas de taxa variável. Complementarmente, Chomsisengphet e Pennington-Cross (2006) evidenciaram que a queda nas taxas de juro é a principal razão pela qual os proprietários com taxa de juros fixa refinanciam as suas hipotecas.

Desta forma, pode concluir-se que a predominância de hipotecas de taxas de juro fixas pode levar ao aumento da atividade de refinanciamento entre as famílias e a um vínculo mais estreito entre as flutuações dos preços das casas e o crédito das famílias.

Ao longo dos últimos parágrafos, foi demonstrado que a habitação pode ser considerada um dos principais ativos do orçamento das famílias. É, desta forma, relevante entender o papel da política monetária na dinâmica dos mesmos, uma vez que (i) o preço dos ativos imobiliários têm impacto na riqueza das famílias, justificando assim as suas decisões futuras de consumo e investimento, que por sua vez têm influência direta no PIB e na taxa de inflação e (ii) as taxas de juro têm sido historicamente baixas desde o início da crise financeira, o que pode contribuir para o aumento de risco de ocorrência de uma bolha no mercado imobiliário que possa impactar a estabilidade económica e financeira a nível mundial.

3. Evolução das Variáveis do Modelo

3.1 Enquadramento Macroeconómico

Com o objetivo de apurar o impacto da política monetária não convencional nos preços dos ativos imobiliários entre 2007 e 2017 é relevante descrever os mecanismos de resposta do BCE durante esse período. Segundo Praet (2017), a crise europeia pode ser decomposta em 3 grandes fases: (i) 2008-2009: crise de liquidez; (ii) 2010-2012: crise soberana e (iii) 2013-2017: acentuação das pressões deflacionistas. Cada uma destas fases, exigiu diferentes tipos de resposta por parte do BCE a nível de política monetária, levando-o a desenvolver e implementar medidas não tradicionais⁴ de forma a garantir a eficiente transmissão da mesma.

A primeira fase da crise surge propriamente com o colapso da Lehman Brothers em 2008, quando se instalou uma crise de liquidez e um clima de incerteza sobre a saúde do sistema financeiro que levou ao colapso de vários segmentos do mercado financeiro. Com a ocorrência de uma “evaporação da liquidez” que veio perturbar a capacidade dos bancos emprestarem a empresas e famílias e com a desconfiança no mercado interbancário relativa à capacidade de cumprimento do crédito (Constâncio, 2011), o BCE reduziu a sua taxa das operações principais de refinanciamento (Praet, 2017). Paralelamente, entre 2008 e 2009, foram adotadas novas medidas, de foro não convencional, de apoio à concessão de crédito. Com uma aparente melhoria da situação financeira em finais de 2009, o BCE decidiu abandonar algumas das medidas mencionadas anteriormente, o que acabou por se revelar prematuro, com o aparecimento da segunda fase da crise (Banco de Portugal, 2015).

A segunda fase ocorreu entre 2010 e 2012, com a eclosão da crise das dívidas soberanas que afetou significativamente diversos países da Europa que apresentavam elevados rácios de dívida pública⁵. Com as condições de crédito restritas, aumento de crédito malparado e mercados de financiamento retraídos, a crise financeira deu lugar a uma crise soberana (Lane, 2012). Os governos revelaram ter um papel fulcral no apoio a instituições financeiras, no entanto, esta ajuda colocou as finanças públicas sob grande pressão, o que acabou por levar ao aumento das dívidas públicas e consequentemente às perdas adicionais dos bancos que apresentam títulos de dívida pública nos seus balanços.

⁴ Ver cronologia dos principais anúncios de medidas de política não convencional do BCE na Figura 1 do Anexo.

⁵ Ver dívida pública na Zona Euro na Figura 2 do Anexo.

Este cenário contribuiu para a deterioração dos ratings dos países afetados bem como dos ratings das suas instituições financeiras, levando a que estas enfrentassem grandes dificuldades em obter financiamento em condições acessíveis. Neste sentido, o BCE passou a focar-se em proporcionar uma maior acomodação monetária, compensando a indisponibilidade de fontes de financiamento aos países vulneráveis. Contudo, as novas medidas implementadas não tiveram o impacto previsto, com o setor bancário a não reagir conforme esperado, levando a que os países mais afetados implementassem medidas de austeridade e recorressem a programas de assistência junto das entidades supra-nacionais.

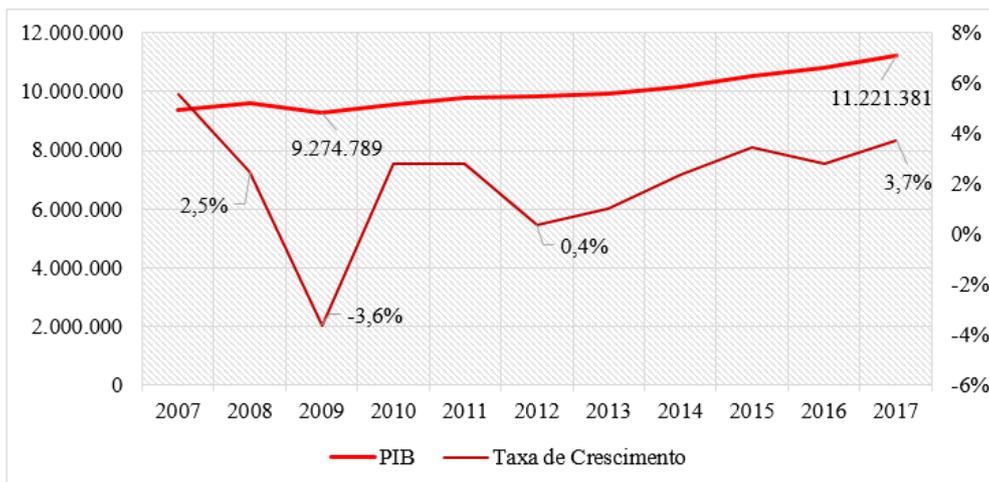
No final de 2013, surge então a última fase da crise europeia, assente na quase inexistente recuperação da atividade económica e da inflação. A concessão de crédito ao setor privado mantinha-se contraída e a inflação continuava cronicamente baixa, o que levou a que as expectativas de inflação começassem a reduzir-se tendencialmente. Como resposta, o BCE reduziu ainda mais as taxas de juro e introduziu medidas de *Forward Guidance*. Em meados de 2014, a queda dos preços do petróleo trouxe mais pressões deflacionistas. Com as taxas de juro no *zero lower bound* (ZLB) surgiu a necessidade de reforçar as medidas até agora implementadas e de desenvolver medidas adicionais (Praet, 2017). Assim, o BCE anunciou um novo conjunto de medidas, sendo que, em 2015, foi implementado o programa alargado de compra de ativos (EAPP - *Expanded Asset Purchase Programme*), mais conhecido como o *Quantitative Easing* (QE). Este programa, considerado como o maior programa de compra de ativos promovido pelo BCE, contemplou 4 formatos de compra de ativos e atingiu, em 2016, os 80 mil milhões de euros mensais (Banco Central Europeu, 2018; Banco de Portugal, 2015, 2017).

3.2 Evolução de Variáveis Macroeconómicas na Zona Euro

3.2.1. Produto Interno Bruto (PIB)

O PIB é um dos indicadores mais utilizados na macroeconomia com o objetivo de quantificar a atividade económica de cada país. No que respeita à ZE, e com base na figura 3, podemos concluir que o PIB apresenta uma tendência ascendente, mas com uma taxa de variação anual (TVA) caracterizada por algumas oscilações significativas.

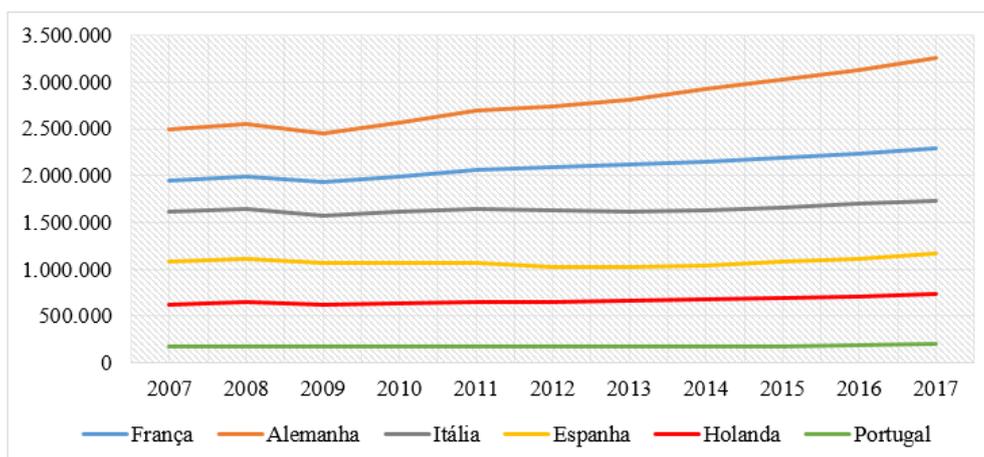
A primeira grande oscilação acontece com o culminar da crise financeira em 2007, que inicialmente era caracterizada como um período de grande instabilidade, mas que rapidamente se tornou numa crise financeira sistémica após o colapso do banco de investimentos americano, Lehman Brothers, em setembro de 2008. A consequência desta crise pode ser comprovada, numa primeira fase, com o desacelerar do crescimento em cerca de 2,4% e de posteriormente, com o decréscimo efetivo do PIB em cerca de 3,6% em 2009. Nos anos que se seguiram houve lugar a uma recuperação deste indicador, com uma taxa média de crescimento de 2,4%. Não obstante, em 2012 e 2013, justificado pela eclosão da crise da dívida soberana, a evolução do PIB desacelerou consideravelmente para 0,4% e 1% (único período abaixo da taxa média), justificado pelo facto de a inflação apresentar valores demasiado baixos e de as taxas de juros nominais de curto prazo estarem a atingir valores próximos de zero, perdendo assim a sua capacidade de estimular a economia. No período subsequente, com a aplicação da PMNC e a consequente injeção de liquidez no mercado, o PIB voltou a atingir taxas de crescimento sustentáveis, sendo a evolução mais significativa referente ao ano de 2017, com uma taxa de crescimento de 3,7%, alcançando os 11.221 mil milhões de euros. Na figura 4 são apresentados os 5 países da ZE que mais contribuem para o PIB nesta economia, e onde é possível verificar que o comportamento de ambos é homogéneo, evidenciando uma tendência crescente, destacando-se a Alemanha, a Holanda e a França com taxas de crescimento de 30%, 19% e 18%, respetivamente, entre 2007 e 2017. No que respeita a Portugal, este tem uma influência bastante menos significativa no PIB, no entanto, foi um país que sofreu graves consequências com as crises mencionadas acima, justificado pela sua grande exposição à dívida pública, e que recorreu a programas de assistência como o Programa de Assistência Económica e Financeira (PAEF).



Nota: Valores de final de período em milhões de euros.

Fonte: OECD Stats

Figura 3 – Evolução do PIB na Zona Euro



Nota: Valores de final de período em milhões de euros.

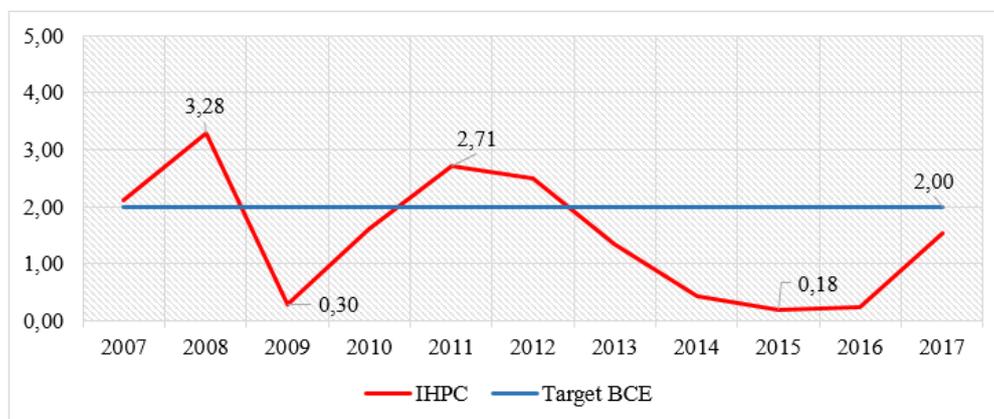
Fonte: OECD Stats

Figura 4 – Evolução do PIB: Comparação entre países

3.2.2. Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC)

Antes da adoção do Euro como moeda única, cada país media a inflação recorrendo aos seus próprios métodos e procedimentos nacionais. Com a introdução do Euro e consequente criação da ZE, passou a ser necessário a existência de uma forma de medição da inflação sem lacunas ou sobreposições e que garantisse a comparabilidade de informação. Assente num conjunto de normas juridicamente vinculativas, o Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) veio proporcionar exatamente isso.

Na figura 5 é apresentada a evolução da IHPC e é possível verificar que em 2007, a inflação se encontrava próximo do *threshold* definido pelo BCE (2%, de acordo com a definição de estabilidade de preços). No entanto, embora os níveis de inflação tenham sido alcançados, a política monetária convencional não impediu a ocorrência de bolhas em mercados de ativos, originado assim a crise sistémica de 2007-2008 e por consequência a queda abrupta da inflação para valores próximos de zero (0,30% em 2009). No período subsequente, foram vários os programas lançados pelo BCE por forma a aumentar a liquidez no sistema financeiro, que tiveram impacto direto nos níveis de inflação, voltando estes a subir para níveis mais estáveis, mas não por muito tempo. A partir de 2011 deu-se uma nova quebra para valores próximos de zero, uma vez que os programas anteriores, comprovadamente eficazes, não foram mantidos pelo BCE após a primeira crise, causando efeitos negativos quase imediatos. Desta forma, em setembro de 2014, com o anúncio por parte do BCE referente ao primeiro programa no âmbito do QE, o *Expanded Asset Purchase Program* (EAPP), que contemplou quatro novas operações, implementadas até finais de março de 2016, foi dado um novo estímulo à economia. Na figura 5 podemos concluir que este novo programa alargado teve um impacto bastante positivo, fazendo com que a inflação subisse de 0,18% em 2015 para 1,53% em 2017.



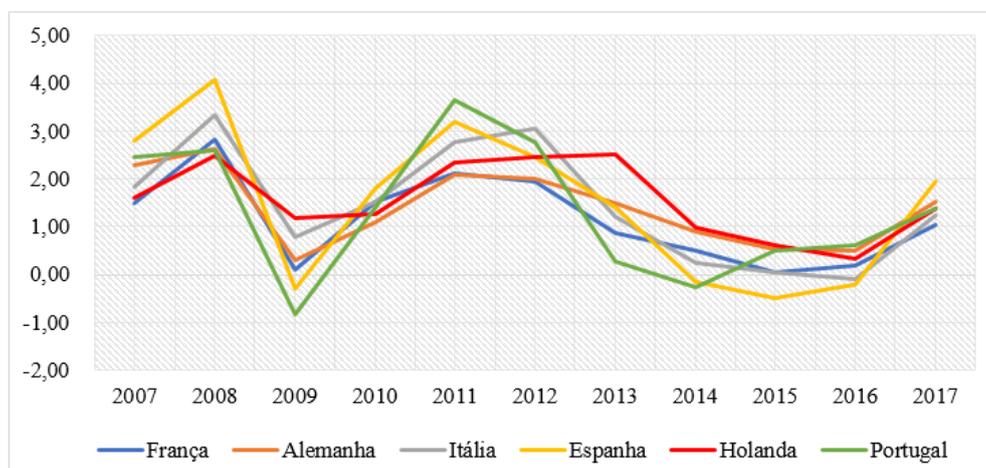
Nota: Valores em percentagem.

Fonte: OECD Stats

Figura 5 – Evolução do IHPC na Zona Euro

Na figura 6 podemos analisar o comportamento do IHPC em 6 países da ZE onde é possível aferir sobre a sua homogeneidade, conforme expetável uma vez que são afetados pelas decisões/estratégias do mesmo Banco Central.

No entanto, a magnitude do impacto dessas decisões difere entre países, sendo que esta é mais acentuada em Portugal e Espanha, com decréscimos de 3,4% e 4,4% entre 2008 e 2009 e 3,9% e 3,3% entre 2011 e 2014, respetivamente.



Nota: Valores em percentagem.

Fonte: OECD Stats

Figura 6 – Evolução do IHP: Comparação entre países

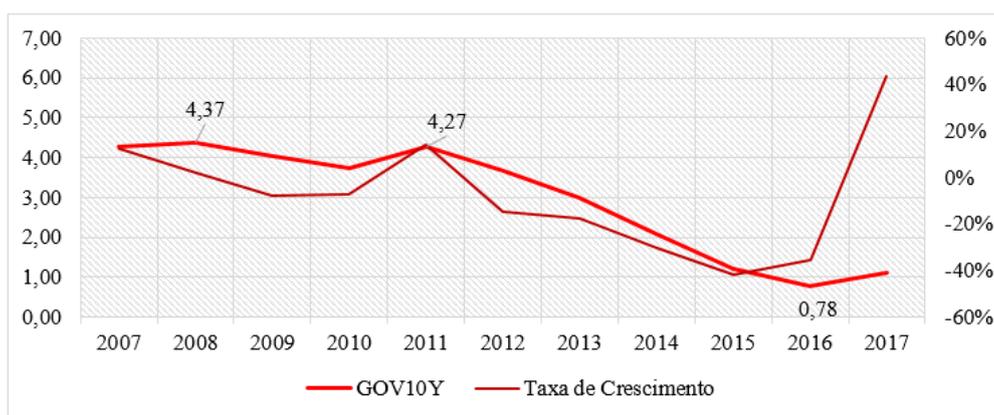
3.2.3. Taxas de Juro de Longo Prazo

A forma mais destacada de política monetária não convencional, *Quantitative Easing* (QE), é caracterizada como sendo um programa de compra de ativos em larga escala pelos bancos centrais visando a expansão do lado esquerdo do balanço através da compra de obrigações de dívida pública e ativos do sector privado com maturidades mais alargadas, não alterando a composição dos ativos existentes nos balanços.⁶ Através da compra deste tipo de obrigações em grandes quantidades, o rendimento das mesmas irá diminuir, e, portanto, serão menos atrativas para operações de investimentos por parte dos bancos. De facto, uma baixa taxa de juros permitirá mais investimentos, estimulando a economia e contribuindo para um retrocesso da recessão. Conforme explicado no capítulo anterior, as *yields* das obrigações de dívida pública são utilizadas para apurar as taxas de juro de longo prazo.

⁶ Ver evolução do balanço (ativo) da Zona Euro na Figura 3 do Anexo.

Neste sentido, os vários mecanismos de QE, ao influenciarem negativamente as *yields* das obrigações, permitem que as taxas de juros de longo prazo diminuam devido ao efeito de sinalização, mas também pela diminuição da sua taxa de referência.

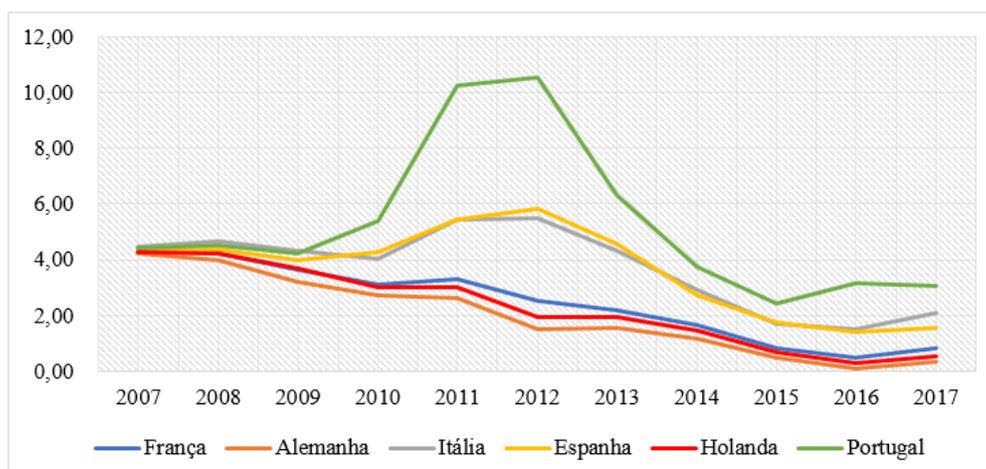
Na figura 7 podemos verificar a tendência decrescente dos rendimentos das obrigações de dívida pública, apesar deste comportamento se tornar mais evidente após a crise da dívida soberana e após a alteração deliberada de postura face à política monetária, evoluindo de 4,27% em 2011 para o valor mínimo de 0,78% em 2016.



Nota: Valores em percentagem.
Fontes: Eurostat e OECD Stats

Figura 7 – Yield das Obrigações Soberanas a 10 anos na Zona Euro

Na figura 8 podemos analisar o comportamento das *yields* das obrigações soberanas em 6 países da ZE onde é possível verificar que existem dois padrões de comportamento. O primeiro comportamento está associado aos países com menor exposição à dívida pública (Alemanha, Holanda e França), onde a tendência é decrescente e sem grandes oscilações ao longo de todo o período. No que respeita a Portugal, Espanha e Itália, e conforme esperado pelo seu elevado rácio de dívida, sofreram grandes impactos nos rendimentos das obrigações entre 2010 e 2012, devido à crise soberana, com um aumento de 95%, 38% e 36% respetivamente. Posteriormente, entre 2012 e 2015, derivado à implementação da nova gama de medidas não convencionais, a rentabilidade das obrigações inverte significativamente, alcançando níveis inferiores a 2010, com quedas abruptas de 77%, 70% e 69%, respetivamente.



Nota: Valores em percentagem.
Fontes: Eurostat e OECD Stats

Figura 8 – Yield das Obrigações Soberanas a 10 anos: Comparação entre países

3.3 Mercado Imobiliário

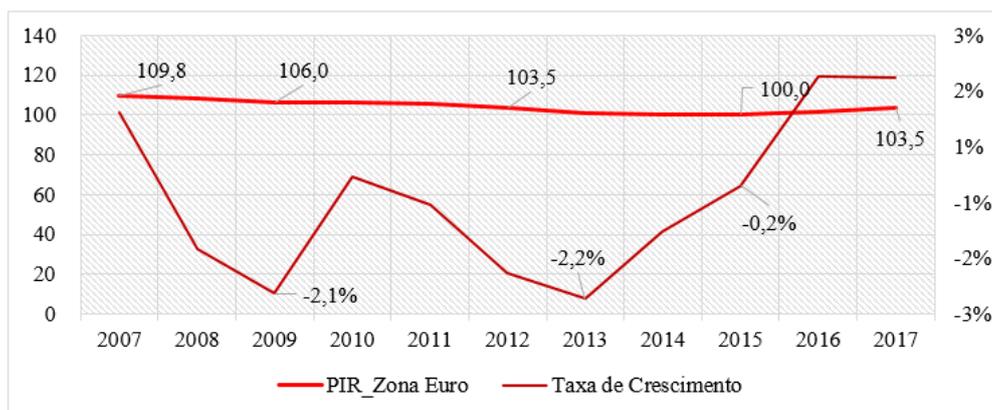
A crise financeira, com origem nos EUA, surgiu inicialmente num pequeno segmento do mercado financeiro, o das hipotecas *subprime* (Bekaert *et al.*, 2014). Esta tipologia de hipoteca apresenta uma elevada taxa de retorno para compensar uma elevada probabilidade de incumprimento por parte de devedores com baixo rating. Com a constante subida dos preços no mercado imobiliário desde finais de 1990, este mercado tornava-se cada vez mais atrativo para investimentos. Formou-se então um sistema de incentivos no qual os criadores de hipotecas pretendiam maximizar o valor de hipotecas securitizadas vendidas nos mercados, e as instituições financeiras concediam crédito à habitação sem ter em consideração, tanto quanto desejável, o risco de incumprimento (Shiller, 2012). Porém, este círculo vicioso viria a terminar, quando os preços dos ativos imobiliários começaram a decrescer dada a subida das taxas de juro nos EUA desde 2006, gerando-se um número de insolvências sem precedentes. Esta crise do *subprime* alastrou-se fundamentalmente a países que se encontravam expostos ao seu mercado de títulos pois muitos dos títulos garantidos por hipotecas (*Mortgage-Backed Securities* (MBS)) foram vendidos repentinamente por todo o mundo, incluindo na Europa, o que gerou um rápido *spillover* para os bancos europeus.

3.3.1 Preços Nominais de Ativos Imobiliários e *Price-to-Income Ratio*

Com base no enquadramento acima apresentado, torna-se evidente que o mau funcionamento do mercado imobiliário tem o poder de abalar uma economia a nível mundial. Neste sentido, releva-se a importância de analisar a dinâmica do mercado imobiliário sendo o *Price-to-Income Ratio* (PIR) uma métrica tradicionalmente utilizada para esse efeito. Este rácio apura a relação entre o preço de uma habitação mediana e o rendimento anual médio do agregado familiar, ou seja, mede se o ativo está ao alcance da média dos compradores. Um aumento de longo prazo nesta métrica pode ser uma indicação de que os preços dos ativos imobiliários estão sobrevalorizados, o que torna o arrendamento mais atrativo para as famílias em vez de optar pelo investimento. Este cenário, terá como consequência a redução da procura e dos preços deste tipo de ativos.

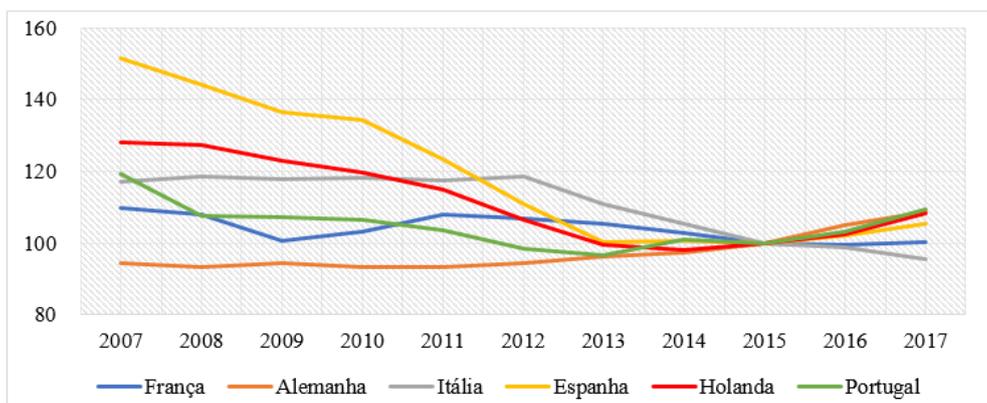
Este rácio torna-se relevante para analisar a evolução do mercado imobiliário bem como aferir sobre a especulação relativa ao aumento futuro dos preços destes ativos. Não obstante, é de ressaltar que o PIR pode levar a interpretações incorretas sobre o custo do mercado imobiliário. O crescimento dos preços não significa necessariamente que o ativo esteja sobrevalorizado e que o custo associado à obtenção do mesmo seja maior, uma vez que o preço do ativo não é o mesmo que o custo anual para o deter (Himmelberg *et al.* (2005)). Adicionalmente, os mesmos autores denotam que fatores como (i) as mudanças nas taxas de juros reais de longo prazo, (ii) a inflação esperada e (iii) a valorização esperada do preço das casas e impostos, influenciam a possibilidade de avaliar com precisão se estes ativos apresentam preços razoáveis. A figura 9 evidencia o comportamento deste indicador nos países da ZE, pelo que podemos concluir que até 2015, existe uma tendência decrescente com uma taxa variação anual média de -1% justificada pela diminuição de preços e do rendimento dos agregados familiares (consequências da crise financeira). Com a implementação do QE e consequente subida dos preços, a tendência inverteu e em apenas 2 anos, o PIR evoluiu cerca de 3,5%, alcançado os níveis de 2012. Na figura 10 apresenta-se a evolução do PIR para 6 países da ZE, onde é possível ver que nem todos seguem a mesma tendência. Enquanto que a maioria evidencia uma tendência decrescente até 2015, sendo a Espanha o país com a variação mais elevada (decrécimo de cerca de 34%), a Alemanha revela um comportamento ascendente, com uma taxa de crescimento implícita de 6%.

No período subsequente, entre 2015 e 2017, França apresenta uma estagnação no índice de preços (variação de 0,3%), Itália mantém o seu comportamento descendente (-4%), Alemanha à semelhança de Itália, mantém a tendência, mas neste caso de crescimento (9%), e os restantes passam a apresentar evoluções positivas entre 4% e 9%.



Nota: Valores em forma de índice.
Fontes: Eurostat e OECD Stats

Figura 9 – Price-to-Income Ratio

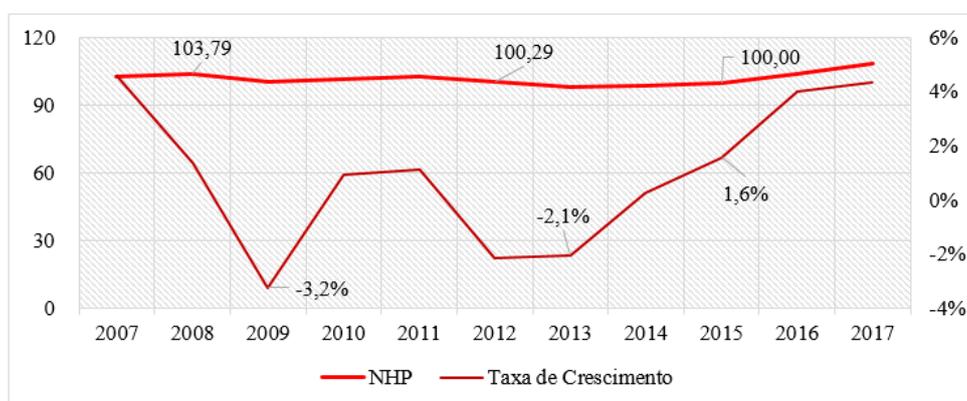


Nota: Valores em forma de índice.
Fontes: Eurostat e OECD Stats

Figura 10 – Price-to-Income Ratio: Comparação entre países

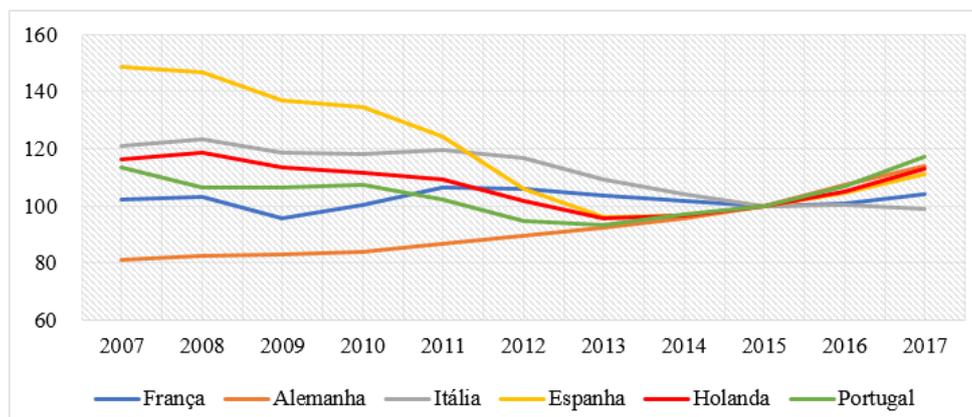
Paralelamente, a figura 11 reflete o comportamento dos preços nominais dos ativos imobiliários que, conforme esperado, apresenta uma tendência semelhante ao PIR. No período de 2007 a 2015, verifica-se uma tendência decrescente dos preços com uma taxa de variação anual média de -0,3% (menor do que a taxa de variação do PIR para o mesmo período (-1%)).

Contrariamente, no período subsequente, os NHP cresceram de forma mais significativa do que o PIR, apresentando uma evolução de 8,5% (mais 5% do que o PIR). Na figura 12 apresenta-se a evolução dos NHP para os mesmos 6 países da ZE, onde é possível apurar que estes seguem a tendência do seu PIR. Enquanto que a maioria evidencia uma tendência decrescente até 2015, sendo a Espanha o país com a variação mais elevada (decrécimo de cerca de 33%), a Alemanha revela um comportamento ascendente, com uma taxa de crescimento implícita de 23%. No período subsequente, entre 2015 e 2017, Alemanha mantém a tendência crescente (14%), Itália mantém o seu comportamento descendente (-1%), e os restantes passam a apresentar evoluções positivas entre 4% e 17%.



Nota: Valores em forma de índice.
Fontes: Eurostat e OECD Stats

Figura 11 –Preços Nominais dos Ativos Imobiliários



Nota: Valores em forma de índice.
Fontes: Eurostat e OECD Stats

Figura 12 –Preços Nominais dos Ativos Imobiliários: Comparação entre países

3.4 Resumo Estatístico

Nas tabelas 1, 2 e 3 apresenta-se, para ambos os subperíodos em análise, o resumo estatístico das variáveis (dependente e independentes) que irão ser incorporadas no modelo a desenvolver nesta tese. Complementarmente, a tabela 4 evidencia a média aritmética da variável dependente por país da Zona Euro.

| Variável | Obs | Média | Des. Padrão | Min | Max |
|------------------|-----|------------|-------------|-----------|--------------|
| 2007-2012 | | | | | |
| NHP | 96 | 105,7640 | 23,6288 | 66,8588 | 168,4642 |
| PIB | 96 | 596.033,50 | 777.138,70 | 17.967,14 | 2.745.310,00 |
| IHPC | 96 | 4,9849 | 2,9515 | 1,4950 | 22,4975 |
| GOV10Y | 96 | 2,6196 | 2,3437 | -4,4781 | 15,4023 |
| PIR | 96 | 110,6294 | 19,7920 | 73,0051 | 176,1118 |

Tabela 1 – Resumo Estatístico (2007-2012)

| Variável | Obs | Média | Des. Padrão | Min | Max |
|------------------|-----|------------|-------------|-----------|--------------|
| 2013-2017 | | | | | |
| NHP | 80 | 101,9950 | 7,2764 | 76,9840 | 119,1745 |
| PIB | 80 | 654.981,90 | 874.548,20 | 22.803,01 | 3.244.990,00 |
| IHPC | 80 | 2,0684 | 2,0733 | -0,1772 | 10,0542 |
| GOV10Y | 80 | 0,6653 | 0,9444 | -1,7360 | 3,7229 |
| PIR | 80 | 101,1397 | 4,8464 | 80,5229 | 112,7769 |

Tabela 2 – Resumo Estatístico (2012-2017)

| Variável | Obs | Média | Des. Padrão | Min | Max |
|------------------|-----|------------|-------------|-----------|--------------|
| 2007-2017 | | | | | |
| NHP | 176 | 104,0508 | 18,1805 | 66,8588 | 168,4462 |
| PIB | 176 | 622.828,20 | 820.969,10 | 17.967,14 | 3.244.990,00 |
| IHPC | 176 | 1,7313 | 2,0825 | -4,4781 | 15,4023 |
| GOV10Y | 176 | 3,6592 | 2,9649 | -0,1772 | 22,4975 |
| PIR | 176 | 106,3159 | 15,6751 | 73,0051 | 176,1118 |

Tabela 3 – Resumo Estatístico (2007-2017)

| País | NHP | | |
|------------|-----------|-----------|-----------|
| | 2007-2012 | 2013-2017 | 2007-2017 |
| Áustria | 75,10 | 102,04 | 87,35 |
| Bélgica | 91,68 | 101,28 | 96,04 |
| Finlândia | 91,95 | 100,56 | 95,86 |
| França | 102,32 | 102,13 | 102,23 |
| Alemanha | 84,51 | 101,95 | 92,43 |
| Grécia | 154,02 | 102,79 | 130,73 |
| Irlanda | 117,77 | 98,67 | 109,09 |
| Itália | 119,57 | 102,49 | 111,81 |
| Letónia | 106,16 | 105,52 | 105,87 |
| Lituânia | 100,54 | 101,46 | 100,96 |
| Luxemburgo | 79,53 | 100,75 | 89,17 |
| Holanda | 111,76 | 102,05 | 107,34 |
| Portugal | 105,11 | 102,85 | 104,08 |
| Eslováquia | 99,87 | 101,64 | 100,68 |
| Eslovénia | 119,48 | 104,05 | 112,47 |
| Espanha | 132,86 | 101,70 | 118,70 |

Tabela 4 – Média da Variável Dependente por País

4. Modelo Empírico

4.1 Dados

Esta tese examina o impacto da política monetária não convencional (PMNC) no preço dos ativos imobiliários nos 19 países da Zona Euro.⁷ A escolha destes países é justificada por duas razões: (i) têm a mesma unidade monetária e são afetados pelas estratégias/decisões do mesmo Banco Central (BCE) e (ii) existe pouca evidência do impacto do *Quantitative Easing* (QE) concretamente no preço dos ativos imobiliários. Aquando da recolha de informação para os 19 países seleccionados, verificou-se a inexistência de dados para a Estónia, Malta e Chipre, o que levou a que os mesmos fossem desconsiderados. O estudo baseia-se em séries anuais e abrange o período compreendido entre janeiro de 2007 e dezembro de 2017. O intervalo temporal foi definido de forma a que fosse possível analisar a evolução da política monetária em duas fases distintas (i) o período entre 2007-2012 onde o BCE tinha como objetivo recuperar a inflação para uma taxa desejada de cerca de 2% (conforme definição de estabilidade de preços) e (ii) o período entre 2013-2017, onde após o discurso de Mario Draghi a 26 de julho de 2012, se verificou uma alteração deliberada de postura face à política monetária e, posteriormente, o *zero lower bound* (ZLB).

Para o modelo a estimar, a variável dependente é o preço dos ativos imobiliários por país da ZE (*Nominal House Price Index* (NHP)) e os dados foram recolhidos das bases de dados da OCDE (*OECD Stats*) e da *Eurostat*, numa base anual e sob forma de índice.

De acordo com a literatura, as variáveis independentes escolhidas são as seguintes:

Produto Interno Bruto (PIB) - O PIB representa a soma de todos os bens e serviços finais produzidos num determinado país, durante um determinado período de tempo. É, desta forma, um dos indicadores mais utilizados na macroeconomia com o objetivo de quantificar a atividade económica de cada país. As fontes de informação foram a base de dados da OCDE (*OECD Stats*) e da *Eurostat*, e a variável encontra-se a preços correntes, ajustada sazonalmente, numa base anual e cuja unidade de medida são milhões de euros.

⁷ Os 19 países da Zona Euro são: Áustria, Bélgica, Chipre, Estónia, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Letónia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Holanda, Portugal, Eslováquia, Eslovênia e Espanha.

Inflação (IHPC) - A taxa anual de inflação é medida pelo Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) e mede a variação do índice entre o período de referência e o mesmo período do ano anterior (variação homóloga). Para obter dados sobre esta variável foi consultada a base de dados da OCDE (*OECD Stats*) e a mesma é apresentada numa base anual e sob a forma de percentagem.

10-year *Government Bond Yield* (GOV10Y) - Esta variável independente é usada como uma proxy da política monetária não convencional. Conforme explicado anteriormente, os vários mecanismos de QE devem afetar as taxas de juros de longo prazo, sendo estas determinadas pelas obrigações de dívida pública com vencimento em 10 anos. As fontes de informação foram a base de dados da OCDE (*OECD Stats*) e da *Eurostat* e a variável é apresentada numa base anual e sob a forma de índice.

Price-to-Income Ratio (PIR) – Este rácio é uma métrica convencional utilizada na avaliação da dinâmica dos preços dos ativos imobiliários e indica a acessibilidade de um ativo. Esta variável mede a relação entre o preço de uma habitação mediana e o rendimento anual médio do agregado familiar, ou seja, mede se o ativo está ao alcance da média dos compradores, e é também conhecida como uma componente essencial do crédito hipotecário. A fonte de informação foi a base de dados da OCDE (*OECD Stats*) e a mesma é apresentada numa base anual e sob a forma de índice.

4.2 Modelo econométrico

O objetivo desta dissertação é analisar o impacto da política monetária não convencional no preço dos ativos imobiliários na Zona Euro. Neste sentido, de forma a analisar esta relação, foi estimado um modelo de regressão linear múltipla de dados de painel.⁸

Conforme referido anteriormente, este estudo centra-se em 16 países da ZE, usando dados anuais para o período compreendido entre janeiro de 2007 e dezembro de 2017 (11 séries temporais). Desta forma, os dados recolhidos irão ser organizados em dados de painel, constituídos por duas dimensões: (i) variável de painel (países) e (ii) variável temporal (anos em análise).

⁸ As estimações do modelo foram obtidas usando o software STATA, versão 14.

Este método apresenta algumas vantagens como o desenvolvimento de estimadores mais eficientes e a redução da colinearidade entre as variáveis independentes. A base de dados construída apresenta um número de períodos reduzido quando comparado com o número de países, pelo que podemos apelidá-la como micro painel. Adicionalmente, uma vez que todas as observações estão completas (não há falta de informação) durante todo o período da série temporal, consideramos este painel como equilibrado. Assim, o modelo geral pode ser escrito da seguinte maneira:

$$y_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta_j + \varepsilon_{it} \quad (i)$$

Aplicando o modelo acima para a variável dependente e independentes selecionadas e evidenciadas anteriormente, o modelo é apresentado como:

$$y_{it} = \beta_0 + \mathbf{PIB}_{it}\beta_1 + \mathbf{IHPC}_{it}\beta_2 + \mathbf{GOV10Y}_{it}\beta_3 + \mathbf{PIR}_{it}\beta_4 + \varepsilon_{it} \quad (ii)$$

Para *cross-sections* $i = 1, \dots, N$ e séries temporais $t = 1, \dots, T$

PIB_{it} Esta variável representa o PIB do país i no período t .

IHPC_{it} Esta variável representa a Inflação (IHPC) do país i no período t .

GOV10Y_{it} Esta variável representa a rendibilidade das obrigações da dívida pública com maturidade a 10 anos (GOV10Y) do país i no período t .

PIR_{it} Esta variável representa o *Price-to-Income Ratio* (PIR) do país i no período t .

β_0 Representa a constante do modelo (interceção).

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$ e β_4 Representam os coeficientes de regressão das variáveis independentes.

ε_{it} Representa o termo do erro, de distribuição normal, com média zero e variância constante definida por σ_ε^2 e inclui todos as componentes não observadas que também afetam a variável dependente y_{it} .

Nas tabelas 5, 6 e 7, apresentam-se as Matrizes de Correlação entre as variáveis independentes do modelo. Através destas é possível determinar a possibilidade de existência de multicolinearidade entre as variáveis, ou seja, podemos aferir se estas podem ser consideradas simultaneamente nas regressões. Ao analisar as três tabelas podemos concluir que todas as variáveis podem estar em simultâneo nas regressões pois a correlação entre elas é sempre inferior a 0,8 para ambos os subperíodos definidos.

| 2007-2012 | PIB | IHPC | GOV10Y | PIR |
|-----------|---------|---------|---------|---------|
| PIB | 1,0000 | -0,2106 | -0,2861 | -0,1202 |
| IHPC | -0,2106 | 1,0000 | 0,1743 | 0,4708 |
| GOV10Y | -0,2861 | 0,1743 | 1,0000 | 0,1210 |
| PIR | -0,1202 | 0,4708 | 0,1210 | 1,0000 |

Tabela 5 – Matriz de correlação entre variáveis independentes (2007-2012)

| 2012-2017 | PIB | IHPC | GOV10Y | PIR |
|-----------|---------|--------|---------|--------|
| PIB | 1,0000 | 0,0082 | -0,1864 | 0,0750 |
| IHPC | 0,0082 | 1,0000 | 0,0339 | 0,0632 |
| GOV10Y | -0,1864 | 0,0339 | 1,0000 | 0,2169 |
| PIR | 0,0750 | 0,0632 | 0,2169 | 1,0000 |

Tabela 6 – Matriz de correlação entre variáveis independentes (2012-2017)

| 2007-2017 | PIB | IHPC | GOV10Y | PIR |
|-----------|---------|---------|---------|---------|
| PIB | 1,0000 | -0,1205 | -0,2174 | -0,0624 |
| IHPC | -0,1205 | 1,0000 | 0,2414 | 0,4932 |
| GOV10Y | -0,2174 | 0,2414 | 1,0000 | 0,2399 |
| PIR | -0,0624 | 0,4932 | 0,2399 | 1,0000 |

Tabela 7 – Matriz de correlação entre variáveis independentes (2007-2017)

4.2.1 *VIF Test e Pearson Correlation Matrix*

Como mencionado anteriormente, este trabalho pretende aferir se a política monetária não convencional, definida pelo BCE, tem impacto no preço dos ativos imobiliários. A fim de responder a esta questão foi construído um modelo standard de regressão linear de dados de painel sobre o qual serão efetuados os seguintes testes: (i) *VIF Test*, onde se pretende aferir sobre a colinearidade entre as variáveis do modelo e (ii) *Pearson Correlation Matrix*, que tem como objetivo apurar a existência de uma relação entre os diversos coeficientes das variáveis dependente e independentes.

A tabela 8 reflete os resultados do *VIF Test* onde é possível concluir que os mesmos são inferiores 5, demonstrando que as variáveis não apresentam problemas de colinearidade.

| Variável | Colinearidade | |
|-----------|---------------|------------|
| | VIF | Tolerância |
| GOV10Y | 1,64 | 0,609 |
| LOG_PIB | 1,59 | 0,631 |
| IPHC | 1,39 | 0,718 |
| PIR | 1,27 | 0,787 |
| Média VIF | 1,47 | |

Tabela 8 – Teste de Colinearidade (VIF Test)

As tabelas 9, 10 e 11 apresentam os resultados da Matriz de Correlação para os 3 intervalos temporais definidos: (i) o período entre 2007-2012 onde o BCE tinha como objetivo recuperar a inflação para uma taxa desejada de cerca de 2%, (ii) o período entre 2012-2017 onde se verificou o *zero lower bound* (ZLB) e (iii) período integral em análise (2007-2017).

| 2007-2012 | NHP | LOG_PIB | IHPC | GOV10Y | PIR |
|-----------|-----------|------------|-----------|--------|-----|
| NHP | 1 | | | | |
| LOG_PIB | 0,0628 | 1 | | | |
| IHPC | 0,3051*** | -0,3270*** | 1 | | |
| GOV10Y | 0,1318 | -0,3429*** | 0,1743 | 1 | |
| PIR | 0,7691*** | -0,1525 | 0,4708*** | 0,121 | 1 |

(***) Correlação é significativa ao nível de 1%

(**) Correlação é significativa ao nível de 5%

Tabela 9 – Pearson Correlation Matrix (2007-2012)

| 2012-2017 | NHP | LOG_PIB | IHPC | GOV10Y | PIR |
|-----------|-----------|---------|--------|----------|-----|
| NHP | 1 | | | | |
| LOG_PIB | 0,0602 | 1 | | | |
| IHPC | 0,0192 | -0,0041 | 1 | | |
| GOV10Y | 0,0847 | -0,1147 | 0,0339 | 1 | |
| PIR | 0,8024*** | 0,0374 | 0,0632 | 0,2169** | 1 |

(***) Correlação é significativa ao nível de 1%

(**) Correlação é significativa ao nível de 5%

Tabela 10 – Pearson Correlation Matrix (2012-2017)

| 2007-2017 | NHP | LOG PIB | IHPC | GOV10Y | PIR |
|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|-----|
| NHP | 1 | | | | |
| LOG PIB | 0,0494 | 1 | | | |
| IHPC | 0,2992*** | -0,1984*** | 1 | | |
| GOV10Y | 0,1482** | -0,1996*** | 0,2414*** | 1 | |
| PIR | 0,7698*** | -0,0963 | 0,4932*** | 0,2399*** | 1 |

(***) Correlação é significativa ao nível de 1%

(**) Correlação é significativa ao nível de 5%

Tabela 11 – Pearson Correlation Matrix (2007-2017)

Os resultados para o período de 2007-2012 (Tabela 9) demonstram que todas as variáveis independentes são correlacionadas positivamente com a variável dependente (NHP), sendo que a correlação é significativa apenas para as variáveis IHPC e PIR (correlação de 0.3051 e 0.7691, respetivamente, e $p\text{-value} < 0.01$). A nível de correlação entre as diversas variáveis explicativas do modelo, podemos realçar que o PIB é correlacionado de forma negativa e significativa com IHPC e GOV10Y (para $p\text{-value} < 0.01$) e o IHPC é correlacionado positiva e significativamente com PIR (correlação de 0.4708 e $p\text{-value} < 0.01$). A tabela 10, referente ao período onde se verificou o ZLB (2013-2017), demonstra que a correlação se mantém positiva entre as variáveis independentes e a variável dependente (NHP), mas apenas a variável PIR está significativamente correlacionada (correlação de 0.8024 e $p\text{-value} < 0.01$). A nível de correlação entre as diversas variáveis explicativas do modelo, podemos realçar que o PIB e IPHC não têm uma correlação significativa com nenhuma variável. Para o período integral em análise (2007-2017) (Tabela 11), a matriz de correlação presente no terceiro quadro apresenta uma correlação positiva entre variáveis independentes e a variável dependente (NHP), sendo que esta correlação é significativa para as variáveis IHPC, PIR e GOV10Y (correlação de 0.2992 e $p\text{-value} < 0.01$, correlação de 0.7698 e $p\text{-value} < 0.01$, correlação de 0.1482 e $p\text{-value} < 0.05$), respetivamente). Relativamente à correlação entre as diversas variáveis explicativas do modelo, podemos realçar que PIB é correlacionado de forma negativa e significativa com IHPC e GOV10Y (para $p\text{-value} < 0.01$) e IHPC é correlacionado significativamente com GOV10Y e PIR (para $p\text{-value} < 0.01$).

4.2.2 Teste das Raízes Unitárias

Nos modelos econométricos de dados de painel, torna-se relevante testar se as variáveis são ou não estacionárias, uma vez que esta informação será indispensável para a decisão de como estas devem ser modelizadas.

Uma variável é estacionária ao longo do tempo quando esta não apresenta qualquer tendência e flutua em torno de uma média constante, sendo que os valores entre os quais flutua são limitados superior e inferiormente por bandas. Estas variáveis tendem a regressar a valores anteriormente registados. Caso não se cumpra o descrito acima, podemos concluir que será não estacionária e possivelmente integrada de ordem 1, podendo ser (i) DSP, uma variável que apresenta tendência estocástica (aleatória), ou (ii) TSP, uma variável com tendência determinística, onde os valores flutuam em torno de uma reta com tendência bem explícita. Para as variáveis DSP, uma forma possível de as tornar estacionárias passa pela utilização das primeiras diferenças. Para as que são TSP, é necessário utilizar as variações em níveis e introduzir tendência nas variáveis exógenas.

A análise irá ter como primeiro passo testar se as variáveis do modelo são ou não estacionárias, e caso não o sejam, se a não estacionariedade é de ordem 1. Caso se conclua que são estacionárias, não é necessário realizar testes adicionais. Para o caso de as variáveis serem não estacionárias, é necessário efetuar novos testes para aferir se são DSP ou TSP. Desta forma, considerámos os seguintes testes de raiz unitária obtidos pelo Stata: Fisher-type utilizando os testes (i) Augmented Dickey-Fuller (ADF) e (ii) Phillips-Perron (PP) – Maddala e Wu (1999). A hipótese nula dos testes mencionados acima é de não estacionariedade com processo de raiz unitária individual.

Augmented Dickey-Fuller (ADF)

O teste Augmented Dickey Fuller considera o desfasamento existente na variável dependente quando se estima a equação do teste, aumentando os *lags* da variável dependente. Neste sentido, irão ser testadas as seguintes regressões assentes sobre as hipóteses $H_0: \alpha = 0$ e $H_1: \alpha < 0$:

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta NHP_t = \alpha + \beta NHP_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta LOG_PIB_t = \alpha + \beta LOG_PIB_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta IHPC_t = \alpha + \beta IHPC_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta GOV10Y_t = \alpha + \beta GOV10Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta PIR_t = \alpha + \beta PIR_{t-1} + \varepsilon_t \end{array} \right.$$

A hipótese nula (H_0) é de não estacionariedade. Caso se aceite a hipótese nula, terá de se realizar novo teste onde se irá incluir a componente de tendência, pelo que as regressões podem ser reescritas da seguinte forma:

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta NHP_t = \alpha + \gamma t + \beta NHP_{t-1} + \delta_1 \Delta NHP_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta LOG_PIB_t = \alpha + \gamma t + \beta LOG_PIB_{t-1} + \delta_1 \Delta LOG_PIB_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta IHPC_t = \alpha + \gamma t + \beta IHPC_{t-1} + \delta_1 \Delta IHPC_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta GOV10Y_t = \alpha + \gamma t + \beta GOV10Y_{t-1} + \delta_1 \Delta GOV10Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta PIR_t = \alpha + \gamma t + \beta PIR_{t-1} + \delta_1 \Delta PIR_{t-1} + \varepsilon_t \end{array} \right.$$

As hipóteses para o novo teste são $H_0: \alpha, \gamma = 0$ e $H_1: \alpha, \gamma < 0$. Caso se aceite a hipótese nula a variável é DSP e caso se rejeite a hipótese nula é então TSP. Na tabela 12 apresentam-se os resultados dos testes efetuados.⁹

| Variável | Fisher - ADF Nível | | Fisher - ADF 1ª Diferenças | |
|----------------|--------------------|-----------|----------------------------|-----------|
| | Constante | Tendência | Constante | Tendência |
| NHP | 0,9533 | 1,0000 | 0,0090 | 0,0000 |
| LOG_PIB | 1,0000 | 0,9760 | 0,0000 | 0,0000 |
| IHPC | 0,0005 | | | |
| GOV10Y | 0,9999 | 0,0833 | 0,0000 | 0,0042 |
| PIR | 0,3870 | 0,9920 | 0,0004 | 0,0000 |

Nota: Valores correspondem ao p-value de Z-Test

Tabela 12 – Resultados Teste Fisher - ADF

⁹ Para mais detalhes ver Tabelas 1 a 17 do Anexo.

Conforme é possível verificar no quadro acima, as variáveis NHP, LOG_PIB, GOV10Y e PIR são não estacionárias em níveis. Este entendimento é validado pelos testes realizados no âmbito das primeiras diferenças em que se rejeita a hipótese nula e conclui-se que as mesmas são DSP (apresentam tendência aleatória). A variável IHPC é estacionária em níveis.

Phillips-Perron (PP)

O teste de PP tem como particularidade a correção de uma ordem elevada de auto correlação e heteroscedasticidade nos erros (u_t) de uma forma não paramétrica, modificando as estatísticas do teste Dickey Fuller. As estatísticas do teste de Phillips-Perron podem ser vistas como estatísticas de Dickey-Fuller que se tornaram robustas para correlação entre variáveis usando o estimador de matriz de covariância consistente com heteroscedasticidade e autocorrelação de Newey-West (1987). As hipóteses deste teste são formuladas à semelhança das do teste ADF. Na tabela 13 apresentam-se os resultados dos testes de PP às variáveis do modelo.¹⁰

| Variável | Fisher - PP Nível | | Fisher - PP 1ª Diferenças | |
|----------------|-------------------|-----------|---------------------------|-----------|
| | Constante | Tendência | Constante | Tendência |
| NHP | 0,6275 | 1,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| LOG_PIB | 0,9949 | 1,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| IHPC | 0,0032 | | | |
| GOV10Y | 0,2060 | 0,9925 | 0,0000 | 0,0026 |
| PIR | 0,0093 | 0,9995 | 0,0021 | 0,0000 |

Nota: Valores correspondem ao p-value de Z-Test

Tabela 13 – Resultados Teste Fisher - PP

Conforme é possível verificar no quadro acima, e à semelhança dos resultados do teste ADF, as variáveis NHP, LOG_PIB, GOV10Y e PIR são não estacionárias em níveis. No entanto, para a variável PIR, o teste PP ao nível da constante sugere que a mesma é estacionária. Ao analisarmos o resultado ao nível da tendência, concluímos que o valor é significativo (p -value = 0.9995) sendo este um indício de que a variável apresenta tendência. Para os testes realizados no âmbito das primeiras diferenças, conclui-se que as variáveis são DSP (apresentam tendência aleatória), com exceção da variável IHPC que é estacionária em níveis.

¹⁰ Para mais detalhes ver Tabelas 18 a 32 do Anexo.

4.2.3 Fixed/Random Effects Models e Hausman Test

Na área de econometria existem vários modelos lineares diferentes para dados de painel. A diferença fundamental prende-se com a distinção entre modelos de efeitos fixos e modelos de efeitos aleatórios. O termo “efeitos fixos” torna-se enganador no sentido em que, para ambos os modelos, os efeitos individuais (*individual-level effects*) são aleatórios. Os modelos de efeitos fixos têm a particularidade de que as variáveis explicativas (ou regressores) devem estar correlacionadas com os efeitos individuais, pelo que, para uma estimação consistente dos parâmetros da regressão é necessário controlar ou eliminar os efeitos fixos.

O modelo de efeitos específicos individuais para a variável dependente y_{it} especifica que

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (\text{iii})$$

Onde x_{it} são os regressores, α_i são os efeitos específicos individuais, e ε_{it} é o erro idiossincrático. Para este modelo, é importante determinar as propriedades estatísticas dos potenciais efeitos individuais específicos (país e / ou tempo) - não observáveis - que podem ser correlacionados com os regressores (variáveis explicativas observadas).

No modelo de efeitos fixos, os efeitos individuais α_i na equação (iii) têm permissão para serem correlacionados com os regressores x_{it} , permitindo uma forma limitada de endogeneidade. O erro do modelo é normalmente decomposto pela equação (iv) e permite que os regressores estejam correlacionados com a componente do erro invariante no tempo (α_i) enquanto se assume que os regressores não estão correlacionados com o erro idiossincrático. A esta equação podem ser adicionados os efeitos temporais δ_t .

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (\text{iv})$$

Este modelo implica que $E(y_{it}|\alpha_i, x_{it}) = \alpha_i + x_{it}\beta$, assumindo $E(\varepsilon_{it}|\alpha_i, x_{it}) = 0$ (requisito para estimativas consistentes), pelo que $\beta_j = \partial E(y_{it}|\alpha_i, x_{it})/\partial x_{j,it}$. A atração deste modelo assenta sob a possibilidade de obter uma estimativa consistente do efeito marginal do regressor $j^{\text{ésimo}}$ em $E(y_{it}|\alpha_i, x_{it})$, tendo em conta que $x_{j,it}$ é variante no tempo mesmo que os regressores sejam endógenos.

No modelo de efeitos aleatórios, é assumido que os efeitos individuais α_i são puramente aleatórios, sendo este um pressuposto que implica que tais efeitos não são correlacionados com os regressores x_{it} .

Com base na computação do erro apresentada na equação (iv), este modelo assume que os efeitos específicos α_i são distribuídos independentemente e de forma idêntica entre os indivíduos e com variância σ_α^2 (Hausman e Taylor, 1981). Este pressuposto, bastante mais forte do que o do modelo de efeitos fixos, implica que $E(\varepsilon_{it}|\alpha_i, x_{it}) = E(\varepsilon_{it}|x_{it})$ assumindo $E(\varepsilon_{it}|x_{it}) = 0$ (requisito para estimativas consistentes). Adicionalmente, considera que o erro ε_{it} é também distribuído independentemente e de forma idêntica e com variância σ_ε^2 .

Desta forma, podemos assumir que u_{it} tem uma variância de $\text{Var}(u_{it}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$ e uma covariância de $\text{Cov}(u_{it}, u_{is}) = \sigma_\alpha^2$, em que $s \neq t$. Assim, conclui-se que a correlação do erro no modelo de efeitos aleatórios é obtida através da seguinte equação:

$$\rho_u = \text{Cor}(u_{it}, u_{is}) = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2), \text{ em que } s \neq t \quad (\text{v})$$

O modelo permite então a correlação no erro do modelo. A correlação pode alcançar o valor de 1 caso o efeito aleatório seja maior quando comparado com o erro idiossincrático, ou seja, $\sigma_\alpha^2 > \sigma_\varepsilon^2$.

A estimação deste modelo é efetuada através de um estimador viável de mínimos quadrados generalizados e está assente no pressuposto de que os efeitos aleatórios α_i e o erro idiossincrático ε_{it} são distribuídos independentemente e de forma idêntica entre os indivíduos, como mencionado anteriormente. A vantagem deste modelo passa por conseguir estimar todos os coeficientes, mesmo aqueles que são associados a regressores invariantes no tempo, pelo que $E(y_{it}|x_{it})$ pode ser estimado. A desvantagem do mesmo é que estas estimativas são inconsistentes caso o modelo de efeitos fixos seja dado como apropriado.

Com base no descrito acima, podemos concluir que este modelo é o modelo de efeitos específicos individuais com $\alpha_i \sim (\alpha, \sigma_\alpha^2)$ e $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$, pelo que reescrevemos as equações (iii) da seguinte forma:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (\text{vi})$$

Em que o erro combinado $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ é correlacionado em t para um dado i com:

$$\text{Cor}(u_{it}, u_{is}) = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2), \text{ em que } s \neq t \quad (\text{vii})$$

O estimador deste modelo é então um estimador viável de mínimos quadrados generalizados (FGLS) de β em (vi) dado (vii) para as correlações do erro. Este estimador é (i) consistente e totalmente eficiente caso o modelo de efeitos aleatório seja apropriado e (ii) inconsistente caso o modelo de efeitos fixos seja apropriado pois a correlação entre os regressores x_{it} e efeitos aleatórios α_i implica a correlação entre os regressores x_{it} e o erro.

Com base na descrição dos diversos modelos apresentados anteriormente, torna-se evidente a importância de determinar a existência de efeitos individuais específicos não observáveis que podem ser correlacionados com as restantes variáveis explicativas observadas do modelo. Neste sentido, é utilizado o Breusch and Pagan Lagrange Multiplier Test onde a hipótese nula assume a condição de que não existem efeitos individuais, ou seja, $\sigma_{\alpha}^2 = 0$. A hipótese alternativa está então assente no pressuposto de que existem efeitos individuais, e no sentido de aferir se estes são fixos ou aleatórios, é utilizado o Teste de Hausman (Hausman, 1978) sendo este aplicável apenas sob homocedasticidade e não pode incluir efeitos fixos no tempo. Este teste compara dois estimadores onde um deles é consistente sob ambas as hipóteses (nula e alternativa) enquanto que o remanescente é consistente apenas na hipótese nula. A hipótese nula é definida como a existência de efeitos aleatórios devido à sua maior eficiência, enquanto que hipótese alternativa assenta na existência de efeitos fixos derivado à sua consistência.

| | Hipótese Nula é Aceite | Hipótese Alternativa é Aceite |
|---------------------------------|-------------------------------|--------------------------------------|
| Estimador de Efeitos Aleatórios | Consistente Eficiente | Inconsistente |
| Estimador de Efeitos Fixos | Consistente Ineficiente | Consistente |

Tabela 14 – Teste de Hausman: Interpretação dos Estimadores

De seguida, apresenta-se a fórmula quadrática do Teste de Hausman:

$$H = (\hat{\theta} - \tilde{\theta})' [\hat{V}(\hat{\theta} - \tilde{\theta})]^{-1} (\hat{\theta} - \tilde{\theta}) \sim \chi^2(h) \text{ sob } H_0$$

Este teste assume que $\hat{\theta}$ é um estimador totalmente eficiente, pelo que se pode demonstrado que $\hat{V}(\hat{\theta} - \tilde{\theta}) = \hat{V}(\hat{\theta}) - \hat{V}(\tilde{\theta})$. Desta forma, a fórmula pode ser novamente reescrita da seguinte forma:

$$H = (\hat{\theta} - \tilde{\theta})' [\hat{V}(\hat{\theta}) - \hat{V}(\tilde{\theta})]^{-1} (\hat{\theta} - \tilde{\theta}) \sim \chi^2(h) \text{ sob } H_0$$

Em que $\hat{\theta}$ é o estimador de efeitos fixos, $\tilde{\theta}$ o estimador de efeitos aleatórios e $[\hat{V}(\hat{\theta}) - \hat{V}(\tilde{\theta})]$ as matrizes de variância-covariância.

Resultados

A existência ou não de efeitos individuais específicos não observáveis é fulcral para que se consiga aferir sobre o modelo de regressão linear a estimar. Neste sentido, e através do LM Test, onde a hipótese nula assume a condição de que não existem efeitos individuais, foi possível concluir que o modelo apresenta efeitos individuais, rejeitando a hipótese nula, uma vez que o *p-value* é inferior ao nível de significância.¹¹

Após a realização deste teste, e uma vez que se comprovou a existência de efeitos individuais, o passo seguinte passa pela realização do Teste de Hausman, onde se pretende aferir se estes efeitos são fixos ou aleatórios. Conforme dito anteriormente, este teste apenas é aplicável sob a condição de homocedasticidade. Neste sentido foi efetuado um teste adicional que serve essencialmente para perceber o nível de dispersão dos dados. Se os dados estiverem bastante dispersos significa que são heterocedásticos, caso contrário são homocedásticos.

As hipóteses deste teste são as seguintes:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \text{Homocedasticidade} \\ H_1: \text{Heterocedasticidade} \end{array} \right.$$

O resultado demonstra que há homocedasticidade dos dados, ou seja, que a variância dos dados é constante, uma vez que o *p-value* é maior que o nível de significância de 5% (*p-value* = 0.5362) logo aceita-se a hipótese nula e a condição de homocedasticidade é satisfeita.¹²

Uma vez verificada a condição anterior, o Teste de Hausman foi efetuado sob as seguintes hipóteses:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \text{Existência de efeitos aleatórios} \\ H_1: \text{Existência de efeitos fixos} \end{array} \right.$$

O resultado do teste evidencia que o modelo exhibe efeitos individuais fixos uma vez que apresenta *p-value* inferior ao nível de significância, rejeitando-se a hipótese nula. Assim, podemos concluir que o modelo de efeitos fixos é o mais apropriado.¹³

¹¹ Para mais detalhes ver Tabela 33 do Anexo.

¹² Para mais detalhes ver Tabela 34 do Anexo.

¹³ Para mais detalhes ver Tabela 35 do Anexo.

Serial Correlation

A autocorrelação em modelos lineares de dados de painel influencia negativamente os erros padrão dos coeficientes (sugere que os mesmos sejam menores do que efetivamente são) e aumenta o *R-Squared* do modelo, o que leva a que os resultados sejam menos eficientes.

Desta forma, torna-se necessário identificar a autocorrelação do modelo. O Wooldridge LM Test (Wooldridge (2002)) é o teste mais apropriado para detetar autocorrelação nos modelos de dados de painel e é efetuado sob as seguintes hipóteses:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \text{Ausência de autocorrelação} \\ H_1: \text{Existência de autocorrelação} \end{array} \right.$$

Os resultados sugerem que os dados do modelo não estão autocorrelacionados, uma vez que o *p-value* (0,0730) é superior ao nível de significância de 5% e, portanto, a hipótese nula não é rejeitada¹⁴.

4.2.4 Estimativa Final do Modelo

Uma análise econométrica através de uma regressão tem como principal objetivo a estimação de uma relação estatística entre as variáveis que têm uma relação de resultado. A análise da evolução dos preços nominais dos ativos imobiliários não seria possível assumindo a correlação com apenas uma variável explicativa, pelo que um modelo de regressão linear simples não é aplicável. No estudo empírico em análise apresenta-se uma variável dependente, que depende de pelo menos quatro séries de variáveis independentes. Quando o estudo exhibe uma variável dependente e mais do que uma variável independente, o modelo a aplicar denomina-se por regressão linear múltipla.

Alguns autores, como Anghelache *et al.* (2014), relevam a importância e a consistência das ferramentas de regressão múltipla em análises que abordam indicadores e previsões macroeconómicas.

Aplicando o modelo econométrico mencionado para as variáveis dependente e independentes selecionadas e evidenciadas anteriormente, o modelo é escrito da seguinte forma:

¹⁴ Para mais detalhes ver Tabela 36 do Anexo.

$$d_NHP = \beta_0 + \beta_1 d_log_PIB + \beta_2 IHPC + \beta_3 d_GOV10Y + \beta_4 d_PIR \quad (viii)$$

O intervalo temporal foi definido de forma a que fosse possível analisar a evolução das políticas monetárias não convencionais em duas fases distintas (i) o período entre 2007-2012 onde o BCE tinha como objetivo recuperar a inflação para uma taxa desejada de cerca de 2% (conforme definição de estabilidade de preços) e (ii) o período entre 2013-2017 onde se verificou o *zero lower bound* (ZLB).

Neste sentido, podemos reescrever o modelo com os respetivos coeficientes (β_j) para cada um dos subperíodos da seguinte forma:

Período 2007-2012

$$d_NHP = -3,478675 + 61,04369 d_log_PIB + 1,13273 IHPC + (-0,7005781) d_GOV10Y + 0,6152315 d_PIR \quad (ix)$$

Período 2013-2017

$$d_NHP = 2,043001 + 17,57384 d_log_PIB + 0,2097592 IHPC + 0,7411937 d_GOV10Y + 0,8894767 d_PIR \quad (x)$$

Período 2007-2017

$$d_NHP = -1,130712 + 64,75607 d_log_PIB + 0,6440952 IHPC + (-0,1847338) d_GOV10Y + 0,7634746 d_PIR \quad (xi)$$

Os parâmetros do modelo foram estimados pelo modelo de efeitos fixos e podemos, através do output, confirmar a validade e o grau de fiabilidade do modelo e a significância estatística dos parâmetros incluídos. A variável independente PIB foi transformada em logaritmo por forma a melhorar a sua linearidade.

Os outputs do modelo podem ser consultados na tabela 15¹⁵:

¹⁵ Para mais detalhes ver Tabelas 37, 38 e 39 do Anexo.

| Variável Dependente | d_NHP | | |
|---------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| | Período | 2007-2012 | 2013-2017 |
| Variável | Coefficiente | Coefficiente | Coefficiente |
| Constante | -3,478675 (-5,5)*** | 2,043001 (5,84)*** | -1,130712 (-3,23)*** |
| d_log_PIB | 61,043690 (4,38)*** | 17,573850 (2,64)*** | 64,756070 (8,46)*** |
| IHPC | 1,132730 (4,15)*** | 0,209759 (0,92) | 0,644095 (4,07)*** |
| d_GOV10Y | -0,700578 (-2,62)** | 0,741194 (5,96)*** | -0,184734 (-1,27) |
| d_PIR | 0,615232 (6,68)*** | 0,889477 (14,36)*** | 0,763475 (13,97)*** |
| R-Squared (overall) | 0,8926 | 0,8369 | 0,8599 |
| F-Statistic | 116,29 | 84,61 | 224,59 |
| Prob (F-Statistic) | 0,0000*** | 0,0000*** | 0,0000*** |

Nota: (***), (**) e (*) denotam os níveis de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Tabela 15 – Resultado das Estimativas de Parâmetros do Modelo

Na ótica de testes estatísticos que aferem sobre a precisão do modelo econométrico, é possível verificar que o coeficiente de determinação, *R-Squared*, é bastante significativo para ambos os períodos (89,3%, 83,7% e 86%), o que nos permite concluir que o modelo é adequado, com risco diminuto para a análise económica pretendida e se aproxima bastante bem dos dados observados, com elevada fiabilidade. Complementarmente, após aplicação do teste F-statistic, podemos afirmar que o modelo é estatisticamente significativo e válido, uma vez que apresenta um nível de significância bastante inferior a 5% (Prob (*F*-statistic) de aproximadamente zero), para os diferentes períodos.

Para o período inicial do modelo (2007 a 2012), todas as variáveis são estatisticamente significativas (Prob (t-statistic) < 5%) e, no que respeita ao tipo de impacto, ambas as variáveis apresentam sinal positivo, com exceção da GOV10Y que tem sinal negativo conforme esperado. Neste primeiro intervalo temporal, o BCE tinha como objetivo recuperar a inflação para uma taxa desejada de 2% (ou seja, aumento da taxa de inflação). Com este acréscimo, todos os agentes económicos que detinham ativos nominais, por exemplo, sob a forma de obrigações de dívida pública a longo prazo, registam perdas no valor real desses ativos (decréscimo das *yields* associadas).

Sendo que as taxas de juro de longo prazo são determinadas pelas yields das obrigações deste tipo, um decréscimo das yields tem como consequência uma diminuição das taxas de longo prazo, o que faz com que seja menos vantajoso investir no momento atual, diminuindo desta forma a procura e os preços dos ativos imobiliários. Os resultados empíricos mostram que, neste período, 89,3% da variação dos preços nominais da habitação é explicada pela variação simultânea das quatro variáveis exógenas do modelo. No que respeita aos coeficientes do modelo conclui-se que, para um aumento de 1 p.p, *ceteris paribus*, log_PIB, IHPC e PIR têm um impacto positivo na variação dos preços nominais dos ativos imobiliários de 61,0437%, 1,1327%, 0,6152% e 0,8895%, respetivamente e GOV10Y tem um impacto negativo de 0,7006% (ver coluna “2007-2012” da Tabela 15 acima).

No que respeita ao período compreendido entre 2013 e 2017, todas as variáveis exógenas do modelo apresentam o sinal positivo, como previsto, e são estatisticamente significativas, com exceção da variável IHPC (t-statistic = 0,92 e Prob (t-statistic) > 5%). Esta variável, conforme esperado, tem somente relevância estatística no período anterior. Os resultados empíricos mostram que, no período em que se verificou o *zero lower bound* (ZLB), 83,7% da variação dos preços nominais da habitação é explicada pela flutuação conjunta do produto interno bruto, do rácio preço / rendimento, das taxas de juro a longo prazo e da inflação (sendo que a contribuição desta é imaterial). Relativamente aos coeficientes do modelo conclui-se que, para um aumento de 1 p.p, *ceteris paribus*, log_PIB, IHPC, GOV10Y e PIR têm um impacto positivo na variação dos preços nominais dos ativos imobiliários de 17,5739%, 0,2098%, 0,7412% e 0,8895%, respetivamente (ver coluna “2013-2017” da Tabela 15 acima).

Desta forma, é possível de afirmar que a tipologia de modelo econométrico escolhida, a regressão linear múltipla, é válida e fiável para aferir sobre o impacto que as quatro variáveis independentes têm na evolução dos preços nominais dos ativos imobiliários na Zona Euro.

5. Conclusão

O mercado imobiliário é uma parte fundamental da economia de cada país. Fatores como o estado da economia, as taxas de juro definidas pelos bancos centrais (que posteriormente afetam as taxas de juro praticadas pelos bancos na concessão de crédito hipotecário) e o rendimento disponível das famílias influenciam-no de forma significativa. Os ativos imobiliários são considerados investimentos de médio a longo prazo e são, desta forma, afetados por alterações a nível macroeconómico. De acordo com a literatura, diversos estudos aprofundaram a relação entre o preço dos ativos imobiliários e outras variáveis macroeconómicas como o PIB, as taxas de juro reais e nominais de curto e longo prazo, a inflação e o racionamento do crédito, concluindo que os preços destes ativos são fortemente influenciados por todas elas. O BCE controla e influencia todas as variáveis mencionadas através da política monetária. Em primeiro lugar, através de instrumentos convencionais que vieram a demonstrar-se ineficazes e insuficientes no que respeita à estimulação da economia perante o cenário de recessão com níveis de inflação próximos de zero e, posteriormente, através de uma nova estrutura operacional não convencional que abrange métodos como o *Quantitative Easing* (QE).

Este estudo investiga o impacto da política monetária não convencional (PMNC) nos preços nominais dos ativos imobiliários na Zona Euro (ZE), através de algumas das variáveis macroeconómicas mencionadas acima. Neste sentido, foram utilizadas séries temporais compreendidas entre 2007 e 2017, para 16 países da ZE, e os dados recolhidos nas bases de dados da OCDE e da *Eurostat*. O intervalo temporal foi definido de forma a que fosse possível analisar a evolução da política monetária em duas fases distintas (i) o período entre 2007-2012 onde vigorava a política monetária tradicional e (ii) o período entre 2013-2017, onde se verificou uma alteração deliberada de postura face à política monetária e, posteriormente, o *zero lower bound*. As variáveis escolhidas para esta análise empírica foram o índice do preço nominal da habitação (NHP) como variável dependente, e o Produto Interno Bruto (PIB), as yields das obrigações de dívida pública a 10 anos (GOV10Y), o pelo Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) e o *Price-to-Income Ratio* (PIR) como variáveis independentes.

Através da análise descritiva realizada, da revisão da literatura apresentada e da modelização do modelo econométrico, sugere-se que a política monetária não convencional, sob a forma de QE, influencia significativamente os preços nominais dos ativos imobiliários, aceitando-se a hipótese nula desta dissertação.

Através da injeção de liquidez no mercado definida pelo BCE, por via de programas de compra de ativos em larga escala como o *Expanded Asset Purchase Program* que contemplou três novas operações implementadas entre outubro de 2014 e março de 2015, foi dado um novo estímulo à economia. Como consequência, o aumento do volume de crédito concedido pelos bancos, que por sua vez reduziu as taxas de juro dos empréstimos e os *spreads* praticados pelos bancos, levaram ao aumento da procura por ativos imobiliários originando o aumento dos preços desses ativos. Este entendimento pode ser validado pelo output do modelo estimado, que sugere que um aumento de 1 ponto percentual na taxa de crescimento do PIB, gera um aumento de 17,6% na variação dos preços da habitação. Complementarmente, o QE afeta as taxas de juro de longo prazo, através de fatores como as expectativas sobre as taxas de juros futuras de curto prazo (canal de sinalização) e o prémio de risco e *yields* associados (canal de reequilíbrio do portfolio), o que se traduz num impacto positivo ao nível dos preços dos ativos de longo prazo. O modelo desenvolvido evidencia que um aumento de 1 ponto percentual na taxa de crescimento das *yields* das obrigações de dívida pública a 10 anos, resulta num aumento de 0,74% na taxa de crescimento dos preços da habitação. Assumindo a eficiência do QE, assente na eficácia do canal de sinalização ao afetar as taxas de juro de longo prazo, os agentes económicos revelam uma maior confiança através do aumento da sua atividade no mercado (justificado pelo aumento dos investimentos) que, por sua vez, leva a preços de ativos ainda mais elevados e prémios de risco mais baixos.

Este combinar de impactos, traduz-se também numa expectativa de taxa de inflação mais elevada levando assim a uma diminuição da taxa de juro real. Os resultados do modelo revelam que um aumento de 1 ponto percentual na inflação (medida pelo IHPC), tem um impacto positivo de 0,21% na taxa de crescimento dos preços dos ativos imobiliários. Adicionalmente, o aumento do preço dos ativos promove um efeito de aumento da riqueza líquida dos detentores dos ativos e, por outro lado, reduz o custo dos empréstimos. Estes dois efeitos levam a um aumento da procura agregada dos agentes privados, estimulando o crescimento económico, reduzindo a taxa de desemprego e alinhando os níveis de inflação, cumprindo assim o objetivo da política monetária.

Não obstante, o modelo estimado não é completamente fiável e apresenta algumas limitações como o número de países da ZE considerados. Inicialmente, o estudo assentava sobre os 19 países, mas devido à falta de dados de 3 deles para as variáveis explicativas, estes foram desconsiderados.

Outra limitação é o facto de a taxa de juro de longo prazo ser uma série originalmente mensal e ter sido convertida para uma série anual, podendo enviesar os resultados. Uma outra limitação é omitir outras variáveis que poderiam ser relevantes para o estudo como a taxa de juro nominal das hipotecas e o rácio de endividamento das famílias.

Para uma investigação futura, que complemente e complete esta dissertação, será interessante relacionar a evolução dos preços da habitação com o rácio de endividamento das famílias uma vez que aparenta existir uma relação de causa-efeito entre ambos. A habitação constitui uma parte significativa das despesas dos agregados familiares, por isso, mudanças nos preços destes ativos implicam efeitos significativos na sua riqueza total, justificando assim as suas decisões futuras de consumo e investimento, que por sua vez têm influência direta no PIB e na taxa de inflação.

Referências Bibliográficas

- Anghelache, C., and Anghel, M. G. (2014). Multiple Linear Regression Model Used in Economic Analyses. *Revista Romana de Statistica*, Vol. 62, (10): 120-127.
- Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M. e Mehl, A. (2014), "The global crisis and equity market contagion", *The Journal of Finance*, Vol. 69, Nº 6, pp. 2597-2649.
- Calza A, Monacelli T, Stracca L (2013) Housing finance and monetary policy. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 11:101–122.
- Cameron, A.C., & Trivedi, P. (2009). *Microeconometrics Using Stata*.
- Chomsisengphet S, Pennington-Cross A (2006) Subprime refinancing: equity extraction and mortgage termination. Working paper series, *Federal Reserve Bank of St. Louis*.
- Davis, M., and Heathcote, J. (2001). Housing and the Business Cycle. *International Economic Review*, Department of Economics, University of Pennsylvania and Osaka University Institute of Social and Economic Research Association, Vol. 46, (3): 751-784.
- Driffill, J. 2016. Unconventional monetary policy in the Euro Zone. *Open Economies Review*, 27, pp. 387- 404.
- Eggertsson, G. B., & M. Woodford. 2003. «Optimal monetary policy in a liquidity trap.» National Bureau of Economic Research.
- Englund, P., and Ioannides, Y. M. (1997). House Price Dynamics: An International Empirical Perspective. *Journal of Housing Economics*, Vol. 6, (2): 119-136.
- Fuster, A., Willen, P.S., 2010. \$1.25 Trillion is still real money: some facts about the effects of the Federal Reserves mortgage market invest- ments. Technical Report.
- Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., Sack, B., 2011. Large-scale asset purchases by the federal reserve: did they work? FRBNY Econ. Policy Rev. 41–59 May.
- Gern, Klaus-Jürgen; Janssen, Nils; Kooths, Stefan; Wolters, Maik (2015): Quantitative easing in the euro area: Transmission channels and risks, *Intereconomics*, ISSN 1613-964X, Springer, Heidelberg, Vol. 50, Iss. 4, pp. 206-212.
- Gupta, R., Jurgilas, M., Kabundi, A., Miller, S.M., 2012. Monetary policy and housing sector dynamics in a large-scale bayesian vector autoregressive model. *Int. J. Strat. Prop. Manag.* 16, 1–20.
- Hannoun, H., 2012, Monetary Policy in the Crisis: Testing the Limits of Monetary Policy, Speech at 47th SEACEN Governors’ Conference Seoul, Korea, 13-14 February 2012.
- Hausken, K. and Ncube, M. 2013. *Quantitative Easing and its Impact in the US, Japan, the UK and Europe*. Springer-Verlag New York.
- Hausman, J. A. 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46 (6), pp. 1251-1271.
- Hausman, J. A. and Taylor, W. E. 1981. Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49 (6), pp. 1377-1398.
- Himmelberg, C., Mayer, C., and Sinai, T. (2005). Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions. *Journal of Economic Perspectives*. Vol.19, (4) 67-92.
- Huber, Florian & Punzi, Maria Teresa, 2016. "International housing markets, unconventional monetary policy and the zero lower bound," FinMaP-Working Papers 58, Collaborative EU Project FinMaP - Financial Distortions and Macroeconomic Performance: Expectations, Constraints and Interaction of Agents.
- Iacoviello, M., 2005. Housing prices, borrowing constraints and monetary policy in the business cycle. *Am. Econ. Rev.* 95 (3), 739–764.
- Iacoviello, M., Neri, S., 2009. Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model. *Am. Econ. J.: Macroecon.* 2, 125–163.

- Jarocinski, M., Smets, F.R., 2008. House Prices and the Stance of Monetary Policy. *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Rev. 90 (4), 339–365.
- Joyce, M. A. S., Lasaoa, A., Stevens, I., and Tong, M. 2011. The financial market impact of Quantitative Easing in the United Kingdom, *International Journal of Central Banking* 7(3), pp.113-161.
- Joyce, M., Miles, D., Scott, A., and Vayanos, D. 2012. Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy – An Introduction. *The Economic Journal*, 122 (564), F271-F288.
- Joyce, M., M. Tong, & R. Woods. 2011. «The United Kingdom’s quantitative easing policy: design, operation and impact.» *Bank of England Quarterly Bulletin*.
- Joyce, M., Tong, M., & Woods, R. (2011b). The United Kingdom’s quantitative easing policy: Design, operation and impact. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 51 (3), 200–212.
- Kennedy, N. and Andersen, P. (1994). Household Saving and Real House Prices: An International Perspective. *BIS Working Paper*, No. 20.
- Krishnamurthy, A. and Vissing-Jorgensen, A. 2011. The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy, *NBER Working Paper 17555*, NBER Working Paper Series.
- Lane, P. R. (2012), "The European sovereign debt crisis", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 26, Nº 3, pp. 49-67.
- Lastrapes, W., 2002. The real price of housing and money supply shocks: time series evidence and theoretical Simulations. *J. Hous. Econ.* 11, 40–74.
- Lecat, R. and Mésonnier, J.-S. (2005). What Role Do Financial Factors Play in House Price Dynamics? *Banque de France Bulletin Digest*, No. 134.
- Lee, J., Song, J., 2015. Housing and business cycles in Korea: a multi-sector Bayesian DSGE approach. *Econ. Model.* 45, 99–108.
- Leung, C. (2004). Macroeconomics and Housing: A Review of the Literature. Chinese University of Hong Kong.
- Maddala, G. S., and Wu, S. 1999. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (S1), pp. 631-652.
- Musso, A., Neri, S., Stracca, L., 2011. Housing, consumption, and monetary policy: how different are the US and the Euro Zone? *J. Bank. Financ.* 35 (11), 3019–3041.
- Newey, W. and West, K. D. (1987). “A Simple, Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix.” *Econometrica* 55, 703–708.
- Pattipeilohy, C. *et al*, 2013. Unconventional Monetary Policy of the ECB during the Financial Crisis - An Assessment and New Evidence.
- Peersman, G., 2011. Macroeconomic effects of unconventional monetary policy in the euro area.
- Rahal, C. 2016. Housing markets and unconventional monetary policy. *Journal of Housing Economics*, 32, pp. 67-80.
- Rubio M (2011) Fixed- and variable-rate mortgages, business cycles, and monetary policy. *J Money Credit Bank* 43(4):657–688.
- Shiller, R. J. (2012), *The subprime solution: how today's global financial crisis happened, and what to do about it*: Princeton University Press, pp. 9-14.
- Taylor, J.B., 2007. Housing and Monetary Policy. *NBER Working Paper Series* 13682. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.
- Tsatsaronis, K. and Zhu, H. (2004). What Drives Housing Price Dynamics: Cross-Country Evidence. *BIS Quarterly Review*.
- Wooldridge, J.M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

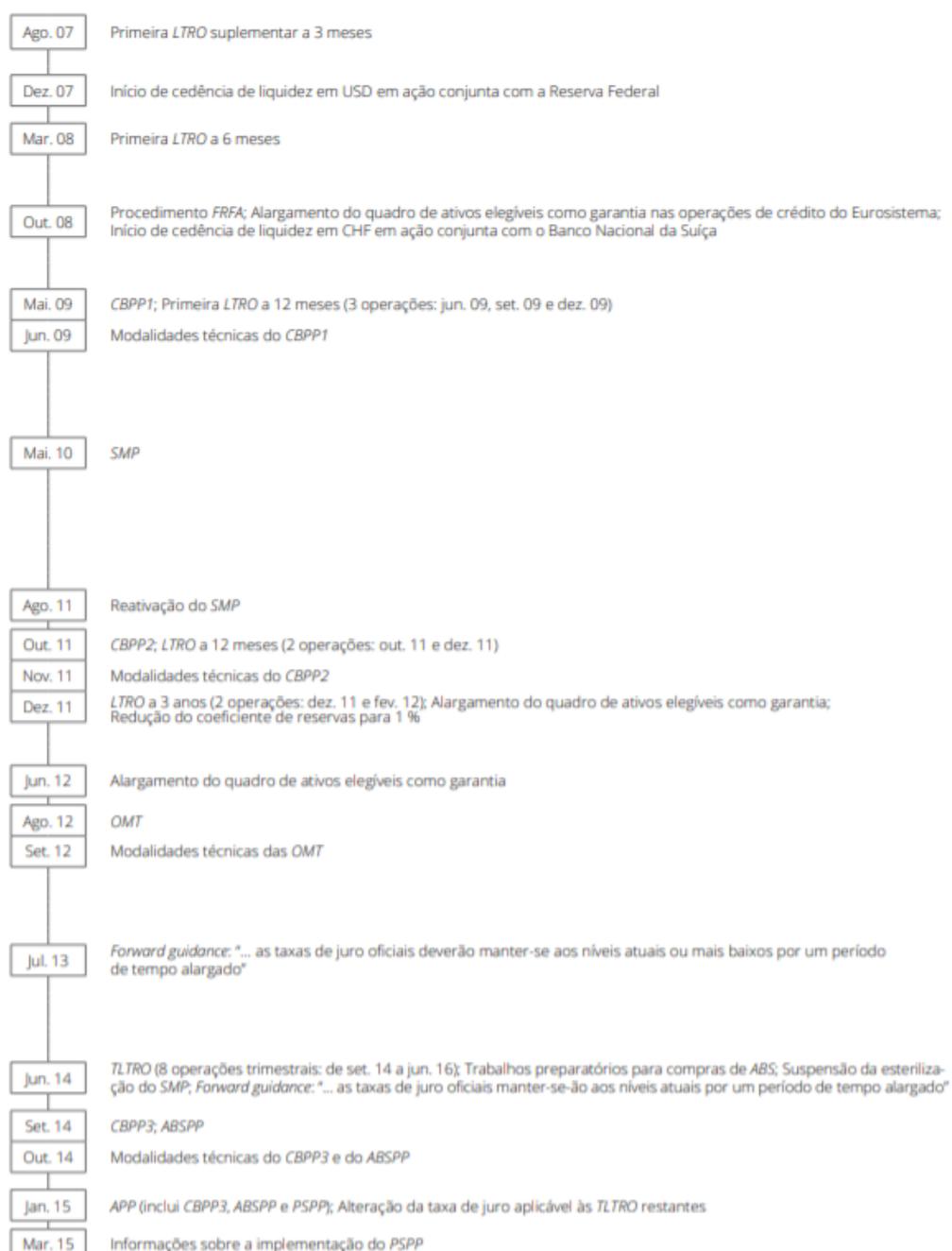
Referências Online

- Banco de Portugal (2015), "Política monetária não convencional do BCE: o que foi feito e que impacto teve?", Boletim Económico - junho, pp. 27-48.
https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/pdf-boletim/bol_econ_junho2015_p.pdf
- Banco de Portugal (2016), "Viver abaixo de zero: a transmissão da política monetária com taxas de juro negativas", Boletim Económico - dezembro, pp. 37-48.
https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/pdf-boletim/be_dez2016_p.pdf
- Banco de Portugal (2017), "Estabilidade financeira: vulnerabilidades, riscos e política macroprudencial", Relatório de Estabilidade Financeira - dezembro, pp. 1-54.
https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/pdf-boletim/ref_12_2017_pt.pdf
- Banco Central Europeu (2008), *Why Price Stability*.
https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/whypricestability_en.pdf
- Banco Central Europeu (2011), *The Monetary Policy of the ECB*.
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/monetarypolicy2011en.pdf?4004e7099b3dcdbf58d0874f6eab650e>
- Banco Central Europeu (2018), *Asset purchase programmes*.
<https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omt/html/index.en.html#cspp>
- Constâncio, V. (2011), "Challenges to monetary policy in 2012". In 26th International Conference on Interest Rates. Frankfurt. 8 de dezembro.
<https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2011/html/sp111208.en.html>
- FMI (2013), *Global Financial Stability Report: Old risks, New challenges*. Washington, DC.
<https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/Issues/2016/12/31/Global-Financial-Stability-Report-April-2013-Old-Risks-New-Challenges-40202>
- Paulson, H. (2008). Remarks by Secretary Henry M. Paulson Jr. at the Ronald Reagan presidential library, press room of U.S. Department of the Treasury
<https://www.treasury.gov/press-center/press-releases/Pages/hp1285.aspx>
- Praet, P. (2017), *The ECB's monetary policy: past and present*. In Febelfin Connect event in Bruxelas, 16 March 2017
<https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2017/html/sp170316.en.html>
- Verbatim of the remarks made by Mario Draghi, Speech by Mario Draghi at the Global Investment Conference in London, 26 July 2012
<https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2012/html/sp120726.en.html>

Anexos

A. Figuras

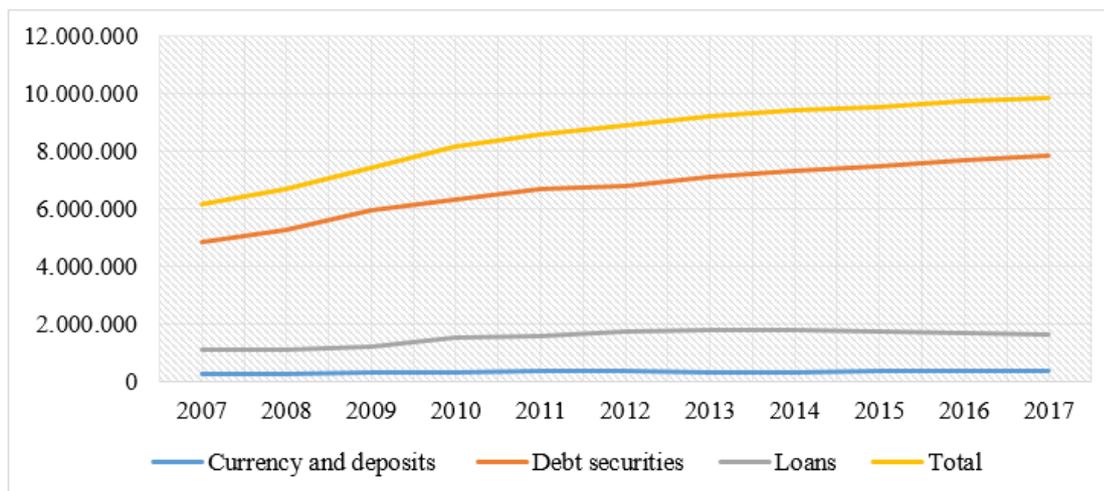
Figura 1 - Cronologia dos principais anúncios de medidas de política não convencional do BCE (2007-2015)



Nota: Posteriormente a este cronograma, em março de 2016, foi anunciada a quarta componente do EAPP, o CSPP, que foi implementada em junho do mesmo ano e o segundo TLTRO.

Fonte: Banco de Portugal, Boletim Económico de junho de 2015

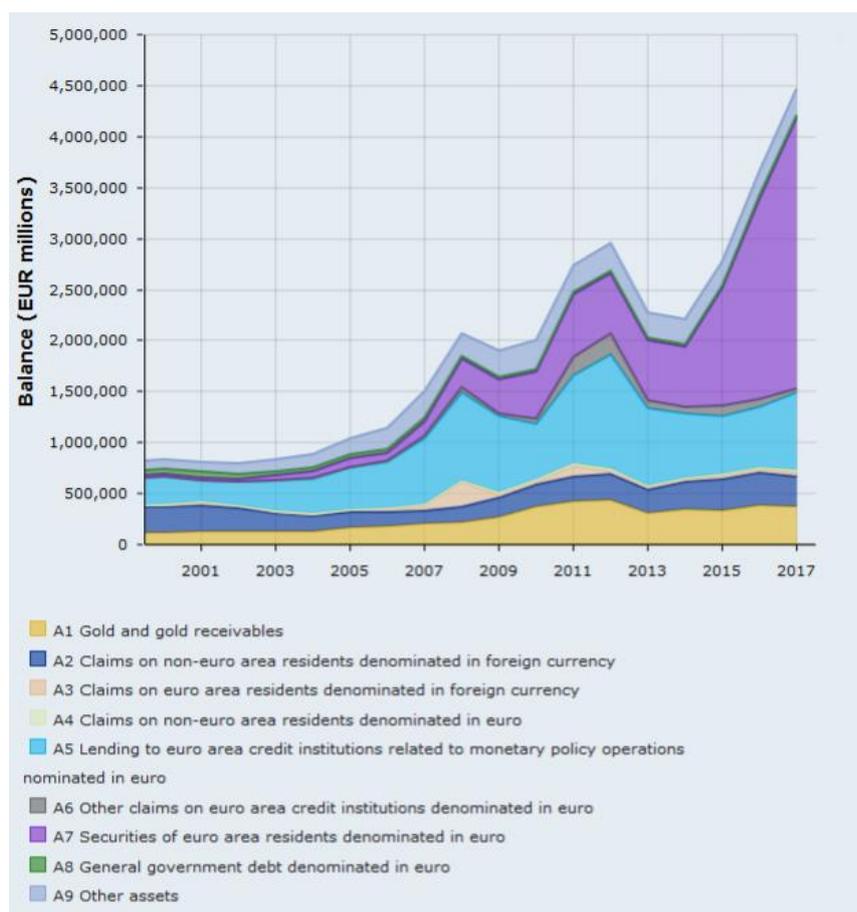
Figura 2 - Dívida Pública na Zona Euro



Nota: Valores de final de período em milhões de euros.

Fonte: Eurostat

Figura 3 - Evolução do Balanço (Ativo) da Zona Euro (2000-2017)



Fonte: BCE - <http://www.ecb.europa.eu>

B. Tabelas

Tabela 1 – Teste Fisher-ADF para a variável NHP com constante

Fisher-type unit-root test for **NHP**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **11**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** ADF regressions: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 18.1285 | 0.9767 |
| Inverse normal | Z | 1.6776 | 0.9533 |
| Inverse logit t(74) | L* | 1.8210 | 0.9637 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | -1.7339 | 0.9585 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 2 – Teste Fisher-ADF para a variável NHP com constante e tendência

Fisher-type unit-root test for **NHP**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **11**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Included**
Drift term: **Not included** ADF regressions: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 8.4937 | 1.0000 |
| Inverse normal | Z | 4.9074 | 1.0000 |
| Inverse logit t(79) | L* | 5.2524 | 1.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | -2.9383 | 0.9983 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 3 – Teste Fisher-ADF para a variável NHP com constante (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_NHP**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **10**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
Drift term: **Not included** ADF regressions: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 59.6799 | 0.0021 |
| Inverse normal | Z | -2.3659 | 0.0090 |
| Inverse logit t(84) | L* | -2.5945 | 0.0056 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 3.4600 | 0.0003 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 4 – Teste Fisher-ADF para a variável NHP com constante e tendência (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_NHP**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **10**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Included**
Drift term: **Not included** ADF regressions: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|-----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 158.5991 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -5.7167 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -9.9751 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 15.8249 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 5 – Teste Fisher-ADF para a variável LOG_PIB com constante

Fisher-type unit-root test for **log_PIB**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

| | | |
|--------------------------------------|--------------------------------------|-----------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 11 |
| AR parameter: Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity | |
| Panel means: Included | | |
| Time trend: Not included | | |
| Drift term: Not included | ADF regressions: 0 lags | |

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 1.9919 | 1.0000 |
| Inverse normal | Z | 7.0730 | 1.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | 7.3225 | 1.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | -3.7510 | 0.9999 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 6 – Teste Fisher-ADF para a variável LOG_PIB com constante e tendência

Fisher-type unit-root test for **log_PIB**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

| | | |
|--------------------------------------|--------------------------------------|-----------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 11 |
| AR parameter: Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity | |
| Panel means: Included | | |
| Time trend: Included | | |
| Drift term: Not included | ADF regressions: 0 lags | |

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 26.5216 | 0.7401 |
| Inverse normal | Z | 1.9775 | 0.9760 |
| Inverse logit t(84) | L* | 2.0657 | 0.9790 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | -0.6848 | 0.7533 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 7 – Teste Fisher-ADF para a variável LOG_PIB com constante (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_log_PIB**

Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
 Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **10**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
 Panel means: **Included**
 Time trend: **Not included**
 Drift term: **Not included** ADF regressions: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|-----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 128.1882 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -7.1617 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -8.5340 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 12.0235 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
 Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 8 – Teste Fisher-ADF para a variável LOG_PIB com constante e tendência (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_log_PIB**

Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
 Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **10**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
 Panel means: **Included**
 Time trend: **Included**
 Drift term: **Not included** ADF regressions: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|-----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 216.2103 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -10.2001 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -14.8496 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 23.0263 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
 Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 11 – Teste Fisher-ADF para a variável GOV10Y com constante e tendência

Fisher-type unit-root test for **GOV10Y**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

| | | |
|--------------------------------------|--------------------------------------|-----------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 11 |
| AR parameter: Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity | |
| Panel means: Included | | |
| Time trend: Included | | |
| Drift term: Not included | ADF regressions: 0 lags | |

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 51.5280 | 0.0158 |
| Inverse normal | Z | -1.3831 | 0.0833 |
| Inverse logit t(84) | L* | -1.5785 | 0.0591 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 2.4410 | 0.0073 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 12 – Teste Fisher-ADF para a variável GOV10Y com constante (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_GOV10Y**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

| | | |
|--------------------------------------|--------------------------------------|-----------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 10 |
| AR parameter: Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity | |
| Panel means: Included | | |
| Time trend: Not included | | |
| Drift term: Not included | ADF regressions: 0 lags | |

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|-----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 119.4783 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -6.7263 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -7.8397 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 10.9348 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 17 – Teste Fisher-ADF para a variável PIR com constante e tendência (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_PIR**
Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **10**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Included**
Drift term: **Not included** ADF regressions: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|-----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 119.3176 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -4.0688 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -7.0445 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 10.9147 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 18 – Teste Fisher-PP para a variável NHP com constante

Fisher-type unit-root test for **NHP**
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **11**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included** Cross-sectional means removed
Newey-West lags: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 34.9090 | 0.3314 |
| Inverse normal | Z | 0.3253 | 0.6275 |
| Inverse logit t(84) | L* | 0.4265 | 0.6646 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 0.3636 | 0.3581 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 19 – Teste Fisher-PP para a variável NHP com constante e tendência

Fisher-type unit-root test for **NHP**
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **11**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Included** Cross-sectional means removed
Newey-West lags: **0** lags

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 19.1508 | 0.9645 |
| Inverse normal | Z | 4.0036 | 1.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | 4.2566 | 1.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | -1.6061 | 0.9459 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 20 – Teste Fisher-PP para a variável NHP com constante (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_NHP**
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **10**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included** Cross-sectional means removed
Newey-West lags: **0** lags

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|-----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 119.3505 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -4.5392 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -7.0184 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 10.9188 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 21 – Teste Fisher-PP para a variável NHP com constante e tendência (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_NHP**
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **10**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Included** Cross-sectional means removed
Newey-West lags: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|-----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 339.5843 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -10.8877 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -22.2128 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 38.4480 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 21 – Teste Fisher-PP para a variável LOG_PIB com constante

Fisher-type unit-root test for **log_PIB**
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **11**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included** Cross-sectional means removed
Newey-West lags: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 18.6443 | 0.9710 |
| Inverse normal | Z | 2.5701 | 0.9949 |
| Inverse logit t(84) | L* | 2.4639 | 0.9921 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | -1.6695 | 0.9525 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 22 – Teste Fisher-PP para a variável LOG_PIB com constante e tendência

Fisher-type unit-root test for **log_PIB**
Based on Phillips-Perron tests

| | | |
|--------------------------------------|-----------------------|--------------------------------------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 11 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity |
| Panel means: | Included | |
| Time trend: | Included | Cross-sectional means removed |
| Newey-West lags: | 0 lags | |

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 9.4132 | 1.0000 |
| Inverse normal | Z | 4.0445 | 1.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | 4.0282 | 0.9999 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | -2.8234 | 0.9976 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 23 – Teste Fisher-PP para a variável LOG_PIB com constante (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_log_PIB**
Based on Phillips-Perron tests

| | | |
|--------------------------------------|-----------------------|--------------------------------------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 10 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity |
| Panel means: | Included | |
| Time trend: | Not included | Cross-sectional means removed |
| Newey-West lags: | 0 lags | |

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 68.9310 | 0.0002 |
| Inverse normal | Z | -4.3120 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -4.2614 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 4.6164 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 24 – Teste Fisher-PP para a variável LOG_PIB com constante e tendência (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_log_PIB**
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **10**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Included** Cross-sectional means removed
Newey-West lags: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|-----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 208.0657 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -7.8968 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -13.3715 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 22.0082 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 25 – Teste Fisher-PP para a variável IHPC com constante

Fisher-type unit-root test for **IHPC**
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **11**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included** Cross-sectional means removed
Newey-West lags: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 48.0486 | 0.0340 |
| Inverse normal | Z | -2.7269 | 0.0032 |
| Inverse logit t(84) | L* | -2.5568 | 0.0062 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 2.0061 | 0.0224 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 26 – Teste Fisher-PP para a variável GOV10Y com constante

Fisher-type unit-root test for **GOV10Y**
Based on Phillips-Perron tests

| | | |
|--------------------------------------|--------------------------------------|-----------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 11 |
| AR parameter: Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity | |
| Panel means: Included | | |
| Time trend: Not included | Cross-sectional means removed | |
| Newey-West lags: 0 lags | | |

| | | Statistic | p-value |
|------------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 29.4512 | 0.5962 |
| Inverse normal | Z | -0.8205 | 0.2060 |
| Inverse logit t(84) | L* | -0.7472 | 0.2285 |
| Modified inv. chi-squared Pm | | -0.3186 | 0.6250 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 27 – Teste Fisher-PP para a variável GOV10Y com constante e tendência

Fisher-type unit-root test for **GOV10Y**
Based on Phillips-Perron tests

| | | |
|--------------------------------------|--------------------------------------|-----------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 11 |
| AR parameter: Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity | |
| Panel means: Included | | |
| Time trend: Included | Cross-sectional means removed | |
| Newey-West lags: 0 lags | | |

| | | Statistic | p-value |
|------------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 13.9252 | 0.9977 |
| Inverse normal | Z | 2.4333 | 0.9925 |
| Inverse logit t(84) | L* | 2.2434 | 0.9862 |
| Modified inv. chi-squared Pm | | -2.2594 | 0.9881 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 28 – Teste Fisher-PP para a variável GOV10Y com constante (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_GOV10Y**
Based on Phillips-Perron tests

| | | |
|--------------------------------------|-----------------------|--------------------------------------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 10 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity |
| Panel means: | Included | |
| Time trend: | Not included | Cross-sectional means removed |
| Newey-West lags: | 0 lags | |

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 72.2066 | 0.0001 |
| Inverse normal | Z | -4.6746 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -4.6182 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 5.0258 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 29 – Teste Fisher-PP para a variável GOV10Y com constante e tendência (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_GOV10Y**
Based on Phillips-Perron tests

| | | |
|--------------------------------------|-----------------------|--------------------------------------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 10 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity |
| Panel means: | Included | |
| Time trend: | Included | Cross-sectional means removed |
| Newey-West lags: | 0 lags | |

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 49.9374 | 0.0226 |
| Inverse normal | Z | -2.7894 | 0.0026 |
| Inverse logit t(84) | L* | -2.6603 | 0.0047 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 2.2422 | 0.0125 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 30 – Teste Fisher-PP para a variável PIR com constante

Fisher-type unit-root test for **PIR**
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **11**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included** Cross-sectional means removed
Newey-West lags: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 67.6285 | 0.0002 |
| Inverse normal | Z | -2.3536 | 0.0093 |
| Inverse logit t(84) | L* | -2.9547 | 0.0020 |
| Modified inv. chi-squared | Fm | 4.4536 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 30 – Teste Fisher-PP para a variável PIR com constante e tendência

Fisher-type unit-root test for **PIR**
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = **16**
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = **11**

AR parameter: **Panel-specific** Asymptotics: **T -> Infinity**
Panel means: **Included**
Time trend: **Included** Cross-sectional means removed
Newey-West lags: **0 lags**

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 17.2360 | 0.9845 |
| Inverse normal | Z | 3.3065 | 0.9995 |
| Inverse logit t(84) | L* | 3.4642 | 0.9996 |
| Modified inv. chi-squared | Fm | -1.8455 | 0.9675 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 31 – Teste Fisher-PP para a variável PIR com constante (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_PIR**
Based on Phillips-Perron tests

| | | |
|--------------------------------------|-----------------------|--------------------------------------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 10 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity |
| Panel means: | Included | |
| Time trend: | Not included | Cross-sectional means removed |
| Newey-West lags: | 0 lags | |

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 74.9979 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -2.8569 | 0.0021 |
| Inverse logit t(84) | L* | -3.8841 | 0.0001 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 5.3747 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 32 – Teste Fisher-PP para a variável PIR com constante e tendência (primeiras diferenças)

Fisher-type unit-root test for **d_PIR**
Based on Phillips-Perron tests

| | | |
|--------------------------------------|-----------------------|--------------------------------------|
| Ho: All panels contain unit roots | Number of panels = | 16 |
| Ha: At least one panel is stationary | Number of periods = | 10 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity |
| Panel means: | Included | |
| Time trend: | Included | Cross-sectional means removed |
| Newey-West lags: | 0 lags | |

| | | Statistic | p-value |
|---------------------------|----|-----------------|---------------|
| Inverse chi-squared(32) | P | 153.4264 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -5.2500 | 0.0000 |
| Inverse logit t(84) | L* | -9.0018 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 15.1783 | 0.0000 |

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Tabela 33 – Teste de efeitos individuais para a variável dependente NHP

```

Linear regression, absorbing indicators          Number of obs   =    160
                                                F(   4,   140)  =   224.59
                                                Prob > F        =    0.0000
                                                R-squared       =    0.8826
                                                Adj R-squared   =    0.8667
                                                Root MSE       =    3.1056
    
```

| d_NHP | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-----------|------------------|-----------------|--------------|--------------|----------------------|-----------------|
| d_log_PIB | 64.75607 | 7.654264 | 8.46 | 0.000 | 49.62318 | 79.88896 |
| IHPC | .6440952 | .1582885 | 4.07 | 0.000 | .3311504 | .95704 |
| d_GOV10Y | -.1847338 | .1454409 | -1.27 | 0.206 | -.4722782 | .1028107 |
| d_PIR | .7634746 | .0546433 | 13.97 | 0.000 | .6554419 | .8715074 |
| _cons | -1.130712 | .3503704 | -3.23 | 0.002 | -1.823413 | -.438011 |
| country | F(15, 140) = | | 1.708 | 0.046 | (16 categories) | |

Tabela 34 – Teste de Heterocedasticidade

```

Source          |          SS          |    df    |    MS          | Number of obs   =    160
-----|-----|-----|-----| F(4, 155)       =   240.33
Model           |    9906.68654      |         4 |    2476.67164 | Prob > F        =    0.0000
Residual        |    1597.31458      |        155 |    10.3052554 | R-squared       =    0.8612
Total           |    11504.0011     |        159 |    72.3522083 | Adj R-squared   =    0.8576
                                                Root MSE       =    3.2102
    
```

| d_NHP | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-----------|------------------|-----------------|--------------|--------------|----------------------|------------------|
| d_log_PIB | 67.33645 | 6.915827 | 9.74 | 0.000 | 53.67501 | 80.99788 |
| IHPC | .7664436 | .1515678 | 5.06 | 0.000 | .4670385 | 1.065849 |
| d_GOV10Y | -.2384405 | .1480225 | -1.61 | 0.109 | -.5308422 | .0539612 |
| d_PIR | .752274 | .0469782 | 16.01 | 0.000 | .6594738 | .8450741 |
| _cons | -1.414854 | .3484051 | -4.06 | 0.000 | -2.103089 | -.7266192 |

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of d_NHP

chi2(1) = 0.38

Prob > chi2 = 0.5362

Tabela 35 –Teste de Hausman

| | — Coefficients — | | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
|-----------|------------------|------------------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) fixed | (B) random | | |
| d_log_PIB | 64.75607 | 67.33645 | -2.580381 | 3.843439 |
| IHPC | .6440952 | .7664436 | -.1223485 | .0616326 |
| d_GOV10Y | -.1847338 | -.2384405 | .0537067 | .0262917 |
| d_PIR | .7634746 | .752274 | .0112007 | .0313601 |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = **13.70**
 Prob>chi2 = **0.0083**

Tabela 36 –Serial Correlation

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 15) = **3.717**
 Prob > F = **0.0730**

Tabela 37 – Output do Modelo Estimado (período 2007-2012)

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      80
Group variable: country             Number of groups =      16

R-sq:                                  Obs per group:
  within = 0.8857                      min =          5
  between = 0.9517                     avg =         5.0
  overall = 0.8926                      max =          5

corr(u_i, Xb) = 0.3363                  F(4, 60)        =     116.29
                                          Prob > F         =     0.0000
    
```

| d_NHP | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-----------|------------------|-----------------------------------|--------------|--------------|----------------------|------------------|
| d_log_PIB | 61.04369 | 13.92896 | 4.38 | 0.000 | 33.18162 | 88.90575 |
| IHPC | 1.13273 | .2727739 | 4.15 | 0.000 | .5871011 | 1.678359 |
| d_GOV10Y | -.7005781 | .2673353 | -2.62 | 0.011 | -1.235328 | -.1658279 |
| d_PIR | .6152315 | .0920617 | 6.68 | 0.000 | .4310808 | .7993823 |
| _cons | -3.478675 | .6328931 | -5.50 | 0.000 | -4.74465 | -2.2127 |
| sigma_u | 1.8656935 | | | | | |
| sigma_e | 3.3249584 | | | | | |
| rho | .23945884 | (fraction of variance due to u_i) | | | | |

F test that all u_i=0: F(15, 60) = **1.25** Prob > F = **0.2629**

Tabela 38 – Output do Modelo Estimado (período 2013-2017)

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      80
Group variable: country             Number of groups =      16

R-sq:                                  Obs per group:
  within = 0.8494                      min =          5
  between = 0.8282                     avg =         5.0
  overall = 0.8369                      max =          5

corr(u_i, Xb) = 0.1218                  F(4, 60)        =     84.61
                                          Prob > F         =     0.0000
    
```

| d_NHP | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-----------|------------------|-----------------------------------|--------------|--------------|----------------------|-----------------|
| d_log_PIB | 17.57384 | 6.64427 | 2.64 | 0.010 | 4.283323 | 30.86436 |
| IHPC | .2097592 | .227629 | 0.92 | 0.360 | -.2455665 | .6650849 |
| d_GOV10Y | .7411937 | .1303547 | 5.69 | 0.000 | .4804454 | 1.001942 |
| d_PIR | .8894767 | .0619463 | 14.36 | 0.000 | .7655656 | 1.013388 |
| _cons | 2.043001 | .3500354 | 5.84 | 0.000 | 1.342826 | 2.743176 |
| sigma_u | 1.5952868 | | | | | |
| sigma_e | 1.5882966 | | | | | |
| rho | .50219569 | (fraction of variance due to u_i) | | | | |

F test that all u_i=0: F(15, 60) = **4.69** Prob > F = **0.0000**

