

Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal

Suzineide Helena Mwanda Dimbulukeni

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em economia Monetária e Financeira

Orientador:

Doutor Ricardo Barradas, Professor Adjunto
ISCAL-IPL

Setembro, 2019

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

**A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de
Rendimentos em Portugal**

Suzineide Helena Mwanda Dimbulukeni

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de

Mestre em economia Monetária e Financeira

Orientador:

Doutor Ricardo Barradas, Professor Adjunto

ISCAL-IPL

Setembro, 2019

Dedicatória

Gostaria de dedicar este trabalho à minha família, em especial aos meus pais, irmãos e sobrinhos, por tanto apoio e amor; ao meu namorado e amigo pelo incentivo carinho e amor.

Agradecimentos

Agradeço a todos os professores do ISCTE-Instituto Universitário de Lisboa (ISCTE-IUL) pela formação, em especial ao meu orientador Prof. Doutor Ricardo Barradas pelo seu empenho, dedicação e disponibilidade que demonstrou na elaboração desta dissertação.

Para a realização deste trabalho foi preciso esforço, dedicação, motivação e alguns sacrifícios, e agradeço à minha família por tanto apoio e por me ajudarem muito nesta fase da minha formação. Agradeço também aos meus amigos pelo apoio e por me incentivarem a lutar no que acredito.

Resumo

Esta dissertação tem como objetivo analisar o impacto que uma alteração no mercado imobiliário pode ter na desigualdade de rendimentos, bem como o impacto que uma alteração na desigualdade de rendimentos pode ter no mercado imobiliário, focando-se no caso português. Neste sentido, foi elaborado um estudo econométrico, incluindo variáveis como o coeficiente de Gini, o preço real das casas, a taxa de inflação e o Produto Interno Bruto (PIB). O estudo empírico tem uma periodicidade anual, e será feito no período de 1995 a 2017.

Com o presente estudo verificou-se que existe uma relação bilateral entre o mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos em Portugal. Conclui-se que um aumento na desigualdade de rendimentos implica um aumento do preço das casas comercializadas no mercado imobiliário, resultando assim num efeito negativo para as famílias de menores rendimentos. É possível concluir também o inverso, isto é, um aumento nos preços das casas provocará igualmente um aumento da desigualdade de rendimentos. O PIB tende a afetar negativamente a desigualdade de rendimentos em Portugal.

Palavras-Chave: Mercado imobiliário, desigualdade de rendimentos, PIB, VAR, Causalidade à Granger, Função Impulso Resposta.

JEL Classification System: C32, E20, E25 e E31

Abstract

This dissertation aims to analyze the impact that a change in the real estate market may have on income inequality, as well as the impact that a change in income inequality may have on the real estate market, focusing on the Portuguese case. In this sense, an econometric study was elaborated, including variables such as the Gini coefficient, the real house price, the inflation rate and the Gross Domestic Product (GDP). The empirical study has an annual periodicity, and will be done from 1995 to 2017.

With the present study it was found that there is a bilateral relationship between the real estate market and income inequality in Portugal. It is concluded that an increase in income inequality implies an increase in the price of houses sold in the real estate market, thus resulting in a negative effect for lower income households. The opposite can also be concluded, that is, an increase in house prices will also lead to an increase in income inequality. GDP tends to negatively affect income inequality in Portugal.

Keywords: Real estate market, income inequality, GDP, VAR, Granger causality, Impulse Function Response.

JEL Classification System: C32, E20, E25 e E3

Índice

Dedicatória.....	i
Agradecimentos	ii
Resumo	iii
Abstract.....	iv
Índice de Tabelas	vii
Índice Figuras	viii
Glossário de Siglas	ix
Introdução.....	1
Capítulo I - Revisão da Literatura	3
1.1. Enquadramento teórico	3
1.2. Mercado imobiliário	3
1.3. Desigualdade de rendimentos	4
1.4. Desigualdade de rendimentos e o mercado imobiliário.....	6
Capítulo II - Dados	13
2.1. Teste de raízes unitárias	17
2.2. Resultado do teste de raízes unitárias	18
Capítulo III - Metodologia.....	20
3.1. VAR.....	20
3.1.1. Testes sobre a ordem do VAR.....	21
3.2. Teste de Causalidade à Granger.....	22
3.3. Função impulso resposta.....	23
Capítulo IV- Resultados	25
4.1. Estimação do Modelo VAR.....	25
4.2. Causalidade à Granger	27
4.3. Função impulso resposta.....	28
Capítulo V - Conclusão	31

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Recomendações e Sugestões.....	33
Pontos fortes e fracos	34
Bibliografia.....	35
Anexos	37

Índice de Tabelas

Tabela 1 – Teste ADF.....	18
Tabela 2 – Teste PP.....	19
Tabela 3 – Escolha do lag ótimo	25
Tabela 4 – Estimação do modelo VAR	26
Tabela 5 – <i>Causalidade à Granger</i>	28

Índice Figuras

Figura 1 - Apresentação da série da desigualdade de rendimentos	6
Figura 2 - Série temporal das variáveis	14
Figura 3 - Histograma da série G.....	15
Figura 4 - Histograma da série INF	15
Figura 5 - Histograma da série PCC.....	15
Figura 6 – Histograma da série PIB.....	16
Figura 7 - Correlação das séries	16
Figura 8 – Exemplo de séries estacionárias / séries não estacionárias	17
Figura 9 - Resposta do coeficiente de Gini.....	29
Figura 10 - Resposta do preço das casas	30

Glossário de Siglas

PIB – Produto Interno bruto

VAR – Vector Autoregression

ADF – Augmented Dikey-Fuller

PP – Phillips-Perron

FIR – Função Impulso Resposta

G – Coeficiente de Gini

PCC – Preço de compras das casas

INF – Taxa de inflação

Introdução

O presente trabalho pretende estudar a relação entre o mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos em Portugal, nomeadamente determinar qual o impacto que o aumento da desigualdade de rendimentos pode ter sobre o preço das casas das famílias residentes em Portugal, assim como qual o impacto que o aumento do preço das casas pode ter no bem estar das famílias de menores rendimentos.

Para uma melhor análise deste estudo empírico, será utilizado um modelo econométrico com o objetivo de verificar o efeito que cada uma das variáveis em estudo tem sobre a outra. Assim, para além das principais variáveis, mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos, no presente estudo serão adicionadas outras duas variáveis de controlo (o PIB e a taxa de inflação). Serão utilizados dados anuais abrangendo período de 1995 a 2017.

As temáticas do mercado imobiliário e da desigualdade de rendimentos têm sido discutidas por vários autores de várias nacionalidades (europeus, americanos e chineses), os quais têm estudado essencialmente a forma como a desigualdade de rendimentos tem afetado o mercado imobiliário. É devido à inexistência de um estudo para Portugal que se decidiu abordar esta questão à realidade portuguesa. Para a elaboração deste estudo será utilizado uma metodologia quantitativa, suportada num estudo econométrico. Os métodos econométricos a serem utilizados neste estudo são os testes de raízes unitárias, um modelo autorregressivo vetorial (VAR), a causalidade à Granger e a função impulso resposta (FIR).

A pergunta de investigação que será trabalhada ao longo desta dissertação é: “Qual é a relação entre o mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos em Portugal?”, tendo como objetivo com este tema saber qual é a evolução do mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos, bem como a relação entre essas duas dimensões. Ou seja, como a desigualdade de rendimentos influencia o preço das casas comercializadas no mercado imobiliário e, por sua vez, se a alteração nos preços das casas tem algum impacto na desigualdade de rendimentos em Portugal.

Salienta-se que o presente estudo nunca foi realizado nestes moldes para Portugal, tendo sido apenas realizado um estudo semelhante a este para a economia chinesa por Man-xue (2014). Assim sendo, pretende-se realizar um estudo sobre a economia portuguesa, o que representa um caso de estudo interessante tendo em conta a evolução do mercado imobiliário nos últimos anos, o qual tem afetado o bem-estar das famílias residentes. Na verdade, tem-se verificado

um crescimento no mercado imobiliário, fruto do aumento da procura de casas. Consta-se também que atualmente os preços das casas estão cada vez mais altos, afetando muitas famílias, com grande destaque para as famílias mais jovens e para as famílias de menores rendimentos.

Esta dissertação será dividida em 4 capítulos, tendo ainda a bibliografia e os anexos. No primeiro capítulo será apresentada a pesquisa bibliográfica de suporte à pergunta de investigação, fazendo também um resumo dos artigos publicados por vários autores que realizaram estudos semelhantes para outros países.

No segundo capítulo será feita a apresentação das variáveis em estudo bem como os dados para a realização do estudo. Ainda neste capítulo serão apresentados os resultados dos testes de raízes unitárias.

Em seguida, no terceiro capítulo, será feito o estudo econométrico propriamente dito, onde será efectuada a estimação do modelo VAR, a causalidade à Granger e a FIR. É neste terceiro capítulo que se apresentam os resultados que darão resposta à pergunta de investigação.

No quarto capítulo, será feita a conclusão do estudo, onde se poderá responder à pergunta de investigação com base no estudo econométrico realizado na dissertação e onde serão dadas algumas sugestões para futuros estudos e algumas recomendações.

Capítulo I - Revisão da Literatura

1.1. Enquadramento teórico

Leão & Leão & Lagoa (2011) definem o sistema financeiro como sendo um conjunto formado pelas instituições financeiras, mercados e instrumentos que asseguram duas grandes funções na economia, a primeira corresponde a canalização dos fundos para os agentes económicos que deles necessitam e a segunda função corresponde a cobertura parcial dos riscos a que os agentes estão expostos.

No mercado de crédito bancário, temos a oferta de crédito pelas OIFM (Outras Instituições Financeiras Monetárias) e a procura de crédito pelas famílias, empresas e Estado. A procura do crédito bancário pelas famílias depende da taxa de juro e também dos rendimentos futuros esperados pelos diversos tipos de agentes económicos (Leão & Leão & Lagoa, 2011).

Uma subida das taxas diretoras tem como resultado um aumento das taxas de juro do crédito bancário aplicada pelos bancos de 2ª ordem. Sendo que grande uma parte importante das habitações comercializadas no mercado imobiliário depende da obtenção de crédito junto dos bancos, o aumento no custo da obtenção de crédito de habitação, resulta normalmente numa diminuição da procura de habitação (Leão, Leão, & Lagoa, 2011).

1.2. Mercado imobiliário

Nos últimos anos, tem-se verificado um aumento do preço das casas em Portugal, principalmente nas grandes cidades. Os altos preços transacionados no mercado imobiliário têm atraído muitos investidores estrangeiros, tornando assim este mercado cada vez mais competitivo.

O mercado imobiliário pode ser definido como o mercado onde a oferta e a procura de imóveis se encontram para serem negociados. É necessário ter em conta que existem três dimensões importantes dentro do mercado imobiliário, nomeadamente o tipo de imóvel, a localização e o tempo. Essas dimensões podem influenciar o preço exigido em troca do imóvel, principalmente num período de muita procura (Maier & Herath, 2006).

Conforme se pode constatar no trabalho de Hill (2011), o mercado imobiliário subdivide-se em duas áreas principais, nomeadamente a área comercial e a área residencial. Dentro do

mercado imobiliário encontramos dois grupos, que são os proprietários e os arrendatários (ou locatários). Tem-se verificado que o grupo dos arrendatários tem crescido cada vez mais, principalmente após a crise financeira de 2008 onde as famílias viram a necessidade de arrendar casas ao invés de comprar por falta de finanças para comprar uma casa, sendo que a taxa de desemprego aumentou consideravelmente.

O mercado imobiliário tem um papel importante na economia de uma região ou de um país, assim como na vida das famílias, pelo que é considerado como um dos principais impulsionadores da economia. Também é necessário reconhecer que existem barreiras aos investimentos nesse setor quando estes são destinados a propósitos de arrendamento residencial (Pires, Ferreira, Jalali, & Chang, 2018).

O custo com habitação é indispensável e o aumento deste pode afetar o orçamento familiar. Suponhamos que uma família vive numa casa arrendada e que tem um rendimento de 1.000 euros/mês, dos quais disponibiliza 300 euros para o pagamento da renda. Caso a renda aumente, automaticamente originará uma de duas hipóteses:

1. Serão obrigados a cortar algumas despesas para conseguirem cumprir o pagamento da renda, ou;
2. Serão obrigados a procurar uma casa com uma renda mais baixa, eventualmente fora do centro da cidade

A crise económica impulsionou a retração dos empréstimos e a escassez de liquidez por parte dos bancos, retirando assim um certo poder de compra às famílias. Estes fatores levaram a uma queda nas vendas dos imóveis e conseqüentemente um crescimento no mercado imobiliário de arrendamento (Lee & Chung, 2010).

1.3. Desigualdade de rendimentos

Quando nos referimos aos mais ricos e os mais pobres não nos referimos aos seus ativos patrimoniais, mas sim aos indivíduos com rendimentos anuais mais elevados ou mais baixos (Marvão, Rui, & Pereira, 2016).

A distribuição de rendimentos continua a ser um assunto que merece a nossa atenção, pois o índice de desigualdade continua alto apesar de ter diminuído nos últimos anos. O grupo de pessoas com rendimentos mais elevados tem mais oportunidades de ter mais privilégios no

setor imobiliário, as quais possuem maior poder de compra e muitas vezes o aumento do preço da habitação não os afeta tanto quanto aqueles que possuem rendimentos mais baixos.

Segundo Ribeiro & Santos (2018), o privilégio de obter um crédito imobiliário não é para todas as famílias, pois as mais privilegiadas são as famílias com rendimentos mais elevados, o que por sua vez exclui as famílias com menores rendimentos.

Para o estudo do presente trabalho sobre a desigualdade de rendimentos, será utilizado o coeficiente de Gini. Há falta de dados históricos longos sobre o coeficiente de Gini em Portugal, sendo necessário recorrer a várias fontes para obter uma imagem completa do período em estudo. Os dados retirados das várias fontes não podem ser comparados, mas podem ser usados para a caracterização da evolução da desigualdade de rendimentos no período pretendido para o estudo da série (Lagoa & Barradas, 2019).

Entretanto, registou-se em Portugal um declínio significativo de 2.3 p.p., sobretudo após crise. Pode-se argumentar que a diminuição do coeficiente de Gini que ocorreu no período de 1995 a 2008 é explicada pelo aumento dos gastos sociais por parte do Estado (Lagoa & Barradas, 2019).

Coeficiente de Gini do Rendimento Disponível Equivalente (%)

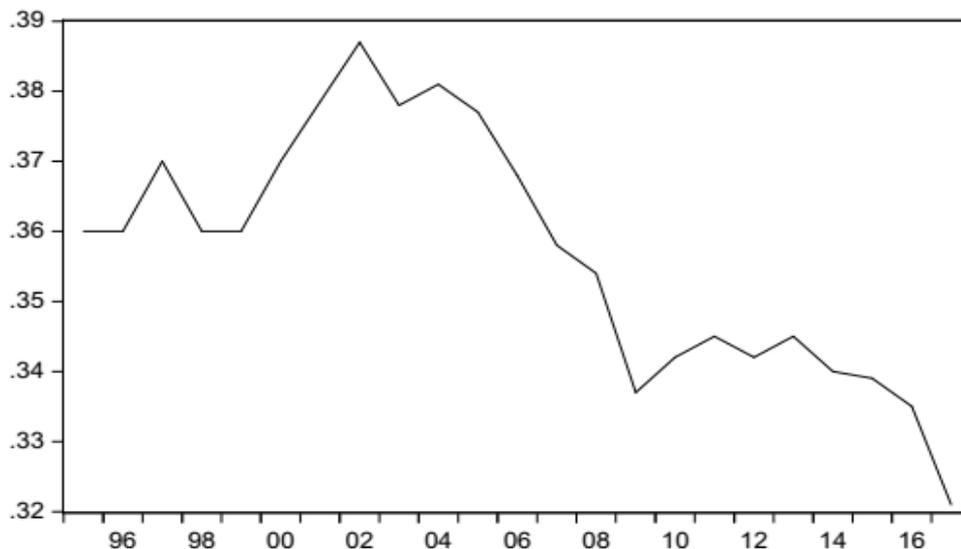


Figura 1 - Apresentação da série da desigualdade de rendimentos

Fonte: PORDATA e Eviews

A Figure 1 apresenta o coeficiente de Gini desde 1995 até 2017, verificando-se que a desigualdade de rendimentos tem diminuído ao longo dos anos. Entre 1995 a 2001 apresenta uma oscilação entre 37% e 36%. Verifica-se uma quebra da série em 2001 e em 2002. Em 2005 há um aumento de 2.1 p.p. comparando com o ano de 1996, sendo o ano em que o coeficiente atingiu a percentagem mais alta da série. De 2005 a 2010, a desigualdade de rendimentos diminuiu significativamente (-4.4 p.p.). O coeficiente de Gini sofreu um aumento de quase 1 p.p. em 2011 e 2014 devido aos efeitos da crise, nomeadamente com a taxa de desemprego a atingir um máximo de 16.2% em 2013. Verifica-se uma tendência decrescente da série de 2015 a 2017, que é explicada também pela melhoria das perspetivas económicas (Lagoa & Barradas, 2019).

1.4. Desigualdade de rendimentos e o mercado imobiliário

Muitos dos estudos realizados sobre o mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos estudam a forma como a desigualdade de rendimentos influencia no preço das casas no mercado imobiliário.

Ortalo-magné (2006) no seu artigo demonstra que existem evidências de uma correlação forte e positiva entre os preços da habitação e o rendimento das famílias mais jovens. Um aumento nos rendimentos das famílias mais jovens provoca um aumento nos preços das propriedades.

Muitos autores estudaram a relação entre a desigualdade de rendimentos e o mercado imobiliário em vários aspectos. (Dewilde & Lancee, 2013) utilizou o modelo transversal, mas comparativo, de ângulo e de estimativa, baseado em dados da EU-SILC para 28 países. O autor identificou 3 mecanismos que ligam a desigualdade de rendimentos e o acesso a uma moradia decente (acessibilidade, quantidade e qualidade) de proprietários e locatários de mais baixos rendimentos. À medida que as transações no mercado imobiliário foram aumentando, os custos da casa própria aumentavam, bem como as dívidas hipotecárias.

Os arrendatários de menores rendimentos geralmente não possuem meios financeiros para permitir que os proprietários privados atualizem o valor da renda, de acordo com o preço da casa. Para os arrendatários de maiores rendimentos, a compra torna-se mais atraente comparativamente com o arrendamento.

É bem conhecido e aceite a expressão “o quanto você ganha e a sua riqueza dita a sua capacidade de acesso ao mercado imobiliário” (Green & Shaheen, 2014). Estes autores defendem que se o rendimento das famílias com maiores rendimentos aumentar, haverá mais oportunidades de os vendedores encontrarem compradores dispostos a pagar mais. Este processo, influenciará o preço das casas, não só das casas mais caras, mas também das casas mais baratas.

De acordo com estes autores, os estudos feitos no Reino Unido demonstram que em Londres e no Sudeste do Reino Unidos, os preços das casas estão consideravelmente desalinados com os salários médios. Até mesmo a política *Help to buy* não é suficiente para ajudar, sendo que o governo criou esta política para ajudar as famílias de menores rendimentos a obterem a casa própria por intermédio de um empréstimo com taxas de juro mais baixas.

Matlack & Vigdor (2008) discutiram formalmente a relação entre desigualdade de rendimentos e acesso à habitação para arrendatários de menores rendimentos e testaram empiricamente utilizando os dados dos EUA. Os autores defendem que os modelos simples de equilíbrio parcial no mercado imobiliário sugerem que qualquer aumento na desigualdade de rendimentos, independentemente da sua fonte de origem, terá um efeito negativo nos resultados da habitação dos pobres. Prevê-se também um menor consumo de moradias e uma

maior carga de custos nas áreas metropolitanas, um impacto que varia inversamente com a elasticidade do preço da oferta. Modelos de equilíbrio geral produzem previsões ambíguas e sugerem que a natureza do aumento da desigualdade seja um importante fator moderador.

Por fim, os estudos realizados sobre a relação entre o preço da habitação e a desigualdade de rendimentos sugerem algumas recomendações de políticas para regular o mercado imobiliário e a necessidade de se ajustar as diferenças de rendimento das famílias.

Podemos dividir a distribuição de rendimentos em dois grupos de pessoas: as que são do grupo de pessoas que fazem parte da base e o que são do grupo que faz parte do topo. As famílias que se encontram na base da distribuição de rendimentos, grupo de pessoas com menores rendimento, normalmente encontram mais dificuldades para comprar uma casa em relação as famílias que encontram-se no topo, grupo de pessoas com maiores rendimentos (Green & Shaheen, 2014).

A diferença entre os mais ricos e os mais pobres influenciará também no aumento dos preços no mercado por meio da alavancagem financeira. Os mais ricos vendo uma oportunidade de negócio no mercado imobiliário, compram mais casas como forma de enriquecer. Com o aumento da procura, os preços aumentam. Os proprietários pertencentes ao mercado imobiliário têm mais facilidade no acesso a empréstimo para investimento e especulação por meio dos bancos de segunda ordem.

O imóvel, sendo um importante ativo na carteira das famílias, acabar por desempenhar um papel crucial na acumulação de riqueza das famílias. Flutuações dos preços da habitação afetam diretamente o total dos ativos e a riqueza das famílias (Man-xue, 2014), o que pode contribuir para agravar as desigualdades.

As famílias que se encontram na base da distribuição de rendimentos normalmente encontram mais dificuldades para comprar uma casa, uma vez que têm menos recursos à sua disposição tendo que gastar uma proporção maior do seu rendimento com as despesas de habitação. Este rendimento baixo pode traduzir-se diretamente num acesso restrito à habitação acessível de qualidade e em quantidades decentes (Dewilde & Lancee, 2013).

Pode-se adquirir uma casa de duas maneiras: a primeira é recorrendo a um crédito bancário, o que exige cumprir alguns requisitos como estar empregado com contrato de trabalho de preferência efetivo, IRS e nota de liquidação do IRS do último ano disponível sendo que o salário tem um grande peso na aprovação do crédito entre outros requisitos dependendo da

instituição bancária; e a segunda é comprar sem ajuda do banco, ou seja, com poupanças ou rendimentos. Para quem encontra-se na base da distribuição de rendimentos, a primeira opção é a mais viável.

Sendo o salário mínimo atual de 600€¹, as famílias da base da distribuição de rendimentos encontram muitas dificuldades para adquirir casa própria. Mais de 21.6%² da população activa em Portugal trabalha por conta de outrem e ganha o salário mínimo.

O grupo de menores rendimentos, que não possui uma casa própria, enfrenta uma enorme pressão proveniente igualmente do aumento do preço no mercado de arrendamento.

Os proprietários que possuem mais de uma casa podem ganhar mais dinheiro através do mercado de arrendamento ou podem ganhar mais ainda com a venda da propriedade. Visto que os arrendatários são obrigados a pagar mais, este processo fará com que a diferença entre proprietários e não proprietários aumente (Man-xue, 2014).

Com um salário de 600€ é quase impossível pagar a renda de uma casa e as demais despesas e simultaneamente fazer poupanças para comprar uma casa no futuro. Entretanto, também é quase impossível arrendar uma casa no centro da cidade. O preço mínimo da renda de um apartamento no distrito de Lisboa por exemplo ronda entre 250€ e os 300€, isto nos municípios mais distantes do centro de Lisboa. O preço mínimo da renda atualmente corresponde a metade do salário mínimo, pelo que chega a ser mais fácil alugar um quarto do que uma casa, sendo que no centro de Lisboa um quarto ronda entre 300€ e 400€ por mês, podendo não incluir as despesas.

Uma vez que o salário mínimo é baixo e que o preço das casas é elevado, o aumento do preço da renda chega a ser prejudicial para as famílias de menores rendimentos, pois muitas são obrigadas a habitarem cada vez mais distantes do centro da cidade.

As flutuações dos preços das casas afetam de certa forma a discrepância de rendimentos através do mecanismo de crédito. O aumento do valor das casas e o crescimento do valor dos ativos hipotecários da habitação, ao mesmo tempo, fortalecem a capacidade familiar para financiamento externo a partir dos bancos comerciais. As famílias podem obter outro financiamento a uma taxa de juro e estimular o consumo (Man-xue, 2014).

¹ Fonte: PORDATA.

² Fonte: PORDATA.

Apesar de muitos estudos realizados focarem-se mais em como a desigualdade de rendimentos afeta o mercado imobiliário (preço das casas), o contrário também se verifica. Man-xue (2014) estudou a existência de uma eventual relação bilateral entre o mercado imobiliário e a desigualdade de rendimento.

Man-xue (2014) analisa como a variação do preço dos imóveis influencia a desigualdade de rendimentos dos residentes urbanos. O autor tenta explicar as várias razões ou mecanismos que impulsionam para o aumento da desigualdade.

Segundo o autor, antes da transação dos imóveis no mercado imobiliário serem possíveis, o sistema de distribuição de habitação não era sólido, era baseado em ocupação pessoal, por *status* social, relações sociais e entre outras condições. Este tipo de sistema beneficiava simplesmente um determinado grupo de pessoas. Com o surgimento do mercado imobiliário esse grupo de pessoas que possuíam casas em bom estado e com rendas altas foram adquirindo mais riqueza, que crescia exponencialmente no curto prazo pelo arrendamento ou pela venda das propriedades.

Este tipo de sistema de distribuição de habitação originou situações que influenciaram a desigualdade de rendimentos e, conseqüentemente, o bem-estar das famílias. Após o surgimento do mercado imobiliário o preço das casas aumentou rapidamente, pelo que os locatários tiveram que enfrentar rendas mais altas. O aumento do preço das casas era mais rápido em comparação com o aumento dos rendimentos, o que fez com que a qualidade de vida das famílias locatárias diminuísse. Por sua vez, os proprietários ganhavam mais dinheiro com o arrendamento ou com a venda das suas propriedades e conseqüentemente tornavam-se assim cada vez mais ricos. Este processo também contribuía para o aumento da desigualdade de rendimentos.

O autor defende que como o grupo de pessoas com rendimentos mais baixos não pode acompanhar o aumento acelerado do preço das casas, as famílias com maiores rendimentos investem no mercado imobiliário, podendo alcançar riqueza exponencial e eventualmente os ricos tornaram-se mais ricos e os pobres mais pobres.

O sistema bancário permite o efeito alavancagem. Quem tiver uma casa e maiores rendimentos pode obter mais empréstimos. Já aqueles que têm rendimentos mais baixos e não possuem uma casa têm dificuldades em obter um empréstimo à habitação.

(Green & Shaheen, 2014) abordam o facto de frequentemente o aumento dos preços das casas ser visto como uma forma positiva. O autor mostra um mercado fluente e competitivo, e como resultado proporciona maior riqueza para os proprietários. No entanto, se tudo o resto se mantiver constante, quem acaba por sofrer são os arrendatários que enfrentarão rendas mais altas afetando assim a qualidade de vida dos mesmos.

Assim como Man-xue (2014), (Zhang, 2015) apresenta também como o aumento do preço das casas no mercado imobiliário ultrapassou bastante o aumento do rendimento das famílias, o que consequentemente dificulta o acesso à moradia para famílias de menores rendimentos.

Os resultados empíricos apresentados por Zhang (2015) deixam claro que deixar os outros ficarem ricos primeiro pode não necessariamente beneficiar os mais pobres que ficaram para trás. Em contraste, um aumento no rendimento dos indivíduos mais ricos poderia aumentar os preços dos produtos deparados pelos pobres, e assim piorar o seu bem-estar. O autor sugere medidas que devem ser adotadas para fornecer segurança habitacional para as famílias urbanas de menores rendimentos, como por exemplo o governo poderá tomar medidas para estimular o fornecimento das casas de pequeno porte, que são menos atraentes para as pessoas ricas no curto prazo. Já no longo prazo, sugere políticas redistributivas para combater a crescente desigualdade de rendimentos.

Zhang (2015) conclui que a desigualdade de rendimentos é um fator importante que causa um aumento nos preços das casas em relação ao rendimento, e que existe uma relação negativa entre a desigualdade de rendimentos e o preço das casas.

Pretende-se assim com esta dissertação analisar a eventual relação bilateral entre o preço das casas e a desigualdade de rendimentos dada a inexistência de estudos empíricos sobre este tema aplicados à realidade portuguesa.

Como tal, pretende-se testar algumas hipóteses, para assim chegar à resposta para a nossa pergunta de investigação. Para tal, criaram-se duas hipóteses:

- H1: O preço das casas influencia a desigualdade de rendimento.

Esta hipótese tem por objetivo verificar se as alterações no preço das casas comercializadas no mercado imobiliário afetam a desigualdade de rendimentos e se esse impacto é negativo ou positivo.

- H2: A desigualdade de rendimentos influencia o preço das casas.

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Esta hipótese tem por objetivo verificar se alterações no nível da desigualdade de rendimentos afetam o preço das casas e se esse impacto é negativo ou positivo.

Estas hipóteses serão testadas a partir do estudo econométrico recorrendo à análise dos coeficientes do modelo VAR e à função impulso resposta (FIR).

Capítulo II - Dados

O nosso estudo será realizado com base em séries temporais. Uma série temporal define-se como sendo um conjunto de observações de uma determinada variável em períodos sucessivos e num determinado intervalo de tempo (Murteira, Müller, & Turkman, 1993).

Um conjunto de observações,

$$X_{t1}, X_{t2}, \dots, X_{tN}$$

feitas nos períodos,

t_1, t_2, \dots, t_N , contados a partir de um ponto de origem.

As séries temporais são designadas por, X_t , onde $t = 1, 2, \dots, N$.

Para o estudo empírico deste trabalho foram utilizadas as seguintes variáveis: o preço real do mercado imobiliário nacional português (designado por PCC) para medir o preço das casas, o coeficiente de Gini (designado por G) para avaliar a desigualdade de rendimentos, o Produto Interno Bruto real (designado por PIB) e a taxa de inflação (designada por Inf). As principais variáveis em estudo são o PCC e o G, sendo que o PIB e a Inf assumem o papel de variáveis de controlo.

Os dados do PCC foram extraídos na base de dados da OECD, este índice de preço da habitação mostra a flutuação do preço dos imóveis residenciais ao longo do tempo. Os dados extraídos são preços reais da habitação que são determinados pela razão do preço nominal e o deflator de despesas dos consumidores (residentes e investidores estrangeiros) em Portugal, sendo necessário um ajuste de sazonalidade.

O coeficiente de Gini é o indicador que mede a desigualdade de rendimento. Este indicador visa sintetizar num único valor a assimetria da distribuição, sendo que assume valores numa escala entre 0 (quando os rendimentos são distribuídos a toda população) e 100 (quando todo o rendimento se concentra num único indivíduo). Os dados foram extraídos da base de dados PORDATA.

O PIB e a Inf como variáveis de controlo foram extraídos da base de dados da PORDATA. Todos são dados anuais e o intervalo de tempo de estudo será de 1995 até 2017 (período disponível).

Após a extração dos dados, calculou-se a taxa de crescimento anual de cada variável. Verificou-se uma quebra na série da variável G no ano de 2001 e 2002, não havendo dados disponíveis para os anos referidos, surgiu a necessidade de calcular a média dos anos anteriores para achar o valor dos anos em falta através de interpolação linear.

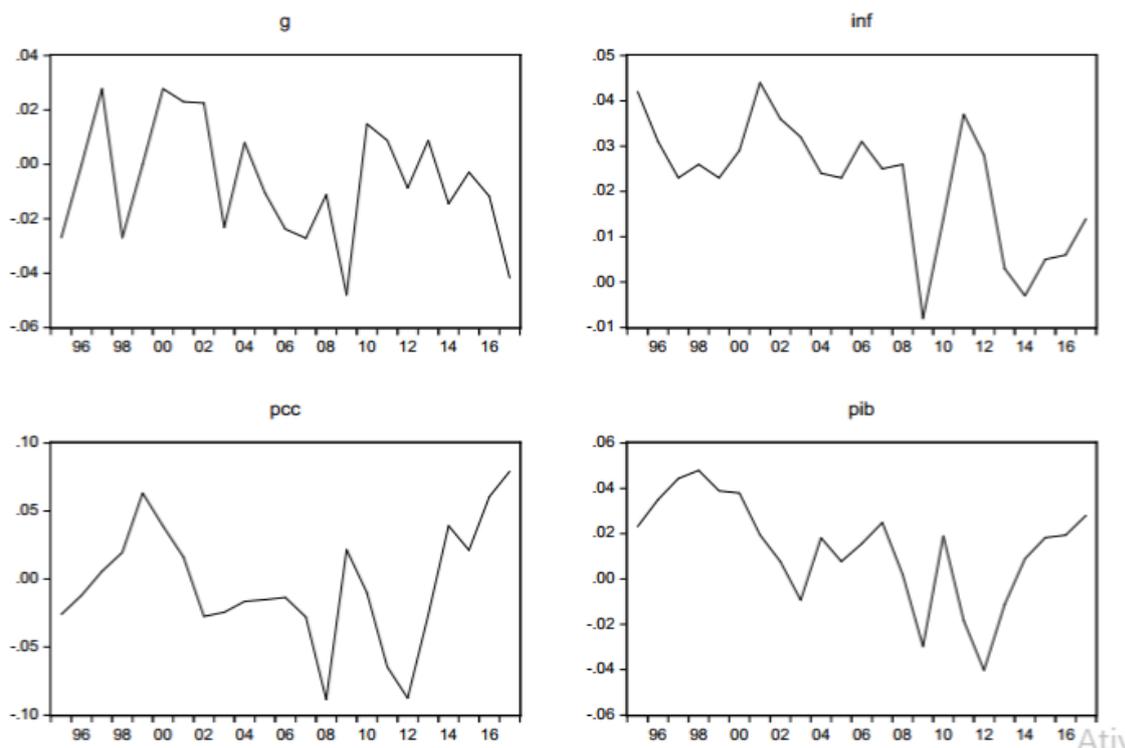


Figura 2 - Série temporal das variáveis

Fonte: Eviews

Podemos verificar nos gráficos da Figura 2 que as séries apresentam uma queda no mesmo período, isto é no período da crise financeira de 2008. Em 2010, o preço das casas apresenta um aumento ligeiro, mas volta a cair em 2012, começando apenas a recuperar no último trimestre de 2013, crescimento esse que se verifica até ao ano de 2017.

Já o coeficiente de Gini apresentou uma queda a partir de 2006 até 2009, diminuindo assim a desigualdade de rendimentos neste período. Entretanto, o efeito da crise fez com que o coeficiente voltasse a aumentar até 2011 e deste então tem apresentado uma tendência decrescente.

As Figuras 3, 4, 5 e 6 exibem o histograma das quatro séries em estudo e as respetivas estatísticas descritivas.

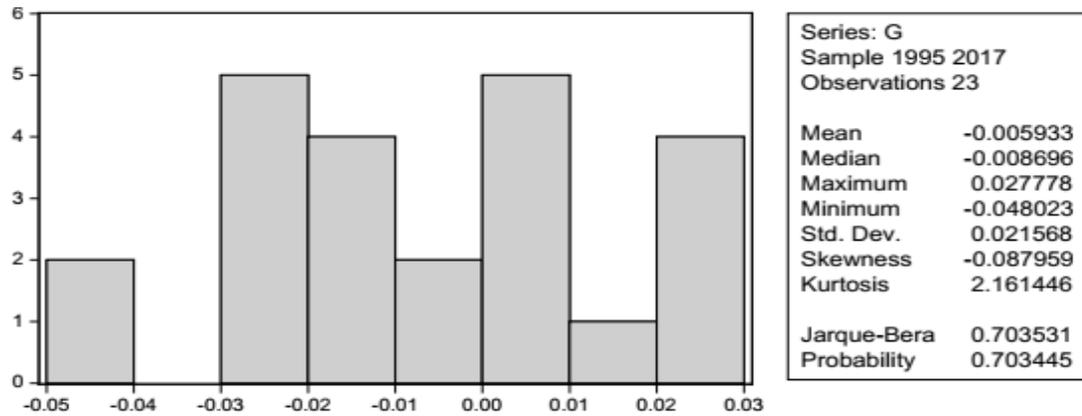


Figura 3 - Histograma da série G
 Fonte: Eviews

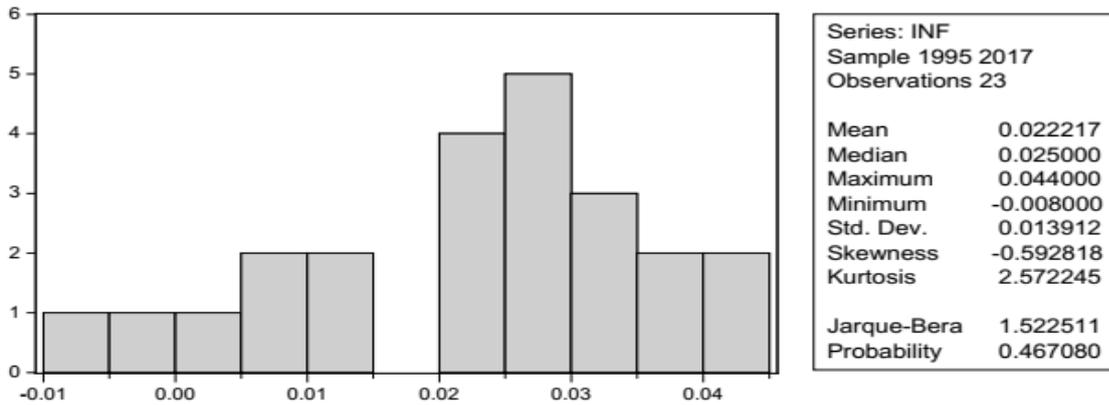


Figura 4 - Histograma da série INF
 Fonte: Eviews

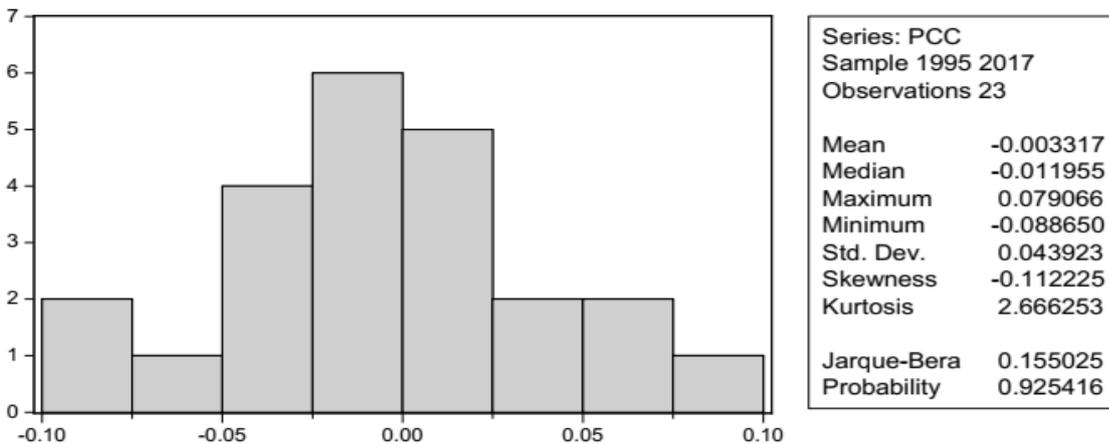


Figura 5 - Histograma da série PCC
 Fonte: Eviews

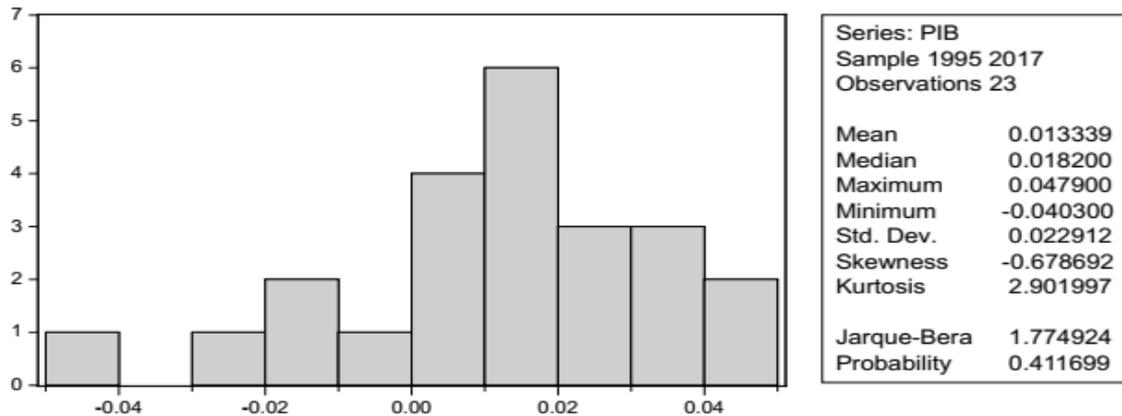


Figura 6 – Histograma da série PIB

Fonte: Eviews

Correlation Probability	G	PCC	INF	PIB
G	1.000000 ----			
PCC	-0.119460 0.5872	1.000000 ----		
INF	0.306758 0.1545	-0.415402 0.0487	1.000000 ----	
PIB	0.205753 0.3463	0.552250 0.0063	0.190208 0.3847	1.000000 ----

Figura 7 - Correlação das séries

Fonte: Eviews

A Figura 7 apresenta a matriz de correlações entre as nossas variáveis. Verifica-se uma correlação negativa entre o coeficiente de Gini e os preços das casas, o que poderá sugerir a existência de uma relação negativa entre estas duas variáveis.

Como se pode verificar na Figura 2, as séries tendem a mostrar um comportamento típico de séries estacionárias. Para verificar se as séries são estacionárias ou não estacionárias fez-se o teste de raízes unitárias para cada variável.

Podem definir-se duas bandas, uma no limite superior e outra no limite inferior. No caso das oscilações verificadas na série nunca ultrapassarem os limites das bandas, as séries serão estacionárias. Para o caso de se tratarem de séries não estacionárias, não há maneira de estabelecer limites, uma vez que não é possível limitar essas oscilações. Veja-se a Figura 8 a este respeito.

Os testes de raízes unitárias podem ajudar o investigador identificar de forma mais correta e rigorosa se as séries cronológicas são estacionárias ou não estacionárias, evitando assim o perigo de obter regressões espúrias na análise.

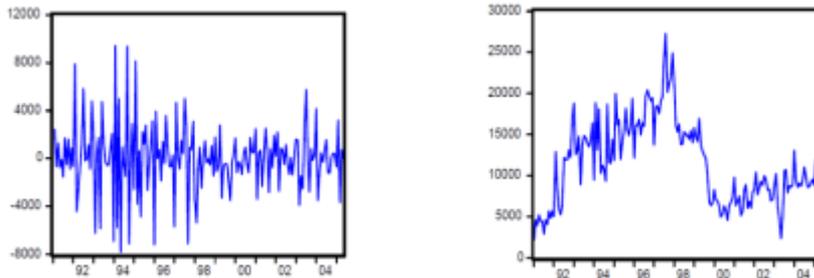


Figura 8 – Exemplo de séries estacionárias / séries não estacionárias

Fonte: Eviews

2.1. Teste de raízes unitárias

Os testes de raízes unitárias são importantes pois servem para distinguir o processo $I(0)$ de um processo $I(1)$, onde;

$$\begin{cases} H_0: I(1) \rightarrow \rho = 1 \text{ o processo é não estacionário} \\ H_1: I(0) \rightarrow \rho < 1 \text{ o processo é estacionário} \end{cases}$$

Existem diferentes testes de raízes unitárias. Os testes de raízes unitárias mais simples e frequentemente utilizados foram desenvolvidos por Dickey & Fuller (1979) que têm como a hipótese nula $H_0: I(1)$ a existência de uma raiz unitária.

Se o processo uni variado autorregressivo for de ordem 1, isto é $AR(1)$, é definido como $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$

Onde ε_t é um processo de ruído branco $\varepsilon_t \sim \omega n(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Se $\rho = 1$, então y_t é $I(1)$. Ao passo que se $|\rho| < 1$, então y_t será $I(0)$.

Posteriormente surgiu uma versão generalizada do trabalho de Dickey & Fuller (1981), conhecida como o teste ADF (Augmented Dickey-Fuller). O que difere nesse teste é à inclusão dos desfasamentos do erro que estão correlacionados. A equação geral do teste é:

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Posteriormente (Phillips & Perron, 1986) generalizaram os resultados de Dickey & Fuller (1979) para o caso em que os erros são auto correlacionados e heterocedásticos, o teste é conhecido como teste PP (Phillips-Perron). Este teste pode ser utilizado em alternativa ao ADF sem corrigir parametricamente (p) a auto correlação dos erros, isto é uma correção de forma não paramétrica, sugerida por (Phillips & Perron, 1986), em que a variância de longo prazo do erro (ε_t) é estimada a partir dos resíduos da regressão do teste.

2.2. Resultado do teste de raízes unitárias

Para a identificação da estacionaridade das séries em estudo, realizaram-se os testes de raízes unitárias Augmented Dickey-Fuller (ADF) e o Phillips-Perron (PP).

Após a realização dos testes ADF e PP chegaram-se aos resultados apresentados nas Tabelas 1 e 2:

ADF

Variable	Level			First Difference		
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None
<i>PCC</i>	0.2742	0.6008	0.0335*	0.0010	0.0758	0.0000*
<i>PIB</i>	0.2003	0.3654	0.0549*	0.0002	0.0059	0.0000*
<i>Inf</i>	0.0935	0.0109*	0.2278	0.0071	0.0164	0.0001*
<i>G</i>	0.0061	0.0111*	0.0005	0.0000	0.0001	0.0000*

Tabela 1 – Teste ADF

PP

Variable	Level			First Difference		
	<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>	<i>None</i>	<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>	<i>None</i>
<i>PCC</i>	0.2367	0.5508	0.0270*	0.0006	0.0012	0.0000*
<i>PIB</i>	0.2278	0.3460	0.0681*	0.0000	0.0000	0.0000*
<i>Inf</i>	0.1078	0.1189*	0.0922	0.0000	0.0000	0.0000*
<i>G</i>	0.0060	0.0111*	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000*

Tabela 2 – Teste PP

Note: The lag lengths were selected automatically based on the AIC criteria and * indicates the exogenous variables included in the test according to the AIC criteria

Como se pode verificar, os resultados pelo teste ADF mostram que as variáveis PCC, INF e o G apresentam um *p-value* menor que um nível de significância de 5% e, por sua vez, o PIB apresenta um *p-value* menor que um nível de significância de 10%. Conclui-se assim que as séries são estacionárias de acordo com o teste ADF.

O teste PP apresenta resultados marginalmente diferentes. O PCC e o G apresentam um *p-value* menor que um nível de significância de 5%. O PIB apresenta um *p-value* menor que um nível de significância de 10%. No entanto, a INF apresenta um *p-value* maior que um nível de significância de 10%, sendo assim a única série não estacionária pelo teste PP. Para a realização deste estudo empírico, escolheu-se como melhor teste o ADF (é mais razoável na presença de amostras pequenas), concluindo-se assim que as séries são todas estacionárias. Iremos utilizar a metodologia VAR para estimar o nosso modelo dado o nosso interesse em avaliar uma eventual relação bidirecional entre o preço das casas e a desigualdade de rendimentos.

Capítulo III - Metodologia

3.1. VAR

Após a análise dos dados, chegou-se a conclusão que as variáveis em estudo são estacionárias. O modelo VAR é um modelo econométrico que é utilizado para analisar as interdependências lineares entre as variáveis temporais. Para a selecção do melhor modelo VAR normalmente utilizam-se os critérios de informação *Schwarz* e *Akaike* (AIC), pois são importantes para determinar o número de defasamentos que devem ser incluídos no modelo, tendo em conta os resíduos existentes.

Os Modelos VAR são modelos de previsões de séries temporais para duas ou mais séries, sem que haja distinção entre elas por serem endógenas ou exógenas (Johnston & DiNardo, 2000).

$$y_t = m + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Onde os A_i são matrizes de coeficientes do tipo $k \times k$, m é um vetor de constante dimensão $k \times 1$ e ε_t é um ruído branco vetorial, com as seguintes características:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \text{ para todo o } t \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \begin{cases} \Omega & s = t \\ 0 & s \neq t \end{cases} \quad (4.2)$$

Onde se assume que a matriz de covariância Ω é definida positiva. Assim, os ε 's não estão correlacionados em série mas podem estar contemporaneamente correlacionados.

Para um melhor entendimento do modelo VAR é necessário uma explicação de algumas características básicas dos processos VAR, em primeiro lugar pode-se considerar um caso simples em que $k = 2$ e $p = 1$. Tem-se, então:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = m + A y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Ou, mais explicitamente,

$$y_{1t} = m_1 + a_{11} y_{1,t-1} + a_{12} y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = m_2 + a_{21} y_{1,t-1} + a_{22} y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Assim, tal como em todos os processos VAR, observa-se que cada variável pode ser expressa em termos de combinação linear dos seus valores defasados e dos valores defasados de todas as outras variáveis do sistema. Na prática, as equações VAR podem ser expandidas de

modo a incluir tendências temporais determinísticas e outras variáveis exógenas (Johnston & DiNardo, 2000).

A equação (4.1) representa o modelo VAR simples, o qual foram utilizados para ilustrar as ideias básicas desse modelo. No entanto, existem sistemas de ordem superior para o modelo VAR, o sistema VAR definido na equação (4.1), pode ser reparametrizado como:

$$\Delta y_t = m + B_1 \Delta y_{t-1} + \dots + B_{p-1} \Delta y_{t-p+1} - \Pi y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.4)$$

Onde os B s são funções dos A s e $\Pi = I - A_1 - \dots - A_p$.

Existem duas abordagens distintas para a estimação do VAR. A primeira abordagem consiste na estimação directa do modelo VAR simples (ou de primeira ordem), representado na equação (4.1), e a segunda abordagem que consiste na reparametrização alternativa de ordem superior (ou de segunda ordem) dada pela equação (4.4).

A segunda abordagem, consiste em determinar o número r de possíveis vetores cointegrantes e, então, estimar a equação (4.4) restringindo a matriz Π às r variáveis cointegrantes, essa abordagem indica quando as variáveis y não são estacionárias.

Para a interpretação do VAR será utilizada toda a informação importante do modelo que são o coeficiente (beta) que indica se o valor é positivo ou negativo e o t -value que são os valores de referência para verificar se as variáveis são significativas ou não, e sendo que para essa verificação as variáveis são divididas em três níveis:

Se $|t| > 1.65$ equivale a nível de 10%

Se $|t| > 1.95$ equivale a nível de 5%

Se $|t| > 2.32$ equivale a nível de 1%, sendo o nível que apresenta maior significância estatística.

3.1.1. Testes sobre a ordem do VAR

Suponhamos que se ajusta um VAR de ordem p_1 e se pretende testar a hipótese de a ordem ser $p_0 < p_1$. A hipótese nula está encaixada dentro da hipótese alternativa e pode ser testada

usando um teste da razão de verosimilhanças. Quando se ajusta um VAR com k variáveis e n observações, o logaritmo da função de verosimilhança a maximizar vem

$$l = constante + \frac{n}{2} \ln |\widehat{\Omega}^{-1}|$$

Onde $\widehat{\Omega}$ é a matriz de variâncias e covariâncias dos resíduos das equações VAR que a maioria dos packages de software produz rotineiramente. Quando se usam defasamentos p_0 , o logaritmo da função de verosimilhança a maximizar vem

$$l_0 = constante + \frac{n}{2} \ln |\widehat{\Omega}_0^{-1}|$$

E quando se usam defasamentos p_1 , o logaritmo da função de verosimilhança a maximizar vem

$$l_1 = constante + \frac{n}{2} \ln |\widehat{\Omega}_1^{-1}|$$

A estatística do teste da razão de verosimilhança é, então,

$$LR = -2(l_0 - l_1) = n[\ln|\widehat{\Omega}_0| - \ln|\widehat{\Omega}_1|] \sim^a \chi^2(q)$$

Falta ainda determinar o número de graus de liberdade q . Este valor corresponde ao número de restrições impostas na determinação da hipótese nula. Por exemplo, pretendendo-se testar a existência de três defasamentos em vez de quatro num VAR a duas variáveis, excluem-se duas variáveis de cada equação VAR, obtendo-se $q = 4$. Em geral, $q = k^2(p_1 - p_0)$, (Johnston & DiNardo, 2000).

A escolha do número de defasamentos óptimo é importante, no caso em que o defasamento é muito curto pode surgir auto correlação entre os termos do erro e isso pode levar à ineficiência dos estimadores. Para a escolha do número de defasamentos óptimo do modelo em estudo, utilizou-se o critério de informação Akaike (AIC), pois sugere sempre uma maior ordem, permitindo assim chegar a uma melhor conclusão.

3.2. Teste de Causalidade à Granger

O teste de causalidade à Granger é o método utilizado para verificar se uma determinada série temporal (X) ajuda a prever a outra série temporal (Y) e vice-versa.

Numa formulação geral do VAR, tal como a equação (4.1), os valores desfasados de cada variável aparecem em cada equação do sistema. Por vezes, pode-se pretender testar se uma determinada variável ou grupo de variáveis desempenha algum papel da determinação de outras variáveis no sistema. Suponhamos que um VAR a duas variáveis é especificado do seguinte modo:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Aqui, os valores desfasados de y_2 não desempenham qualquer papel na determinação de y_1 . Assim, diz-se que y_2 não causa y_1 à Granger. A hipótese de que y_2 não causa y_1 à Granger podia ser testada simplesmente através da regressão de y_1 sobre os valores desfasados de y_1 e y_2 , examinando em seguida se o coeficiente da última variável é significativamente diferente de zero. Mas geralmente, o vetor y poderia ser dividido em dois subvetores: y_1 do tipo $k_1 \times 1$ e y_2 do tipo $k_2 \times 1$. A hipótese de que o bloco y_2 não causa y_1 à Granger é testada pela estimação das primeiras k_1 equações do VAR, testando em seguida se os coeficientes dos vetores y_2 desfasados diferem significativamente de zero. O teste mais simples é de novo um teste de razão de verosimilhanças baseado nas matrizes de variâncias e covariâncias dos resíduos (Johnston & DiNardo, 2000).

3.3. Função impulso resposta

Os sistemas VAR são principalmente usados para efetuar previsões, especialmente previsões de curto prazo. A abordagem é essencialmente atórica, no sentido em que não faz uso da teoria económica para especificar equações estruturais explícitas entre vários conjuntos de variáveis. O sistema VAR assenta no pressuposto geral de que as variáveis económicas tendem a movimentar-se conjuntamente ao longo do tempo e também a ser auto correlacionadas (Johnston & DiNardo, 2000).

Obtém-se a FIR (Função Impulso Resposta) por uma simples simulação

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \epsilon_t$$

Fazendo $y_{t-1} = \dots = y_{t-p} = 0$ e $\epsilon_{jt} = 1$, com todos os outros $\epsilon_{it} = 0$, simula-se o sistema para $t, t + 1, \dots, t + h$. O valor de y_{t+h} corresponde à coluna j de C_h .

Considerando de novo o sistema de primeira ordem a duas variáveis

$$y_{1t} = a_{11}y_{1,t-1} + a_{12}y_{2,t-1} + \epsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = a_{21}y_{1,t-1} + a_{22}y_{2,t-1} + \epsilon_{2t}$$

Uma alteração em ϵ_{1t} tem um efeito imediato de um para um em y_{1t} , mas não tem efeito em y_{2t} . No período $t+1$, essa alteração em y_{1t} afeta $y_{1,t+1}$ através da primeira equação, mas também afeta $y_{2,t+1}$ através da segunda equação. Estes efeitos repercutem-se no período $t+2$ e por aí adiante. Assim, uma alteração numa inovação do VAR estabelece uma reação em cadeia ao longo do tempo em todas as variáveis do VAR. As funções de impulso resposta permitem calcular estas reações em cadeia. Nesta função interessa analisar se existe efeitos positivos ou negativos e analisar também até quando a variável endógena responde a um impulso das variáveis exógenas.

Capítulo IV- Resultados

4.1. Estimação do Modelo VAR

Para a estimação do modelo VAR é necessário que as quatro variáveis sejam estacionárias sendo que no capítulo anterior foi realizado o teste de raízes unitárias e chegou-se a conclusão que as séries são estacionárias. Pretende-se estudar essencialmente a relação entre a desigualdade de rendimentos e o mercado imobiliário (preço de compra das casas). Iremos recorrer ao software EViews.

Para a estimação do VAR, é necessário escolher o número ótimo de defasamentos. Para tal, foi necessário testar o número máximo de defasamentos que o presente modelo permite, o qual é 3. Pondo 3 defasamentos à consideração, conclui-se que o número de defasamentos ótimo deste estudo é de 3 pelo critério AIC (optou-se por privilegiar um maior número de defasamentos para evitar problemas de auto correlação que surgiriam caso fosse usado um número de defasamentos inferior a 3).

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: G INF PCC PIB						
Exogenous variables: C						
Date: 05/30/19 Time: 07:24						
Sample: 1995 2017						
Included observations: 20						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	199.5642	NA	3.78e-14	-19.55642	-19.35727	-19.51754
1	229.0244	44.19030*	1.03e-14*	-20.90244	-19.90671*	-20.70806*
2	240.4241	12.53969	2.05e-14	-20.44241	-18.65009	-20.09253
3	261.3032	14.61539	2.60e-14	-20.93032*	-18.34142	-20.42494

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

Tabela 3 – Escolha do lag ótimo

Os resultados da estimação do modelo VAR encontram-se na tabela 4 abaixo:

	G	INF	PCC	PIB
G(-1)	0.049401 (0.32286) [0.15301]	-0.148983 (0.14162) [-1.05196]	0.946866 (0.53887) [1.75712]	-0.065827 (0.24248) [-0.27147]
G(-2)	-0.008233 (0.32117) [-0.02564]	-0.106057 (0.14088) [-0.75281]	0.918363 (0.53605) [1.71321]	0.260108 (0.24121) [1.07836]
G(-3)	-0.033584 (0.31063) [-0.10812]	-0.392609 (0.13626) [-2.88140]	1.369003 (0.51845) [2.64056]	0.146573 (0.23329) [0.62829]
INF(-1)	1.739278 (0.86738) [2.00520]	1.256068 (0.38048) [3.30130]	-4.489808 (1.44770) [-3.10133]	-0.097125 (0.65143) [-0.14910]
INF(-2)	0.509135 (1.11649) [0.45602]	0.793086 (0.48974) [1.61939]	-3.628213 (1.86346) [-1.94703]	-0.014763 (0.83851) [-0.01761]
INF(-3)	-0.430957 (0.66546) [-0.64760]	-0.073652 (0.29190) [-0.25232]	0.783974 (1.11069) [0.70584]	-0.018113 (0.49978) [-0.03624]
PCC(-1)	0.692317 (0.25346) [2.73144]	0.395302 (0.11118) [3.55549]	-0.815467 (0.42304) [-1.92764]	0.313011 (0.19036) [1.64434]
PCC(-2)	0.197525 (0.40107) [0.49249]	0.295673 (0.17593) [1.68064]	-1.008290 (0.66940) [-1.50625]	-0.326019 (0.30121) [-1.08235]
PCC(-3)	-0.777019 (0.35419) [-2.19378]	-0.218393 (0.15537) [-1.40567]	0.910543 (0.59116) [1.54026]	-0.027165 (0.26601) [-0.10212]
PIB(-1)	-1.231862 (0.51484) [-2.39269]	-0.249547 (0.22584) [-1.10499]	1.407344 (0.85930) [1.63778]	0.553832 (0.38666) [1.43235]
PIB(-2)	0.171123 (0.49638) [0.34474]	-0.369270 (0.21774) [-1.69595]	1.332942 (0.82848) [1.60891]	0.069427 (0.37279) [0.18623]
PIB(-3)	0.442322 (0.35726) [1.23809]	0.031503 (0.15671) [0.20103]	0.541517 (0.59628) [0.90815]	0.133378 (0.26831) [0.49710]
C	-0.041723 (0.02109) [-1.97865]	-0.014992 (0.00925) [-1.62083]	0.125265 (0.03519) [3.55924]	0.004022 (0.01584) [0.25394]
R-squared	0.683740	0.860285	0.818487	0.843952
Adj. R-squared	0.141580	0.620774	0.507321	0.576441
Sum sq. resids	0.002720	0.000523	0.007577	0.001534
S.E. equation	0.019712	0.008647	0.032900	0.014804

Tabela 4 – Estimação do modelo VAR

Primeiro iremos analisar a influência que as variáveis em estudo têm sobre a desigualdade de rendimentos para avaliarmos a hipótese 1. Valores desfasados do coeficiente de Gini não causam interferência a si próprio pois não apresentam valores significativos. A taxa de inflação afeta positivamente o coeficiente de Gini no primeiro desfasamento a 5%. Um aumento da taxa de inflação implicará um aumento na desigualdade de rendimentos. O terceiro desfasamento do preço das casas afeta negativamente o coeficiente de Gini a 5%, mas no primeiro desfasamento afeta positivamente a 1%. Pode assim dizer-se que os valores mais

desfasados influenciam negativamente, sendo que mais contemporaneamente o efeito é positivo tornando-se inclusivamente significativo. O PIB afeta negativamente o coeficiente de Gini no primeiro desfasamento a 1%. Um aumento no preço das casas aumenta a desigualdade de rendimentos. De acordo com estes resultados, a hipótese 1 verifica-se em Portugal.

O coeficiente de Gini afeta positivamente o preço das casas no terceiro desfasamento a 1%. E nos no segundo e primeiro desfasamentos também afeta a 10%. Os resultados empíricos demonstram que se a desigualdade de rendimentos aumenta assim os preços das casas no mercado imobiliário pois o impacto é positivo. Estes resultados vão de acordo ao estudo de (Zhang, 2015). De acordo com estes resultados, a hipótese 2 verifica-se também em Portugal.

A partir desta estimação conclui-se que existe uma relação bilateral entre o mercado imobiliário e a desigualdade de rendimentos em Portugal, um resultado que vai de acordo com o estudo realizado por (Man-xue, 2014).

4.2. Causalidade à Granger

Para uma melhor compreensão dos resultados das variáveis em estudo, realizou-se também o teste de causalidade à Granger.

O teste de causalidade à Granger permite analisar se uma variável ajuda a prever o comportamento da outra ou vice-versa. Os testes podem ser descritos da seguinte maneira:

Y ajuda a prever o X $\begin{cases} H0: Y \text{ não causa à Granger a X} \\ H1: Y \text{ causa à Granger a X} \end{cases}$

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
<i>Variável G</i>			
INF	4.698905	3	0.1952
PCC	9.464474	3	0.0237
PIB	9.477321	3	0.0236
All	14.04069	9	0.1209
<i>Variável PCC</i>			
G	10.50662	3	0.0147
INF	16.98075	3	0.0007

PIB	11.32376	3	0.0101
All	19.68773	9	0.0199

Tabela 5 – Causalidade à Granger

A tabela 5 ilustra os resultados do teste de causalidade à Granger.

- G ajuda a prever o PCC $\left\{ \begin{array}{l} H_0: G \text{ não causa à Granger ao PCC} \\ H_1: G \text{ causa à Granger ao PCC} \end{array} \right.$

De acordo com o teste realizado, obteve-se no primeiro teste um *p-value* de 0.0147. Assim, para um nível de significância de 5% rejeita-se H_0 , logo a desigualdade de rendimentos causa à Granger ao preço das casas.

- PCC ajuda a prever o G $\left\{ \begin{array}{l} H_0: PCC \text{ não causa à Granger o G} \\ H_1: PCC \text{ causa à Granger o G} \end{array} \right.$

Por outro lado, para o segundo teste realizado o *p-value* apresenta um valor de 0.0237. Logo para um nível de significância de 5%, rejeita-se H_0 , o que significa que o preço das casas causa à Granger a desigualdade de rendimentos.

De acordo com os resultados obtidos nos testes realizados para o estudo da causalidade à Granger, pode-se dizer que a desigualdade de rendimentos causa à Granger o preço das casas. De acordo com os resultados, a inflação e o PIB também causam à Granger o preço das casas. E o preço das casas e o PIB causam à Granger a desigualdade de rendimentos.

Os resultados confirmam que existe uma relação bilateral entre o preço das casas e a desigualdade de rendimentos.

4.3. Função impulso resposta

A função impulso resposta explica-nos como é que num dado modelo VAR, as variáveis endógenas respondem a choques exógenos e durante quanto tempo. Estes impactos podem ocorrer nas variáveis em estudo como também nas variáveis que compõem o modelo VAR. De maneira a examinar a reacção das variáveis em estudo a um choque das variáveis exógenas, fez-se uma simulação para um período de 10 anos visto que os dados são anuais.

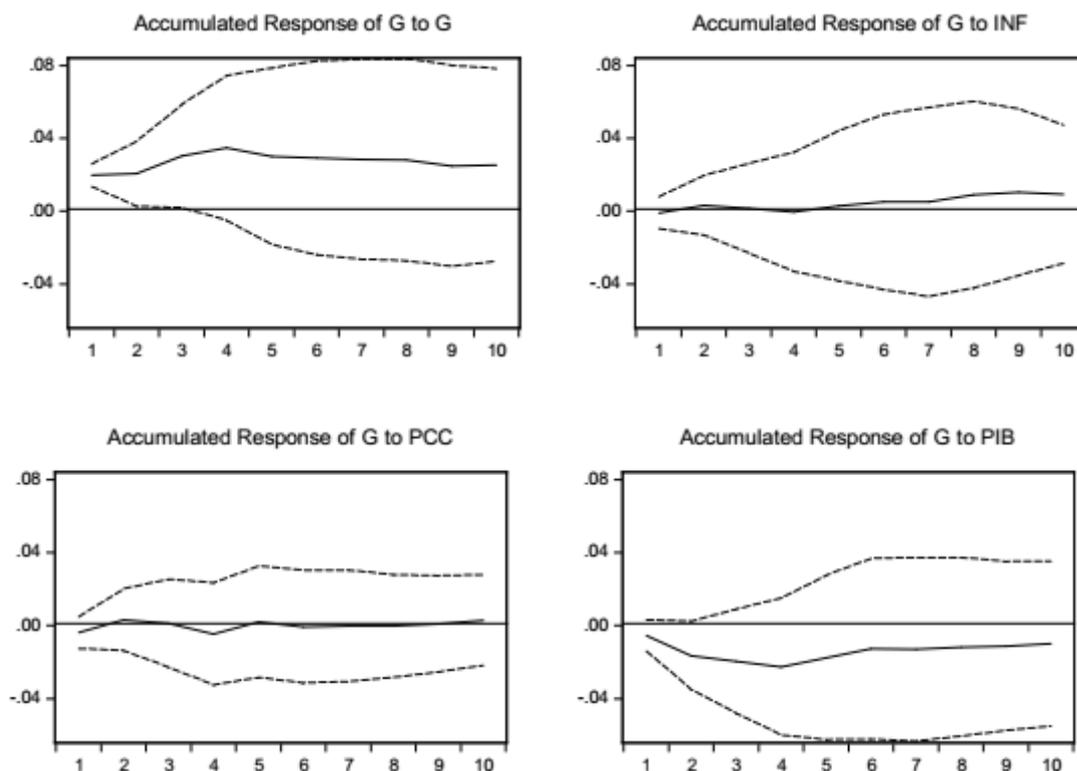


Figura 9 - Resposta do coeficiente de Gini

Fonte: Eviews

A Figura 9 apresenta os resultados da resposta da variável G a um impulso das demais variáveis. Verifica-se que no primeiro gráfico a variável G responde a um impulso dela mesma, o efeito é positivo e crescente até ao período 8 onde apresenta uma estabilidade. Pode-se dizer que a partir do 10º período existe a possibilidade de começar a desvanecer.

A variável G apresenta uma resposta acumulada crescente pelo impulso da variável INF como sendo uma variável exógena até ao 8º período, sendo que a partir do 9º período começa a decrescer, ou seja à medida que o tempo passa a resposta vai diminuindo.

Pode-se verificar que quando ocorre um impulso no preço das casas, a desigualdade de rendimentos quase que não responde a esse impulso. A variável G apresenta uma resposta muito ligeira no quarto ano mas não muito relevante. Este resultado difere do resultado obtido por Man-xue (2014) porque ele conclui que no curto prazo os preços têm um impacto positivo na desigualdade de rendimento dos residentes.

Ao longo do tempo, o PIB tem um efeito negativo no coeficiente de Gini, verificando-se que até o período de 10 anos o efeito continua sempre negativo sem nunca deixar de o ser.

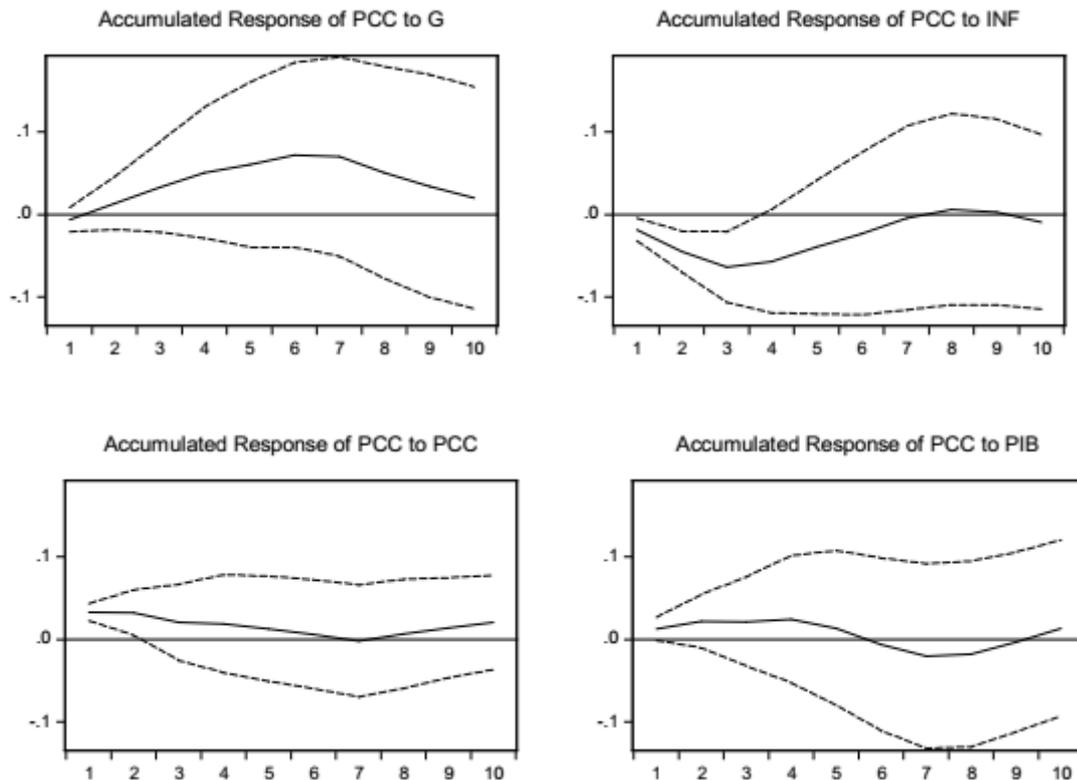


Figura 10 - Resposta do preço das casas
Fonte: Eviews

A Figura 10 apresenta os resultados da resposta da variável PCC a um impulso das demais variáveis. Um choque exógeno da variável G verifica-se uma resposta no preço das casas. Verifica-se um efeito positivo, atingindo o valor máximo no sexto período, enfraquecendo gradualmente a partir de então. Este resultado vai de encontro ao que Man-Xue (2014) conclui. É admitida a possibilidade de não haver resposta por parte da variável PCC no período 10.

A variável PCC apresenta uma resposta acumulada negativa a um impulso da variável INF até ao 7º período. A partir deste período deixa de responder a qualquer impulso da inflação.

O impacto do PIB nos preços das casas é positivo e relativamente estável até ao quinto período, apresentando alguma oscilação a partir daí entre efeitos positivos e negativos.

Capítulo V - Conclusão

A partir do estudo empírico realizado, pode-se concluir que existe uma relação bilateral entre a desigualdade de rendimentos e o mercado imobiliário. A desigualdade de rendimentos influencia positivamente o preço das casas, ou seja um aumento na desigualdade de rendimentos provoca um aumento do preço das casas e vice-versa. Os preços das casas influenciam positivamente a desigualdade de rendimentos, ou seja um aumento do preço das casas provoca um aumento da desigualdade de rendimentos e vice-versa.

As famílias do topo da distribuição (famílias com maiores rendimentos) vêem o crescimento do mercado imobiliário como uma oportunidade de investimento. São o grupo com mais poder de compra, têm maior facilidade em contrair empréstimos junto dos bancos de segunda ordem. Assim sendo, o aumento da procura no mercado imobiliário influenciará um aumento do preço das casas, dificultando o acesso á habitação das famílias de menores rendimentos.

Os resultados mostram ainda que esta relação bilateral não é uniforme ao longo do tempo. Os valores mais desfasados dos preços das casas tendem a influenciar negativamente a desigualdade de rendimento. Mas mais contemporaneamente, o efeito torna-se positivo, sendo que os preços das casas passam a influenciar mais contemporaneamente e positivamente a desigualdade de rendimentos. Por outro lado, a desigualdade de rendimentos influencia positivamente o preço das casas ao longo do tempo, embora esta relação só seja significativa para valores mais desfasados da desigualdade.

Os nossos resultados vão de acordo ao trabalho Man-xue (2014). Nos últimos anos, o mercado imobiliário está a sofrer uma enorme pressão no sentido do aumento tendencial dos preços das casas. O aumento dos preços e a entrada de novos investidores com rendimentos mais elevados contribui para o aumento da desigualdade entre ricos e pobres, em que os ricos ficam cada vez mais ricos (mais-valias com a venda das casas ou recebimento de rendas cada vez maiores) e os pobres cada vez mais pobres (pagam rendas cada vez maiores e têm um acesso mais dificultado ao crédito).

Tem-se verificado que a desigualdade de rendimentos tem diminuído nos últimos anos. Essa diminuição pode dever-se por várias razões (como por exemplo, o crescimento da actividade económica, a diminuição do desemprego), o que tem compensado o aumento do preço das casas. Para a identificação das causas que tem influenciado a redução do nível de desigualdade de rendimentos será necessário a realização de um novo estudo empírico.

Ainda assim não podemos deixar de referir o PIB como uma das variáveis que influencia a desigualdade de rendimentos. Contemporaneamente verifica-se que existe uma relação negativa entre o PIB e a desigualdade de rendimentos, na medida em que um aumento do PIB implica uma redução na desigualdade de rendimentos. Vários fatores contribuem para a redução ou aumento da desigualdade de rendimentos, bem como para o aumento do preço das casas no mercado imobiliário, mas é necessário dar a devida atenção a estas duas variáveis.

Recomendações e Sugestões

Recomenda-se a adopção de políticas que possam beneficiar o grupo da base da distribuição (famílias com menores rendimentos) no que toca à obtenção de crédito de habitação (através da bonificação das taxas de juro), bem como acesso a casas com rendas mais baixa (através de mais habitação social). Recomenda-se igualmente a adopção de medidas que combatam a especulação, o que normalmente é uma das causas para o aumento dos preços das casas e, por conseguinte, para o aumento das desigualdades de rendimentos.

Para trabalhos futuros sobre esta temática sugere-se a análise da relação entre o mercado de arrendamento e o bem-estar das famílias e/ou a relação entre o mercado de arrendamento e a desigualdade de rendimentos. Será interessante perceber também como as famílias de menores rendimentos conseguem aceder a habitação.

Pontos fortes e fracos

O principal ponto fraco do trabalho prendeu-se a disponibilidade de dados, nomeadamente com a existência de dados disponíveis em termos anuais para um período de tempo relativamente curto, o que nos obrigou a trabalhar com uma amostra muito pequena. Um outro ponto fraco prendeu-se com a inexistência de pouca bibliografia que relacionasse a desigualdade de rendimentos e o preço dos casos, embora tenha sido feito um esforço para recolher os poucos existentes.

O facto de este tema ser pouco explorado torna-o ainda mais interessante. É um tema que merece um pouco mais de atenção visto que o bem-estar das famílias é uma realidade que merece ser sempre discutida e o acesso à habitação é um bem essencial e a que todos devem ter direito.

Bibliografia

- Dewilde, C., & Lancee, B. (2013). Income inequality and access to housing in Europe. *European Sociological Review*, 29(6), 1189–1200.
<https://doi.org/10.1093/esr/jct009>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root, (June 1979).
<https://doi.org/10.2307/2286348>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). LIKELIHOOD RATIO STATISTICS FOR AUTOREGRESSIVE TIME SERIES WITH A UNIT.
- Green, B., & Shaheen, F. (2014). Economic inequality and house prices in the UK, 44(1055254).
- Hill, R. (2011). Hedonic Price Indexes for Housing | READ online. *Oecd*. Retrieved from https://read.oecd-ilibrary.org/economics/hedonic-price-indexes-for-housing_5kghzxpt6g6f-en#page2
- Johnston, J., & DiNardo, J. (2000). *Métodos econométricos* (4^a ed).
- Lagoa, A. S., & Barradas, R. (2019). Functional and Personal Income Distribution in the Era of Financialisation : Empirical Evidence for the Portuguese Economy 1.
- Leão, E. R., Leão, P. R., & Lagoa, S. C. (2011). *Política Monetária e Mercados Financeiros* (2^a). Lisboa.
- Lee, C. M., & Chung, E. C. (2010). Monthly rent with variable deposit: A new form of rental contract in Korea. *Journal of Housing Economics*, 19(4), 315–323.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2010.09.005>
- Maier, G., & Herath, S. (2006). Real Estate Market Efficiency: A Survey of Literature, (March).
- Man-xue, L. U. K. Z. H. U. J. C. (2014). An Empirical Study on the Relationship between Real Estate Price and Residents ' Income Gap, 1860–1868.
- Marvão, A., Rui, P., & Pereira, M. (2016). Estudos Da Fundação. *Desigualdade Do Rendimento e Pobreza Em Portugal*.

- Matlack, J. L., & Vigdor, J. L. (2008). Do rising tides lift all prices? Income inequality and housing affordability. *Journal of Housing Economics*, 17(3), 212–224.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2008.06.004>
- Murteira, B. J. F., Müller, D. A., & Turkman, K. F. (1993). *Análise de sucessões cronológicas*. Lisboa.
- Ortalo-magné, F. (2006). Housing Market Dynamics : On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints *, 459–485.
- Phillips & Perron, P. (1986). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, (January). <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Pires, A. S. C., Ferreira, F. A. F., Jalali, M. S., & Chang, H.-C. (2018). Barriers To Real Estate Investments for Residential Rental Purposes: Mapping Out the Problem. *International Journal of Strategic Property Management*, 22(3), 168–178.
<https://doi.org/10.3846/ijspm.2018.1541>
- Ribeiro, R., & Santos, A. C. (2018). A financeirização das famílias e a desigualdade socioeconómica e territorial em Portugal. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, (47), 73–93.
- Zhang, C. (2015). Income Inequality and Access to Housing: Evidence from China. *China Economic Review*. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2015.10.003>

Anexos

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on G

Null Hypothesis: G has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.877248	0.0005
Test critical values:				
	1% level		-2.674290	
	5% level		-1.957204	
	10% level		-1.608175	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(G)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:50				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G(-1)	-0.885871	0.228479	-3.877248	0.0009
R-squared	0.416871	Mean dependent var		-0.000671
Adjusted R-squared	0.416871	S.D. dependent var		0.028850
S.E. of regression	0.022030	Akaike info criterion		-4.748401
Sum squared resid	0.010192	Schwarz criterion		-4.698808
Log likelihood	53.23241	Hannan-Quinn criter.		-4.736719
Durbin-Watson stat	1.830461			

Anexo 1 – Teste ADF Coeficiente de Gini - Em níveis

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on G

Null Hypothesis: G has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.391672	0.0111		
Test critical values:	1% level	-4.440739		
	5% level	-3.632896		
	10% level	-3.254671		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(G)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:48				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G(-1)	-0.993177	0.226150	-4.391672	0.0003
C	0.009137	0.009303	0.982123	0.3384
@TREND("1995")	-0.001225	0.000717	-1.708956	0.1037
R-squared	0.517499	Mean dependent var	-0.000671	
Adjusted R-squared	0.466709	S.D. dependent var	0.028850	
S.E. of regression	0.021068	Akaike info criterion	-4.756008	
Sum squared resid	0.008433	Schwarz criterion	-4.607229	
Log likelihood	55.31608	Hannan-Quinn criter.	-4.720960	
F-statistic	10.18907	Durbin-Watson stat	1.990679	
Prob(F-statistic)	0.000985			

Anexo 2 – Teste ADF Coeficiente de Gini – Em níveis

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on G

Null Hypothesis: G has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.991002	0.0061
Test critical values: 1% level			-3.769597	
5% level			-3.004861	
10% level			-2.642242	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(G)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:47				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G(-1)	-0.933621	0.233931	-3.991002	0.0007
C	-0.004689	0.004809	-0.975040	0.3412
R-squared	0.443333	Mean dependent var		-0.000671
Adjusted R-squared	0.415499	S.D. dependent var		0.028850
S.E. of regression	0.022056	Akaike info criterion		-4.703932
Sum squared resid	0.009730	Schwarz criterion		-4.604746
Log likelihood	53.74325	Hannan-Quinn criter.		-4.680567
F-statistic	15.92810	Durbin-Watson stat		1.830431
Prob(F-statistic)	0.000718			

Anexo 3 – Teste ADF Coeficiente de Gini – Em níveis

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(G)

Null Hypothesis: D(G) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.164631	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-2.679735	
	5% level		-1.958088	
	10% level		-1.607830	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(G,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:53				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1))	-1.444318	0.201590	-7.164631	0.0000
R-squared	0.718715	Mean dependent var		-0.002715
Adjusted R-squared	0.718715	S.D. dependent var		0.048956
S.E. of regression	0.025964	Akaike info criterion		-4.417748
Sum squared resid	0.013483	Schwarz criterion		-4.368009
Log likelihood	47.38636	Hannan-Quinn criter.		-4.406954
Durbin-Watson stat	2.266449			

Anexo 4 – Teste ADF Coeficiente de Gini – 1ª Diferença

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(G)

Null Hypothesis: D(G) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.918135	0.0001
Test critical values:	1% level		-4.467895	
	5% level		-3.644963	
	10% level		-3.261452	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(G,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:52				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1))	-1.455854	0.210440	-6.918135	0.0000
C	0.006161	0.013127	0.469326	0.6445
@TREND("1995")	-0.000652	0.000976	-0.667404	0.5130
R-squared	0.726698	Mean dependent var		-0.002715
Adjusted R-squared	0.696331	S.D. dependent var		0.048956
S.E. of regression	0.026978	Akaike info criterion		-4.256062
Sum squared resid	0.013100	Schwarz criterion		-4.106845
Log likelihood	47.68865	Hannan-Quinn criter.		-4.223678
F-statistic	23.93058	Durbin-Watson stat		2.310305
Prob(F-statistic)	0.000009			

Anexo 5 – Teste ADF Coeficiente de Gini – 1ª Diferença

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(G)

Null Hypothesis: D(G) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.988656	0.0000
Test critical values: 1% level			-3.788030	
5% level			-3.012363	
10% level			-2.646119	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(G,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:51				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1))	-1.442786	0.206447	-6.988656	0.0000
C	-0.001669	0.005802	-0.287637	0.7767
R-squared	0.719935	Mean dependent var	-0.002715	
Adjusted R-squared	0.705194	S.D. dependent var	0.048956	
S.E. of regression	0.026581	Akaike info criterion	-4.326855	
Sum squared resid	0.013424	Schwarz criterion	-4.227377	
Log likelihood	47.43198	Hannan-Quinn criter.	-4.305266	
F-statistic	48.84131	Durbin-Watson stat	2.278413	
Prob(F-statistic)	0.000001			

Anexo 6 – Teste ADF Coeficiente de Gini – 1ª Diferença

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Phillips-Perron Unit Root Test on D(G)

Null Hypothesis: D(G) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 12 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-13.11370	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.788030	
	5% level		-3.012363	
	10% level		-2.646119	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.000639
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.000103
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(G,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:15				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1))	-1.442786	0.206447	-6.988656	0.0000
C	-0.001669	0.005802	-0.287637	0.7767
R-squared	0.719935	Mean dependent var		-0.002715
Adjusted R-squared	0.705194	S.D. dependent var		0.048956
S.E. of regression	0.026581	Akaike info criterion		-4.326855
Sum squared resid	0.013424	Schwarz criterion		-4.227377
Log likelihood	47.43198	Hannan-Quinn criter.		-4.305266
F-statistic	48.84131	Durbin-Watson stat		2.278413
Prob(F-statistic)	0.000001			

Anexo 7 – Teste PP Coeficiente de Gini – 1ª Diferença

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Phillips-Perron Unit Root Test on D(G)

Null Hypothesis: D(G) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-14.45574	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.467895	
	5% level		-3.644963	
	10% level		-3.261452	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			0.000624	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			7.86E-05	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(G,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:16				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1))	-1.455854	0.210440	-6.918135	0.0000
C	0.006161	0.013127	0.469326	0.6445
@TREND("1995")	-0.000652	0.000976	-0.667404	0.5130
R-squared	0.726698	Mean dependent var	-0.002715	
Adjusted R-squared	0.696331	S.D. dependent var	0.048956	
S.E. of regression	0.026978	Akaike info criterion	-4.256062	
Sum squared resid	0.013100	Schwarz criterion	-4.106845	
Log likelihood	47.68865	Hannan-Quinn criter.	-4.223678	
F-statistic	23.93058	Durbin-Watson stat	2.310305	
Prob(F-statistic)	0.000009			

Anexo 8 – Teste PP Coeficiente de Gini – 1ª Diferença

Phillips-Perron Unit Root Test on D(G)

Null Hypothesis: D(G) has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-11.72094	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-2.679735	
	5% level		-1.958088	
	10% level		-1.607830	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.000642
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.000145
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(G,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:18				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1))	-1.444318	0.201590	-7.164631	0.0000
R-squared	0.718715	Mean dependent var		-0.002715
Adjusted R-squared	0.718715	S.D. dependent var		0.048956
S.E. of regression	0.025964	Akaike info criterion		-4.417748
Sum squared resid	0.013483	Schwarz criterion		-4.368009
Log likelihood	47.38636	Hannan-Quinn criter.		-4.406954
Durbin-Watson stat	2.266449			

Anexo 9 – Teste PP Coeficiente de Gini – 1ª Diferença

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Phillips-Perron Unit Root Test on G

Null Hypothesis: G has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-3.997856	0.0060
Test critical values:	1% level		-3.769597	
	5% level		-3.004861	
	10% level		-2.642242	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.000442
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.000449
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(G)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:12				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G(-1)	-0.933621	0.233931	-3.991002	0.0007
C	-0.004689	0.004809	-0.975040	0.3412
R-squared	0.443333	Mean dependent var		-0.000671
Adjusted R-squared	0.415499	S.D. dependent var		0.028850
S.E. of regression	0.022056	Akaike info criterion		-4.703932
Sum squared resid	0.009730	Schwarz criterion		-4.604746
Log likelihood	53.74325	Hannan-Quinn criter.		-4.680567
F-statistic	15.92810	Durbin-Watson stat		1.830431
Prob(F-statistic)	0.000718			

Anexo 10 – Teste PP Coeficiente de Gini – Em níveis

Phillips-Perron Unit Root Test on G

Null Hypothesis: G has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-4.391672	0.0111
Test critical values:	1% level		-4.440739	
	5% level		-3.632896	
	10% level		-3.254671	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.000383
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.000383
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(G) Method: Least Squares Date: 05/25/19 Time: 11:12 Sample (adjusted): 1996 2017 Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G(-1)	-0.993177	0.226150	-4.391672	0.0003
C	0.009137	0.009303	0.982123	0.3384
@TREND("1995")	-0.001225	0.000717	-1.708956	0.1037
R-squared	0.517499	Mean dependent var		-0.000671
Adjusted R-squared	0.466709	S.D. dependent var		0.028850
S.E. of regression	0.021068	Akaike info criterion		-4.756008
Sum squared resid	0.008433	Schwarz criterion		-4.607229
Log likelihood	55.31608	Hannan-Quinn criter.		-4.720960
F-statistic	10.18907	Durbin-Watson stat		1.990679
Prob(F-statistic)	0.000985			

Anexo 11 – Teste PP Coeficiente de Gini – Em níveis

Phillips-Perron Unit Root Test on G

Null Hypothesis: G has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-3.879348	0.0005
Test critical values: 1% level			-2.674290	
5% level			-1.957204	
10% level			-1.608175	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.000463
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.000465
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(G)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:14				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G(-1)	-0.885871	0.228479	-3.877248	0.0009
R-squared	0.416871	Mean dependent var		-0.000671
Adjusted R-squared	0.416871	S.D. dependent var		0.028850
S.E. of regression	0.022030	Akaike info criterion		-4.748401
Sum squared resid	0.010192	Schwarz criterion		-4.698808
Log likelihood	53.23241	Hannan-Quinn criter.		-4.736719
Durbin-Watson stat	1.830461			

Anexo 12 – Teste PP Coeficiente de Gini – Em níveis

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PCC

Null Hypothesis: PCC has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.938634	0.6008
Test critical values:				
	1% level		-4.440739	
	5% level		-3.632896	
	10% level		-3.254671	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:36				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PCC(-1)	-0.408724	0.210831	-1.938634	0.0675
C	-0.004303	0.017423	-0.246976	0.8076
@TREND("1995")	0.000539	0.001332	0.404684	0.6902
R-squared	0.177426	Mean dependent var		0.004782
Adjusted R-squared	0.090840	S.D. dependent var		0.041400
S.E. of regression	0.039475	Akaike info criterion		-3.500174
Sum squared resid	0.029607	Schwarz criterion		-3.351396
Log likelihood	41.50192	Hannan-Quinn criter.		-3.465127
F-statistic	2.049117	Durbin-Watson stat		1.787082
Prob(F-statistic)	0.156373			

Anexo 13 – Teste ADF do Preço das casas – Em níveis

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PCC

Null Hypothesis: PCC has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.026364	0.2742
Test critical values:	1% level		-3.769597	
	5% level		-3.004861	
	10% level		-2.642242	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:32				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PCC(-1)	-0.416467	0.205524	-2.026364	0.0563
C	0.001841	0.008365	0.220131	0.8280
R-squared	0.170336	Mean dependent var		0.004782
Adjusted R-squared	0.128853	S.D. dependent var		0.041400
S.E. of regression	0.038641	Akaike info criterion		-3.582501
Sum squared resid	0.029862	Schwarz criterion		-3.483315
Log likelihood	41.40751	Hannan-Quinn criter.		-3.559136
F-statistic	4.106149	Durbin-Watson stat		1.760273
Prob(F-statistic)	0.056273			

Anexo 14 – Teste ADF do Preço das casas – Em níveis

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PCC

Null Hypothesis: PCC has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.145519	0.0335
Test critical values:				
	1% level		-2.674290	
	5% level		-1.957204	
	10% level		-1.608175	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:37				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PCC(-1)	-0.424316	0.197769	-2.145519	0.0438
R-squared	0.168326	Mean dependent var		0.004782
Adjusted R-squared	0.168326	S.D. dependent var		0.041400
S.E. of regression	0.037755	Akaike info criterion		-3.670990
Sum squared resid	0.029935	Schwarz criterion		-3.621397
Log likelihood	41.38089	Hannan-Quinn criter.		-3.659308
Durbin-Watson stat	1.743250			

Anexo 15 – Teste ADF do Preço das casas – Em níveis

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PCC)

Null Hypothesis: D(PCC) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.837503	0.0010
Test critical values:				
1% level			-3.788030	
5% level			-3.012363	
10% level			-2.646119	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:41				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PCC(-1))	-1.105337	0.228493	-4.837503	0.0001
C	0.004768	0.009480	0.502993	0.6207
R-squared	0.551902	Mean dependent var		0.000214
Adjusted R-squared	0.528318	S.D. dependent var		0.062941
S.E. of regression	0.043227	Akaike info criterion		-3.354291
Sum squared resid	0.035504	Schwarz criterion		-3.254813
Log likelihood	37.22006	Hannan-Quinn criter.		-3.332702
F-statistic	23.40143	Durbin-Watson stat		2.046808
Prob(F-statistic)	0.000114			

Anexo 16 – Teste ADF do Preço das casas – 1ª Diferença

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PCC)

Null Hypothesis: D(PCC) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:				
	1% level		-4.532598	
	5% level		-3.673616	
	10% level		-3.277364	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values. Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(PCC,2) Method: Least Squares Date: 05/25/19 Time: 09:44 Sample (adjusted): 1999 2017 Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PCC(-1))	-1.795929	0.522229	-3.438969	0.0040
D(PCC(-1),2)	0.537445	0.384648	1.397241	0.1841
D(PCC(-2),2)	0.207096	0.257129	0.805417	0.4340
C	-0.026764	0.027092	-0.987895	0.3400
@TREND("1995")	0.002456	0.001948	1.260813	0.2280
R-squared	0.639620	Mean dependent var		0.000254
Adjusted R-squared	0.536654	S.D. dependent var		0.066335
S.E. of regression	0.045154	Akaike info criterion		-3.136547
Sum squared resid	0.028544	Schwarz criterion		-2.888010
Log likelihood	34.79720	Hannan-Quinn criter.		-3.094485
F-statistic	6.211963	Durbin-Watson stat		2.003749
Prob(F-statistic)	0.004324			

Anexo 17 – Teste ADF do Preço das casas – 1ª Diferença

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PCC)

Null Hypothesis: D(PCC) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.903784	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-2.679735	
	5% level		-1.958088	
	10% level		-1.607830	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 09:46				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PCC(-1))	-1.093924	0.223078	-4.903784	0.0001
R-squared	0.545935	Mean dependent var		0.000214
Adjusted R-squared	0.545935	S.D. dependent var		0.062941
S.E. of regression	0.042412	Akaike info criterion		-3.436302
Sum squared resid	0.035976	Schwarz criterion		-3.386562
Log likelihood	37.08117	Hannan-Quinn criter.		-3.425507
Durbin-Watson stat	2.037295			

Anexo 18 – Teste ADF do Preço das casas – 1ª Diferença

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Phillips-Perron Unit Root Test on PCC

Null Hypothesis: PCC has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.127051	0.2367
Test critical values:	1% level		-3.769597	
	5% level		-3.004861	
	10% level		-2.642242	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.001357
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001480
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:05				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PCC(-1)	-0.416467	0.205524	-2.026364	0.0563
C	0.001841	0.008365	0.220131	0.8280
R-squared	0.170336	Mean dependent var		0.004782
Adjusted R-squared	0.128853	S.D. dependent var		0.041400
S.E. of regression	0.038641	Akaike info criterion		-3.582501
Sum squared resid	0.029862	Schwarz criterion		-3.483315
Log likelihood	41.40751	Hannan-Quinn criter.		-3.559136
F-statistic	4.106149	Durbin-Watson stat		1.760273
Prob(F-statistic)	0.056273			

Anexo 19 – Teste PP do Preço das casas – Em níveis

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Phillips-Perron Unit Root Test on PCC

Null Hypothesis: PCC has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.035787	0.5508
Test critical values:	1% level		-4.440739	
	5% level		-3.632896	
	10% level		-3.254671	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			0.001346	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.001459	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:06				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PCC(-1)	-0.408724	0.210831	-1.938634	0.0675
C	-0.004303	0.017423	-0.246976	0.8076
@TREND("1995")	0.000539	0.001332	0.404684	0.6902
R-squared	0.177426	Mean dependent var	0.004782	
Adjusted R-squared	0.090840	S.D. dependent var	0.041400	
S.E. of regression	0.039475	Akaike info criterion	-3.500174	
Sum squared resid	0.029607	Schwarz criterion	-3.351396	
Log likelihood	41.50192	Hannan-Quinn criter.	-3.465127	
F-statistic	2.049117	Durbin-Watson stat	1.787082	
Prob(F-statistic)	0.156373			

Anexo 20 – Teste PP do Preço das casas – Em níveis

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Phillips-Perron Unit Root Test on PCC

Null Hypothesis: PCC has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.243721	0.0270
Test critical values:	1% level		-2.674290	
	5% level		-1.957204	
	10% level		-1.608175	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.001361
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001491
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:07				
Sample (adjusted): 1996 2017				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PCC(-1)	-0.424316	0.197769	-2.145519	0.0438
R-squared	0.168326	Mean dependent var		0.004782
Adjusted R-squared	0.168326	S.D. dependent var		0.041400
S.E. of regression	0.037755	Akaike info criterion		-3.670990
Sum squared resid	0.029935	Schwarz criterion		-3.621397
Log likelihood	41.38089	Hannan-Quinn criter.		-3.659308
Durbin-Watson stat	1.743250			

Anexo 21 – Teste PP do Preço das casas – Em níveis

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Phillips-Perron Unit Root Test on D(PCC)

Null Hypothesis: D(PCC) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-5.051502	0.0006
Test critical values:	1% level		-3.788030	
	5% level		-3.012363	
	10% level		-2.646119	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.001691
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001035
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:08				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PCC(-1))	-1.105337	0.228493	-4.837503	0.0001
C	0.004768	0.009480	0.502993	0.6207
R-squared	0.551902	Mean dependent var		0.000214
Adjusted R-squared	0.528318	S.D. dependent var		0.062941
S.E. of regression	0.043227	Akaike info criterion		-3.354291
Sum squared resid	0.035504	Schwarz criterion		-3.254813
Log likelihood	37.22006	Hannan-Quinn criter.		-3.332702
F-statistic	23.40143	Durbin-Watson stat		2.046808
Prob(F-statistic)	0.000114			

Anexo 22 – Teste PP do Preço das casas – 1ª Diferença

Phillips-Perron Unit Root Test on D(PCC)

Null Hypothesis: D(PCC) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-5.495667	0.0012
Test critical values:	1% level		-4.467895	
	5% level		-3.644963	
	10% level		-3.261452	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.001646
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.000646
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:09				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PCC(-1))	-1.121803	0.232839	-4.817933	0.0001
C	-0.008460	0.021249	-0.398115	0.6952
@TREND("1995")	0.001108	0.001587	0.697975	0.4941
R-squared	0.563710	Mean dependent var		0.000214
Adjusted R-squared	0.515233	S.D. dependent var		0.062941
S.E. of regression	0.043823	Akaike info criterion		-3.285759
Sum squared resid	0.034568	Schwarz criterion		-3.136541
Log likelihood	37.50046	Hannan-Quinn criter.		-3.253375
F-statistic	11.62848	Durbin-Watson stat		2.077596
Prob(F-statistic)	0.000573			

Anexo 23 – Teste PP do Preço das casas – 1ª Diferença

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

Phillips-Perron Unit Root Test on D(PCC)

Null Hypothesis: D(PCC) has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-5.138988	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.679735	
	5% level		-1.958088	
	10% level		-1.607830	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.001713
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001043
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PCC,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/19 Time: 11:10				
Sample (adjusted): 1997 2017				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PCC(-1))	-1.093924	0.223078	-4.903784	0.0001
R-squared	0.545935	Mean dependent var		0.000214
Adjusted R-squared	0.545935	S.D. dependent var		0.062941
S.E. of regression	0.042412	Akaike info criterion		-3.436302
Sum squared resid	0.035976	Schwarz criterion		-3.386562
Log likelihood	37.08117	Hannan-Quinn criter.		-3.425507
Durbin-Watson stat	2.037295			

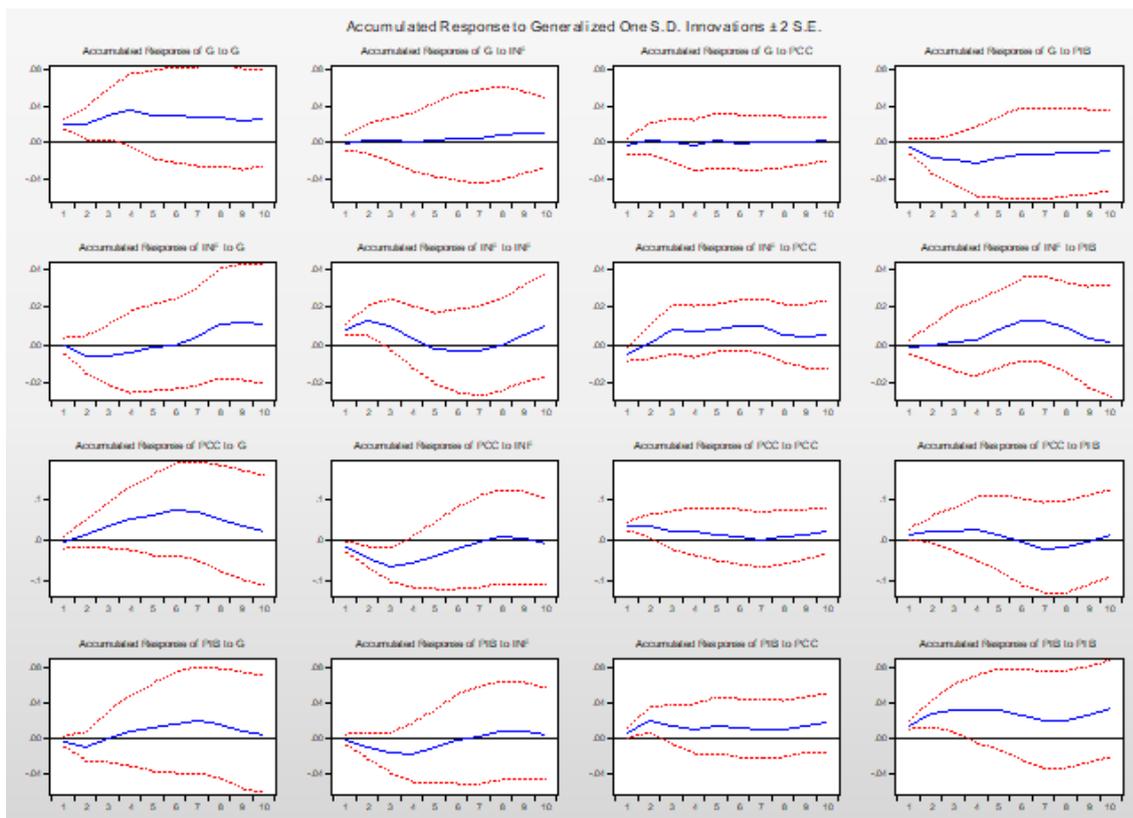
Anexo 24 – Teste PP do Preço das casas – 1ª Diferença

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 05/30/19 Time: 07:48			
Sample: 1995 2017			
Included observations: 20			
Dependent variable: G			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
INF	4.698905	3	0.1952
PCC	9.464474	3	0.0237
PIB	9.477321	3	0.0236
All	14.04069	9	0.1209
Dependent variable: INF			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
G	8.882371	3	0.0309
PCC	16.29650	3	0.0010
PIB	8.050263	3	0.0450
All	25.71682	9	0.0023
Dependent variable: PCC			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
G	10.50662	3	0.0147
INF	16.98075	3	0.0007
PIB	11.32376	3	0.0101
All	19.68773	9	0.0199
Dependent variable: PIB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
G	1.892039	3	0.5951
INF	0.031317	3	0.9985
PCC	3.719188	3	0.2934
All	23.00459	9	0.0062

Anexo 25 – Causalidade à Granger

“A Relação entre o Mercado Imobiliário e a Desigualdade de Rendimentos em Portugal”



Anexo 26 – Função Impulso Resposta