
A relação entre desigualdade de rendimento e crescimento económico
nos países da periferia do Sul da Europa

Rui Filipe Alves Barbosa

Dissertação
Mestrado em Economia

Orientado por
Pedro Rui Mazedo Gil
Sandra Maria Tavares da Silva

2018

Agradecimentos

Aos meus orientadores, o Professor Doutor Pedro Rui Mazedo Gil e a Professora Doutora Sandra Maria Tavares Silva, não só pela disponibilidade, atenção e compreensão demonstradas, mas, essencialmente, pelos seus imprescindíveis conselhos e valiosos conhecimentos transmitidos. Foi, de facto, muito gratificante realizar este trabalho sob a sua orientação e poder contar com os seus contributos.

Aos meus amigos, pelo seu companheirismo, apoio e motivação constantes.

À minha namorada, Diana, pela paciência e pelo amor na forma presente e incondicional com que sempre me acompanhou.

Por último, à minha avó e à minha mãe, a quem dedico este trabalho, pela resiliência e sacrifício em prol do meu percurso académico. São, sem dúvida, os pilares da minha vida.

Resumo

O objetivo desta dissertação é analisar de que forma a desigualdade de rendimento e o crescimento económico interagem entre si e se a crise financeira e económica de 2007 tem impacto nessa relação. Neste sentido, pretende-se aprofundar o estudo dessa relação e contribuir para uma clarificação dos resultados ao nível da literatura empírica, uma vez que ainda não se alcançou uma regularidade nesse campo.

Com essa finalidade, depois de uma revisão de literatura em que se resumem os principais contributos dos estudos teóricos e empíricos nos dois sentidos de causalidade da relação, na análise empírica, procede-se, através de um modelo econométricos usando dados em painel, à estimação do efeito da desigualdade de rendimento no crescimento económico no curto/médio prazo, durante o período 1995-2015, para os países da periferia do Sul da Europa – países intervencionados. Adicionalmente, procede-se à mesma estimação para um grupo de seis países não intervencionados e para os dois grupos de países de forma conjunta (amostra de dez países).

Os resultados obtidos evidenciam que o impacto da desigualdade de rendimento no crescimento económico no curto/médio prazo é negativo nos países da periferia do Sul da Europa e, por oposição, positivo no grupo de países não intervencionados. Quando considerados os dois grupos numa única amostra, os resultados indicam um efeito positivo, não obstante, tal impacto admite a presença de não linearidades. Neste sentido, conclui-se que o nível de desigualdade de rendimento inicial dos países é um fator importante na forma a desigualdade se reflete no crescimento económico, ao contrário do nível de rendimento *per capita* inicial, que se mostrou irrelevante.

Relativamente ao efeito da crise no impacto da desigualdade no crescimento económico, os resultados indicam que atenua o crescimento económico, quando considerados os dois grupos de países de forma conjunta. Individualmente, em cada grupo, revelou-se insignificante.

Códigos JEL: C23, D31, O4, O15

Palavras-chave: Desigualdade de Rendimento, Crescimento Económico, Dados em Painel

Abstract

The main purpose of this dissertation is to analyse how income inequality and economic growth interact with each other and whether the economic crisis of 2007 has an impact on this relationship. In this sense, it is intended to deepen the study of this relationship and contribute to the clarification of the results at the empirical literature level, since a regularity has not yet been achieved in this field.

In order to achieve this, after a literature review which summarizes the main contributions of the theoretical and empirical studies in the two senses of causality of the relation, in the empirical analysis, through an econometric model using panel data, I proceeded to the estimation of the effect of the income inequality on economic growth in short/medium term, between 1995-2015, for the southern Europeans countries – intervened countries. Additionally, the same estimation is done for a group of six non-intervened countries and for the two groups of countries together (sample of ten countries).

The results show that the impact of income inequality on economic growth in the short/medium term is negative in the peripheral countries of southern Europe and, on the other hand, positive in the group of non-intervened countries. When the two groups are considered in a single sample, the results reveal a positive effect, however, such an impact admits the presence of non-linearities. In this sense, it is concluded that the level of initial income inequality of the countries is an important factor in the way inequality is reflected in economic growth, contrary to the level of initial per capita income, which proved to be irrelevant.

Regarding the effect of the crisis on the impact of inequality on economic growth, the results show that it mitigates economic growth when the two groups of countries are considered together. Individually, in each group, it proved to be insignificant.

JEL Codes: C23, D31, O4, O15

Keywords: Income Inequality, Economic Growth, Panel Data

Índice

Agradecimentos	i
Resumo	ii
Abstract	iii
Índice	iv
Índice de tabelas	v
Índice de figuras	vi
Capítulo 1. Introdução	1
Capítulo 2. Revisão de literatura.....	5
2.1. Conceitos-chave.....	5
2.2. Estudos teóricos	8
2.2.1. Impacto da desigualdade de rendimento no crescimento económico.....	8
2.2.2. Impacto do crescimento económico na desigualdade de rendimento.....	12
2.3. Estudos empíricos	14
2.3.1. Impacto da desigualdade de rendimento no crescimento económico.....	14
2.3.2. Impacto do crescimento económico na desigualdade de rendimento.....	17
Capítulo 3. Análise empírica.....	20
3.1. O modelo.....	21
3.2. Dados	23
3.3. Resultados.....	30
3.3.1. Amostra de países da periferia do Sul da Europa.....	32
3.3.2. Amostra de países europeus não intervencionados.....	35
3.3.3. Amostra total (países europeus intervencionados e não intervencionados).....	38
3.3.4. Análise de robustez	40
Capítulo 4. Conclusão	43
Referências bibliográficas.....	46
Anexos.....	52

Índice de tabelas

Tabela 1 – Crescimento Económico e Desigualdade de Rendimento - Países da Periferia do Sul da Europa (1995-2015).....	33
Tabela 2 – Crescimento Económico e Desigualdade de Rendimento - Países Europeus Não Intervencionados (1995-2015).....	36
Tabela 3 – Crescimento Económico e Desigualdade de Rendimento - Países Europeus Intervencionados e Não Intervencionados (1995-2015)	38
Tabela 4 – Análise de Robustez – Amostra Total – Países Europeus Intervencionados e Não Intervencionados (1995-2015).....	41

Índice de figuras

Figura 1 – Taxa de crescimento real do PIB (2007 - 2016)	2
--	---

Capítulo 1. Introdução

Como consequência da crise financeira e económica que se iniciou nos EUA em 2007 e que afetou significativamente a economia internacional, os países da periferia do Sul da Europa, designadamente, Portugal, Espanha, Grécia e Itália, enfrentaram uma forte recessão e registaram implicações severas da crise sobre as suas dívidas soberanas. O agravamento da amplitude da recessão esteve diretamente associado à implementação de políticas de austeridade nestes países, e que contribuíram, aparentemente, para o aumento da desigualdade da distribuição do rendimento, nomeadamente, pela diminuição dos rendimentos no limite inferior da distribuição dos mesmos (OECD, 2016b). As consequências da crise parecem ter sido particularmente nefastas a este nível, visto que estes países registavam já, em 2009, níveis de desigualdade acima da média da União Europeia (UE). Esta tendência manteve-se, visto que, em 2015, de acordo com dados do Eurostat, o coeficiente de Gini, medido em termos de rendimento equivalente, associado a cada um dos países acima mencionados, encontrava-se acima do coeficiente de Gini médio da UE. Por exemplo, em 2009, o coeficiente de Gini era de 35,4 em Portugal, 31,8 em Itália, 33,1 na Grécia e 32,9 em Espanha. Abaixo destes valores, encontrava-se, nesse ano, o coeficiente de Gini médio da UE, sendo de 30,5. Em 2015, o coeficiente de Gini era de 34,0 em Portugal, 32,4 em Itália, 34,2 na Grécia e 34,6 em Espanha. Constatou-se que só em Portugal diminuiu este indicador de desigualdade, mas, não o suficiente para ficar abaixo do coeficiente de Gini médio da UE a 27, visto que este, em 2015, era de 31,0¹.

Paralelamente, ao longo dos últimos anos, as taxas de crescimento real do PIB destes países, têm ficado, com algumas exceções, abaixo da média da União Europeia, o que denota um fraco desempenho económico (ver figura 1).

¹ Dados recolhidos da base de dados *online* do Eurostat (<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tessi190&plugin=1>, acedido em dezembro de 2016).

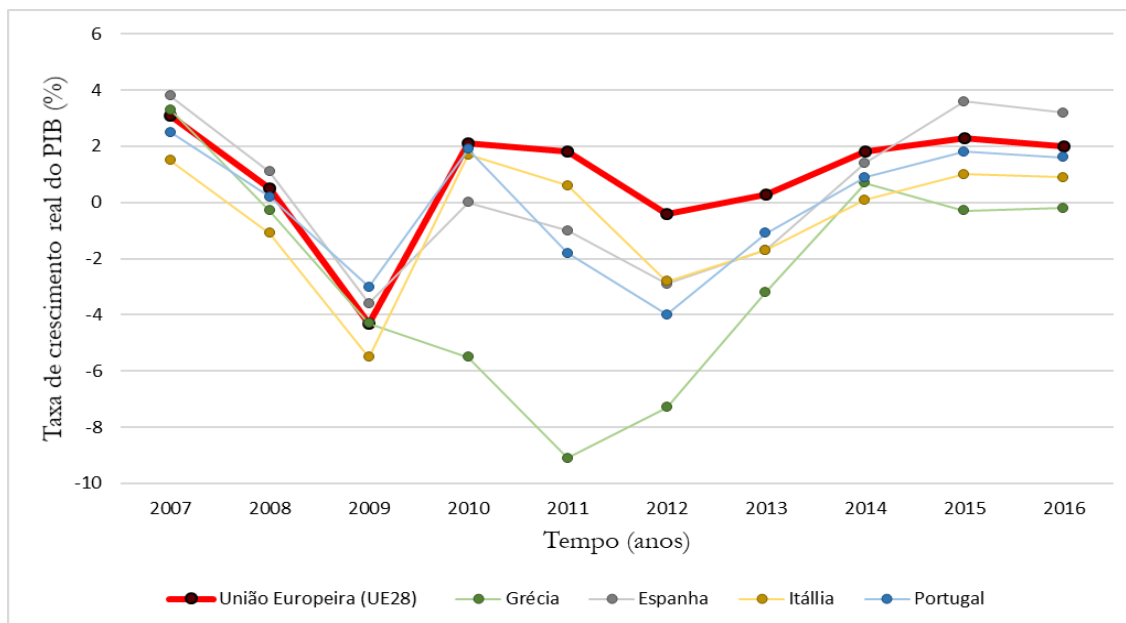


Figura 1 – Taxa de crescimento real do PIB (2007 - 2016)

Fonte: base de dados online do Eurostat (https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=sdg_10_40&plugin=1, acessado em setembro de 2018)

Esta evidência motiva as questões: de que forma é que a desigualdade de rendimento e o crescimento económico interagem entre si? Terá a crise económica e financeira de 2007 influência nesta relação?

Ao longo das últimas décadas, a relação entre crescimento económico e desigualdade de rendimento tem sido alvo de estudo, sobretudo no que toca à forma como diferentes tipos e dimensões de desigualdade influenciam o crescimento, e através de que canais esse impacto ocorre. Neste sentido, surgiram inúmeros contributos teóricos e empíricos sobre o assunto (por exemplo, Alesina e Perotti (1996), Galor e Zeira (1993), Alesina e Rodrik (1994)).

Uma vertente da literatura analisa o efeito do crescimento económico na desigualdade, explorando a hipótese de U-invertido avançada inicialmente por Kuznets (1955). Este, no seu artigo seminal, abordou de que forma a distribuição do rendimento se altera com o desenvolvimento da economia, sugerindo que nos estágios iniciais de desenvolvimento, a relação entre crescimento e desigualdade é positiva, tornando-se, posteriormente, negativa a partir de um determinado ponto crítico. No entanto, nem todos estão de acordo com esta conclusão. Exemplo disso é o contributo de Ram (1991) que defendeu que a relação entre

crescimento económico e desigualdade apresentava a forma de um U não invertido, com a desigualdade inicialmente a diminuir com o crescimento económico e, depois de alcançar um mínimo, a aumentar.

Outra perspetiva do corpo teórico e empírico existente, investiga o impacto da desigualdade no crescimento económico. No entanto, também aqui a literatura não é consensual. É provável que esse efeito seja negativo em determinadas circunstâncias e positivo noutras, dependendo da especificação da regressão que analisa o efeito, do nível inicial de desigualdade, da estrutura da distribuição do rendimento e do nível de desenvolvimento (Neves e Silva, 2014). Por exemplo, enquanto, Castelló (2010) verificou que o efeito da desigualdade de rendimento no crescimento económico é negativo para os países de baixo e médio rendimento e positivo para os de elevado rendimento, Herzer e Vollmer (2012) concluíram que esse impacto negativo, no longo prazo, se verifica tanto para os países em desenvolvimento como para os desenvolvidos. De forma diferente, para Barro (2000), o impacto da desigualdade no crescimento económico é negativo para os países pobres e positivo para os países ricos e, para Knowles (2005), a influência da desigualdade no crescimento é insignificante para os países de elevado e médio rendimento e negativo para os de baixo rendimento.

Este impacto da desigualdade de rendimento no crescimento económico acontece por via de diversos canais de transmissão. No entanto, como o efeito é díspar para os países desenvolvidos e em desenvolvimento, é provável que esses canais variem de país para país (Neves e Silva, 2014).

Sendo visível a falta de consenso ao nível da literatura existente, tanto empírica como teórica, quanto ao sinal da relação entre crescimento económico e desigualdade de rendimento, pretende-se, com este trabalho, estudar essa relação para os países da periferia do Sul da Europa, nomeadamente, Portugal, Espanha, Grécia e Itália, identificando quais os mecanismos de transmissão que estão subjacentes a essa relação. Complementarmente, com o intuito de perceber a influência da crise nesta relação e se tal diverge entre países intervencionados e não intervencionados, consideram-se duas amostras adicionais: uma composta por seis países não intervencionados e outra que engloba os dez países que constituem as duas amostras anteriores.

Nesse contexto, depois de uma revisão de literatura em que se resumem os principais contributos dos estudos teóricos e empíricos nos dois sentidos de causalidade da relação,

pretende-se realizar uma análise dinâmica que permita estudar o efeito da desigualdade de rendimento no crescimento económico no curto/médio prazo. Para isso, será feita uma análise em painel. Em virtude disto, será necessária uma recolha dos dados da medida de desigualdade de rendimento, neste caso, o coeficiente de Gini, para os diferentes países referidos ao longo do tempo. Posteriormente, com recurso a técnicas econométricas apropriadas para dados em painel, estimar-se-á a relação entre desigualdade e crescimento para os países em estudo.

Na sequência desta análise, espera-se aprofundar o estudo da relação entre crescimento económico e desigualdade e, na sequência disso, contribuir para uma clarificação dos resultados da literatura empírica.

O trabalho encontra-se estruturado da seguinte forma: o Capítulo 2 apresenta uma revisão de literatura sobre as principais abordagens à relação entre crescimento económico e desigualdade nos dois sentidos de causalidade; o Capítulo 3 descreve a metodologia de estimação e os resultados para os países da periferia do Sul da Europa, bem como, para os grupos de países complementares e, por último, o Capítulo 4 conclui, apresentando ainda as limitações do trabalho e possibilidades de investigação futura.

Capítulo 2. Revisão de literatura

Com a finalidade de estudar a relação entre a desigualdade de rendimento e o crescimento económico, primeiro é necessário definir os principais conceitos envolvidos. Neste capítulo são apresentadas diversas dimensões de desigualdade e, especificamente, a da distribuição do rendimento. Posteriormente, são abordados os principais contributos teóricos e empíricos acerca da relação de causalidade entre a desigualdade de rendimento e o crescimento económico, bem como a relação de causalidade inversa.

2.1. Conceitos-chave

A literatura considera vários tipos e dimensões de desigualdade que, através de mecanismos de transmissão específicos, têm impacto no crescimento económico (Neves e Silva, 2014).

A desigualdade de género tem sido alvo de atenção em alguns estudos. Por exemplo, Klasen e Lamanna (2009) avaliaram de que forma a desigualdade de género na educação e no acesso ao emprego influenciam o crescimento económico. A primeira, segundo estes autores, restringindo a base de talentos a partir da qual se pode extrair educação, visto que elementos do sexo feminino altamente qualificados são excluídos e elementos do sexo masculino pouco qualificados são incluídos, reduz a quantidade média de capital humano na sociedade. A segunda, reduzindo o desempenho médio da força de trabalho, diminui a produtividade média dos fatores produtivos. Como consequência, o crescimento económico é prejudicado. Noutro ramo da desigualdade de género, Cavalcanti e Tavares (2007), ao nível da desigualdade de género nos salários, sugerem que grandes disparidades salariais entre os géneros, diminuindo o emprego feminino e estimulando a fertilidade, diminuem o crescimento económico.

Outra das dimensões de desigualdade abordadas na literatura é a desigualdade de oportunidades. Marrero e Rodríguez (2013) definem-na como a existência de barreiras (classe económica, género e raça) no acesso a cargos, educação e empregos. Nas conclusões destes autores, este tipo de desigualdade favorece a acumulação de capital humano por indivíduos com melhores origens sociais em detrimento de indivíduos com mais talento ou competências. Neste seguimento, observa-se uma redução do crescimento económico.

Contudo, uma grande parte da literatura analisa o impacto da desigualdade de rendimento ou da desigualdade de riqueza no crescimento económico, uma vez que estas dimensões são as que melhor captam o conceito geral de desigualdade, ou seja, são facilmente compreendidas e relativamente fáceis de medir.

Relativamente à desigualdade de rendimento, esta refere-se à existência de disparidades na distribuição do rendimento entre os diferentes detentores dos fatores produtivos (designada por distribuição funcional) ou entre indivíduos (designada por distribuição pessoal) (Shin, 2012).

A desigualdade de rendimento é uma das manifestações mais visíveis das diferenças de padrões de vida dentro de cada país. Decorrem tipicamente de um desperdício de recursos humanos, sob a forma de uma grande parte da população sem emprego ou presa em postos de trabalho mal remunerados e pouco qualificados. O rendimento é definido como o rendimento disponível das famílias num determinado ano. Consiste em rendimentos do trabalho (por conta-própria ou por conta de outrem), rendimentos do capital e transferências de dinheiro público, deduzidos de impostos sobre o rendimento e contribuições para a segurança social pagos pelas famílias. O rendimento das famílias é atribuído a cada um dos seus membros, com um ajustamento para refletir as diferenças nas necessidades dos agregados familiares de diferentes dimensões (isto é, as necessidades de um agregado composto por quatro pessoas são duas vezes maiores do que as de uma pessoa que viva sozinha) (OECD, 2010). Esta forma de distribuição do rendimento corresponde à forma pessoal.

Esta dimensão de desigualdade, ou seja, a desigualdade de rendimento entre indivíduos, é habitualmente medida por seis indicadores. O principal indicador é o coeficiente de Gini, que se baseia na comparação das proporções cumulativas da população, relativamente à população total em análise, com as proporções do rendimento que elas recebem, face ao rendimento total. Os valores do coeficiente de Gini variam entre 0 e 100, sendo 0 em caso de perfeita igualdade (cada pessoa obtém o mesmo rendimento) e 100 em caso de perfeita desigualdade (todos os rendimentos vão para a quota da população com o maior rendimento). Outros indicadores também usados na literatura são: o índice de Palma, que corresponde ao rácio entre a proporção do rendimento total recebida pelos 10% da população com maior rendimento disponível e a proporção do rendimento total recebida pelos 40% da população com menor rendimento disponível; o rácio S90/S10, que diz respeito à razão entre o rendimento médio dos 10% mais ricos e os 10% mais pobres; o rácio S80/S20, que se

refere à proporção entre o rendimento médio dos 20% mais ricos e o rendimento médio dos 20% mais pobres; o rácio P90/P10, que corresponde à razão entre o valor do limite superior do nono decil (isto é, os 10% da população com maior rendimento) e o primeiro; o rácio P90/P50, que é a proporção entre o valor do limite superior do nono decil e o rendimento mediano; e o rácio P50/P10, que diz respeito à proporção entre o rendimento mediano e o valor do limite superior do primeiro decil (OECD, 2016a).

Para além da distribuição pessoal do rendimento, existe a distribuição funcional do rendimento. Esta corresponde à distribuição do rendimento entre quem auferir salários e quem auferir lucros e outros rendimentos de empresa, pelo que sugere que se olhe também para o papel das quotas dos fatores produtivos na distribuição primária do rendimento. O aumento da quota do fator trabalho tenderá a reduzir quer a taxa de juro quer os incentivos a poupar, podendo, por esta via, diminuir o crescimento económico. Ou seja, se o fluxo de rendimento dos ricos é predominantemente rendimento do capital e o dos pobres é rendimento proveniente dos salários, então os ricos têm maiores taxas de poupança do que os pobres. Então, um aumento da quota do fator trabalho diminui o crescimento desde que a redistribuição seja das famílias com maiores taxas de poupança para aquelas com menor. A consequência será, neste caso, uma relação negativa entre desigualdade e crescimento (Zweimüller, 2000).

No que diz respeito à desigualdade de riqueza, esta mede-se, frequentemente, através da distribuição do capital humano (aferido, por exemplo, pelo valor atual dos salários esperados durante a vida ativa de cada indivíduo) ou de ativos (reais e financeiros). Castelló e Doménech (2002) testaram o impacto da desigualdade de capital humano no crescimento económico, justificando esta escolha com o facto de indicadores habituais na literatura como a desigualdade de rendimento e de terra serem medidas insuficientes de desigualdade de riqueza. Concluíram que a desigualdade de capital humano influencia negativamente o crescimento, não só através de uma menos eficiente alocação dos recursos, mas também através de uma diminuição das taxas de investimento.

Por outro lado, Deininger e Squire (1998) utilizaram, como proxy da distribuição de ativos, a distribuição de terra. Desta forma, avaliaram o impacto da desigualdade de terra no crescimento económico, aferindo ser negativo na globalidade da sua amostra. No entanto, quando esta foi dividida em grupos, apenas se verificou nos países pobres. A explicação reside no facto da distribuição de ativos restringir o acesso aos mercados de crédito e, dessa

forma, impedir a realização de investimentos economicamente rentáveis, mas indivisíveis, nomeadamente em educação, por partes dos pobres.

Depois de definidas diversas dimensões de desigualdade, o foco, nas próximas secções (2.2. e 2.3.), será colocado especificamente na literatura que estuda a distribuição de rendimento e a sua relação com o crescimento económico.

2.2. Estudos teóricos

A relação entre crescimento económico e desigualdade de rendimento tem sido alvo de estudo ao longo das últimas décadas. No entanto, a falta de consenso quanto sentido, sinal e forma desta relação é evidente e, por isso, existem inúmeros contributos sobre o assunto. Perante isto, na presente secção (ao nível teórico) e na seguinte (ao nível empírico), procura-se distinguir explicitamente entre os resultados na literatura que se focam na relação desigualdade-crescimento daqueles que dizem respeito à relação crescimento-desigualdade.

2.2.1. Impacto da desigualdade de rendimento no crescimento económico

A literatura existente identifica diversos canais teóricos como possível explicação da relação desigualdade-rendimento. De acordo com Neves e Silva (2014), podem identificar-se quatro canais através dos quais o efeito da desigualdade de rendimento se reflete no crescimento económico. Neste contexto, os canais de transmissão encontrados são: o canal das imperfeições no mercado do crédito, o canal da política orçamental, o canal da instabilidade socio-política e o canal da poupança.

Segundo o canal das imperfeições do mercado de crédito, na presença de restrições ao endividamento, o investimento em capital físico ou humano torna-se difícil para os mais pobres, uma vez que estes investimentos estão associados a custos fixos significativos. Desta forma, a desigualdade terá um efeito negativo no crescimento económico. Galor e Zeira (1993), no seu estudo seminal, desenvolveram um modelo de equilíbrio de economias abertas com gerações sobrepostas onde os mercados de crédito são imperfeitos e o investimento em capital humano é indivisível. Neste modelo, os indivíduos optam por investir em educação e no futuro serem trabalhadores qualificados ou não investir e serem trabalhadores não

qualificados. Assim, no caso, de a taxa de juro ser significativamente mais elevada para os mutuários do que para os mutuantes, a desigualdade na distribuição do rendimento resulta num sub-investimento em capital humano afetando negativamente o crescimento, tanto no curto como no longo prazo.

O canal da política orçamental está relacionado com o mecanismo político de tomada de decisão e o seu efeito na tributação e despesas do governo. Alesina e Rodrik (1994) concluem, através de um modelo de crescimento endógeno político-económico, que a desigualdade leva à adoção de políticas que diminuem o crescimento. Neste modelo, a distribuição do rendimento está relacionada com a distribuição do capital, onde os indivíduos com um baixo peso do rendimento afeto ao capital, preferem maiores taxas de imposto. Com base no teorema do eleitor mediano, em que a taxa de imposto escolhida pelo governo é a preferida do eleitor mediano, quanto mais equitativa for a distribuição do rendimento numa economia (menor desigualdade), melhor dotado é o eleitor mediano com capital e, consequentemente, menor o nível de tributação do capital escolhido, levando a um maior crescimento na economia. Li e Zou (1998), em linha com este canal, elaboraram um quadro teórico mais geral do que Alesina e Rodrik (1994) dividindo a despesa pública em serviços de produção e serviços de consumo. Os primeiros entram na função produção, enquanto os segundos entram na função utilidade. Com esta extensão encontraram que, dentro do mecanismo político-económico típico (regra da maioria) da tributação do rendimento, se toda a despesa pública for alocada ao consumo, menos desigualdade pode levar a uma maior tributação dos rendimentos elevados e a um menor crescimento económico. A explicação reside no facto de um maior rendimento disponível para o eleitor mediano, como resultado de uma maior igualdade na distribuição do rendimento, levar as pessoas a votarem numa maior tributação sobre os rendimentos elevados. Votam por esta opção com o intuito de alocarem mais recursos ao consumo público de forma a conseguirem igualar a utilidade marginal entre o consumo público e o consumo privado. Caso a despesa pública seja toda usada para produção, então despesa do governo não aparece na função utilidade, obtendo-se o resultado dado por Alesina e Rodrik (1994). Num cenário mais realista, a despesa do governo é parcialmente para consumo e para produção, pelo que, deste modo, o impacto da desigualdade do rendimento no crescimento económico é ambíguo.

O canal da instabilidade sociopolítica é outro mecanismo de transmissão do impacto da desigualdade no crescimento económico. Segundo Alesina e Perotti (1996), a desigualdade

de rendimento contribui para o aumento do descontentamento e da agitação social. Consequentemente, aumenta a probabilidade de ocorrência de revoluções e episódios de violência em massa ou, de forma mais genérica, aumenta a incerteza política e reduz a segurança legal dos direitos de propriedade. Neste seguimento, diminui o investimento e, por sua vez, o crescimento de longo prazo.

O canal da poupança, contrariamente aos anteriores, prevê um impacto positivo da desigualdade no crescimento económico (visão clássica). De acordo com Kaldor (1956), a propensão marginal a poupar dos assalariados (pobres) seria inferior à dos capitalistas (ricos). Desta forma, se os recursos forem canalizados na direção dos indivíduos com maior propensão marginal a poupar, a desigualdade estimula a poupança agregada que, por sua vez, promove o investimento, contribuindo positivamente para o crescimento.

Neves *et al.* (2016), sugere a existência de canais de transmissão adicionais através dos quais a desigualdade de rendimento influencia o crescimento económico, nomeadamente o canal da decisão conjunta educação e fertilidade e o canal da investigação e desenvolvimento.

Para Perotti (1996), a desigualdade de rendimento tem impacto no crescimento económico através do canal da decisão conjunta educação e fertilidade. Este autor, baseando-se em Galor e Zang (1993), considera um modelo otimizador em que o investimento em educação e fertilidade estão estritamente conectados, dado que podem ser interpretados como duas vertentes alternativas do uso do capital humano dos pais, ou seja, os pais podem investir na qualidade dos seus descendentes, via educação ou na sua quantidade, via fertilidade. Uma vez que existem custos fixos inerentes à educação e na presença de restrições ao endividamento, dada a distribuição do rendimento, uma maior fertilidade, significa que poucos recursos estão disponíveis dentro de cada família para financiar a educação de cada criança, pelo que poucas crianças serão capazes de frequentar a escola. De forma análoga, dada a taxa de fertilidade, uma distribuição do rendimento mais enviesada está associada a índices de matrícula mais baixos, devido à incapacidade de contrair empréstimos face aos rendimentos futuros. Desta forma, uma maior desigualdade de rendimento, envolvendo um custo de oportunidade maior associado ao investimento em educação, implica um maior investimento na quantidade de crianças (fertilidade) em detrimento da sua qualidade (capital humano). Consequentemente, em virtude de um menor investimento em capital humano, ocorre uma diminuição do crescimento económico.

Foellmi e Zweimüller (2006), por intermédio de um modelo de crescimento baseado na inovação, investigaram de que forma a desigualdade de rendimento afeta o crescimento de longo-prazo através do lado da procura, mais precisamente, através dos incentivos à investigação e ao desenvolvimento. Neste modelo, assume-se que os consumidores aumentam o seu consumo ao longo de uma hierarquia de necessidades, ou seja, primeiro satisfazem as suas necessidades básicas antes de expandirem o seu consumo para bens mais luxuosos. Sob estas circunstâncias, apenas as famílias ricas consomem novos bens, enquanto as mais pobres só podem comprar bens menos luxuosos. Neste contexto, a desigualdade de rendimento desempenha um papel crucial na rentabilidade dos novos mercados e, consequentemente, no crescimento de longo-prazo. Na presença de um aumento da desigualdade, verificam-se dois efeitos. O primeiro é o efeito preço, que consiste na maior disponibilidade a pagar dos ricos relativamente aos pobres, o que aumenta o preço dos novos produtos e diminui o preço dos produtos antigos. Ou seja, um inovador inicialmente cobra preços altos (enquanto o produto é apenas vendido aos ricos) e termina com preços baixos (quando o produto se torna um produto em massa e é vendido a toda a população), o que aumenta o valor de uma inovação, pois os lucros são maiores na fase inicial do ciclo de vida do produto. O segundo efeito é o efeito da dimensão de mercado, uma transição mais lenta dos mercados exclusivos para os mercados em massa, pois menos indivíduos podem comprar o produto aquando da sua introdução. Como o efeito preço domina sempre o efeito da dimensão do mercado, um aumento da desigualdade estimula o crescimento. Olhando para este resultado numa outra perspetiva, conclui-se que, face a um aumento da desigualdade, enquanto os ricos continuam a consumir todos os bens, um menor rendimento dos pobres traduz-se num menor consumo e, portanto, numa menor parcela de bens a preços acessíveis. Ou seja, os ricos não podem aumentar o seu consumo, então, torná-los mais ricos, permite-lhes gastar mais nos mesmos bens, mas não requer recursos adicionais. Pelo contrário, os pobres têm um rendimento mais baixo e têm de diminuir o seu consumo, o que liberta recursos que podem ser empregues em investigação e desenvolvimento, contribuindo, assim, para o aumento da produtividade e para a introdução de novos produtos no mercado, dado que é necessário menos trabalho de produção para satisfazer a procura agregada. Como consequência, verifica-se um aumento do crescimento de longo-prazo.

Segundo Halter *et al.* (2014), a maioria dos efeitos positivos da desigualdade de rendimento sobre o crescimento económico dependem de mecanismos puramente económicos e, portanto, é plausível supor que eles se materializem no curto-prazo. Por outro lado, a

maioria dos efeitos negativos envolve processos políticos, mudança de instituições, ascensão dos movimentos sociopolíticos ou operam através de mudanças na escolaridade da população e, por isso, materializam-se com um desfasamento temporal considerável.

2.2.2. Impacto do crescimento económico na desigualdade de rendimento

Outra vertente da literatura analisa o efeito do crescimento económico na desigualdade de rendimento, explorando a hipótese de U-invertido avançada inicialmente por Kuznets (1955). Este autor, no seu artigo seminal, abordou de que forma a distribuição do rendimento se altera com o desenvolvimento da economia, sugerindo que, nos estágios iniciais de desenvolvimento, a relação entre crescimento e desigualdade é positiva, tornando-se, posteriormente, negativa, a partir de um determinado ponto crítico. Kuznets (1955) justificou esta hipótese com a mobilidade da mão-de-obra de setores de baixa produtividade para setores de elevada produtividade na fase inicial de desenvolvimento de uma economia, gerando, desta forma, um aumento da desigualdade na distribuição do rendimento. Posteriormente, à medida que a economia continua a crescer, o setor de elevada produtividade começa a dominar e, conseqüentemente, a partir de determinado momento, a desigualdade de rendimento começa a diminuir.

Partindo também de um modelo simples em que uma economia pode ser dividida em dois setores com diferentes distribuições do rendimento, Robinson (1976) concluiu que, caso haja um aumento na população empregada de um dos setores relativamente ao outro ao longo do tempo, então a hipótese de Kuznets verificar-se-á.

Após estes dois contributos, outros estudos emergiram, apresentando diferentes explicações para a forma em U invertido da relação entre crescimento económico e desigualdade.

De acordo com Greenwood e Jovanovic (1990), nas fases iniciais de desenvolvimento de uma economia, os mercados financeiros são praticamente inexistentes e crescem lentamente. A superestrutura financeira começa a formar-se à medida que a economia se aproxima dos estágios intermédios do ciclo de crescimento. Aqui, tanto a taxa de crescimento como a de poupança da economia aumentam, assim como a desigualdade de rendimento entre ricos e pobres. Quando se alcança a maturidade, a economia já desenvolveu uma

extensa estrutura para a intermediação financeira. Na fase final do desenvolvimento, a distribuição do rendimento entre agentes estabiliza, a taxa de poupança diminui e a taxa de crescimento da economia converge para um nível maior do que o verificado nas fases iniciais. O crescimento fornece os meios para o desenvolvimento da estrutura financeira, enquanto esta, por sua vez, permite um maior crescimento, desde que o investimento seja eficientemente realizado.

Numa outra perspectiva, Galor e Tsiddon (1996) desenvolveram um modelo de equilíbrio geral em que, nos estágios iniciais do desenvolvimento, um aumento no nível agregado de investimento em capital humano pode não ser viável, a não ser que a distribuição do capital humano (e, conseqüentemente, a do rendimento) seja desigual. A desigualdade permite aos membros das famílias dos segmentos altamente educados da sociedade aumentar o seu investimento em capital humano, enquanto que, em caso de igualdade, a sociedade, como um todo, seria prejudicada, visto que ocorreria um baixo nível de investimento em capital humano ao nível agregado. Assim, a desigualdade pode ser essencial para aumentar os níveis agregados de capital humano e de rendimento durante os estágios iniciais do crescimento. À medida que o investimento em capital humano dos segmentos superiores da sociedade aumenta, os seus rendimentos aumentam, o que leva as poupanças e a formação de capital a aumentar. Como consequência, a desigualdade de rendimento aumenta, assim como o salário por unidade eficiente de trabalho. Então, os membros dos segmentos menos educados, que inicialmente investiram relativamente pouco na formação de capital humano, têm incentivo a investir mais. Assim, em linha com a hipótese de Kuznets, durante os estágios iniciais de desenvolvimento, o crescimento económico está associado a um aumento da desigualdade de rendimento, enquanto nos estágios posteriores, o crescimento é acompanhado por uma distribuição mais igualitária do capital humano e do rendimento.

Numa vertente diferente, Acemoglu e Robinson (2002), através de um modelo de economia política, concluíram que, quando o desenvolvimento leva a um aumento da desigualdade, isso pode promover a instabilidade política e a tensão social e, dessa forma, forçar a democratização das elites políticas. A democratização gera mudanças institucionais, assim como leva à implementação de reformas políticas que incentivam a redistribuição e reduzem a desigualdade. No entanto, estes autores sugerem duas circunstâncias em que o desenvolvimento não induz uma relação sob a forma da curva de Kuznets. Primeiro, se inicialmente a desigualdade for muito baixa, de modo a que todos os agentes possam investir, o

desenvolvimento pode ocorrer na ausência de acentuadas tensões sociais e, por isso, as reformas políticas podem ser evitadas. Segundo, quando a sociedade civil não é capaz de se mobilizar, o aumento da desigualdade pode não ser suficiente para forçar uma reforma política, pelo que o país experiencia aumentos da desigualdade, fraco crescimento e não é implementada nenhuma reforma política.

2.3. Estudos empíricos

2.3.1. Impacto da desigualdade de rendimento no crescimento económico

Com o aparecimento de inúmeros contributos teóricos acerca do impacto da desigualdade no crescimento económico, surgiram também diversos estudos empíricos que procuraram testar as conclusões apontadas pela teoria.

Desta forma, existe um conjunto de estudos que concluem que a desigualdade de rendimento e o crescimento económico se relacionam de forma negativa. Por exemplo, Alesina e Rodrik (1994), Perotti (1996) e Persson e Tabellini (1994), através de análises cross-section e aplicando o Método dos Mínimos Quadrados, aferiram que o sinal da relação entre desigualdade de rendimento e crescimento económico era negativo, o que vai ao encontro da maioria dos canais de transmissão da literatura teórica. Adicionalmente, Persson e Tabellini (1994) verificaram que o impacto é insignificante nos países não democráticos, por oposição aos democráticos em que é negativo, enquanto Perotti (1996) concluiu que o impacto é insignificante nos países de rendimento per capita baixo (vulgarmente, designados como pobres) e estatisticamente significativo com sinal negativo nos países de elevado rendimento per capita (vulgarmente, reconhecidos como ricos). Paralelamente, observou que, quando incluídas variáveis dummy referentes a diferentes regiões geográficas nas regressões, o efeito desigualdade-crescimento enfraquece consideravelmente.

Por oposição, Li e Zou (1998), ao nível empírico, através da aplicação de métodos de efeitos fixos e aleatórios a um painel de dados relativos a 46 países, verificaram que a desigualdade de rendimento tem um impacto positivo no crescimento económico, sendo tal impacto significativo. Esta conclusão veio demarcar-se dos estudos teóricos que previam uma influência negativa, nomeadamente Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994).

Por outro lado, Barro (2000), realizando uma análise em painel, não conseguiu efetivar qualquer conclusão quando considerou a globalidade da amostra do seu estudo (84 países). Apenas quando a dividiu em dois grupos de países, os de rendimento per capita elevado e os de rendimento per capita baixo (respectivamente, ricos e pobres), conseguiu aferir que a influência da desigualdade de rendimento no crescimento é positiva para os países ricos e negativa para os países pobres. Portanto, como Barro (2000) observou, o nível de desenvolvimento dos países é um fator relevante na relação entre desigualdade e crescimento, visto que, de acordo com esse nível, as conclusões acerca do sinal da relação diferem. Com o intuito de aferir a robustez desse resultado, Khalifa e El Hag (2010), através de uma técnica de estimação threshold para um painel de 70 países, testaram-no empiricamente. Os resultados sugerem que há um limite significativo do rendimento per capita abaixo do qual a relação entre desigualdade de rendimento e crescimento é negativamente significativa e acima do qual é positiva, mas não estatisticamente significativa. Ou seja, o impacto é negativo para os países de baixo rendimento e insignificante para os países de elevado rendimento. Na mesma linha, Chambers e Krause (2010), com recurso a dados em painel relativos a 54 países, aplicaram métodos semi-paramétricos, procurando perceber qual o impacto da desigualdade no crescimento económico ao longo do processo de desenvolvimento de cada país, na qual vão acumulando capital físico e humano. Observaram que o efeito é negativo para os países em desenvolvimento (têm baixos níveis educacionais e de capital físico) e insignificante para os países desenvolvidos (têm elevados níveis educacionais e de capital físico). Castelló (2010), por sua vez, investigou o efeito da desigualdade de rendimento no crescimento económico em diferentes regiões do mundo. Através da estimação de um modelo dinâmico de dados em painel que controla os efeitos específicos para cada país e tem em conta a persistência dos indicadores de desigualdade, a conclusão obtida é de que a desigualdade tem um impacto negativo no crescimento económico, tanto na amostra como um todo como nos países de baixo e médio rendimento. Este impacto, nos países de elevado rendimento, desaparece ou, eventualmente, torna-se positivo.

Voitchovsky (2005) destacou a importância da forma da distribuição do rendimento ao nível do impacto da desigualdade no crescimento económico. Assim, utilizando dados comparáveis do rendimento disponível de 21 países industrializados, concluiu que a desigualdade na extremidade superior do rendimento influencia o crescimento de forma positiva, enquanto que na extremidade inferior esse efeito é negativo.

Knowles (2005), por sua vez, criticou os estudos anteriores por utilizarem dados da desigualdade de rendimento que não são medidos de forma consistente. Para ele, tratar os dados da desigualdade baseados no rendimento bruto, no rendimento líquido, na despesa, e também relativamente a famílias e indivíduos, como comparáveis, é um erro. Ainda que reconheça que os autores de estudos anteriores foram obrigados a fazê-lo dada a falta de dados comparáveis, adverte que se devem interpretar as suas conclusões com precaução. Assim, através de uma análise cross-section para 40 países, estimou duas regressões, uma para países que usem dados do rendimento bruto (países de médio e elevado rendimento) e outra para países onde os dados acerca da despesa estejam disponíveis (países de baixo rendimento). A partir desta estimação, observou um impacto da desigualdade no crescimento insignificante para os países de médio e elevado rendimento, enquanto para os de baixo rendimento observou uma influência negativa, o que sugere que medir a desigualdade de forma inconsistente entre países pode fazer a diferença nos resultados finais.

Mais recentemente, Lee e Son (2016) investigaram o efeito da desigualdade de rendimento no crescimento económico utilizando dados em painel cobrindo uma ampla gama de países desenvolvimento e em desenvolvimento. Para isso, recorreram a técnicas do método dos momentos generalizado (GMM) numa análise em painel dinâmica, encontrando fortes evidências de um efeito negativo da desigualdade de rendimento sobre o crescimento. Adicionalmente, concluíram que esse impacto negativo pode ser de grande significância utilizando dados de países em desenvolvimento ou um conjunto de dados da desigualdade mais recente.

O horizonte temporal também é um fator relevante no impacto do impacto da desigualdade no crescimento económico. Neste sentido, Forbes (2000), a partir de um conjunto de dados melhorado da desigualdade de rendimento que, não só reduzem o erro de medição, como também permitem realizar estimações através de técnicas em painel, alcançou resultados robustos, sugerindo que, no curto e médio prazo, o aumento do nível de desigualdade de rendimento de um país tem um impacto positivo (significativo) no crescimento económico para os países de médio e elevado rendimento. De forma complementar, refere que os seus resultados não invalidam os de sinal negativo de longo prazo realizados por estudos anteriores seccionais. A sua escolha recaiu numa análise em painel, visto que esta permite controlar os efeitos específicos de cada país ao longo do tempo, eliminando assim uma fonte potencial do enviesamento causado pela omissão de variáveis. Por seu turno, Herzer e

Vollmer (2012) estimaram, através de técnicas de cointegração heterogéneas em painel para 46 países, o efeito de longo prazo da desigualdade no rendimento per capita. A partir desta estimação, observaram um efeito negativo, tanto para a amostra como um todo como para os subgrupos da amostra (países desenvolvidos, países em desenvolvimento, países democráticos e países não democráticos). Nestes subgrupos, o efeito nos países desenvolvidos e em desenvolvimento e nos países democráticos e não democráticos ocorre com magnitude semelhante entre eles. Apesar de o efeito não ser estatisticamente significativo, é importante do ponto de vista económico. Numa linha semelhante, Halter et al. (2014) afirmam que a desigualdade influencia o crescimento económico por meio de diversos mecanismos, apresentando estes diferentes velocidades de ajustamento. Empiricamente, com dados de 106 países, observaram que uma maior desigualdade ajuda o desempenho económico no curto prazo, mas reduz a taxa de crescimento do PIB per capita no futuro. O efeito de longo prazo (ou total) de uma maior desigualdade tende a ser negativo. Desta forma, são confirmadas as conclusões verificadas por Forbes (2000) e Herzer e Vollmer (2012).

Os resultados são, aparentemente, contraditórios. No entanto, importa destacar que, dependendo da especificação da regressão que analisa o efeito, do nível inicial de desigualdade, da estrutura da distribuição do rendimento e do nível de desenvolvimento, o efeito da desigualdade no crescimento económico será diferente (Neves e Silva, 2014).

2.3.2. Impacto do crescimento económico na desigualdade de rendimento

Da mesma forma que surgiram inúmeros contributos empíricos procurando testar se os resultados obtidos pela literatura teórica relativamente ao impacto da desigualdade no crescimento se verificavam, o mesmo aconteceu para o impacto do crescimento na desigualdade, nomeadamente para a hipótese de U-invertido avançada por Kuznets. Por volta da década de 70, esta hipótese foi aceite empiricamente de forma vinculada, nomeadamente através de Ahluwalia (1976a, 1976b), Robinson (1976) e Paukert (1973). Posteriormente, foram surgindo estudos nos quais a evidência empírica é contrastante.

Por exemplo, Papanek e Kyn (1986), através de um estudo baseado numa análise cross-section e na utilização de dados de séries temporais para 83 países, partindo do pressuposto que as curvas de Kuznets intertemporal e cross-country são idênticas, confirmaram

a hipótese de Kuznets. A justificação baseia-se no facto de os coeficientes permanecerem relativamente estáveis e não perderem muita da sua significância aquando da inclusão de fatores sociais, económicos e regionais nas regressões. Contudo, alertam que a própria relação sob a forma de U-invertido apenas explica uma pequena parte da variação total da desigualdade de rendimento entre países e ao longo do tempo.

Outro apoiante da hipótese foi Thornton (2001) que, com o objetivo de testar a hipótese de Kuznets, utilizou um conjunto de dados em painel, que incluía um conjunto de dados comparáveis de elevada qualidade sobre os coeficientes de Gini, o PIB per capita real e os quintis de rendimento de 96 países. Os resultados comprovam a hipótese de U-invertido, sugerindo que a desigualdade máxima é alcançada a um nível relativamente baixo de rendimento, uma vez que uma parte substancial do espaço amostral é marcada por uma tendência crescente de maior igualdade de rendimento.

Para além destes, também Dawson (1997), Huang (2004), Chen (2003), defendem que a relação entre crescimento económico e desigualdade de rendimento se processa sob a forma de U invertido.

Por outro lado, um grupo de estudos refuta a hipótese. Matyas et al. (1998) mostraram-se críticos da hipótese postulada por Kuznets, classificando-a como um mito. Baseados em dois conjuntos de dados em painel, um de 47 e outro de 62 países, aplicaram modelos de efeitos fixos e aleatórios, concluindo que não há evidência empírica forte que sustente a referida hipótese. Segundo os autores, as desigualdades de rendimento têm maior probabilidade de serem explicadas por fatores específicos de cada país e que, essencialmente, não dependem do nível de desenvolvimento. Outro alvo de crítica foi a utilização de dados cross-section para a verificação empírica da relação defendida por Kuznets, dado que as abordagens cross-sectional assentam em fortes pressupostos, nomeadamente, a completa homogeneidade de todos os países da amostra e a negligência da dinâmica dos ciclos económicos.

Li et al. (1998), por sua vez, adaptando a base de dados de elevada qualidade reunida por Deininger e Squire (1996), testaram para 49 países desenvolvidos e em desenvolvimento, se a desigualdade de rendimento seria relativamente estável ao longo do tempo dentro dos países e se varia significativamente entre países. Os seus resultados contrariam a hipótese de U-invertido de Kuznets, visto que verificaram que a desigualdade de rendimento é relativamente estável ao longo do tempo dentro dos países. Sugerem que os fatores estruturais

(económicos, demográficos, sociais, políticos) desempenham um papel crucial na determinação do nível de desigualdade de um país e da sua evolução ao longo do tempo. Estes fatores diferem entre países e, por isso, a hipótese de Kuznets é mais facilmente apoiada por análises cross-section entre países.

Juntando-se a estes estudos, Ram (1991), contraria a hipótese de Kuznets, sugerindo uma relação sob a forma de U não invertido, na qual a desigualdade primeiramente diminuía com o crescimento e, depois de alcançar um mínimo, aumentava.

Frazer (2006), por sua vez, optou por adotar uma abordagem diferente, utilizando a regressão não-paramétrica sobreposta para explorar a relação entre desigualdade e o nível de desenvolvimento tanto dentro de cada país como entre países. A justificação desta escolha assenta no facto de, admitindo comparações visuais da desigualdade tanto dentro como entre países, permite retirar conclusões mais específicas do que as regressões entre países e é mais geral do que os estudos dentro de cada país. Assim, a partir desta metodologia, encontrou pouco apoio para a hipótese de Kuznets. Tal como em estudos anteriores, há evidência da curva de Kuznets quando utilizada uma abordagem cross-sectional. No entanto, quando se usa a regressão não-paramétrica dentro dos países, a evidência de Kuznets desvanece-se, mesmo considerando cuidadosamente os intervalos de confiança das regressões não-paramétricas.

Capítulo 3. Análise empírica

A literatura empírica que versa sobre o impacto da desigualdade na distribuição do rendimento no crescimento económico divide-se em duas vertentes: uma procura estimar a relação na forma reduzida entre desigualdade e crescimento, enquanto a outra tem por objetivo testar a validade dos canais de transmissão – apresentados no capítulo anterior – através dos quais se manifesta esse impacto. Neste capítulo, em linha com a primeira vertente, procede-se à estimação da referida relação na forma reduzida com recurso aos métodos de estimação de dados em painel.

A escolha por uma análise em painel, em detrimento de uma análise *cross-section*, justifica-se pelo facto de as regressões *cross-section* utilizadas nos estudos empíricos sobre o crescimento serem alvo de duas fontes de inconsistência (p. ex., Caselli *et al.* (1996), Forbes (2000), Castelló (2010)). A primeira reside na incapacidade das estimações *cross-section* controlarem as características específicas dos países, como as diferenças na tecnologia, gostos, clima ou instituições, cuja omissão pode enviesar o coeficiente das variáveis explicativas. Contrariamente, as estimações em painel, sendo capazes de controlar estas características não observáveis e *time-invariant*, removem qualquer enviesamento que possa resultar da correlação delas com as variáveis independentes. A segunda fonte de inconsistência refere-se ao tratamento inadequado de algumas variáveis explicativas que, segundo argumentos teóricos fortes, devem ser consideradas endógenas. Adicionalmente, Forbes (2000) fundamenta a preferência por dados em painel com a possibilidade de se conseguir estimar o efeito que uma alteração no nível de desigualdade de um país terá na taxa de crescimento dentro desse país – uma questão política importante que não é possível com dados *cross-country*.

Além das vantagens enumeradas, a utilização de dados em painel, comparativamente com dados *cross-section*, aumenta a dimensão da amostra consideravelmente e proporciona dados mais informativos, mais variabilidade dos mesmos, menos colinearidade entre variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência (Gujarati, 2004).

Deste modo, neste capítulo, através de uma regressão econométrica, é estimado o impacto da desigualdade de rendimento no crescimento económico, assim como, se tal impacto difere no período pré e pós-crise e entre países intervencionados e não intervencionados. O modelo é apresentado na primeira parte do capítulo e, posteriormente, são descritos os dados e as variáveis utilizadas. Por fim, são exibidos os resultados obtidos.

3.1. O modelo

Com a finalidade de determinar a direção e a magnitude do efeito da desigualdade na distribuição de rendimento no crescimento económico no curto/médio prazo, este estudo considera os quatro países da periferia do Sul da Europa, designadamente, Portugal, Espanha, Itália e Grécia. Esta constitui a amostra principal da presente dissertação. De notar que, este grupo de países, na sequência da crise financeira e económica que se iniciou nos EUA em 2007, enfrentaram uma forte recessão e fortes implicações sobre as suas dívidas soberanas, o que culminou com a assistência financeira das instituições internacionais – Comissão Europeia, Banco Central Europeu e Fundo Monetário Internacional, que constituem a *Troika* – assim como, reformas e medidas de austeridade. De forma complementar, e com o intuito de perceber se o impacto da desigualdade no crescimento diverge entre países intervencionados pelas instituições internacionais e não intervencionados e se tal repercussão contrasta nos períodos pré e pós-crise financeira de 2007 entre esses países, constituíram-se duas amostras adicionais: uma engloba seis países europeus não intervencionados – Alemanha, França, Holanda, Reino Unido, Dinamarca e Suécia, enquanto a outra reúne os dez países que integram as amostras anteriores.

O horizonte temporal coberto por este estudo corresponde ao período 1995-2015, sob a forma de subperíodos de cinco anos. Esta estrutura temporal é fundamentada com a construção de um painel de dados mais equilibrado, dado que a disponibilidade dos dados é limitada.

Uma vez apresentadas, quer a dimensão espacial quer a dimensão temporal do painel utilizado, importa referir que, uma vez que nem todos os países têm o mesmo número de observações temporais, o referido painel é não balanceado (Wooldridge, 2010).

Geralmente, de forma a estimar dados em painel, a literatura considera dois tipos de modelos: o modelo de efeitos fixos (FEM) e o modelo de efeitos aleatórios (REM). O primeiro pressupõe que o efeito individual não observado esteja correlacionado com as variáveis explicativas, enquanto o segundo, por sua vez, assume que essa correlação é nula (Wooldridge, 2010). De acordo com Forbes (2000), as estimativas do modelo de efeitos fixos são calculadas a partir das diferenças dentro de cada país ao longo do tempo. Por outro lado, as estimativas do modelo de efeitos aleatórios incorporam informação de cada país e ao longo do tempo, sendo, por essa razão, mais eficientes – desde que os efeitos específicos de cada

país (heterogeneidade individual não observada) não estejam correlacionados com as outras variáveis independentes. Apesar destes modelos serem os mais utilizados para dados em painel, Neves e Silva (2014) considera-os inadequados para estimar a relação entre a desigualdade de rendimento e o crescimento económico. Alega que as variáveis explicativas utilizadas na regressão de crescimento típica estão, normalmente, correlacionadas com os efeitos específicos dos países, o que torna o estimador aleatório inconsistente. Relativamente ao estimador de efeitos fixos, explica que pode levar a resultados enviesados, quer quando as variáveis são bastante constantes aos longo do tempo quer quando essa variação é maioritariamente seccional, como é o caso da desigualdade de rendimento. Por esta razão e, essencialmente, por o painel utilizado incluir uma pequena amostra de países e um horizonte temporal curto, o método de estimação escolhido é o *Pooled Ordinary Least Squares* (*Pooled OLS*). Este método tem como pressuposto principal que não há diferenças entre as matrizes de dados da dimensão seccional, isto é, o modelo estima uma constante comum para todos os países. Praticamente, implica que não hajam diferenças entre os países escolhidos, sendo útil sob a hipótese de que o conjunto de dados é *a priori* homogéneo. Ou seja, este método baseia-se na ideia de que todos os países irão reagir da mesma forma a alterações nas variáveis explicativas e que as interceções são as mesmas para todos os países² (Wooldridge, 2014).

Posto isto, o modelo econométrico utilizado para estimar a relação na forma reduzida entre a desigualdade e o crescimento é dado por:

$$Cresc_{it} = \alpha + \beta_1 \ln(PIBpc)_{i,t-\tau} + \beta_2 Gini_{i,t-\tau} + \beta_3 X_{i,t-\tau} + \mu_{i,t},$$

onde i representa cada país ($i = 1, 2, \dots, 10$), t representa cada período de tempo ($t = 1995, 2000, \dots, 2015$) e τ corresponde a um intervalo de 5 anos. $Cresc_{it}$ é a variável dependente e representa a taxa de crescimento do PIB *per capita* real (PIBpc real) do país i medida no ano t ; $\ln(PIBpc)_{i,t-\tau}$ representa o logaritmo natural do PIBpc real do país i no ano $t-\tau$; $Gini_{i,t-\tau}$ é a variável explicativa principal e corresponde ao coeficiente de Gini do país i desfasado por um período de cinco anos; matriz $X_{i,t-\tau}$ das variáveis de controlo – sugeridas na literatura como importantes determinantes das taxas de crescimento - do país i desfasadas por um período de cinco anos; α é termo constante estimado, comum a todos os países; β_1 , β_2 e β_3

² No modelo *Pooled OLS*, os parâmetros estimados são iguais para todos os países. Contrariamente, no FEM, o termo constante estimado é diferente para cada país, captando dessa forma a sua heterogeneidade. No REM, por sua vez, o termo constante é tratado, não como um parâmetro fixo, mas como aleatório.

são os parâmetros de interesse que são estimados; e $\mu_{i,t}$ é o termo de perturbação aleatório do país i no ano t .

Através deste modelo é estimado o efeito da desigualdade de rendimento, medida pelo coeficiente de Gini, no crescimento económico no curto/médio prazo. Ou seja, é estimado o impacto do coeficiente de Gini, assim como das restantes variáveis explicativas, na taxa de crescimento real do PIBpc nos cinco anos seguintes. No entanto, de acordo com Voitchovsky (2005), a economia pode reagir de forma mais lenta a alterações na desigualdade de rendimento e afetar o impacto de curto prazo. Apesar disso, a disponibilidade dos dados justifica que sejam utilizados subperíodos de cinco anos.

O modelo acima descrito estima-se através do *software EViews*, versão 9.5.

3.2. Dados

Os dados secundários utilizados pela presente dissertação, assim como as respetivas fontes de onde foram recolhidos, são descritos abaixo.

Variável dependente

A variável explicada utilizada corresponde à taxa de crescimento do PIB *per capita* real (**Cresc_{it}**). É calculada, de acordo com Castelló (2010), da seguinte forma: $\frac{\ln(PIBpc)_{i,t} - \ln(PIBpc)_{i,t-\tau}}{\tau}$, em que o PIBpc é medido em US dólares constantes de 2010. Os dados relativos ao PIBpc foram recolhidos da base de dados *World Development Indicators*, do Banco Mundial (World Bank, 2018).

Variáveis explicativa e de controlo:

A principal variável explicativa, correspondendo à medida de desigualdade da distribuição de rendimento, é o coeficiente de Gini. Adicionalmente, foram incluídas outras variáveis que afetam a eficiência estática e dinâmica da economia e, consequentemente, o seu crescimento (p. ex., Caselli *et al.* (1996), Barro (2000), Castelló (2010)).

- **Gini_{i,t-5}**, corresponde ao coeficiente de Gini, desfasado por um período de cinco anos. Este indicador mede a desigualdade na distribuição do rendimento entre indivíduos ou famílias de uma economia. Varia entre 0 e 100, onde 0 representa igualdade perfeita (todos têm o mesmo rendimento) e 100 a desigualdade máxima (todo o rendimento é acumulado por uma única família). Quando este coeficiente aumenta, *ceteris paribus*, espera-se que as caudas da distribuição de rendimento se tornem mais extensas, o que se traduz numa maior percentagem de indivíduos com rendimentos muito baixos e muito altos. Existem outros indicadores que medem a desigualdade na distribuição de rendimento, como foi referido na secção 2.1., no entanto este é o principal e o mais utilizado nos estudos empíricos que testam a relação entre desigualdade e crescimento (p. ex., Li e Zou (1998), Barro (2000)). Foram recolhidos dados relativos ao primeiro ano de cada quinquénio (1995, 2000, ...) da base de dados *online* do Eurostat³, que mede este indicador em função do rendimento disponível equivalente antes das transferências sociais (as pensões são excluídas).
- **ln(PIBpc)_{i,t-5}**, corresponde ao logaritmo natural do PIB *per capita* real, desfasado por um período de cinco anos. Neste caso, o PIBpc refere-se ao Produto Interno Bruto convertido em dólares internacionais utilizando as taxas da paridade do poder de compra. Foram recolhidos dados relativos ao primeiro ano de cada período de cinco anos (1995, 2000, ...), da base de dados *World Development Indicators*, do Banco Mundial (World Bank, 2018). Como sugerido na literatura (p. ex., Caselli *et al.* (1996), Barro (2000)), esta variável representa a convergência condicional. Ou seja, países mais próximos do seu nível de produto do estado estacionário irão crescer de forma mais lenta. Se os países tiverem as mesmas preferências e o mesmo nível de tecnologia, então os países com um nível de PIBpc inicial mais baixo irão apresentar taxas de crescimento superiores aos que têm um nível de PIBpc mais alto (Barro e Sala-i-Martin, 1992). Por este motivo, espera-se que esta variável apresente um coeficiente negativo, indicando a convergência condicional entre países.

³ Dados recolhidos da base de dados *online* do Eurostat (http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=ilc_di12), acedido em maio de 2018).

- **Esc_{i,t-5}**, corresponde ao número médio de anos de escolaridade total da população com idade superior a 25 anos, desfasado por um período de cinco anos. Foram recolhidos dados relativos ao horizonte temporal em estudo da base de dados *Barro – Lee Educational Attainment* (Barro e Lee, 2013). Este indicador é uma medida do nível inicial de capital humano. Espera-se que esta variável apresente um sinal positivo, uma vez que o capital humano melhora a qualidade do fator trabalho, aumentando a sua produtividade (Mankiw *et al.*, 1992). Além disso, é um fator importante na investigação e desenvolvimento, visto que promove a inovação, o progresso tecnológico e a capacidade de absorção de novas tecnologias. Com isto, surgem novos produtos e aumenta-se a eficiência produtiva (Romer (1990) e Barro e Lee (1994)).
- **ln(fert)_{i,t-5}**, corresponde ao logaritmo natural da taxa de fertilidade total (nascimentos por mulher), desfasada por um período de cinco anos. A taxa de fertilidade total é medida pelo número de filhos que uma mulher teria se vivesse até ao final da sua idade fértil e tivesse filhos de acordo com as taxas de fertilidade específicas por idade num ano específico. Foram recolhidos dados do primeiro ano de cada quinquénio (1995, 2000, ..., 2015) da base de dados *World Development Indicators*, do Banco Mundial (World Bank, 2018). Espera-se que esta variável apresente um coeficiente negativo, uma vez que uma maior taxa de fertilidade total (e, portanto, no longo prazo uma maior taxa de crescimento populacional) contribua para um menor crescimento do PIBpc, *ceteris paribus* (Barro, 2001). Outra forma de explicar este impacto é através do canal da decisão conjunta educação e fertilidade referido na secção 2.2.1.. Um menor investimento em capital humano nas crianças que nascem, devido ao facto de se ter um elevado número de filhos (relação qualidade-quantidade de filhos), pode contribuir para um menor crescimento económico.
- **Trade_{i,t-5}**, corresponde à abertura comercial, desfasada por um período de cinco anos. Este grau de abertura é medido pela soma das exportações e importações de bens e serviços, em percentagem do PIB. Foram recolhidos dados relativos ao primeiro ano de cada quinquénio (1995, 2000, ...) da base de dados *World Development Indicators*, do Banco Mundial (World Bank, 2018). De

acordo com Grossman e Helpman (1991), a abertura comercial, através da difusão tecnológica, disseminação do conhecimento e incentivos à inovação, estimula o crescimento económico. Adicionalmente, através de uma maior concorrência, melhor alocação de recursos e acesso aos mercados mundiais, as economias beneficiam de economias de escala e tornam-se mais eficientes (Barro e Sala-i-Martin, 1997). Assim, é esperado que esta variável apresente um coeficiente positivo.

- **IDE_{i,t-5}**, corresponde aos influxos líquidos do investimento direto estrangeiro (IDE), em percentagem do PIB, desfasados por um período de cinco anos. Foram recolhidos dados dos anos $t-1$, t e $t+1$ do horizonte temporal selecionado (p. ex., 1994, 1995, 1996, ..., 2014, 2015, 2016) e, posteriormente, calculadas médias móveis de três anos. Este procedimento justifica-se pelo excesso de volatilidade deste indicador. Tais dados foram obtidos da base de dados *World Development Indicators*, do Banco Mundial (World Bank, 2018). De acordo com a literatura (p. ex., Borensztein *et al.* (1998), Hermes e Lensink (2003), Neto e Veiga (2013)), o IDE é um importante veículo de transferência de tecnologia e conhecimento, beneficiando em grande medida os países receptores. Dessa forma, permite uma formação superior da força de trabalho, a introdução de novas técnicas e processos produtivos, uma melhoria da capacidade de gestão, o aumento da pesquisa e inovação, assim como o aumento da concorrência local. Por conseguinte, geram-se aumentos da produtividade, beneficiando o crescimento económico. Com base nestas contribuições, é esperado um coeficiente positivo desta variável.
- **I_{i,t-5}**, corresponde à taxa de investimento público e privado, em percentagem do PIB, desfasada por um período de cinco anos e representa o investimento em capital físico. Foram recolhidos dados relativos ao primeiro ano de cada quinquénio (1995, 2000, ..., 2015), da base de dados *online* do Eurostat⁴. Espera-se que esta variável apresente um sinal positivo, dada a evidência de que um maior peso do investimento no PIB está positivamente relacionado com o crescimento económico (Mankiw *et al.*, 1992). O investimento na qualidade

⁴ Dados recolhidos da base de dados *online* do Eurostat (<https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/refreshTableAction.do?tab=table&plugin=1&pcode=tec00011&language=en>, acedido em Maio de 2018).

das infraestruturas, na capacidade produtiva, em bens de capital, máquinas e equipamentos, permite aos trabalhadores utilizar tecnologia moderna e, por conseguinte, estimular a atividade produtiva, através de uma maior produtividade (De Long e Summers, 1991).

Os impactos das variáveis $\text{Trade}_{i,t-5}$, $\text{IDE}_{i,t-5}$ e $\text{I}_{i,t-5}$ no crescimento acontecem pela mesma via – o canal tecnológico. Ou seja, o mecanismo de transmissão teórico captado pela inclusão de cada uma destas variáveis é o mesmo. Aliado a este facto, tem-se a reduzida dimensão amostral (4, 6 e 10 países) e o curto horizonte temporal (cinco períodos de 5 anos) deste estudo. Em virtude destas características, a inclusão em excesso de variáveis explicativas pode enviesar os resultados, uma vez que diminui o número de graus de liberdade. Por esta razão, nas regressões estimadas utilizando dados de cada uma das amostras, só será incluída uma destas três variáveis. Escolhe-se aquela que apresentar maior significância estatística e contribuir para uma maior significância global da regressão. Nesse sentido, nas estimações realizadas com dados da amostra de seis e dez países, é incluída a variável $\text{Trade}_{i,t-5}$. Para a amostra de quatro países, é incluída a variável $\text{I}_{i,t-5}$.

- $\text{G}_{i,t-5}$, corresponde à despesa do governo, em percentagem do PIB, desfasado por um período de cinco anos. Foram recolhidos dados referentes ao primeiro ano de cada quinquénio (1995, 2000, ..., 2015) da base de dados *online* do Eurostat⁵. Espera-se que esta variável apresente um coeficiente negativo, visto que um governo excessivamente grande absorve todos os recursos do setor privado e, nessa perspetiva, prejudica o crescimento económico (Aisen e Veiga, 2013). Adicionalmente, e com o mesmo resultado, podem gerar distorções de mercado, devido ao aumento da tributação por parte do governo (Barro, 1991).
- $\text{SO}_{i,t-5}$, corresponde ao saldo orçamental, em percentagem do PIB, desfasado por um período de cinco anos. Os dados referentes ao primeiro período de cada quinquénio (1995, 2000, ..., 2015) foram recolhidos da base de dados *online* do Eurostat⁶. Dependendo da componente da despesa ou da receita

⁵ Dados recolhidos da base de dados *online* do Eurostat (<https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00023&plugin=1>, acedido em Maio de 2018).

⁶ Dados recolhidos da base de dados *online* do Eurostat (<https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00127&plugin=1>, acedido em Maio de 2018).

pública que dá origem a alterações no saldo orçamental, o impacto no crescimento económico varia. Existem dois tipos de despesas, as produtivas (afetam positivamente a produtividade marginal do capital e do trabalho) e não produtivas (afetam de forma nula ou negativamente a produtividade marginal do capital e do trabalho), e dois tipos de impostos, os distorcionários (distorcem as decisões de investimento em capital ou trabalho) e os não distorcionários (não distorcem as decisões de investimento em capital ou trabalho). Conforme a alteração em cada um deles, o efeito sobre o crescimento económico será diferente (Kneller *et al.*, 1998).

Quer a variável $G_{i,t-5}$ quer a variável $SO_{i,t-5}$ captam a política orçamental levada a cabo pelo governo. Como tal, por essa razão e pelas enunciadas acima relativamente às características das amostras utilizadas, só uma delas será incluída em cada estimação. Então, nas estimações que utilizam dados das amostras de seis e dez países, é incluída a variável $SO_{i,t-5}$. Por outro lado, nas estimações com dados da amostra de quatro países é incluída a variável $G_{i,t-5}$.

- **$Inf_{i,t-5}$** , corresponde à taxa de inflação, medida pelo índice de preços do consumidor, desfasada por um período de cinco anos. Os dados relativos a esta variável para o primeiro ano de cada quinquénio (1995, 2000, ..., 2015) foram recolhidos da base de dados *World Development Indicators*, do Banco Mundial (World Bank, 2018). A taxa de inflação é um indicador da estabilidade macroeconómica que reflete a variação percentual do custo de aquisição de um cabaz de bens e serviços por um consumidor médio. É esperado que esta variável apresente um coeficiente negativo, uma vez que reduz o nível de investimento e a eficiência com que os fatores produtivos são usados. Devido à incerteza e imprevisibilidade que a inflação traz à economia, diminuem os incentivos a investir, o que prejudica o crescimento económico (Fischer (1993) e Elder (2004)).
- ***Worldwide Governance Indicators* (WGI)**, do Banco Mundial. Os WGI são indicadores da qualidade institucional dos países e cobrem seis dimensões: “Voz e Responsabilidade”, “Estabilidade Política e Ausência de Violência/Terrorismo”, “Eficácia do Governo”, “Qualidade Regulamentar”,

“Estado de Direito” e “Controlo da Corrupção”. Todas estas dimensões variam entre -2,5 (fraca) e +2,5 (forte), conforme a qualidade das instituições (Kaufmann *et al.*, 2010). Nas estimações realizadas no âmbito deste estudo, para cada um dos grupos de países, apenas é incluída uma destas dimensões (a que apresentar maior significância estatística, depois de se testar a inclusão, uma a uma, na estimação). Nesta perspetiva, nas estimações que utilizam dados relativos à amostra composta por 4 países, é incluída a dimensão “Qualidade Regulatória”. Esta dimensão, que mede a capacidade de o governo formular e implementar políticas e regulamentos sólidos que permitam e promovam o desenvolvimento do setor privado, é representada pela variável $RQ_{i,t-5}$, desfasada por um período de cinco. Quando utilizados dados relativos à amostra de 6 países, é incluída na estimação a dimensão “Estado de Direito”, que mede até que ponto os agentes confiam e respeitam as regras da sociedade e, em particular, a qualidade da execução dos contratos, os direitos de propriedade, a polícia e os tribunais. Esta dimensão é representada pela variável $RL_{i,t-5}$, que se apresenta desfasada por um período de cinco anos. Por último, quando utilizados dados da amostra de 10 países, é incluída na estimação a dimensão “Estabilidade Política e Ausência de Violência/Terrorismo”, que capta a probabilidade de um governo ser desestabilizado ou derrubado por meios inconstitucionais ou violentos, incluindo violência e terrorismo com motivação política. Esta dimensão é representada pela variável $PV_{i,t-5}$, desfasada por um período de cinco anos. Os dados relativos ao horizonte temporal em estudo foram recolhidos da base de dados *Worldwide Governance Indicators* (World Bank, 2017b). Espera-se que, qualquer uma das três variáveis, apresente um coeficiente positivo, uma vez que “boas instituições” contribuem para o crescimento económico, via eficiência e produtividade ou permitindo maior investimento (Hall e Jones (1999) e Acemoglu e Robinson (2010)).

- **Indicadores de profundidade financeira**, do Banco Mundial
A profundidade financeira compreende o setor financeiro em relação à economia. É o caso da dimensão dos bancos, outras instituições financeiras e mercados financeiros de um país, agregados e comparados, por exemplo,

com o PIB. Existem diversos indicadores que medem a profundidade financeira, no entanto, nas estimações realizadas, por razões de significância estatística, apenas são incluídos dois: “Ativos de Fundos Mútuos, em percentagem do PIB” e “Títulos de Dívida Privada interna em circulação, em percentagem do PIB”. O primeiro, representado pela variável $\mathbf{AFM}_{i,t-5}$ (desfasada por um período de cinco anos), é incluído nas estimações que utilizam dados das amostras compostas por 6 e 10 países, enquanto o segundo, representado pela variável $\mathbf{DPriv}_{i,t-5}$ (desfasada por um período de cinco anos), é incluído nas que têm por base a amostra de 4 países. Estes foram os escolhidos depois de se testar a inclusão, um a um, na estimação e se ter verificado que estes apresentam maior significância estatística. Os dados relativos ao primeiro ano de cada quinquénio (1995, 2000, ...) foram recolhidos da base de dados *Global Financial Development* (atualização de junho, 2017), do Banco Mundial (World Bank, 2017a).

- **Dcrise**, é uma variável *dummy* temporal. Assume o valor 0 para o período 1995 – 2005 e o valor 1 para o período 2010 – 2015. Pretende-se, com a inclusão desta variável, captar o efeito da crise.
- **Dinter**, é uma variável *dummy* que, para o grupo de países da periferia do Sul da Europa (Portugal, Espanha, Itália e Grécia – países intervencionados), assume o valor 1 e, para o grupo de países não intervencionados (Alemanha, França, Holanda, Dinamarca, Suécia e Reino Unido), o valor 0.

As estatísticas descritivas, assim como as matrizes de correlação das variáveis incluídas nas estimações realizadas, apresentam-se, para cada uma das amostras, nos anexos A (amostra de 4 países), B (amostra de 6 países) e C (amostra de 10 países).

3.3. Resultados

Nesta secção são exibidos os resultados e é realizada uma análise aos mesmos. Como explicado anteriormente, a estimação da relação entre a desigualdade na distribuição do rendimento e o crescimento económico é efetuada para três amostras: a principal, composta pelos países da periferia do Sul da Europa (países intervencionados – 4 países), e duas amostras

adicionais: uma é composta por um grupo de países europeus não intervencionados (6 países) e a outra engloba todos os países incluídos nas duas amostras anteriores (10 países).

Após inúmeras estimações combinando diferentes variáveis de controlo com a variável explicativa, obtiveram-se os resultados finais. As variáveis incluídas nas tabelas de resultados, apresentadas abaixo, para cada uma das amostras, procuram captar cada um dos canais teóricos previstos pela literatura teórica. Inicialmente, para cada um desses canais, foram recolhidos dados de variáveis que poderiam representar o seu significado teórico no modelo econométrico. Para os canais que poderiam ser representados por mais do que uma variável, depois de se testar a inclusão, uma a uma, de cada uma delas, apenas foi incluída no modelo aquela que apresentava maior significância estatística. Através deste processo realizado para cada amostra de países, alcançaram-se as melhores especificações, juntando as diversas variáveis de controlo e a variável explicativa. Por esta razão, nas várias estimações apresentadas para cada grupo de países, podem diferir as variáveis incluídas.

Neste seguimento, são estimadas cinco regressões, para cada grupo amostral, que correspondem a diferentes combinações de determinantes da taxa de crescimento e da medida de desigualdade de rendimento. A primeira, sendo a mais simples, apenas representa a correlação absoluta entre o coeficiente de Gini e a taxa de crescimento do PIB *per capita* real (PIBpc). Na segunda, de forma adicional, considera-se o efeito do nível inicial do PIBpc real. Na terceira, complementarmente à segunda, são adicionados determinantes da taxa de crescimento económico. Na quarta, incluem-se os efeitos da qualidade institucional e da profundidade financeira. Por último, testa-se o efeito da crise no impacto da desigualdade. Além destas regressões, para a amostra que engloba todos os países, tenta-se perceber se existem diferenças no impacto da desigualdade de rendimento entre países intervencionados e não intervencionados.

Os resultados das estimações descritas, para cada uma das amostras, são exibidos abaixo. Posteriormente, é apresentada uma análise de robustez, onde são testadas diferentes especificações.

3.3.1. Amostra de países da periferia do Sul da Europa

Começando com a amostra referente ao grupo de países intervencionados, os resultados da estimação das cinco regressões acima descritas são apresentados na Tabela 1. De acordo com o coeficiente de determinação – o R^2 , as regressões explicam cerca de 47% a 99% da variação total da taxa de crescimento real do PIBpc. As proporções referentes às regressões 3, 4 e 5 são extremamente elevadas, no entanto podem não refletir um maior poder explicativo, mas verificarem-se devido ao elevado número de variáveis independentes. Relativamente às estatísticas – F, estas indicam, para um nível de significância de 1%, que todas as regressões, com exceção da 5, são globalmente estatisticamente significativas, rejeitando a hipótese nula de que todos os coeficientes são iguais a zero. A regressão 5 só apresenta significância global estatística para um nível de 10%.

Em primeiro lugar, importa salientar os resultados relativos à medida de desigualdade na distribuição do rendimento – o coeficiente de Gini. Na regressão 1, a mais simples, os resultados indicam um efeito positivo e estatisticamente significativo do coeficiente de Gini na taxa de crescimento real do PIBpc, confirmando a relação evidenciada pela simples correlação entre essas duas variáveis (ver Tabela A.2 – Anexo A). Este efeito tem um desfasamento temporal de 5 anos, pelo que se trata de um impacto de curto/médio prazo. Contudo, quando se inclui a hipótese da convergência condicional entre países, medida pelo logaritmo natural do PIBpc real (regressão 2), o coeficiente de Gini mantém-se altamente significativo, mas com um sinal negativo. O mesmo acontece nas restantes regressões, com exceção da 3, ainda que a um nível de significância menor. Estes resultados confirmam as previsões da maioria das abordagens teóricas: a desigualdade de rendimento é prejudicial para o crescimento económico. O mecanismo teórico que poderá estar subjacente a este resultado é o canal das imperfeições no mercado de crédito. De acordo com Knowles (2005), é provável que este canal se manifeste também no curto prazo, uma vez que as repercussões de fraco investimento em capital físico no crescimento são imediatas. Contrariamente, para Halter *et al.* (2014) os mecanismos de transmissão teóricos que explicam o impacto adverso da desigualdade no crescimento económico atuam com um desfasamento temporal considerável. Como envolvem a alteração de instituições, o surgimento de movimentos sociopolíticos ou operam a partir de mudanças no nível de capital humano da população, provavelmente, apenas se materializam no longo prazo. Neste seguimento, à luz da literatura empírica, estes resultados são pouco comuns. A maioria, utilizando dados em painel, encontra evidências de

que a relação entre desigualdade rendimento é positiva (ou no limite, insignificante) em países desenvolvidos/elevado rendimento (p. ex. Li e Zou (1998) e Forbes (2000)). Neste contexto, estes resultados só comprovam a falta de consenso relativamente a este tema ao nível da literatura existente.

Tabela 1 – Crescimento Económico e Desigualdade de Rendimento - Países da Periferia do Sul da Europa (1995-2015)

Variável dependente: Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> real, Cresc					
Regressão	1	2	3	4	5
Constante	-6,824843*** (-3,464540)	70,85468*** (10,35158)	70,86251*** (9,637263)	115,6436** (9,882300)	155,1985* (10,20908)
$\ln(\text{PIBpc})_{t-5}$		-6,328774*** (-10,58883)	-6,907231*** (-9,108672)	-13,67164*** (-12,74171)	-17,48105** (-13,52626)
Gini_{t-5}	0,226258*** (4,101642)	-0,187441*** (-5,520439)	-0,032167 (-0,870806)	-0,536085** (-6,079352)	-0,826706* (-7,767535)
$\text{Gini}_{t-5} \times \text{Dcrise}$					0,019697 (5,726381)
Esc_{t-5}			0,010182 (0,107058)	0,741755*** (30,19831)	0,804215** (23,52334)
$\ln(\text{fert})_{t-5}$			-11,84941*** (-10,51223)	-3,579331** (-4,404337)	-0,098168 (-0,110938)
G_{t-5}			0,075264 (0,980521)	0,563647*** (12,69598)	0,665742** (25,66765)
I_{t-5}			0,06209 (0,770472)	0,325372*** (11,87598)	0,337392** (13,12602)
Inf_{t-5}			-0,323510*** (-3,928682)	-1,340447*** (-34,78601)	-1,422984** (-33,87364)
RQ_{t-5}				6,410997** (7,897938)	8,324199* (10,91026)
DPriv_{t-5}				-0,017010** (-5,091876)	-0,014373 (-4,255645)
Número de observações	16	16	16	12	12
Número de países	4	4	4	4	4
R^2	0,474943	0,826646	0,981575	0,999524	0,999167
R^2 Ajustado	0,437439	0,799976	0,965454	0,997385	0,990838
Estatística - F	12,66377	30,99547	60,88625	467,0797	119,9547
Prob(Estatística - F)	0,003147	0,000011	0,000003	0,002138	0,070946

Nota: as estatísticas - t estão entre parênteses. Níveis de significância em que a hipótese nula é rejeitada: 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

De forma complementar, inclui-se um termo de interação entre o coeficiente de Gini e o efeito da crise ($\text{Gini}_{t-5} \times \text{Dcrise}$) com o intuito de testar se o impacto da desigualdade na

distribuição do rendimento no crescimento varia entre os períodos pré e pós crise financeira de 2007. Contudo, como se pode observar na regressão 5, o coeficiente deste termo não é estatisticamente significativo, o que sugere que a crise financeira não alterou a forma como a desigualdade e a taxa de crescimento real do PIBpc se relacionam. Este resultado é um pouco surpreendente, uma vez que seria de esperar que, para este grupo de países, o efeito da crise acentuasse o impacto negativo da desigualdade de no crescimento económico. É factual que a crise agravou a dispersão na distribuição do rendimento nos países mais afetados, ainda que a dimensão desse efeito tenha dependido das políticas fiscais e das medidas específicas implementadas durante esse período (OECD, 2015). Neste contexto, deve-se olhar para a não significância do termo de interação de forma cautelosa, dado que o seu poder explicativo pode ser afetado pela reduzida dimensão temporal pós-crise.

No que diz respeito à hipótese da convergência condicional entre países, medida pelo nível do PIBpc real, os resultados revelam um impacto negativo altamente significativo em todas as regressões. Nesta linha, os resultados corroboram as conclusões de Barro e Sala-i-Martin (1992) e Barro (2000) referentes ao efeito *catching-up*.

Nas regressões 3, 4 e 5 incluem-se os determinantes importantes da taxa de crescimento real do PIBpc descritos na secção 3.2.. Particularmente, e começando pelo nível inicial de capital humano, medido pelos anos de escolaridade, os resultados revelam que este indicador contribui para o aumento da taxa de crescimento, visto que apresenta um coeficiente positivo, no entanto apenas significativo nas regressões 4 e 5. Este resultado é consistente com as constatações de Mankiw *et al.* (1992) e Barro e Lee (1994).

Relativamente à taxa de fertilidade total e de acordo com os resultados, um maior número de filhos reduz a taxa de crescimento real do PIBpc, o que suporta as conclusões de Barro (2001). De notar que, este efeito só é significativo nas regressões 3 e 4.

A despesa do governo, por sua vez, contrariamente ao que se esperava, apresenta um coeficiente negativo e estatisticamente significativo nas regressões 4 e 5. Isto sugere que um maior peso da despesa do governo estimula o crescimento económico, o que se incompatibiliza com os resultados de Aisen e Veiga (2013), em que um governo excessivamente grande absorve todos os recursos do setor privado.

No que concerne ao nível de capital físico, os resultados apontam, à luz da literatura teórica evidenciada por De Long e Summers (1991), para que um aumento da taxa de

investimento seja benéfico para o crescimento económico. No entanto, tal efeito apenas manifesta significância estatística nas regressões 4 e 5.

Ao nível da estabilidade macroeconómica, a taxa de inflação corresponde às expectativas e apresenta uma forte evidência do seu efeito adverso na taxa de crescimento. Os resultados demonstram, em linha com Elder (2004), um coeficiente negativo e significativo em todas as regressões.

Por último, em relação aos indicadores de qualidade institucional e de profundidade financeira, referir que apenas foram incluídos nas regressões 4 e 5. O primeiro, medido pela qualidade regulamentar, em linha com a previsão dos estudos anteriores (Hall e Jones (1999) e Acemoglu e Robinson (2010)), indica de um modo significativo, que a qualidade das instituições é importante para o crescimento. Por outro lado, a profundidade financeira, incluída na regressão pelo rácio dos títulos de dívida privada interna em circulação no PIB, revela um coeficiente negativo, somente significativo na regressão 4.

3.3.2. Amostra de países europeus não intervencionados

Como mencionado anteriormente, também se procede à estimação da relação na forma reduzida entre a desigualdade de rendimento e o crescimento económico para um grupo de seis países europeus não intervencionados pelas instituições internacionais e, como tal, provavelmente, afetados numa proporção menor pela crise financeira e económica internacional de 2007. Na Tabela 2 são apresentados os resultados da referida estimação para esta amostra adicional.

Os resultados da estimação exibidos na Tabela 2 mostram que todas as regressões, à exceção da 1, apresentam elevada significância global estatística, havendo evidência para rejeitar a hipótese nula de que todos os coeficientes são iguais a zero para um nível de significância de 1%. A regressão 1 só apresenta significância global estatística para um nível de 10%. Em relação ao coeficiente de determinação – o R^2 , os valores variam entre cerca de 18% e 97%, permitindo concluir que, na medida destas proporções, as regressões explicam a variação total da taxa de crescimento real do PIBpc.

Tabela 2 – Crescimento Económico e Desigualdade de Rendimento - Países Europeus Não Intervencionados (1995-2015)

Variável dependente: Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> real, Cresc					
Regressão	1	2	3	4	5
Constante	-0,606911 (-0,839043)	26,97247*** (3,887069)	54,12690*** (7,965348)	72,57447*** (7,054775)	65,80471** (2,626796)
$\ln(\text{PIBpc})_{t-5}$		-2,506526*** (-3,917296)	-5,969545*** (-7,549745)	-8,725609*** (-7,462572)	-8,040844** (-3,060836)
Gini_{t-5}	0,065049** (2,559470)	0,006592 (0,156327)	0,024766 (0,576043)	0,159395*** (11,05077)	0,162252*** (9,383424)
$\text{Gini}_{t-5} \times \text{Dcrise}$					-0,005510 (-0,312213)
Esc_{t-5}			0,627458*** (3,732984)	0,142038* (2,382271)	0,178039* (2,539314)
$\ln(\text{fert})_{t-5}$			1,220102 (1,635366)	-1,518489*** (-7,245458)	-1,428994*** (-5,891617)
SO_{t-5}			-0,113574*** (-5,080569)	-0,303471*** (-5,137794)	-0,290864*** (-4,485731)
Trade_{t-5}			0,013474*** (4,498205)	0,032733*** (8,987396)	0,030680*** (4,198077)
Inf_{t-5}			-0,414851 (-1,499501)	-1,424851*** (-15,02486)	-1,390939*** (-11,12304)
RL_{t-5}				6,843861*** (5,768569)	6,486379*** (4,440725)
AFM_{t-5}				0,036921*** (7,742560)	0,035714*** (6,063888)
Número de observações	21	21	21	16	16
Número de países	6	6	6	6	6
R^2	0,183286	0,441241	0,842512	0,972045	0,971789
R^2 Ajustado	0,140302	0,379156	0,757711	0,930112	0,915366
Estatística - F	4,263971	7,107117	9,935133	23,18108	17,22337
Prob(Estatística - F)	0,052848	0,005309	0,000245	0,000544	0,002892

Nota: as estatísticas - t estão entre parênteses. Níveis de significância em que a hipótese nula é rejeitada: 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

Ao comparar os resultados da estimação para este grupo de países com os da Tabela 1, exibidos na secção anterior, a primeira diferença digna de nota, é o sinal relativo à medida de desigualdade na distribuição de rendimento - o coeficiente de Gini, indiciando um efeito positivo na taxa de crescimento real do PIBpc nos cinco anos seguintes. Neste caso, o sinal é positivo e estatisticamente significativo nas regressões 1, 4 e 5, o que segue a evidência preliminar avançada pela correlação entre as duas variáveis (ver Tabela B.2 do Anexo B). Estes resultados enquadram-se na maioria dos estudos que investigam este tipo de relação para países desenvolvidos e de elevado rendimento (p. ex., Li e Zou (1998), Barro (2000) e

Castelló (2010)). Uma possível explicação está relacionada com os mecanismos de transmissão e, sobretudo, com o desfaseamento temporal com que atuam. De acordo com Halter *et al.* (2014), os efeitos promotores do crescimento económico, estimulados por aumentos na desigualdade de rendimento, surgem de mecanismos puramente económicos (imperfeições no mercado de capitais, incentivos à inovação, função da poupança convexa) e, portanto, manifestam-se relativamente rápido (curto/médio prazo).

Tal como na secção anterior, é adicionado um termo de interação entre o coeficiente de Gini e o efeito da crise ($Gini_{t-5} \times D_{crise}$) e, igualmente, observando a regressão 5, conclui-se que a crise de 2007 não terá tido qualquer impacto na forma como a desigualdade e crescimento se relacionam. O coeficiente do termo de interação não é estatisticamente significativo.

No que diz respeito às variáveis de controlo, com exceção da taxa de fertilidade total e da taxa de inflação, quando incluídas na regressão 3, todas as outras são estatisticamente significativas e revelam coeficientes, ao nível do sinal, em linha com o previsto pela literatura.

Comparativamente com as estimações realizadas para o grupo de países não intervencionados – apresentadas na Tabela 1, neste caso, algumas variáveis são diferentes, no entanto o canal teórico subjacente é o mesmo. Relativamente à abertura comercial, os resultados confirmam o seu contributo benéfico para o crescimento económico, tal como sugerido por Grossman e Helpman (1991). No que respeita à política orçamental, implícita no saldo orçamental, constata-se que tem um impacto negativo no crescimento. Neste caso, a previsão da literatura é ambígua, visto que a direção do impacto depende da componente que origina a alteração do saldo orçamental (Kneller *et al.*, 1998). Por outro lado, os resultados confirmam que “boas instituições” – neste enquadramento, medidas pelo “Estado de Direito” – são benéficas para a taxa de crescimento real do PIBpc, apoiando as conclusões de Hall e Jones (1999) e Acemoglu e Robinson (2010). Por último, os ativos de fundos mútuos (em percentagem do PIB), medindo a profundidade financeira, mostram-se positivos para o crescimento económico.

3.3.3. Amostra total (países europeus intervencionados e não intervencionados)

Como referido anteriormente, nesta subsecção é estimada a relação entre a desigualdade de rendimento e o crescimento económico para os dois grupos de países utilizados nas estimações anteriores, mas, neste caso, de uma forma conjunta. Assim, realiza-se a estimação utilizando os dados de uma única amostra de dez países. A motivação para esta estimação é

Tabela 3 – Crescimento Económico e Desigualdade de Rendimento - Países Europeus Intervencionados e Não Intervencionados (1995-2015)

Variável dependente: Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> real, Cresc						
Regressão	1	2	3	4	5	6
Constante	0,277418 (0,304389)	53,41025*** (7,088331)	63,59381*** (8,703028)	43,94999*** (3,601144)	34,45276** (2,488850)	45,42984*** (3,810027)
$\ln(\text{PIBpc})_{t-5}$		-4,735020*** (-7,050135)	-6,623766*** (-8,616173)	-5,494951*** (-4,641894)	-4,506374*** (-3,217814)	-5,855733*** (-4,646191)
Gini_{t-5}	0,030582 (0,875949)	-0,134802*** (-3,264992)	-0,018956 (-0,858994)	0,187421*** (3,884953)	0,206886*** (4,074161)	0,203282*** (3,550552)
$\text{Gini}_{t-5} \times \text{Dcrise}$					-0,028865** (-2,238948)	
$\text{Gini}_{t-5} \times \text{Dinter}$						0,013864 (0,758855)
Esc_{t-5}			0,476376*** (4,999462)	0,596069*** (6,545252)	0,527857*** (4,578826)	0,711080*** (3,695005)
$\ln(\text{fert})_{t-5}$			0,267008 (0,603194)	-2,108823*** (-3,114118)	-2,697845*** (-3,238940)	-1,675999* (-2,020137)
SO_{t-5}			-0,081299*** (-3,006173)	-0,017120 (-0,591725)	-0,041413 (-1,462139)	-0,020537 (-0,706542)
Trade_{t-5}			0,016217*** (6,183539)	0,035824*** (4,951547)	0,040143*** (4,686682)	0,038617*** (4,206637)
Inf_{t-5}			-0,220974** (-2,061169)	-0,699740*** (-4,408696)	-0,707746*** (-4,476785)	-0,771521*** (-3,827559)
PV_{t-5}				0,172169 (0,423076)	0,064868 (0,155657)	0,203195 (0,506321)
AFM_{t-5}				0,034930*** (4,941237)	0,038412*** (4,997869)	0,039134*** (3,944975)
Número de observações	37	37	37	28	28	28
Número de países	10	10	10	10	10	10
R^2	0,019239	0,555489	0,689826	0,701384	0,745278	0,700681
R^2 Ajustado	-0,008782	0,529342	0,614956	0,552077	0,595441	0,524611
Estatística - F	0,686591	21,24431	9,213693	4,697576	4,973939	3,979564
Prob(Estatística - F)	0,412941	0,000001	0,000006	0,002574	0,001911	0,006109

Nota: as estatísticas - t estão entre parênteses. Níveis de significância em que a hipótese nula é rejeitada: 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

aumentar o número de graus de liberdade e, dessa forma, tornar a estimação mais eficiente. Nesta perspectiva, pretende-se testar se o efeito da desigual entre países intervencionados e não intervencionados diverge como indicado nas Tabelas 1 e 2. Na Tabela 3 são apresentados os resultados para este grupo total de países.

Os resultados da estimação exibidos na Tabela 3 mostram que todas as regressões, à exceção da 1, apresentam significância global estatística, havendo evidência para rejeitar a hipótese nula de que todos os coeficientes são iguais a zero para um nível de significância de 1%. Em relação ao coeficiente de determinação – o R^2 , os valores variam entre cerca de 1,9% e 70%.

Começando por analisar o sinal relativo à medida de desigualdade na distribuição de rendimento - o coeficiente de Gini, observa-se que, na regressão 1, a correlação absoluta entre a variável explicativa principal e a taxa de crescimento real do PIBpc não é estatisticamente significativa. Por oposição, quando se inclui a hipótese da convergência condicional entre países (regressão 2), o coeficiente de Gini torna-se altamente significativo, exibindo um sinal negativo. Na regressão 3, acrescentando a maioria dos determinantes do crescimento económico, a medida de desigualdade voltar a perder significância estatística. Contrariamente, nas restantes regressões é possível observar que uma maior desigualdade na distribuição do rendimento estimula o crescimento real do PIBpc. Esses efeitos são retratados por coeficientes positivos e altamente significativos do coeficiente de Gini, o que confirma os resultados encontrados por Li e Zou (1998), Forbes (2000) e Halter *et al.* (2014). Estes resultados benéficos para o crescimento económico são, ao nível do sinal, semelhantes aos da amostra de países não intervencionados. Uma possível explicação para isto pode ser o maior peso que estes têm na amostra relativamente aos países intervencionados da periferia do Sul da Europa. Contudo, quando incluído o termo de interação entre o coeficiente de Gini e a variável *dummy* Dinter ($Gini_{t-5} \times Dinter$), procurando perceber se havia diferenças no impacto da desigualdade no crescimento entre países intervencionados e não intervencionados, constata-se que, provavelmente, não existem (regressão 6). O termo de interação não é estatisticamente significativo. Neste contexto, deve olhar-se com cautela para os resultados exibidos na Tabela 1.

Tal como nas estimações para as restantes amostras, nesta também se testa o efeito da crise no impacto da desigualdade (regressão 5). O resultado é oposto ao encontrado nas Tabelas 1 e 2. Neste caso, é negativo e estatisticamente significativo, o que demonstra que a crise

financeira e económica de 2007 suaviza o estímulo da desigualdade de rendimento ao crescimento no curto/médio prazo.

Tendo em consideração as variáveis de controlos incluídas nas regressões, com exceção do saldo orçamental, do indicador da qualidade institucional (“Estabilidade Política e Ausência de Violência/Terrorismo”) e da taxa de fertilidade total (apenas na regressão 3), todas as restantes exibem significância estatística e os sinais dos seus coeficientes estão em concordância com o previsto em estudos anteriores e antecipado na secção 3.2..

3.3.4. Análise de robustez

Com o objetivo de verificar a robustez dos resultados anteriores, nesta secção, testa-se a não linearidade das variáveis $\ln(\text{PIBpc})_{t-5}$ e Gini_{t-5} , assim como se o impacto da desigualdade da distribuição do rendimento no crescimento económico varia com o nível de rendimento. Para tal, para o grupo total de países – 10 países, são testados estes efeitos, adicionando-os à regressão 4 da Tabela 3.

Em primeiro lugar, seguindo Barro (2000), é incluído na regressão um termo quadrático do $\ln(\text{PIBpc})_{t-5}$. Os resultados exibidos na Tabela 4 sugerem que a relação de convergência condicional, para este grupo de países, é não linear. Os termos $\ln(\text{PIBpc})_{t-5}$ e $\ln(\text{PIBpc})_{t-5}^2$ apresentam coeficientes estatisticamente significativos. Estes resultados não invalidam os que estão representados na Tabela 3, apenas admitem a presença de não linearidades no processo de convergência.

Posteriormente, em linha com Barro (2000), adiciona-se um termo de interação entre o coeficiente de Gini e o logaritmo do PIBpc ($\ln(\text{PIBpc})_{t-5} * \text{Gini}_{t-5}$) para testar se o efeito da desigualdade no crescimento económico depende do nível de rendimento *per capita*. Os resultados sugerem que tal efeito não é condicionado pelo nível de rendimento *per capita*, uma vez que o termo de interação não apresenta significância estatística. Isto indica que a diferença de resultados apresentados nas Tabelas 1 e 2, não são explicados pela diferença no

nível de rendimento *per capita* dos países. Este resultado não é surpreendente, uma vez que todos os países considerados são desenvolvidos/alto rendimento.

Tabela 4 – Análise de Robustez – Amostra Total – Países Europeus Intervencionados e Não Intervencionados (1995-2015)

Variável dependente: Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> real, Cresc			
Regressão	4 - $\ln(\text{PIBpc})_{t-5}^2$	4 - $\ln(\text{PIBpc})_{t-5} * \text{Gini}_{t-5}$	4 - Gini_{t-5}^2
Constante	962,2829*** (3,304302)	24,11167 (0,271257)	35.56749** (2.542994)
$\ln(\text{PIBpc})_{t-5}$	-182,9905*** (-3,238657)	-3,586602 (-0,407586)	-5.963938*** (-4.326589)
$\ln(\text{PIBpc})_{t-5}^2$	8,605704*** (3,152469)		
Gini_{t-5}	0,136970* (1,897981)	0,846177 (0,302393)	1.065051** (2.137093)
$\ln(\text{PIBpc})_{t-5} * \text{Gini}_{t-5}$		-0,063593 (-0,231460)	
Gini_{t-5}^2			-0.014475* (-1.831049)
Esc_{t-5}	0,548599*** (3,048918)	0,610305*** (3,730811)	0.593599*** (6.043180)
$\ln(\text{fert})_{t-5}$	-2,208258 (-1,625848)	-2,229550* (-1,851910)	-1.696512* (-2.093548)
SO_{t-5}	0,006956 (0,161315)	-0,015274 (-0,323857)	-0.015415 (-0.474014)
Trade_{t-5}	0,023708** (2,203171)	0,035016** (2,597558)	0.033854*** (3.989119)
Inf_{t-5}	-0,779413*** (-3,126315)	-0,712320** (-2,804478)	-0.714598*** (-3.815887)
PV_{t-5}	0,002962 (0,009188)	0,168455 (0,311741)	0.554942 (0.940091)
AFM_{t-5}	0,031583*** (3,026519)	0,036644*** (3,379692)	0.031151*** (3.827511)
Número de observações	28	28	28
Número de países	10	10	10
R^2	0,798571	0,682882	0.748656
R^2 Ajustado	0,680084	0,496342	0.600806
Estatística - F	6,739704	3,660783	5.063636
Prob(Estatística - F)	0,000329	0,009156	0.001732

Nota: as estatísticas - t estão entre parênteses. Níveis de significância em que a hipótese nula é rejeitada: 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

Por último, em conformidade com Chen (2003), é incluído na especificação um termo quadrático do coeficiente de Gini com o intuito de testar a não linearidade da relação entre desigualdade e crescimento. Pela análise da terceira coluna da Tabela 4, verifica-se que os resultados evidenciam uma relação não linear, sob a forma de U-invertido. Os coeficientes associados à medida de desigualdade e ao seu termo quadráticos são estatisticamente significativos. Assim, conclui-se que o nível de desigualdade inicial dos países é importante na direção que os efeitos da desigualdade causam no crescimento económico. Para países com maior nível de igualdade inicial na distribuição do rendimento, evoluções positivas na desigualdade estimulam o crescimento. Pelo contrário, para países com níveis de desigualdade inicial elevados, acréscimos a esse nível são prejudiciais para a taxa de crescimento. Isto ajudar a explicar a diferença de resultados das Tabelas 1 e 2.

Os resultados obtidos confirmam a falta de consenso da literatura empírica quanto ao impacto da desigualdade de rendimento no crescimento económico, o que aponta para a possibilidade de que a relação entre ambos é um fenómeno complexo que continua a motivar investigação futura. As várias vertentes metodológicas como a amostra de países, a forma como a desigualdade é medida, as técnicas de estimação, e a fonte, qualidade e estrutura dos dados da distribuição do rendimento mostram-se determinantes importantes na direção e magnitude do efeito desigualdade-rendimento (Neves e Silva, 2014).

Capítulo 4. Conclusão

Ao fim de décadas de estudo acerca da relação entre crescimento económico e desigualdade de rendimento – quer no sentido de causalidade do crescimento para a desigualdade (hipótese avançada por Kuznets) quer no sentido inverso do efeito da desigualdade no crescimento –, ainda não se conseguiu alcançar uma regularidade empírica. As características inerentes aos países utilizados para estimar a referida relação, o momento temporal escolhido e a sua estrutura, assim como todas as questões metodológicas subjacentes, parecem constituir-se como importantes determinantes na explicação das diferenças dos resultados obtidos.

Neste sentido, a presente dissertação, pretende contribuir para uma clarificação dos resultados ao nível dos estudos empíricos, no que diz respeito ao sentido de causalidade da desigualdade de rendimento para o crescimento económico.

Inicialmente, definiram-se os principais conceitos e exploraram-se as diferentes formas da distribuição do rendimento, assim como os principais indicadores da desigualdade de rendimento entre indivíduos – o coeficiente de Gini, sendo o mais utilizado, devido à disponibilidade dos dados, foi a medida de desigualdade adotada na análise empírica.

Posteriormente, realizou-se uma revisão da literatura onde se distinguiram explicitamente os resultados que se focam na relação desigualdade-crescimento daqueles que dizem respeito à relação crescimento-desigualdade. Ao nível teórico, identificaram-se os principais mecanismos que explicam como se transmitem os efeitos da desigualdade de rendimento ao crescimento económico e os que explicam a hipótese de U-invertido de Kuznets. Em relação aos primeiros, a maioria dos canais de transmissão indica que a desigualdade é prejudicial ao crescimento económico. Ao nível empírico, sintetizaram-se os principais estudos e indicaram-se as evidências encontradas relativamente a ambos os sentidos de causalidade da relação entre crescimento económico e desigualdade de rendimento. Estas evidências encontradas diferem entre si.

Por último, com recurso ao método *Pooled OLS*, procedeu-se à estimação de um modelo econométrico usando dados em painel com a finalidade de testar o impacto de curto/médio prazo da desigualdade da distribuição do rendimento no crescimento económico para os países da periferia do Sul da Europa. Neste contexto, considerou-se o horizonte temporal de 1995-2015, que contempla o período em que ocorreu a crise financeira e económica de 2007. Como tal, tendo sido este grupo de países afetado em grande medida e, na

sequência disso, terem sido, de alguma forma, intervencionados pelas instituições financeiras internacionais, testou-se se o efeito da desigualdade de rendimento no crescimento divergia entre os períodos pré e pós-crise. Os resultados sugerem que, neste grupo de países, a desigualdade é prejudicial ao crescimento económico no curto/médio prazo. Teoricamente, este resultado pode ser explicado pelo canal das imperfeições do mercado de crédito (Knowles, 2005). Ao nível empírico, para países desenvolvidos/elevado rendimento, este resultado não é corroborado. No que concerne ao efeito-crise, este, de forma inesperada, mostrou-se irrelevante.

Complementarmente, realizou-se a mesma estimação para um grupo de países não intervencionados, com o intuito de averiguar se em economias “limpas” o efeito desigualdade-crescimento se diferenciava de economias intervencionadas. Contrariamente aos resultados para os países da periferia do Sul da Europa, estes evidenciam que a desigualdade constitui um estímulo ao crescimento económico, o que confirma as previsões da maioria dos estudos empíricos anteriores (p. ex. Li e Zou (1998), Forbes (2000)). À luz da teoria, este resultado é justificado pelo facto de os efeitos promotores do crescimento (imperfeições no mercado de capitais, incentivos à inovação, função da poupança convexa) derivados de aumentos na desigualdade se manifestarem relativamente rápido (Halter *et al.*, 2014). No que diz respeito ao efeito da crise, para este grupo de países, os resultados também sugerem não ter qualquer influência na relação desigualdade-crescimento.

Posteriormente, efetivou-se a mesma estimação para os dois grupos de países de forma conjunta. Os resultados indicam um efeito positivo da desigualdade de rendimento no crescimento económico e que tal efeito não difere entre países intervencionados e não intervencionados. De forma complementar, através de análise de robustez onde se testou a linearidade do impacto do coeficiente de Gini na taxa de crescimento real do PIBpc para este grupo total de países, encontrou-se evidência de que a relação é não linear, sob a forma de U-invertido, o que pode ajudar a explicar as diferenças de resultados entre os dois grupos de países (intervencionados e não intervencionados). Para países com um nível de desigualdade inicial baixo, mais desigualdade constitui um estímulo ao crescimento, por outro lado para países com um nível de desigualdade elevado, mais desigualdade é prejudicial ao crescimento. Além disto, os resultados obtidos na análise de robustez indicam que o nível de rendimento *per capita* inicial dos países não tem repercussões no efeito desigualdade-rendimento no curto/médio prazo, facto que pode advir de todos os países serem de elevado rendimento.

Relativamente ao efeito da crise na forma como o coeficiente de Gini tem impacto na taxa de crescimento real do PIBpc, ao contrário da estimação para os dois grupos de forma separada, os resultados, neste caso, indicam que a crise atenua os efeitos positivos da desigualdade no crescimento.

Estes resultados são relevantes, porque permitem aos formuladores de políticas, nomeadamente para os países com níveis de desigualdade elevada, que a implementação de políticas redistributivas vai contribuir para estimular o crescimento económico, como consequência de uma diminuição da desigualdade na distribuição do rendimento.

Estes resultados, apesar de apresentarem significância, devem ser interpretados com cautela. A reduzida dimensão amostral, o elevado número de variáveis explicativas nas especificações, o reduzido período pós-crise, o maior peso de países não intervencionados face aos intervencionados na amostra total, assim como o método de estimação escolhidos podem, de alguma forma, contribuir para um enviesamento dos resultados, diminuindo o seu poder explicativo.

Em virtude disto, seria importante, em investigações futuras, de forma a melhorar esta análise, utilizar uma metodologia mais eficiente, visto que o *Pooled* OLS não permite captar a heterogeneidade dos países, assumindo que todos reagem da mesma forma a alterações nas diferentes variáveis. Além disto, é provável que as estimativas obtidas com este método sejam afetadas por enviesamentos provenientes de variáveis omitidas e endogeneidade das variáveis explicativas (Caselli *et al.* (1996) e Voitchovsky (2005)). Apesar disso, nas estimações levadas a cabo com recurso a este método, de forma a minimizar estes problemas, incluiu-se um maior número de variáveis independentes na especificação e desfasaram-se todas as variáveis explicativas por um período. Adicionalmente, seria útil testar, ao nível empírico, que mecanismos de transmissão estão subjacentes ao resultado negativo da desigualdade do rendimento no crescimento para os países da periferia do Sul da Europa. Além disto, futuramente, poderá ser realizada uma análise de longo prazo de modo a perceber como é que a crise financeira tem impacto na forma como a desigualdade de rendimento e o crescimento económico se relacionam com esse desfasamento temporal.

Referências bibliográficas

- Acemoglu, D. e J. Robinson (2002), “The political economy of the Kuznets curve”, *Review of Development Economics*, Vol. 6, N° 2, pp. 183-203.
- Acemoglu, D. e J. Robinson (2010), “The Role of Institutions in Growth and Development”, *Review of Economics and Institutions*, Vol. 1, N° 2.
- Ahluwalia, M. (1976a), “Income distribution and development: some stylized facts”, *American Economic Review*, Vol. 66, N° 2, pp. 128-135.
- Ahluwalia, M. (1976b), “Inequality, poverty and development”, *Journal of Development Economics*, Vol. 3, N° 4, pp. 307-342.
- Aisen, A. e F. Veiga (2013), “How does political instability affect economic growth?”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 29, pp. 151–167.
- Alesina, A. e D. Rodrik (1994), “Distributive politics and economic growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, N° 2, pp. 465–490.
- Alesina, A. e R. Perotti (1996), “Income distribution, political instability and investment”, *European Economic Review*, Vol. 40, N° 6, pp. 1203–1228.
- Barro, R. (1991), “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, N° 2, pp. 407-443.
- Barro, R. (2000), “Inequality and growth in a panel of countries”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, N° 1, pp. 5–32.
- Barro, R. (2001), “Human Capital and Growth”, *The American Economic Review*, Vol. 91, N° 2, pp. 12–17.
- Barro, R. e J. Lee (1994), “Sources of economic growth”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 40, pp. 1-46.
- Barro, R. e J. Lee (2013), "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010.", *Journal of Development Economics*, Vol. 104, pp. 184-198.
- Barro, R. e X. Sala-i-Martin (1992), “Convergence”, *Journal of Political Economy*, Vol. 100, N° 2, pp. 223-251.

Barro, R. e X. Sala-i-Martin (1997), “Technological Diffusion, Convergence, and Growth”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, pp. 1-27.

Borensztein, E., J. De Gregorio e J. Lee (1998), “How does foreign direct investment affect economic growth?”, *Journal of International Economics*, Vol. 45, pp. 115–135.

Caselli, F., G. Esquivel e F. Lefort (1996), “Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, pp. 363-389.

Castelló, A. (2010), “Inequality and growth in advanced economies: An empirical investigation”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 8, N° 3, pp. 293–321.

Castelló, A. e R. Doménech (2002), “Human capital inequality and economic growth: Some new evidence”, *Economic Journal*, Vol. 112, pp. 187–200.

Cavalcanti, T. e J. Tavares (2007), *The Output Cost of Gender Discrimination: A Model-Based Macroeconomic Estimate*. (CEPR Discussion papers, 6477).

Chambers, D. e A. Krause (2010), “Is the relationship between inequality and growth affected by physical and human capital accumulation?”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 8, N° 2, pp. 153-172.

Chen, B. (2003), “An inverted-U relationship between inequality and long-run growth”, *Economic Letters*, Vol. 79, N° 2, pp. 205–212.

Dawson, P. (1997), “On testing Kuznets’ economic growth hypothesis”, *Applied Economic Letters*, Vol. 4, N° 7, pp. 409-410.

Deininger, K. e L. Squire (1996), “A New Dataset Measuring Income Inequality”, *World Bank Economic Review*, Vol. 10, N° 3, pp. 565-591.

Deininger, K. e L. Squire (1998), “New ways of looking at old issues: Inequality and growth”, *Journal of Development Economics*, Vol. 57, pp. 259–287.

De Long, J. e L. Summers (1991), “Equipment Investment and Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, N° 2, pp. 445-502.

Elder, J. (2004), “Another Perspective on the Effects of Inflation Uncertainty”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, N° 5, pp. 911-928.

- Fischer, S. (1993), “The role of macroeconomic factors in growth”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, N° 3, pp. 485-512.
- Foellmi, R. e J. Zweimüller (2006), “Income distribution and demand-induced innovations”, *Review of Economic Studies*, Vol. 73, N° 4, pp. 941-960.
- Forbes, K. (2000), “A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth”, *American Economic Review*, Vol. 90, N° 4, pp. 869-887.
- Frazer, G. (2006), “Inequality and development across and within countries”, *World Development*, Vol. 34, N° 9, pp. 1459-1481.
- Galor, O. e D. Tsiddon (1996), “Income distribution and growth. The Kuznets hypothesis revisited”, *Economica*, Vol. 63, N° 250, pp. 103-107.
- Galor, O. e J. Zeira (1993), “Income distribution and macroeconomics”, *Review of Economic Studies*, Vol. 60, N° 1, pp. 35–52.
- Greenwood, J. e B. Jovanovic (1990), “Financial development, growth, and the distribution of income”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, N°5, pp. 1076-1107.
- Grossman, G. e E. Helpman (1991), “Trade, knowledge spillovers, and growth”, *European Economic Review*, Vol. 35, pp. 517-526.
- Gujarati, D. (2004), *Basic Econometrics*, 4ª edição. McGraw-Hill Companies.
- Hall, R. e C. Jones (1999), “Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, N° 1, pp. 83-116.
- Halter, D., M. Oechslin e J. Zweimüller (2014), “Inequality and growth: the neglected time”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 19, N° 1, pp. 81-104.
- Hermes, N. e R. Lensink (2003), “Foreign direct investment, financial development and economic growth”, *The Journal of Development Studies*, Vol. 40, N° 1, pp. 142-163.
- Herzer, D. e S. Vollmer (2012), “Inequality and growth: Evidence from panel cointegration”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 10, N° 4, pp. 489–503.
- Huang, H. (2004), “A flexible nonlinear inference to the Kuznets hypothesis”, *Economics Letters*, Vol. 84, N° 2, pp. 289-296.

Kaldor, N. (1956), “Alternative theories of distribution”, *Review of Economic Studies*, Vol. 23, N° 2, pp. 83–100.

Kaufmann, D., A. Kraay e M. Mastruzzi (2010), “The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues”, *Policy Research Working Paper Series*, N° 5430, World Bank.

Khalifa, S. e S. El Hag (2010), “Income Disparities, Economic Growth, and Development as a Threshold”, *Journal of Economic Development*, Vol. 35, N° 2, pp. 23-36.

Klasen, S. e F. Lamanna (2009), “The impact of gender inequality in education and employment on economic growth: New evidence for a panel of countries”, *Feminist Economist*, Vol. 15, N° 3, pp. 91-132.

Kneller, R., M. Bleaney e N. Gemmell (1998), “Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries”, *Journal of Public Economics*, Vol. 74, pp. 171–190.

Knowles, S. (2005), “Inequality and economic growth: The empirical relationship reconsidered in the light of comparable data”, *Journal of Development Studies*, Vol. 41, N°1, pp. 135–139.

Kuznets, S. (1955), “Economic growth and income inequality”, *American Economic Review*, Vol. 45, N° 1, pp. 1-28.

Lee, D. e J. Son (2016), “Economic Growth and Income Inequality: Evidence from Dynamic Panel Investigation”, *Global Economic Review*, Vol. 45, N° 4, pp. 331-358.

Li, H. e H. Zou (1998), “Income inequality is not harmful for growth: Theory and evidence”, *Review of Development Economics*, Vol. 2, N° 3, pp. 318–384.

Li, H., L. Squire e H. Zou (1998), “Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality”, *Economic Journal*, Vol. 108, N° 446, pp. 26-43.

Mankiw, N., D. Romer e D. Weil (1992), “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, N° 2, pp. 407-437.

Marrero, G. e J. Rodríguez (2013), “Inequality of opportunity and growth”, *Journal of Development Economics*, Vol. 104, pp. 107-122.

Matyas, L., L. Konya e L. Macquire (1998), “The Kuznets U-curve hypothesis: some panel data evidence”, *Applied Economics Letters*, Vol. 5, N° 11, pp. 693-697.

Neto, D. e F. Veiga (2013), “Financial globalization, convergence and growth: The role of foreign direct investment”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 37, pp. 161-186.

Neves, P., O. Afonso e S. Silva (2016), “A Meta-Analytic Reassessment of the Effects of the Inequality on Growth”, *World Development*, Vol. 78, pp. 386–400.

Neves, P. e S. Silva (2014), “Inequality and growth: Uncovering the main conclusions from the empirics”, *Journal of Development Studies*, Vol. 50, N° 1, pp. 1–21.

OECD (2010), “Income inequality”, in *OECD Factbook 2010: Economic, Environmental and Social Statistics*. Paris, OECD Publishing.

OECD (2015), *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*. Paris, OECD Publishing.

OECD (2016a), “Income inequality”, in *OECD Factbook 2015-2016: Economic, Environmental and Social Statistics*. Paris, OECD Publishing.

OECD (2016b), *Income inequality remains high in the face of weak recovery*. Disponível em <http://www.oecd.org/social/OECD2016-Income-Inequality-Update.pdf>. Acedido em 17.12.2016.

Papanek, G. e O. Kyn (1986), “The effect on income distribution of development, the growth rate and economic strategy”, *Journal of Development Economics*, Vol. 23, N° 1, pp. 55-65.

Paukert, F. (1973), “Income distribution at different levels of development: a survey of evidence”, *International Labour Review*, Vol. 108, pp. 97-125.

Perotti, R. (1996), “Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, N° 2, pp. 149-187.

Persson, T. e G. Tabellini (1994), “Is Inequality Harmful for Growth?”, *American Economic Review*, Vol. 84, N° 3, pp. 600-621.

Ram, R. (1991), “Kuznets’s inverted-U hypothesis: evidence from a highly developed country”, *Southern Economic Journal*, Vol. 57, N° 4, pp. 1112-1123.

Robinson, S. (1976), “A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development”, *American Economic Review*, Vol. 66, N° 3, pp. 437-440.

Romer, P. (1990), “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, N° 5, pp. 71-S102.

Shin, I. (2012), “Income inequality and economic growth”, *Economic Modelling*, Vol. 29, N° 5, pp. 2049-2057.

Thornton, J. (2001), “The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries”, *Applied Economics Letters*, Vol. 8, N° 1, pp. 15-16.

Voitchovsky, S. (2005), “Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth? Distinguishing Between the Effects of Inequality in Different Parts of the Income Distribution”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 10, pp. 273-296.

Wooldridge, J. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2ª edição. Cambridge, MA: MIT Press.

Wooldridge, J. (2014), *Introduction to Econometrics*. Hampshire: Cengage Learnings.

World Bank (2017a), *World Financial Development*. Disponível em <https://datacatalog.worldbank.org/dataset/global-financial-development>. Acedido em 24.05.2018.

World Bank (2017b), *Worldwide Governance Indicators*. Disponível em <https://datacatalog.worldbank.org/dataset/worldwide-governance-indicators>. Acedido em 24.05.2018.

World Bank (2018), *World Development Indicators*. Disponível em <https://datacatalog.worldbank.org/dataset/world-development-indicators>. Acedido em 24.05.2018.

Zweimüller, J. (2000), “Inequality, redistribution, and economic growth”, *Empirica*, Vol. 27, N° 1, pp. 1-20.

Anexos

Anexo A – Tabelas A.1 e A.2

Tabela A.1 – Estatísticas Descritivas - Países da Periferia do Sul da Europa

Variável	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo	Observações	Fonte
Cresc	0,836316	1,787105	3,583562	-3,453614	20	Banco Mundial
ln (PIBpc)_{t-5}	10,05303	0,267396	10,46431	9,573913	16	Banco Mundial
Gini_{t-5}	33,56250	2,178034	38,10000	29,00000	16	<i>Eurostat</i>
Esc_{t-5}	8,458125	1,373619	10,30000	5,92000	16	Barro-Lee
ln (fert)_{t-5}	0,289555	0,081556	0,438255	0,148420	16	Banco Mundial
G_{t-5}	46,06250	4,153372	52,50000	38,30000	16	<i>Eurostat</i>
I_{t-5}	22,47625	3,322174	29,89000	17,56000	16	<i>Eurostat</i>
Inf_{t-5}	3,475445	1,865426	8,937057	1,402573	16	Banco Mundial
RQ_{t-5}	0,991667	0,242930	1,300000	0,60000	12	Banco Mundial
DPriv_{t-5}	24,66884	18,30358	62,187	0,233695	16	Banco Mundial

Tabela A.2 – Matriz de Correlações - Países da Periferia do Sul da Europa

	Cresc	ln(PIBpc) _{t-5}	Gini _{t-5}	Esc _{t-5}	ln(fert) _{t-5}	G _{t-5}	I _{t-5}	Inf _{t-5}	RQ _{t-5}	DPriv _{t-5}	Dcrise
Cresc	1,000000 -----										
ln(PIBpc)_{t-5}	-0,653437** (0,0212)	1,000000 -----									
Gini_{t-5}	0,030699 (0,9245)	-0,414224 (0,1807)	1,000000 -----								
Esc_{t-5}	-0,370872 (0,2353)	0,593515** (0,0419)	-0,579466** (0,0483)	1,000000 -----							
ln(fert)_{t-5}	-0,62114** (0,0311)	0,148438 (0,6452)	0,523147* (0,0809)	-0,210900 (0,5106)	1,000000 -----						
G_{t-5}	-0,500638* (0,0974)	0,406746 (0,1895)	0,014971 (0,9632)	-0,052289 (0,8718)	0,390581 (0,2094)	1,000000 -----					
I_{t-5}	0,549936* (0,0640)	-0,527405* (0,0780)	0,226269 (0,4795)	-0,179533 (0,5766)	-0,157147 (0,6257)	-0,887577*** (0,0001)	1,000000 -----				
Inf_{t-5}	-0,129814 (0,6876)	-0,37702 (0,2270)	-0,078545 (0,8083)	0,346633 (0,2697)	-0,084456 (0,7941)	-0,224422 (0,4832)	0,104681 (0,7461)	1,000000 -----			
RQ_{t-5}	0,319464 (0,3114)	-0,12559 (0,6973)	0,31272 (0,3223)	-0,000258 (0,9994)	-0,219149 (0,4938)	-0,782112*** (0,0026)	0,665392** (0,0182)	-0,090448 (0,7798)	1,000000 -----		
DPriv_{t-5}	-0,386137 (0,2151)	0,64387** (0,0239)	0,010463 (0,9743)	0,034828 (0,9144)	0,314276 (0,3198)	0,300176 (0,3431)	-0,170209 (0,5969)	-0,662841** (0,0188)	-0,001302 (0,9968)	1,000000 -----	
Dcrise	-0,699775** (0,0113)	0,707632** (0,0100)	0,22042 (0,4912)	0,341562 (0,2772)	0,382223 (0,2201)	0,392322 (0,2072)	-0,379507 (0,2237)	-0,205626 (0,5214)	0,050669 (0,8757)	0,505077* (0,0940)	1,000000 -----

Nota: p-valor entre parênteses; nível de significância a 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

Anexo B – Tabelas B.1 e B.2

Tabela B.1 – Estatísticas Descritivas - Países Europeus Não Intervencionados

Variável	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo	Observações	Fonte
Cresc	1,341984	1,012561	3,649428	-0,431324	30	Banco Mundial
ln (PIBpc)_{t-5}	10,31553	0,231296	10,70421	9,924443	24	Banco Mundial
Gini_{t-5}	27,88095	3,448133	34,60000	20,0000	21	<i>Eurostat</i>
Esc_{t-5}	10,83292	1,034389	12,69000	8,54000	24	Barro-Lee
ln (fert)_{t-5}	0,527916	0,128396	0,708036	0,223144	24	Banco Mundial
SO_{t-5}	-2,604167	4,083102	5,0000	-9,40000	24	<i>Eurostat</i>
Trade_{t-5}	76,09236	26,65249	135,5450	43,27202	24	Banco Mundial
Inf_{t-5}	1,785904	0,668940	3,285714	0,453171	24	Banco Mundial
RL_{t-5}	1,722222	0,159247	2,00000	1,40000	18	Banco Mundial
AFM_{t-5}	38,82817	19,17805	74,06560	10,2732	20	Banco Mundial

Tabela B.2 – Matriz de Correlações - Países Europeus Não Intervencionados

	Cresc	ln(PIBpc) _{t-5}	Gini _{t-5}	Esc _{t-5}	ln (fert) _{t-5}	SO _{t-5}	Trade _{t-5}	Inf _{t-5}	RL _{t-5}	AFM _{t-5}	Dcrise
Cresc	1,000000 -----										
ln(PIBpc)_{t-5}	-0,093655 (0,7301)	1,000000 -----									
Gini_{t-5}	0,144728 (0,5928)	-0,202323 (0,4524)	1,000000 -----								
Esc_{t-5}	0,175838 (0,5148)	0,698984*** (0,0026)	-0,142788 (0,5978)	1,000000 -----							
ln (fert)_{t-5}	-0,330574 (0,2111)	0,252120 (0,3462)	0,124065 (0,6471)	-0,222355 (0,4078)	1,000000 -----						
SO_{t-5}	-0,097263 (0,7201)	-0,337743 (0,2008)	-0,494332* (0,0516)	-0,273071 (0,3062)	-0,172921 (0,5219)	1,000000 -----					
Trade_{t-5}	-0,064824 (0,8115)	0,573831** (0,0201)	-0,439824* (0,0882)	0,325872 (0,2181)	-0,002738 (0,9920)	0,239827 (0,3710)	1,000000 -----				
Inf_{t-5}	-0,248131 (0,3541)	0,084279 (0,7563)	0,433084* (0,0938)	0,059491 (0,8268)	0,270913 (0,3102)	-0,413634 (0,1112)	-0,012779 (0,9625)	1,000000 -----			
RL_{t-5}	0,123275 (0,6492)	0,548943** (0,0277)	-0,343307 (0,1930)	0,527092** (0,0359)	0,113364 (0,6759)	0,327464 (0,2157)	0,602404** (0,0135)	0,067735 (0,8032)	1,000000 -----		
AFM_{t-5}	-0,176233 (0,5138)	-0,038985 (0,8860)	-0,030781 (0,9099)	-0,172449 (0,5230)	0,305152 (0,2504)	-0,262319 (0,3263)	-0,538392** (0,0314)	0,205658 (0,4448)	-0,379368 (0,1473)	1,000000 -----	
Dcrise	-0,274616 (0,3033)	0,739405*** (0,0011)	-0,110156 (0,6847)	0,628272*** (0,0092)	0,232643 (0,3859)	-0,407708 (0,1170)	0,130060 (0,6312)	0,061603 (0,8207)	0,223384 (0,4056)	0,171681 (0,5249)	1,000000 -----

Nota: p-valor entre parênteses; nível de significância a 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

Anexo C – Tabelas C.1 e C.2

Tabela C.1 – Estatísticas Descritivas - Países Europeus Intervencionados e Não Intervencionados

Variável	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo	Observações	Fonte
Cresc	1,139717	1,381235	3,649428	-3,453614	50	Banco Mundial
ln (PIBpc)_{t-5}	10,21053	0,275702	10,70421	9,573913	40	Banco Mundial
Gini_{t-5}	30,33784	4,089577	38,10000	20,0000	37	<i>Eurostat</i>
Esc_{t-5}	9,883000	1,656781	12,69000	5,92000	40	Barro-Lee
ln (fert)_{t-5}	0,432572	0,162067	0,708036	0,148420	40	Banco Mundial
SO_{t-5}	-3,845000	4,127143	5,00000	-11,20000	40	<i>Eurostat</i>
Trade_{t-5}	67,31208	23,73666	135,5450	37,10788	40	Banco Mundial
Inf_{t-5}	2,461720	1,518205	8,937057	0,453171	40	Banco Mundial
PV_{t-5}	0,806667	0,482760	1,80000	-0,300000	30	Banco Mundial
AFM_{t-5}	30,98367	19,08314	74,06560	2,819530	32	Banco Mundial

Tabela C.2 – Matriz de Correlações - Países Europeus Intervencionados e Não Intervencionados

	Cresc	ln(PIBpc) _{t-5}	Gini _{t-5}	Esc _{t-5}	ln(fert) _{t-5}	SO _{t-5}	Trade _{t-5}	Inf _{t-5}	PV _{t-5}	AFM _{t-5}	Dcrise	Dinter
Cresc	1,000000 -----											
ln(PIBpc)_{t-5}	-0,129162 (0,5124)	1,000000 -----										
Gini_{t-5}	-0,174148 (0,3755)	-0,584544*** (0,0011)	1,000000 -----									
Esc_{t-5}	0,1004 (0,6112)	0,796324*** (0,0000)	-0,660400*** (0,0001)	1,000000 -----								
ln(fert)_{t-5}	0,007869 (0,9683)	0,574109*** (0,0014)	-0,414263 (0,0284)	0,466834** (0,0123)	1,000000 -----							
SO_{t-5}	0,361281* (0,0589)	0,042952 (0,8282)	-0,560683*** (0,0019)	0,236913 (0,2248)	0,17187 (0,3818)	1,000000 -----						
Trade_{t-5}	0,178627 (0,3631)	0,513560*** (0,0052)	-0,527317*** (0,0039)	0,400627** (0,0346)	0,369525* (0,0530)	0,329160* (0,0872)	1,000000 -----					
Inf_{t-5}	-0,304332 (0,1154)	-0,462562** (0,0132)	0,508763*** (0,0057)	-0,287627 (0,1378)	-0,354503* (0,0642)	-0,335662* (0,0808)	-0,291747 (0,1320)	1,000000 -----				
PV_{t-5}	0,444910** (0,0177)	-0,004554 (0,9817)	-0,440606** (0,0189)	0,009556 (0,9615)	0,208403 (0,2872)	0,589849*** (0,0010)	0,560279*** (0,0019)	-0,399404** (0,0352)	1,000000 -----			
AFM_{t-5}	0,29237 (0,1311)	0,326734* (0,0897)	-0,482961*** (0,0092)	0,403798** (0,0331)	0,518193*** (0,0047)	0,272985 (0,1599)	-0,073103 (0,7116)	-0,254453 (0,1913)	0,130925 (0,5066)	1,000000 -----		
Dcrise	-0,460728** (0,0136)	0,620049*** (0,0004)	-0,056803 (0,7740)	0,380962** (0,0455)	0,243544 (0,2117)	-0,357158* (0,0621)	0,090922 (0,6454)	-0,119348 (0,5452)	-0,434244** (0,0209)	0,031697 (0,8728)	1,000000 -----	
Dinter	-0,320082* (0,0968)	-0,624274*** (0,0004)	0,689106*** (0,0001)	-0,740567*** (0,0000)	-0,748310*** (0,0000)	-0,418972** (0,0265)	-0,478506** (0,0100)	0,564513*** (0,0018)	-0,398661** (0,0356)	-0,597798*** (0,0008)	-0,091287 (0,6441)	1,000000 -----

Nota: p-valor entre parênteses; nível de significância a 1% (***), 5% (**) e 10% (*).